

Sonderdruck aus:

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Arnd Kölling

Dynamische Arbeitsnachfrage und
asymmetrisches Anpassungsverhalten
in der Bundesrepublik Deutschland
Eine Untersuchung mit Daten aus dem IAB-Betriebspanel

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (MittAB)

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

Hinweise für Autorinnen und Autoren

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

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

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

Herausgeber

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

Begründer und frühere Mitherausgeber

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

Redaktion

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

Rechte

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

Herstellung

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

Verlag

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

Bezugsbedingungen

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

Zitierweise:

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

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

Dynamische Arbeitsnachfrage und asymmetrisches Anpassungsverhalten in der Bundesrepublik Deutschland

Eine Untersuchung mit Daten aus dem IAB-Betriebspanel

Arnd Kölling, Wiesbaden*

Der vorliegende Beitrag enthält Schätzungen der dynamischen Arbeitsnachfrage in der Bundesrepublik Deutschland, die mit Hilfe von Daten aus dem IAB-Betriebspanel aus den Jahren 1993 bis 1996 für die alten Bundesländer durchgeführt wurden. Zunächst wird ein theoretisches Modell entwickelt, das auch die Möglichkeiten von asymmetrischen Kosten der Anpassung der Arbeitsnachfrage zuläßt. Zusätzlich ist es aufgrund der Panelstruktur des Datensatzes möglich, betriebspezifische Heterogenitäten und serielle Korrelation zwischen einzelnen Variablen zu erfassen. Bei Schätzungen dieses Modells mittels der verallgemeinerten Methode der Momente (GMM: General Method of Moments) ergeben sich Hinweise auf unterschiedliche Kostenstrukturen für Einstellungen und Entlassungen. Einstellungen verursachen demnach geringere Kosten als Entlassungen in gleicher Höhe. Der Zeitraum, der für die Anpassung der Arbeitsnachfrage benötigt wird, entspricht den Ergebnissen aus anderen Studien, während die ermittelten Lohn- und Nachfrageelastizitäten geringer sind als in anderen Arbeiten.

Gliederung

- 1 Einleitung
- 2 Ein Modell der dynamischen Arbeitsnachfrage
- 3 Das IAB-Betriebspanel 1993 - 1996 als Datenbasis für Untersuchungen der dynamischen Arbeitsnachfrage
- 4 Bisherige Studien über die dynamische Arbeitsnachfrage
- 5 Schätzung dynamischer Arbeitsnachfragefunktionen
 - 5.1 Herleitung eines empirischen Modells
 - 5.2 Ergebnisse der empirischen Untersuchungen
- 6 Zusammenfassung
- 7 Literatur

1 Einleitung

Durch den verstärkten Zugang zu Betriebsdaten wird es möglich, die Mechanismen und Interdependenzen des Arbeitsmarktes auf der mikroökonomischen Ebene zu analysieren. Insbesondere Anpassungen der Arbeitsnachfrage sind wirtschaftspolitisch relevant, wenn Anstrengungen zur Reduzierung der Arbeitslosigkeit unternommen werden. Falls es gelingt, die Arbeitsnachfrage zu erhöhen, bleibt die Frage, in welcher Zeit das neue langfristige Ziel erreicht wird, und es ist zu klären, ob der Anpassungsprozeß beschleunigt werden kann, so daß eine höhere Beschäftigung schneller realisiert wird. In der Realität haben sich neben den klassischen Formen Einstellungen und Entlassungen sehr viele unterschiedliche Arten der Anpassungsmöglichkeiten etabliert. Arbeitszeitregelungen, Teilzeitarbeit und befristete Verträge werden in verstärktem Maße zur Flexibilisierung des Faktors Arbeit eingesetzt. Ebenso ist die Inanspruchnahme von Zeitarbeitsfirmen oder Subunternehmen zu verstehen. Den

Unternehmen stehen also eine Reihe von Maßnahmen zur Verfügung, um die angestrebte Arbeitsnachfrage zu erreichen. In der folgenden Analyse werden jedoch vor allem die „klassischen“ Anpassungsformen Einstellungen und Entlassungen betrachtet. Außerdem soll die Frage geklärt werden, wie schnell die Betriebe ihre geplante Arbeitsnachfrage in die Realität umsetzen und ob diese Reaktionen bei Einstellungen und Entlassungen gleich sind. Ein wichtiges Merkmal der Anpassungsprozesse ist die Zeit, die benötigt wird, um die gewünschte Arbeitsnachfrage zu erreichen. Ursache für eine solche verzögerte Reaktion sind möglicherweise Kosten, die bei einer Veränderung der Mitarbeiterzahl anfallen. Diese Aufwendungen werden als Anpassungskosten bezeichnet. Zur Darstellung dieses Vorgangs, der sich über mehrere Perioden erstrecken kann, ist es notwendig, dynamische Modelle herzuleiten. Formal ist es möglich, die Analysen der Arbeitsnachfrage auf mehr als einen Zeitpunkt auszudehnen. Um jedoch quantitative Resultate zu erhalten, muß eine geeignete Datenbasis vorhanden sein, die Schätzungen von dynamischen Modellen erlaubt. Das bedeutet für Untersuchungen auf mikroökonomischer Ebene, daß Paneldaten zur Verfügung stehen müssen. Die Vorteile einer Analyse mit Paneldaten sind weit gefächert. Neben der Darstellung des dynamischen Verhaltens ist es auch möglich, unbeobachtete und zeitkonstante Heterogenitäten zwischen den einzelnen Akteuren zu erfassen. Zusätzlich wird die Effizienz der Schätzungen erhöht, da gegenüber Querschnittsuntersuchungen eine größere Menge an Informationen zur Verfügung steht.

Als Grundlage für die empirischen Analysen steht in der vorliegenden Arbeit das IAB-Betriebspanel zur Verfügung. Dieser Datensatz wird seit 1993 jährlich erhoben, wobei 1996 erstmals Betriebe aus den neuen Bundesländern befragt wurden. Für die Untersuchungen wurden die ersten vier Wellen aus den alten Bundesländern herangezogen. Es ergeben sich für jede dieser Wellen über 4000 auswertbare Interviews. Die Grundgesamtheit für die Stichprobenziehung sind alle Betriebe, die mindestens einen sozialversicherungspflichtigen Arbeitnehmer beschäftigen.

Zunächst wird im folgenden Abschnitt ein theoretisches Modell hergeleitet, das die dynamische Arbeitsnachfrage darstellt. In Abschnitt 3 wird das IAB-Betriebspanel beschrieben, und es wird untersucht, ob es für die Analyse kurzfristiger

* Dr. Arnd Kölling ist wissenschaftlicher Mitarbeiter im Statistischen Bundesamt, Institut für Forschung und Entwicklung in der Bundesstatistik. Der Beitrag liegt in der alleinigen Verantwortung des Autors. Der Autor möchte sich bei den Teilnehmern des IAB-Colloquiums und zwei unbekanntem Gutachtern für ihre Anregungen und Kommentare bedanken. Die vorliegende Arbeit entstand im Rahmen des Graduiertenförderungsprogramms des Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB). Das IAB-Betriebspanel wird vom Europäischen Sozialfonds finanziell gefördert.

Anpassungsvorgänge geeignet ist. Anschließend werden einige empirische Studien zu diesem Thema vorgestellt (Abschnitt 4). Abschnitt 5 enthält die Schätzungen der dynamischen Arbeitsnachfrage, wobei auch die Hypothese asymmetrischer Anpassungsvorgänge betrachtet wird. Abschließend erfolgt eine Zusammenfassung der Ergebnisse.

2 Ein Modell der dynamischen Arbeitsnachfrage

Die Theorie der dynamischen Arbeitsnachfrage hat die Aufgabe, die Anpassungsvorgänge an eine neue langfristige Beschäftigungssituation darzustellen. Da hier nur Einstellungen und Entlassungen betrachtet werden, werden andere Umstrukturierungen, wie z. B. Veränderungen der Arbeitszeit oder der Organisationsstruktur nicht analysiert. Ebenso existiert keine Unterscheidung zwischen befristeten und fest angestellten Mitarbeitern, obwohl verschiedene Kostenstrukturen für beide Gruppen denkbar sind. Außerdem werden Lohn- und Preisveränderungen ausgeblendet, da diese Variablen die langfristige Arbeitsnachfrage, nicht aber die Anpassung daran beeinflussen. Falls sich die Entlohnung mit der Anzahl der Beschäftigten verändert, z. B. durch fixe und variable Elemente, kann auch die Form der Bezahlung des Faktors Arbeit das Anpassungsverhalten der Betriebe verändern. Die Lohnveränderungen wirken dann ähnlich wie Anpassungskosten. Die Höhe der Entlohnung beeinflusst jedoch ausschließlich die langfristige Arbeitsnachfrage.

Wichtige Punkte, die das folgende Modell jedoch darstellen soll, ist die Art, in der sich ein Unternehmen an seine gewünschte Arbeitsnachfrage annähert und die Geschwindigkeit dieser Anpassungsvorgänge. Es muß jedoch abschließend hinterfragt werden, ob das nachfolgende Modell die Realität hinreichend abbildet. Dies wird im weiteren Verlauf des Papiers durch Erweiterungen des Modells und Änderungen der Annahmen überprüft. Zusätzlich geben die empirischen Analysen Aufschluß über die Relevanz der theoretischen Darstellung.

Die dynamische Arbeitsnachfrage soll aus dem Entscheidungsprozeß der Betriebe abgeleitet werden. Es wird angenommen, daß die Firmen ihre Gewinne maximieren wollen. Daher wird zunächst deren Erlösfunktion hergeleitet. Das Modell folgt dabei weitgehend der Darstellung bei Sargent (1978) und Nickell (1986). Die Produktionsfunktion der Betriebe ergibt sich dann als:

$$(1) \quad F(N_t) = a_1 N_t - \frac{1}{2} a_2 N_t^2$$

Mit N_t als Beschäftigungsmenge und a_1 bzw. a_2 als positive und konstante Parameter. Die Produktionsfunktion approximiert die Eigenschaften einer neoklassischen Formulierung. Sie weist abnehmende Grenzerträge auf, die aber ab einem bestimmten Punkt negativ werden können. Nickell (1986) verwendet eine allgemeinere Produktionsfunktion mit abnehmenden, aber positiven Grenzproduktivitäten, die aber keine qualitative Veränderung des Ergebnisses mit sich bringt. Dies unter anderem, weil zur Lösung des Modells die Produktionsfunktion linearisiert wird. N_t ist der einzige kurzfristig veränderbare Produktionsfaktor. Andere mögliche Faktoren, wie z.B. Kapital werden als fix angenommen. Der Faktor $1/2$ in der Gleichung (1) dient der formalen Vereinfachung nach der Ableitung der Funktion. Die Lohnsumme der Betriebe wird durch folgende Gleichung beschrieben:

$$(2) \quad W_t = N_t w_t$$

Mit w_t als identischen und konstanten Lohnsatz eines Arbeitnehmers. Befindet sich ein Betrieb in Folge eines Produktions- oder eines Lohnschocks in einem Beschäftigungszustand, der vom gewünschten Wert abweicht, so sind zeitliche und materielle Aufwendungen notwendig, um die langfristige Arbeitsnachfrage zu erreichen. Die Kosten der Anpassung werden hier durch folgende konvexe Funktion beschrieben (Sargent 1978: 1016):

$$(3) \quad C_t = \frac{c}{2} (N_t - N_{t-1})^2$$

Die Kostenfunktion (3) steigt überproportional zu der Differenz zwischen N_t und N_{t-1} . Der Faktor c ist konstant, während der Faktor $1/2$ aufgrund der Optimierungsstrategie gewählt wurde und bei der ersten Ableitung von C_t verschwindet. Unter diesen Annahmen ergibt sich für das Unternehmen folgende Gleichung als Zielfunktion (Nickell 1986: 500; Sargent 1978: 1016):

$$(4) \quad \Pi = \sum_{t=0}^{\infty} b^t \left\{ a_1 N_t - \frac{1}{2} a_2 N_t^2 - w_t N_t - \frac{c}{2} (N_t - N_{t-1})^2 \right\},$$

$$0 < b < 1.$$

Mit Π als Gewinn des Betriebes und b als Diskontfaktor, mit dem zukünftige Perioden bewertet werden. Folgt man dem Standardmodell mit rationalen Erwartungen, resultiert aus der Maximierung des Gewinns aus Gleichung (4) (Sargent 1978: 1019f.)¹:

$$(5) \quad N_t = \mu_1 N_{t-1} + (1 - \mu_1) \frac{(1 - b\mu_1)}{(1 - \rho_w b\mu_1)} N_t^e + (1 - b\mu_1) \theta_t$$

Mit θ_t als Fehler aus der Erwartungsbildung, μ_1 als Lösung des charakteristischen Polynoms der Eulergleichung und ρ_w als Parameter des autoregressiven Prozesses der Erwartungsbildung ($0 < \mu_1 < 1$; $0 < \rho_w < 1$). Als Struktur der zu schätzenden Gleichung ergibt sich:

$$(6) \quad N_t = \alpha_1 N_{t-1} + \alpha_2 N_t^e + v_t$$

$$\text{mit: } \alpha_1 = \mu_1, \quad \alpha_2 = (1 - \mu_1) \frac{(1 - b\mu_1)}{(1 - \rho_w b\mu_1)}$$

$$\text{und } v_t = (1 - b\mu_1) \theta_t + v_t$$

Mit v_t als Fehlerterm der Schätzung. Die Parameter α_1 und α_2 sind positiv und kleiner als eins, da μ_1 positiv und kleiner als eins ist. Addiert man beide Parameter, erhält man einen Wert, der ebenfalls kleiner als eins ist, weil auch der Ausdruck $\frac{(1 - b\mu_1)}{(1 - \rho_w b\mu_1)}$ kleiner als eins ist.

Die Gleichung (6) kann nun für eine empirische Untersuchung genutzt werden. Jedoch enthält sie die Annahme, daß die Kosten für die Entlassung und die Einstellung eines Arbeitnehmers identisch sind. Dies läßt sich weder theoretisch noch empirisch begründen. Vielmehr kann davon ausgegangen werden, daß sich die Kosten unterscheiden. Für einen strikt konvex symmetrischen Kostenverlauf, wie er im vorliegenden Modell verwendet wurde, zeigen sich kaum mehr inhaltliche Begründungen wie für andere Annahmen über die Struktur der Kosten (Hamermesh 1993a, 213). Dies läßt sich anhand der Kosten für Einstellungen zeigen, indem man sie in einzelne Ursachen zerlegt: Erstens fallen möglicherweise Suchkosten an, die bei erhöhter Nachfrage ansteigen, da es immer schwieriger wird, zusätzliche Mitarbeiter zu finden, die die geeigneten Fähigkeiten besitzen. Suchkosten unter-

¹ Eine explizite Herleitung von Gleichung (5) findet sich z. B. in Sargent 1982.

stützen somit die These konvexer Kostenstrukturen. Zweitens können Verwaltungskosten entstehen, die pro Einstellung konstant sind, z.B. durch Vermittlungsgebühren oder anderen notwendigen Verwaltungsaufwand. Außerdem existieren drittens Trainings- und Anlernkosten. Diese haben möglicherweise keinen konvexen Verlauf. Eher ist anzunehmen, daß die Grenzkosten des Anlernens sinken, weil ein erfahrener Mitarbeiter auch mehrere neue Mitarbeiter anlernen kann, ohne daß die Gesamtkosten stark ansteigen. Die durchschnittlichen Kosten der Anpassung sinken dann möglicherweise (Nickell 1986: 477). Für eine geringe Anzahl von Einstellungen könnte dieser dritte Kostenbereich durchaus bestimmend für die Gesamtkosten sein. Der Arbeitsmarkt ist möglicherweise durch die Suche nach einer geringen Anzahl von Arbeitnehmern wenig belastet, und die Bürokratiekosten verändern die Kostenstruktur nicht, so daß es plausibel ist, einen konkaven Verlauf der Kostenkurve anzunehmen. Mit steigender Anzahl von Bewerbungen sinkt der Effekt fallender Grenzkosten des Anlernvorgangs, jedoch steigen die Gesamtkosten der Suche noch nicht so stark an, so daß die Kosten linear ansteigen. Je mehr Mitarbeiter gesucht werden, desto stärker treten die Suchkosten mit ihren steigenden Grenzkosten in den Vordergrund. Die Kostenkurve erhält einen strikt konvexen Verlauf.

Für Entlassungskosten lassen sich ähnliche Überlegungen anstellen. Allerdings gibt es andere Ursachen, die die Kosten hervorrufen. Lineare Strukturen scheinen stärker ausgeprägt, da häufig personenbezogene Aufwendungen auftreten, z.B. durch einmalige Abfindungen und Verwaltungskosten. Für konkave Kurvenverläufe gibt es kaum Hinweise. Für eine größere Anzahl von Entlassungen treten wahrscheinlich wieder konvexe Strukturen auf, da ein erhöhter Widerstand der Mitarbeiter entstehen kann, der möglicherweise durch höhere Abfindungen überwunden werden muß. Da sich die Einstellungs- und Entlassungskosten aus unterschiedlichen Quellen speisen, erscheint eine symmetrische Verteilung der Kosten unwahrscheinlich. Im Gegensatz zu den bewußt durchgeführten Entlassungen können Arbeitnehmer auch freiwillig den Arbeitsplatz verlassen. Die Kosten, die durch diese Fluktuation entstehen, sind zumeist geringer, da kein Anspruch auf eine Leistung der Betriebe anfällt. Ist die Fluktuation gewollt, weil der Beschäftigungsstand gesenkt werden soll, können so Anpassungskosten vermieden werden. Soll die Belegschaft gehalten bzw. erweitert werden, entstehen oder erhöhen sich die Anpassungskosten durch das freiwillige Ausscheiden der Mitarbeiter, da die Nachfrage erhöht werden muß, damit ein bestimmtes Beschäftigungsziel erreicht wird (Nickell 1986: 477f.).

Daher soll im folgenden die Möglichkeit von asymmetrischen Kostenstrukturen in Gleichung (6) integriert werden. In den Untersuchungen von Weiss (1986), Chang/ Stefanou (1988), Jaramillo/ Schiantarelli/ Sembenelli (1993) und Schiantarelli/ Sembenelli (1993) werden für Entlassungen und Einstellungen zwei unterschiedliche Kostenfunktionen mit steigenden Grenzkosten der Anpassung verwendet. Dieser Ansatz kann daher in das hier verwendete Modell eingefügt werden. In Anlehnung an Gleichung (4) kann man die Gewinngleichung für den Fall quadratisch ansteigender Anpassungskosten folgendermaßen darstellen (Weiss 1986, 252):

$$(7) \quad \Pi = \sum_{t=0}^{\infty} b^t \left\{ a_t N_t - \frac{1}{2} a_2 N_t^2 - w_t N_t - \frac{f}{2} \max(0; \beta_t N_{t-1} - N_t)^2 - \frac{h}{2} \max(0; N_t - \beta_t N_{t-1})^2 \right\}$$

Mit h und f als konstante Parameter für Einstellungs- und Entlassungskosten. Freiwilliges Ausscheiden aus einem Betrieb führt zu geringeren Kosten als eine Entlassung eines Mitarbeiters. Daher wird die Beschäftigung aus der Vorperiode mit der Verbleiberate b_t multipliziert. Die Anpassungskosten sind quadratisch separabel und tauchen additiv in der Formel auf. Aufgrund dieser Struktur ergeben sich zwei unterschiedliche Eulergleichungen, die sich in der Form nicht vom Grundmodell von Nickell (1986) unterscheiden, so daß sich die Ergebnisse strukturell nicht ändern. Für Einstellungen oder Entlassungen werden jedoch unterschiedliche Parameterwerte ermittelt. Die dynamische Arbeitsnachfrage zeigt dann dieses Ergebnis:

$$(8) \quad N_t = \begin{cases} \alpha_1^h (\beta_t N_{t-1}) + \alpha_2^h N_t^* & , \text{für } \Delta N_t \geq 0. \\ \alpha_1^f (\beta_t N_{t-1}) + \alpha_2^f N_t & , \text{für } \Delta N_t < 0. \end{cases}$$

Mit α^h (α^f) als Parameter des Modells bei Einstellungen (Entlassungen). Um eine empirische Verwendbarkeit des Modells zu gewährleisten, soll eine einheitliche Schätzfunktion hergeleitet werden. Dazu wird zunächst, ähnlich wie bei Jaramillo/ Schiantarelli/ Sembenelli (1993: 642) und Schiantarelli/ Sembenelli (1993: 152), die dazu allerdings die Eulergleichungen benutzen, eine Dummyvariable definiert, die die beiden Zustände unterscheidet:

$$(9) \quad \delta = \begin{cases} 0 & , \text{für } \Delta N_t \geq 0. \\ 1 & , \text{für } \Delta N_t < 0. \end{cases}$$

Die Differenz zwischen den beiden Parameterwerten α^f und α^h wird zusätzlich beschrieben als:

$$(10) \quad \Delta \alpha = \alpha^f - \alpha^h .$$

Benutzt man die Gleichungen (9) und (10), kann man (8) zusammenfassen zu:

$$(8a) \quad N_t = \alpha_1^h (\beta_t N_{t-1}) + \Delta \alpha_1 (\delta \beta_t N_{t-1}) + \alpha_2^h (N_t) + \Delta \alpha_2 (\delta N_t) + v_t$$

Dieses Modell enthält $(\beta_t N_{t-1})$, $(\delta \beta_t N_{t-1})$, N_t^* und δN_t^* als exogene Variablen. Aussagen über asymmetrische Kostenstrukturen können anhand des Wertes von $\Delta \alpha_1$ getroffen werden. Ist $\Delta \alpha_1$ größer als null, dann ist α_1^f größer als α_1^h . Dies signalisiert ein langsames Anpassungsverhalten bei Entlassungen als bei Einstellungen und damit höhere Entlassungs- als Einstellungskosten. Ist $\Delta \alpha_1$ kleiner als null, gilt der umgekehrte Fall. Allerdings ergeben sich auch einige Kritikpunkte an diesem Modellaufbau. Die Lösung in Gleichung (8) kann nicht über den gesamten betrachteten Raum zweimal differenziert werden, so daß es für ΔN_t nahe null schwierig wird, die Maximierungsbedingungen zu überprüfen. Außerdem treten formale Probleme auf, wenn lineare Teile in die Anpassungskostenfunktion eingefügt werden. Die Einflüsse anderer Produktionsfaktoren können ebenfalls nicht einfach dargestellt werden (Palm 1993: 163). Da hier aber nicht die gegenseitige Beeinflussung von unterschiedlichen Produktionsfaktoren, sondern das asymmetrische Anpassungsverhalten bei Einstellungen oder Entlassungen im Mittelpunkt der Analyse steht, kann angenommen werden, daß Kapital kurzfristig konstant und Arbeit homogen ist. Daher soll der vorgestellte Ansatz empirisch überprüft werden.

Neben Kosten kann es noch andere Gründe für asymmetrische Anpassungsprozesse geben. Dazu gehören gesetzliche und vertragliche Kündigungsfristen. Ebenso benötigt die Suche, Auswahl und Einarbeitung geeigneter Arbeitskräfte ei-

nen gewissen Zeitaufwand, der bei Entlassungen weitgehend wegfällt. Verzögerungen bei Einstellungen können auch entstehen, wenn Maschinen erst installiert werden müssen, um die Arbeitsplätze für neue Mitarbeiter zu schaffen. Es existieren dann Kapazitätsrestriktionen (Palm/ Peeters/ Pfann 1993). Dabei handelt sich nicht um Kostenstrukturen, sondern um optimale Einsatzverhältnisse von Produktionsfaktoren, die das Verhalten der Betriebe beeinflussen. Ebenso kann die Risikobereitschaft der Unternehmen zu asymmetrischen Anpassungsvorgängen führen. Eine Absenkung des Firmenwertes oder eine Erhöhung der ökonomischen Unsicherheit kann zu einer Verzögerung der Anpassung führen (Greenwald/ Stiglitz 1995: 224). Ist die Risikofunktion (Hazardfunktion), die die Reaktion beschreibt, asymmetrisch, d.h. das Verhalten nach positiven und negativen Schocks in gleicher Höhe ist nicht identisch, dann kommt es auch bei symmetrischen Kostenstrukturen zu asymmetrischen Anpassungsvorgängen (Pfann 1993: 18f.).

Im folgenden sollen die theoretischen Ansätze empirisch überprüft werden. Dazu wird zunächst das IAB-Betriebspanel als Grundlage der Analysen beschrieben. Anschließend werden einige Studien vorgestellt, die sich auch mit asymmetrischen Kostenstrukturen beschäftigt haben. Danach wird ein geeigneter Ansatz zur Schätzung des Modells ausgewählt, und die Resultate der Regressionen werden präsentiert. Zum Abschluß werden die Ergebnisse im Hinblick auf die theoretischen Vorgaben diskutiert und kommentiert.

3 Das IAB-Betriebspanel 1993 - 1996 als Datenbasis für Untersuchungen der dynamischen Arbeitsnachfrage

Für eine empirische Untersuchung der kurzfristigen Arbeitsnachfrage standen die ersten vier Wellen des IAB-Betriebspanels zur Verfügung, welches seit 1993 im Auftrag des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit (IAB), Nürnberg, von Infratest Burke, München, und für die neuen Bundesländer in Zusammenarbeit mit dem Institut für Sozialökonomische Strukturanalysen (SÖSTRA), Berlin, erhoben wird². Grundgesamtheit der Stichprobenziehung sind alle Betriebe mit mindestens einem sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten, von 1993 bis 1995 ausschließlich in Westdeutschland, ab der 4. Welle 1996 auch in den neuen Bundesländern. Aus der Grundgesamtheit ausgeschlossen sind daher Betriebe ohne sozialversicherungspflichtige Beschäftigte, z.B. sogenannte Scheinselbstständige, Betriebe allein mit Beschäftigten selbständiger Versicherungsarten (Bergleute, Landwirte, Künstler, Publizisten) oder Dienststellen im öffentlichen Sektor, in denen ausschließlich Beamte beschäftigt sind. Durch die Zusammenführung der aufgrund der gesetzlichen Pflichtmeldungen der Arbeitgeber an die Sozialversicherungsträger vorhandenen Daten der Beschäftigtenstatistik über eine sogenannte Betriebsnummer (als „Konto“, unter dem alle Daten der sozialversicherungspflichtigen Arbeitnehmer verbucht werden) können die örtlichen „Betriebseinheiten“ zu bestimmten Stichtagen hinsichtlich verschiedener Merkmale wie Wirtschaftszugehörigkeit und Betriebsgröße abgegrenzt werden. Jährlich wurden so über 4000 Betriebe im früheren Bundesgebiet und ab 1996 auch über 4000 Betriebe in den neuen Bundesländern und Ost-Berlin als Stichprobe gezogen und befragt. Da jedoch für die nachfolgenden Schätzungen

mehrere Perioden benötigt werden, sind bei der empirischen Analyse nur Angaben für die alten Bundesländer verwendet worden.

Erhebungseinheit ist der Betrieb, nicht das Unternehmen als wirtschaftlich-rechtliches Aggregat. Der „Betrieb“ wird im Sinne der amtlichen Statistik als die örtliche Einheit verstanden, in der die Tätigkeiten eines Unternehmens, d.h. die Produktion von Gütern oder Dienstleistungen, tatsächlich durchgeführt werden. Das Untersuchungskonzept „Betrieb“ wird auch bei anderen Panelstudien in der Bundesrepublik Deutschland, z.B. dem Hannoveraner Firmenpanel und dem NIFA-Panel im deutschen Maschinenbau, der Unternehmensebene vorgezogen (vgl. Brand/ Carstensen 1995: 2f., Hauptmanns/ Ostendorf 1994: 3f.), auch wenn dadurch bei einzelnen arbeitsmarkt- oder unternehmenspolitischen Fragestellungen individuelle Akteure auf Betriebsebene befragt werden, die selbst nicht zu den verantwortlichen Entscheidern auf Unternehmensebene zählen. Der „Betrieb“ ist für die Fragestellungen des IAB-Betriebspanels i.d.R. die adäquate Erhebungseinheit, in der sich die Beschäftigungs- und Personalpolitik sowie deren Bestimmungsfaktoren in entsprechenden betriebswirtschaftlichen Größen und Personalstrukturen manifestieren. Gleichzeitig sind die für die Analysen notwendigen betrieblichen Kennzahlen wie Umsatz, Arbeitszeiten, Lohn- und Gehaltssumme u.a.m. für die Betriebe unmittelbar verfügbar.

Damit aussagekräftige Ergebnisse ermittelt werden, muß der Datensatz Kosten- und Anpassungsstrukturen korrekt abbilden können. Hamermesh (1993b: 106f.) fordert dafür Panel-daten, die auf mikroökonomischer Ebene und in möglichst kurzen, maximal vierteljährlichen Abständen erhoben werden. Nur die Verwendung von gesamtwirtschaftlich und zeitlich disaggregierten Daten führt demnach zu sinnvollen Ergebnissen. Dies wird an folgendem Beispiel deutlich. Bei einer Veränderung der Beschäftigung sollen nur personen- und zeitunabhängige fixe Anpassungskosten anfallen. Dann werden Änderungen der Arbeitsnachfrage nur dann vorgenommen, wenn die Kosten, die aus der Abweichung vom gewünschten Wert entstehen, größer sind als die Kosten, die bei der Anpassung der Arbeitsnachfrage auftreten. Werden Betriebsdaten verwendet, kann die Arbeitsnachfrage durch Gleichung (11) in korrekter Weise dargestellt werden (vgl. Hamermesh 1993b):

$$(11) \quad N_t = \begin{cases} N^* & , \text{ falls Anpassung erfolgt.} \\ N_{t-1} & , \text{ sonst.} \end{cases}$$

Der Anteil der Betriebe, der eine Anpassung an die langfristige Nachfrage nach Arbeit durchführt, wird in diesem Modell mit g_t bezeichnet. Der Anteil der Firmen, die ihre Beschäftigung konstant halten, beträgt dementsprechend $(1 - g_t)$. Aggregiert man die Arbeitsnachfrage zu einem Gesamtwert, erhält man folgende Gleichung (Hamermesh 1993b, 94):

$$(12) \quad N_t^{\text{ges}} = g_t N_{t-1}^{\text{ges}} + (1 - g_t) N_t^{\text{ges}}$$

Gleichung (12) entspricht in ihrer Struktur den Ansätzen der dynamischen Arbeitsnachfrage, wenn quadratische Anpassungskosten verwendet werden (z.B. Sargent 1978, Nickell 1986). Daher kann man auf aggregierter Ebene nicht feststellen, ob eine verzögerte oder eine sofortige Anpassung erfolgt. Es können keine Rückschlüsse auf die zugrundeliegende Kostenfunktion gemacht werden.

Eine weitere mögliche Fehlerquelle bei der Bestimmung der kurzfristigen Arbeitsnachfrage ergibt sich aus den zeitlichen

² Für weitere Informationen über das IAB-Betriebspanel vgl. u. a., Projektgruppe IAB-Betriebspanel 1991, 1993, 1994a, 1994b, 1995, 1997, Bellmann/ Kohaut/ Kühl 1995, Bellmann u.a. 1996 und Bellmann 1997.

Abständen, in denen die Daten erhoben werden. Hamermesh (1993b: 97) führt eine Verzerrung der Meßergebnisse darauf zurück, daß bei Verwendung von Jahresdaten der Zeitpunkt der Beobachtung mit dem Zeitpunkt der betrieblichen Entscheidung nicht übereinstimmt. Dies ist um so eher der Fall, je kurzfristiger eine betriebliche Personalbestimmung durchgeführt wird und je geringer die Anpassungskosten sind, da in beiden Fällen Anpassungen der Arbeitsnachfrage häufiger durchgeführt werden. Sind Anpassungsvorgänge innerhalb eines Jahres abgeschlossen, können die kurzfristigen Veränderungen der Nachfrage durch jährlich erhobene Daten nicht erfaßt werden. Da jedoch für Deutschland kein Sample mit Betriebsdaten existiert, welches in vierteljährlichen Abständen erhoben wird, kann diesem Einwand nicht Rechnung getragen werden.

4 Bisherige Studien über die dynamische Arbeitsnachfrage

Bevor einzelne Studien im Mittelpunkt der Darstellung stehen, soll ein Instrument zum Vergleich des dynamischen Nachfrageverhaltens beschrieben werden. Die Mediananpassung, die in der weiteren Analyse als Maß für die Anpassungsgeschwindigkeit verwendet wird, kann über nachstehende Gleichung ermittelt werden (Hamermesh 1993a: 248):

$$(13) \quad \alpha_1^t = 0,5$$

$$\Leftrightarrow \quad t = \frac{\ln(0,5)}{\ln(\alpha_1)},$$

mit α_1 als Parameter der Beschäftigung aus der Vorperiode. Der Wert von t beschreibt die Zeit, die benötigt wird, bis die halbe Strecke der Anpassung durchgeführt wird (Mediananpassung). Ein weiteres Maß der Anpassungsgeschwindigkeit kann ebenfalls auf Basis von α_1 konstruiert werden. Funke u.a. (1997: 14) interpretieren den Wert von $(1 - \alpha_1)$ als prozentuale Anpassung der Arbeitsnachfrage innerhalb des Zeitraums zwischen zwei Beobachtungen.

Die Dynamische Arbeitsnachfrage ist in einer Vielzahl von Studien mit unterschiedlichen Mikrodatensätzen untersucht worden (vgl. van Reenen 1997, Card 1986, 1990, Hamermesh 1989, 1992, Wadhvani/Wall 1990, Anderson 1993 u. a.). Daneben gibt es eine Reihe von Untersuchungen, die sich mit dem Job-Turnover und der Arbeitsplatzdynamik in den Betrieben beschäftigen (z. B. Davis/Haltiwanger 1992, Davis/Haltiwanger/Schuh 1996, Blanchflower/Burgess 1996, Burgess/Lane/Stevens 1996, Bellmann u. a. 1996, Brand/Carstensen 1997). Aufgrund der Masse der Arbeiten beschränkt sich die folgende Diskussion auf Untersuchungen der dynamischen Arbeitsnachfrage, die mit deutschen Datensätzen durchgeführt wurden. Da für asymmetrische Anpassungsvorgänge noch keine Darstellungen für Deutschland existieren, werden einige internationale Beiträge zitiert. In älteren Arbeiten zur dynamischen Arbeitsnachfrage (z. B. Spitznagel 1977, Heise 1987 oder Funke 1993) werden aggregierte Daten zur Darstellung der Anpassungsvorgänge verwendet. Dabei kann jeweils eine verzögerte Anpassung der Arbeitsnachfrage an den gewünschten Wert ermittelt werden, jedoch ergeben sich aufgrund der Aggregation der Daten Probleme mit der Interpretation der geschätzten Parameter (vgl. Hamermesh 1993b).

Breitung (1992a, 1992b, 1994) stellt die dynamische Arbeitsnachfrage anhand von Betriebspaneldaten der amtlichen

Industriestatistik Niedersachsens aus den Jahren 1978 bis 1990 dar. Die empirischen Ergebnisse bestätigen die Hypothese, daß die Arbeitsnachfrage verzögert angepaßt wird. Die Mediananpassung beträgt zwischen 17,0 und 57,6 Quartalen. Diese Werte sind im Vergleich zu anderen Studien recht hoch. Bezogen auf die Arbeitsnachfrage ergibt sich für den Lohnsatz eine langfristige Elastizität von ca. -0,5 und für Güternachfrage eine von 0,8, d.h. wird der Lohnsatz verdoppelt, wird die Arbeitsnachfrage halbiert, während bei einer Verdopplung der Güternachfrage, die Nachfrage nach Arbeit um 80% steigt. Der Betrag der Lohnelastizität sinkt im Vergleich zum statischen Modell, während die Elastizität der Nachfrage ansteigt.

Die Arbeiten von Rottmann und Ruschinski (1997) untersuchen den Einfluß von Innovationen und technischem Fortschritt auf die Arbeitsnachfrage. Als Datengrundlage verfügen sie über 6405 Beobachtungen aus dem ifo-Unternehmenspanel von 1984 bis 1992. Die aus ihren Ergebnissen ermittelte Mediananpassung liegt weit unter den Werten, die bei Breitung (1992a, 1992b, 1994) berechnet werden konnten. Die langfristigen Elastizitäten sind dagegen annähernd gleich. Die Elastizität der Arbeitsnachfrage bei einer Veränderung des Lohnsatzes liegt bei ca. -0,5 und bei einer Veränderung der Güternachfrage bei etwas über 0,8. Produktinnovationen haben ebenfalls einen positiven Einfluß auf die Arbeitsnachfrage.

Funke u.a. (1997) schätzen ein dynamisches Modell mit einem balancierten Panel mit 771 Betrieben aus den Jahren 1989 bis 1994 (ifo-Investitionstest). Die von ihnen ermittelte Anpassungsgeschwindigkeit ist im Vergleich zu den anderen Arbeiten sehr hoch. Über 90% der Anpassung erfolgt innerhalb eines Jahres. Dies gilt insbesondere für kleinere Firmen. Die langfristige Elastizität bei einer Veränderung der Güternachfrage liegt mit rund 0,45 deutlich niedriger als in den vorangegangenen Untersuchungen. Eine Lohnelastizität konnte nicht berechnet werden, da die entsprechende Variable nicht in die Schätzung aufgenommen wurde.

Der Ansatz von Bellmann (1997) und von Bellmann/Kölling (1997) unterscheidet sich von den vorhergehenden durch die Verwendung von erwarteten Werten als abhängige Variable der Schätzung. Bei Bellmann (1997) werden qualitative Erwartungen über die zukünftige Beschäftigung benutzt, während bei Bellmann/Kölling (1997) quantitative Angaben über die Anzahl der Mitarbeiter im darauffolgenden Jahr zur Verfügung standen. Bellmann (1997) konnte mit Daten der dritten Welle des IAB-Betriebspanels zeigen, daß die Beschäftigungserwartungen für das Verarbeitende Gewerbe und im Dienstleistungsbereich deutlich differieren. In der Untersuchung von Bellmann/Kölling (1997) wurde die vierte Welle des IAB-Betriebspanels für die alten Bundesländer und die erste Welle für die neuen Bundesländer (beides 1996) für die Analyse der Beschäftigungserwartungen bis zum Ende des ersten Halbjahrs 1997 herangezogen. Die ermittelte Mediananpassung ist sehr hoch und liegt zwischen 38,2 Quartalen im Westen und 16,7 Quartalen im Osten. Dies würde bedeuten, daß die Hälfte einer Beschäftigungsanpassung im Osten über 4 Jahre und im Westen über 9 Jahre in Anspruch nehmen würde. Die Koeffizienten für die Entlohnung sind im Osten und im Westen nicht signifikant, und die Elastizitäten der erwarteten Beschäftigung in bezug auf eine Veränderung des Lohnsatzes liegen mit -0,14 in den alten Bundesländern und -0,23 in den neuen Bundesländern weit unter den Werten aus den anderen Studien. Die Elastizitäten der Güternachfrage liegen bei ca. 0,6 im Westen und 0,9 im Osten. In bei-

den Fällen scheinen Betriebe in den neuen Bundesländern stärker auf Veränderungen des wirtschaftlichen Umfeldes zu reagieren als in den alten Bundesländern.

In der Arbeit von Pfeiffer (1997) werden zwar keine kurzfristigen Arbeitsnachfragefunktionen geschätzt, dafür wird das Wachstum der Beschäftigung näher betrachtet. Zu diesem Zweck konnte er dem Mannheimer Innovationspanel für 1992 und 1993 267 Beobachtungen von Betrieben aus den neuen Bundesländern und 609 Beobachtungen aus den alten Bundesländern entnehmen. Alle Betriebe gehören dem Verarbeitenden Gewerbe an. Die dabei ermittelten Lohnelastizitäten liegen bei -0,22 im Westen und bei -0,26 im Osten. Die Elastizitäten der Güternachfrage liegen bei 0,39 in den neuen Bundesländern und bei 0,63 in den alten Bundesländern.

Auf internationaler Ebene liegen außerdem einige Untersuchungen über asymmetrische Kostenstrukturen vor. Zu den mit Mikrodaten fundierten Studien gehören die von Chang/Stefanou (1988), Pfann/Verspagen (1989), Jaramillo/Schiantarelli/Sembenelli (1993), Schiantarelli/Sembenelli (1993), Holzer/Montgomery (1993) und Haskel/Kersley/Martin (1997). Für drei der sechs Studien läßt sich eine langsamere Anpassung durch Neueinstellungen als durch Entlassungen feststellen. Daraus würde folgen, daß die Einstellungskosten größer sind als die Entlassungskosten. Bei Jaramillo/Schiantarelli/Sembenelli (1993: 647) und bei Haskel/Kersley/Martin (1997: 375) ergibt sich ein umgekehrtes Bild. Jaramillo/Schiantarelli/Sembenelli (1993) erhalten für ihre Schätzungen von Einstellungskosten im Gegensatz zu den Entlassungskosten keine signifikanten Ergebnisse. Ein Grund für dieses Resultat könnte möglicherweise die Beschränkung des Datensatzes auf Großbetriebe sein. Haskel/Kersley/Martin (1997) zeigen, daß die Arbeitsnachfrage von Betrieben auf einen positiven Nachfrageschock stärker reagiert als auf einen negativen. Dies würde in einem Modell der kurzfristigen Arbeitsnachfrage darauf hinweisen, daß die Einstellungskosten geringer sind als die Entlassungskosten. Holzer/Montgomery (1993: 405) finden keine Hinweise auf asymmetrische Anpassungskosten.

Aus den Ergebnissen der vorliegenden Arbeiten über die kurzfristige Arbeitsnachfrage ergeben sich einige Implikationen für das weitere Vorgehen. Betriebliche Heterogenitäten und mögliche serielle Korrelationen der Störgröße scheinen die Ergebnisse stark zu beeinflussen. Wird beides berücksichtigt, erhält man Werte für eine Mediananpassung der Arbeitsnachfrage, die auf eine rasche Reaktion der Betriebe nach dem Eintreten eines Schocks schließen läßt. Weiterhin stand bei keiner Untersuchung der Anpassungsvorgang selber im Vordergrund der Analyse. Weder die Struktur des Schätzmodells noch mögliche Asymmetrien in den Anpassungsvorgängen wurden bislang für Deutschland überprüft. Für Lohn- und Nachfrageelastizitäten werden in den einzelnen Untersuchungen unterschiedliche Resultate ermittelt, so daß weitere Schätzungen notwendig sind, um ein genaueres Bild über die Zusammenhänge auf dem Arbeitsmarkt zu erhalten.

5 Schätzung dynamischer Arbeitsnachfragefunktionen

5.1 Herleitung eines empirischen Modells

In diesem Abschnitt sollen dynamische Arbeitsnachfragefunktionen bestimmt werden. Dazu ist es jedoch notwendig, die Gleichung (6) in eine schätzbare Form zu bringen. Zunächst muß die langfristige Arbeitsnachfrage des Betriebes N^* näher dargestellt werden. Unterstellt man eine Cobb-Douglas-Produktionsfunktion, so wird eine lineare Darstel-

lung von N^* nur durch die Verwendung von Logarithmen erreicht. Dies läßt es geboten erscheinen, die gesamte Gleichung logarithmisch zu formulieren (Nickell 1986: 505). Der Störterm n_t enthält daher nicht nur zufällige Abweichungen von optimalen Anpassungspfad, sondern auch mögliche Fehler aus der Approximation der Gleichung (Funke u.a. 1997: 7). Gleichung (6) verändert sich daher zu:

$$(14) \quad n_t = \alpha_1 n_{t-1} + \alpha_2 n_t^* + v_t,$$

mit n als Logarithmus der Beschäftigungsmenge. Die optimale Arbeitsmenge eines Betriebs n_t^* kann dem IAB-Betriebspanel nicht entnommen werden. Daher ist es notwendig, ein Modell zu formulieren, das n^* abbildet. Die übliche neoklassische Lösung für die langfristige Arbeitsnachfrage ohne die Existenz von Anpassungskosten setzt die Grenzproduktivität der Arbeit in Verbindung zum Reallohn. Für eine allgemeine Cobb-Douglas-Produktionsfunktion ergibt sich als explizite Lösung der langfristigen Arbeitsnachfrage (Breitung 1992b: 144):

$$(15) \quad \frac{\partial F(N,K)}{\partial N} = \alpha \frac{F}{N}$$

$$\Rightarrow \quad N^* = \alpha \frac{pF}{w},$$

mit $F(\cdot)$ als Produktionsfunktion, K als andere Produktionsfaktoren neben Arbeit, w als Nominallohn, p als Preisniveau und α als partieller Produktionselastizität der Arbeit aus der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion. Wird (15) logarithmiert, ergibt sich:

$$(16) \quad n^* = \log \alpha + \log(pF) - \log w$$

$$\Leftrightarrow \quad n^* = \varphi + \text{LNGVOL} + \text{LNWPK},$$

mit φ als Logarithmus von α , LNGVOL als Logarithmus des Umsatzes und LNWPK als Logarithmus der nominellen Lohnsumme pro Beschäftigtem. Eingesetzt in Gleichung (14) ergibt sich eine explizite Lösung zur Schätzung der dynamischen Arbeitsnachfrage:

$$(17) \quad n_t = \alpha_1 n_{t-1} + \alpha_2 \varphi + \alpha_2 \text{LNGVOL} - \alpha_2 \text{LNWPK} + v_t$$

$$\Rightarrow \quad n_t = \alpha_1 n_{t-1} + \beta_0 + \beta_1 \text{LNGVOL} + \beta_2 \text{LNWPK} + v_t,$$

mit $\alpha_2 \varphi = \beta_0$ und $\beta_1 = -\beta_2 = \alpha_2$. Die Störgröße v_t enthält neben dem Fehler aus dem Schätzprozeß auch den aus der Erwartungsbildung. Neben den exogenen Variablen aus Gleichung (17) sollen in den durchzuführenden Regressionen auch andere enthalten sein, die die Nachfrage nach Arbeit beeinflussen können. Für den Anteil der Teilzeitbeschäftigten an der gesamten Beschäftigungsmenge (TEILANT) kann ein positives Vorzeichen in der Schätzung erwartet werden, da c. p. dieselbe Produktionsmenge nur mit einer höheren Anzahl von Mitarbeitern hergestellt werden kann. Für den Anteil der qualifizierten Arbeitnehmer (QUALANT) können gegensätzliche Überlegungen angestellt werden. Einerseits ist es plausibel, daß Höherqualifizierte produktiver sind als weniger ausgebildete Mitarbeiter, so daß weniger Arbeitnehmer benötigt werden, um die gleiche Anzahl von Gütern herzustellen. Andererseits könnten Betriebe, die einen höheren Anteil an Qualifizierten beschäftigen, erfolgreicher sein als andere, da die hergestellten Produkte eine höhere Qualität aufweisen oder sich von anderen unterscheiden. Möglicherweise ergibt sich für ein erfolgreiches Unternehmen ein insgesamt höherer Beschäftigungsstand. Der Einfluß des Frauenanteils (FRAUANT) auf die Anzahl der Mitarbeiter läßt sich ebenfalls nicht eindeutig benennen. Einerseits könnten Frauen

möglicherweise einen geringeren durchschnittlichen Ausbildungsstand aufweisen, so daß sie eher in der Produktion von Massengütern bzw. in der Verrichtung von einfachen Dienstleistungen und damit zumeist in größeren Betrieben arbeiten, andererseits könnte der Anteil von Frauen in rollentypischen Berufsbildern (z.B. Sekretärinnen oder Verkäuferinnen) im Vergleich zu den anderen Beschäftigten in kleinen Betrieben höher sein als in größeren. Dann ergibt sich in der Schätzung ein negatives Vorzeichen für diese Variable. Zusätzlich werden kurzfristige Erwartungen über die Entwicklung des Geschäftsvolumens (Umsatz) (DGVOLT) in die Regressionen mit aufgenommen, um den Einfluß von Erwartungen auf die aktuelle Arbeitsnachfrage zu beschreiben. Außerdem werden Dummyvariablen über den Zeitpunkt der Befragung (JAHR_j) und die Branchen (BRANCHE_i) in die Schätzgleichungen eingeführt. Insgesamt ergibt sich aufgrund dieser Argumente folgendes Regressionsmodell:

$$(17a) \quad n_t = \alpha_1 n_{t-1} + \beta_0 + \beta_1 \text{LNGVOL} \\ + \beta_2 \text{LNWPk} + \beta_3 \text{FRAUANT} \\ + \beta_4 \text{TEILANT} + \beta_5 \text{QUALANT} + \beta_6 \text{DGVOLT} \\ + \gamma_i \text{BRANCHE}_i \\ + \mu_j \text{JAHR}_j + v_t.$$

$$\Leftrightarrow n_t = \alpha_1 n_{t-1} + \beta_1' b_t + v_t.$$

Mit γ und μ als Parameter für die einzelnen Branchen i bzw. Jahre j und b_t als Vektor der exogenen Variablen. Sind die Störgrößen seriell korreliert, d.h. ist der Korrelationskoeffizient von v_t und v_{t-1} ungleich null [$E_t(v_t v_{t-1}) \neq 0$], dann ist nicht nur die exogene Variable n_t abhängig von v_t , sondern auch n_{t-1} . Wird dieser Zusammenhang nicht berücksichtigt, werden die Schätzergebnisse aufgrund der vorhandenen Autokorrelation verzerrt, und OLS-Schätzungen führen zu inkonsistenten Ergebnissen. Um konsistente Resultate zu erzeugen, muß ein Instrument für n_{t-1} gefunden werden, das nicht abhängig von n_t , aber stark mit n_{t-1} korreliert ist. Wird die serielle Korrelation z.B. durch einen Moving Average Prozeß erster Ordnung erzeugt, kann n_{t-2} als valides Instrument verwendet werden, da diese Variable nicht mehr von v_t abhängig ist (vgl. Sevestre/Trognon 1992: 97). Eine mögliche Ursache für eine serielle Korrelation der Störgrößen ist deren Zusammensetzung aus einem fixen zeitunabhängigen und einem sich verändernden Term. Die Struktur des Schätzfehlers hat dann folgende Form:

$$(18) \quad v_t = \omega + \rho_t,$$

mit ω als betriebspezifischem fixem Effekt und ρ_t als seriell unkorreliertem Fehlerterm ($\rho_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$). In diesem Fall wären die Störgrößen zu jedem Zeitpunkt miteinander korreliert, da ω zu jedem Zeitpunkt in v_t enthalten ist. Die verzögerte abhängige Variable führt aufgrund der endogenen Strukturen in jedem Fall zu Verzerrungen der Meßergebnisse. Da die Störgrößen aufgrund einer Within- oder Between-Transformation korreliert bleiben oder anfangen miteinander zu korrelieren und lediglich für $T \rightarrow \infty$ unverzerrte Ergebnisse erwartet werden können (Baltagi 1995: 125f., Sevestre/Trognon 1992: 98ff.), können betriebspezifische Heterogenitäten nur durch die Bildung der ersten Differenzen der Gleichung eliminiert werden. Aus Gleichung (17a) wird dann:

$$(17b) \quad \Delta n_t = \alpha_1 \Delta n_{t-1} + \beta_1' \Delta b_t + \Delta v_t,$$

$$\text{mit: } \Delta v_t = v_t - v_{t-1}.$$

Bei Verwendung erster Differenzen bleibt der Zusammenhang zwischen Δn_{t-1} und Δv_t bestehen, da n_{t-1} bzw. v_{t-1} in den Termen enthalten sind, aber es besteht die Möglichkeit, ein geeignetes Instrument zu finden, um die Verzerrungen zu vermeiden.

Die Struktur der Störgrößen enthält nur die Perioden t und $t-1$. Besteht neben den betriebspezifischen Effekten keine weitere serielle Korrelation, sind Variablen aus der Periode $t-2$ nicht mit Δv_{t-1} korreliert. Anderson und Hsiao (1982) schlagen in ihrem Instrumentalvariablenansatz deshalb vor, den Ausdruck Δn_{t-1} durch Δn_{t-2} oder n_{t-2} zu ersetzen, um so zu konsistenten Parameterschätzungen zu gelangen. Arellano und Bond (1991: 285) zeigen durch Monte-Carlo-Simulationen, daß die Verwendung des Beschäftigungsniveaus als Instrumentvariable zu einer geringeren Varianz der Schätzung führt. Daher wird n_{t-2} dem Instrument Δn_{t-2} in den folgenden Schätzungen vorgezogen. Das zu schätzende Gleichungssystem lautet dann:

$$(17c) \quad \Delta n_t = \alpha_1 n_{t-2} + \beta_1' \Delta b_t + \Delta v_t.$$

Die von Anderson und Hsiao (1982) vorgeschlagene Methode zur Schätzung von dynamischen Panelmodellen bietet zwar die Möglichkeit, konsistente Resultate zu erhalten, aber in Simulationsstudien ergeben sich hohe Varianzen für diese Form der Schätzung (Arellano/ Bond 1991), und die Messungen sind nicht effizient, da nicht alle möglichen Instrumente in der Schätzung berücksichtigt worden sind (Baltagi 1995: 126, Breitung 1992b: 53f.). Die Verwendung von allen zur Verfügung stehenden validen Instrumenten führt zu Schätzungen nach der verallgemeinerten Methode der Momente (GMM: *General Method of Moments*).

Ein valides Instrument ist durch die Erfüllung der Orthogonalitätsbedingung gekennzeichnet, d.h. die Korrelation zwischen dem Instrument und der Störgröße ist gleich null (Greene 1993: 376):

$$(19) \quad E[z_i e_i] = 0.$$

Mit z_i als Instrument und e_i als Störgröße. Bezogen auf die Gleichung (17c) bedeutet dies, daß nicht nur n_{t-2} , sondern auch n_{t-3} bis n_{t-j} verwendbare Instrumente für die Gleichung sind, da alle nicht mit Δv_t korreliert sind. Bei den Instrumenten für die Variablen des Vektors b_t muß unterschieden werden, ob diese stark oder schwach exogen sind (Baltagi 1995: 130ff., Breitung 1992b: 55f.).

Die Anzahl der Instrumente, die für die Schätzungen zur Verfügung stehen, ist durch die zeitliche Dimension eines Panel Datensatzes beschränkt. Daher unterscheidet sich der Vektor der Instrumente in jeder Periode. Für den Fall, daß die endogene Variable über fünf Perioden beobachtet werden kann, ergeben sich im Referenzmodell für die einzelnen Betriebe i zu jedem Zeitpunkt t die folgenden Gleichungen und die dazu gehörenden Vektoren der Instrumentalvariablen z_{it} (Sevestre/Trognon 1992: 103):

→ Zum Zeitpunkt $t = 2$:

$$n_{t2} - n_{t1} = \alpha_1 (n_{t1} - n_{t0}) + \beta_1' (b_{t2} - b_{t1}) + (v_{t2} - v_{t1});$$

$$z'_{t2}: [n_{t0}, b_{t2}, b_{t1}, b_{t0}]$$

→ Zum Zeitpunkt $t = 3$:

$$n_{t3} - n_{t2} = \alpha_1 (n_{t2} - n_{t1}) + \beta_1' (b_{t3} - b_{t2}) + (v_{t3} - v_{t2});$$

$$z'_{t3}: [n_{t1}, n_{t0}, b_{t3}, b_{t2}, b_{t1}, b_{t0}]$$

→ Zum Zeitpunkt $t = 4$:

$$n_{t4} - n_{t3} = \alpha_1 (n_{t3} - n_{t2}) + \beta_1' (b_{t4} - b_{t3}) + (v_{t4} - v_{t3});$$

$$z'_{t4}: [n_{t2}, K, n_{t0}, b_{t4}, K, b_{t0}]$$

Als Instrumentenmatrix Z_i für den Betrieb i entsteht:

$$(20) \quad Z_i = \begin{pmatrix} z'_{i2} & L & 0 \\ M & z'_{i3} & M \\ 0 & L & z'_{i4} \end{pmatrix}.$$

Damit konsistente und effiziente Ergebnisse für das Referenzmodell ermittelt werden können, wird die Gleichung (17b) mit der Matrix Z_i prämultipliziert (vgl. Baltagi 1995: 128, Sevestre/Trognon 1992: 104):

$$(21) \quad Z'_i \Delta \eta_i = \alpha_i Z'_i \Delta n_{i-1} + \beta_i Z'_i \Delta b_i + Z'_i \Delta v_i.$$

Die n_{i-1} , n_{i-1} , b_i und v_i sind die Vektoren, die die Ausprägungen der einzelnen Variablen zu den einzelnen Zeitpunkten enthalten, z.B.:

$$(22) \quad \Delta n_i = (\Delta n_{i4}, \Delta n_{i3}, \Delta n_{i2})'.$$

Wenn die Instrumente den Orthogonalitätsbedingungen genügen, resultiert aus $Z'_i \Delta v_i$ eine Matrix aus Nullen, so daß eine mögliche serielle Korrelation aus der Regression eliminiert wird. Um nun daraus die Parameter des Modells zu bestimmen, wird die Summe der Quadrate aller Momente minimiert, wobei, ähnlich wie beim GLS-Verfahren, eine Gewichtung der Momentenbedingungen mit deren Varianz erfolgt. Als GMM-Schätzkriterium ergibt sich dann (vgl. Greene 1993: 376ff.):

$$(23) \quad q = \frac{1}{k^2} [\Delta v' Z_i W^{-1} Z'_i \Delta v_i]$$

Mit W als Diagonalmatrix der Varianz aller Momente und k als Anzahl der Momente. Im Gegensatz zu dem Verfahren von Anderson/Hsiao (1982) ergeben sich dabei substantiell kleinere Varianzen und vernachlässigbare Verzerrungen in kleinen Samples (Baltagi 1995: 132).

Eine Schätzfunktion für asymmetrische Kostenstrukturen kann analog zu Gleichung (8a) erstellt werden. Folgt man der oben verwendeten Notation, ergibt sich:

$$(24) \quad n_t = \alpha_1 \tilde{n}_{t-1} + \Delta \alpha_1 \delta \tilde{n}_{t-1} + \beta_0 + \delta \Delta \beta_0 + \beta_1 \text{LNGVOL} + \Delta \beta_1 \delta \text{LNGVOL} + \beta_2 \text{LNWPK}_t + \Delta \beta_2 \delta \text{LNWPK} + \beta_3 \text{FRAUANT} + \Delta \beta_3 \delta \text{FRAUANT} + \beta_4 \text{TEILANT} + \Delta \beta_4 \delta \text{TEILANT} + \beta_5 \text{QUALANT} + \Delta \beta_5 \delta \text{QUALANT} + \beta_6 \text{DGVOLT} + \Delta \beta_6 \delta \text{DGVOLT} + \gamma_i \text{BRANCHE}_i + \Delta \gamma_i \delta \text{BRANCHE}_i + \mu_j \text{JAHR}_j + \Delta \mu_j \delta \text{JAHR}_j + v_t.$$

$$\text{Mit: } \delta = \begin{cases} 1, & \text{falls } n_t > n_{t-1} \\ 0, & \text{sonst.} \end{cases}$$

Die Variable \tilde{n}_{t-1} wurde in Gleichung (24) um die Fluktuation bereinigt und unterscheidet sich daher von n_{t-1} . Zur „Fluktuation“ wurden alle Veränderungen des Beschäftigungsstands gezählt, die für das Unternehmen mit geringeren Kosten verbunden sind als die Durchführung von Entlassungen. Dazu gehören neben Selbstkündigungen durch den Mitarbeiter auch die Nichtübernahme nach Beendigung der Ausbildung, der Ablauf eines befristeten Arbeitsvertrages, Ruhestand oder Tod des Mitarbeiters und die Versetzung in einen anderen Betriebsteil. Neben den Annahmen über die Erwartungsbildung und die Produktionsfunktion kann auch die asymmetrische Kostenstruktur durch eine Teststatistik überprüft werden. Die Nullhypothese lautet in diesem Fall, daß sich die Parameter des Vektors $[\Delta \alpha_1, \Delta \beta_1]'$ gemeinsam nicht signifikant von null unterscheiden.

5.2 Ergebnisse der empirischen Untersuchungen

Die vorgestellten Ansätze werden im folgenden für westdeutsche Betriebe mit Hilfe der ersten vier Wellen des IAB-Betriebspanels geschätzt. Dabei stehen zunächst Modelle mit symmetrischen Anpassungskosten im Mittelpunkt der Analyse. Anschließend werden Schätzungen mit asymmetrischen Anpassungskosten dargestellt. Die Tabelle 1 enthält aber zunächst die Ergebnisse für das Grundmodell. In den Spalten (a) und (b) sind die Ergebnisse für das Modell nach Anderson/Hsiao (1982) enthalten. Da für (a) aufgrund eines Breusch-Pagan-Testes die Annahme einer homoskedastischen Verteilung der Störgröße verworfen werden kann, wird (b) mit der geschätzten Standardabweichung gewichtet. Diese Weighted Least Squares (WLS)-Schätzung führt zu konsistenten Standardabweichungen der geschätzten Parameter und somit zu korrekten t-Statistiken (vgl. Maddala 1992: 214).

Ein großer Nachteil der Methode von Anderson/Hsiao (1982) ist die hohe Varianz der Schätzergebnisse. Daher sind die ermittelten Werte zwar konsistent, können aber auch sehr ungenau sein. Aus diesem Grund sollen nun die GMM-Schätzungen betrachtet werden. Um die Regressionen durchzuführen, wurde aus den ersten vier Wellen (1993 - 1996) ein balanciertes Panel von 1050 westdeutschen Betrieben gebildet. Für eine Betrachtung der Firmen mit mindestens fünf Be-

Tabelle 1: Schätzungen der dynamischen Arbeitsnachfrage mit symmetrischen Anpassungskosten
(abh. Variable: Logarithmus der Gesamtbeschäftigung)

Parameter	Anderson & Hsiao (1982)		GMM-Schätzungen	
	(a)	(b)	(c)	(d)
α_1	-0,005*** (7,378)	-0,005*** (8,292)	0,358*** (8,820)	0,460*** (12,730)
β_1	0,043*** (8,898)	0,014*** (5,366)	0,004 (0,585)	0,023** (2,386)
β_2	-0,061*** (8,689)	-0,053*** (7,580)	-0,062*** (4,604)	-0,042*** (3,659)
β_3	0,017 (0,671)	0,024 (0,953)	-0,119*** (2,624)	-0,128*** (2,865)
β_4	0,112*** (6,080)	0,102*** (5,188)	0,083** (2,519)	0,111*** (3,017)
β_5	-0,042*** (3,467)	-0,046*** (3,680)	-0,052*** (2,818)	-0,026 (1,424)
β_6	0,009*** (3,838)	0,007*** (2,926)	0,014*** (4,744)	0,017*** (5,794)
Trend	-	-	0,001 (0,258)	0,000 (0,192)
Jahres-Dummies	ja	ja	-	-
Sargan (Freiheitsgrade)	-	-	152,600*** (55)	144,485*** (55)
Hausman (Freiheitsgrade)	-	-	319,978*** (6)	220,935*** (6)
Breusch/Pagan (Freiheitsgrade)	978,926*** (10)	-	-	-
korr. R ²	0,054	0,044	-	-
Beobachtungen (Betriebe)	6041	6041	(1050)	(976)

Die absoluten t-Werte werden in den Klammern ausgewiesen. *** (** bzw. *) signalisiert ein Signifikanzniveau von 1% (5% bzw. 10%).

Quelle: IAB-Betriebspanel 1993 - 1996.

schäftigten in Spalte (d) stehen 976 Betriebe zur Verfügung. Die Schätzungen erfolgen mit dem Newey/West-Ansatz, damit robuste Ergebnisse gegenüber Heteroskedastie und Autokorrelation ermittelt werden können (Greene 1993: 377). Die Matrix der Instrumente besteht für die exogenen Variablen aus den Beobachtungen für die Jahre 1993 bis 1996 sowie für die endogenen Variablen aus den Beobachtungen für die Jahre 1992 bis 1994. Dabei werden die einzelnen Teile der Instrumentenmatrix zu jedem Zeitpunkt angepaßt.

Die Existenz von unbeobachteter Heterogenität zwischen den einzelnen Betrieben kann durch einen Hausman-Test überprüft werden (vgl. Maddala 1992: 506ff.). Bei Gültigkeit der Nullhypothese erhält man für eine einfache Kleinste-Quadrate-Schätzung konsistente und effiziente Ergebnisse, während die Resultate der GMM-Schätzung in jedem Fall konsistent sind. Die Nullhypothese wird für beide Schätzungen deutlich abgelehnt, so daß die Ergebnisse der GMM-Schätzung den einfachen Kleinste-Quadrate-Regressionen vorgezogen werden können. Der Sargan-Test dient als allgemeiner Spezifikationstest des Modells (vgl. Breitung 1992b: 107ff.). Die Nullhypothese unterstellt, daß die Orthogonalitätsbedingungen für die benutzten Instrumente erfüllt sind, d.h. es wird überprüft, ob genügend valide Instrumente in der Schätzung enthalten sind. In diesem Sinne ist dies auch ein Test auf eine Überidentifikation des Modells. Die Nullhypothese wird in beiden Fällen auf einem hohem Niveau abgelehnt. Dies deutet auf eine Fehlspezifikation des Modells hin, die möglicherweise auf eine serielle Korrelation zurückzuführen ist, die mehr als eine Periode umfaßt (Arellano/ Bond 1991: 281f.). Allerdings kann auch eine heteroskedastische Verteilung der Störgröße zu einer erhöhten Wahrscheinlichkeit führen, daß die Nullhypothese abgelehnt wird (Arellano/ Bond 1991: 291).

Die in Tabelle 2 präsentierten Ergebnisse für das Modell mit asymmetrischen Anpassungskosten wurden wiederum durch einen GMM-Ansatz berechnet. Diesen Schätzungen liegt das Modell aus Gleichung (24) zugrunde. Die Schätzung (a) enthält das Sample, ohne daß eine mögliche Fluktuation der Mitarbeiter eingerechnet ist. In Spalte (b) ist diese dagegen berücksichtigt worden. Der Sargan-Test signalisiert, daß im Gegensatz zum Grundmodell die Nullhypothese einer korrekten Spezifikation in beiden Fällen nicht zurückgewiesen werden kann. Ein Hausman-Test verwirft die Verwendung eines einfachen Schätzmodells anstatt des GMM-Ansatzes und ein Wald-Test zeigt, daß die Variablen, welche die Asymmetrie des Modells darstellen sollen, einen gemeinsamen signifikanten Einfluß ausüben. Der diskriminierende Parameter δ aus Gleichung (24) ist gleich eins, wenn der Betrieb im Vergleich zum Vorjahr einen höheren Beschäftigungsstand aufweist. Deshalb deuten signifikante Parameterwerte für Variablen, die mit d multipliziert worden sind, auf existierende Unterschiede bei einer Anpassung durch Entlassungen oder Einstellungen hin. Es zeigt sich, daß der Anpassungsprozeß bei Einstellungen schneller durchgeführt wird, da $\Delta\alpha_1$ signifikant negativ ist. Wird Fluktuation in der Schätzung berücksichtigt, werden ca. 48% der Entlassungen und rund 54% der Einstellungen innerhalb von zwei Befragungszeitpunkten durchgeführt. Dies entspricht nach Gleichung (13) einer Mediananpassung von 4,2 Quartalen bei einer Verringerung und 3,6 Quartalen bei einer Ausweitung der Belegschaft. Führt man dies auf eine dahinter liegende Struktur der Anpassungskosten zurück, dann ergeben sich c. p. im Vergleich zu den Einstellungen höhere Kosten bei Entlassungen. Ein solches Ergebnis ist bislang nur bei den Arbeiten von Jaramillo/Schiantarelli/Sembenelli (1993) bzw. Haskel/ Kersley/ Martin (1997) bestätigt worden.

Tabelle 2: GMM-Schätzungen der dynamischen Arbeitsnachfrage mit asymmetrischen Anpassungskosten

Parameter	(a, ohne Fluktuation)	(b, mit Fluktuation)
α_1	0,708*** (14,077)	0,516*** (8,607)
$\Delta\alpha_1$	-0,056** (2,243)	-0,051* (1,830)
β_1	-0,012 (0,683)	0,003 (0,146)
$\Delta\beta_1$	0,007 (0,373)	-0,003 (0,099)
β_2	-0,103** (2,465)	-0,095** (2,105)
$\Delta\beta_2$	0,146 (1,554)	0,093 (0,892)
β_3	0,127 (1,374)	0,239** (2,383)
$\Delta\beta_3$	-0,589*** (3,431)	-0,797*** (3,969)
β_4	-0,121 (1,213)	-0,195* (1,695)
$\Delta\beta_4$	0,410* (1,717)	0,849*** (2,823)
β_5	0,133** (2,282)	0,131* (1,920)
$\Delta\beta_5$	-0,475*** (3,164)	-0,504*** (2,918)
β_6	-0,016 (0,873)	-0,026 (1,204)
$\Delta\beta_6$	0,061 (1,393)	0,082* (1,686)
Trend	-0,013* (1,898)	-0,023*** (2,832)
Δ Trend	0,016 (1,416)	0,033** (2,388)
$\Delta\beta_0$	-0,625 (0,880)	-0,080 (0,104)
Sargan (Freiheitsgrade)	59,443 (52)	55,665 (52)
Hausman (Freiheitsgrade)	210,270*** (16)	246,331*** (15)
Asymmetrie (Freiheitsgrade)	275,826*** (9)	290,891*** (9)
Betriebe	1050	993

Die absoluten t-Werte werden in den Klammern ausgewiesen. *** (** bzw. *) signalisiert ein Signifikanzniveau von 1% (5% bzw. 10%).

Quelle: IAB-Betriebspanel 1993 - 1996.

Das Geschäftsvolumen hat im Gegensatz zu den Schätzungen mit symmetrischen Anpassungskosten keinen signifikanten Einfluß und weist wechselnde Vorzeichen auf. Für den Lohnsatz kann kurzfristig kein asymmetrischer Einfluß festgestellt werden, da $\Delta\beta_2$ in (a) und (b) insignifikant ist. Die langfristigen Elastizitäten unterscheiden sich jedoch in beiden Fällen, da $\Delta\alpha_1$ signifikant ist. In der Schätzung (b) beträgt die langfristige Lohnelastizität für Betriebe, die einstellen -0,18 und für Betriebe, die entlassen -0,20. Möglicherweise existieren sehr hohe formale Einstellungs- und Entlassungshemmnisse, die keine stärkeren Reaktionen auf eine Veränderung des Lohnsatzes erlauben. Unter Umständen ist dies ein Hinweis

auf einen hohen Anteil an qualifizierten Mitarbeitern, wenn man davon ausgeht, daß Beschäftigungsverhältnisse dieser Gruppe stabiler sind und bei Veränderungen der Löhne nicht so stark schwanken. Zusätzlich ist zu beachten, daß nominelle Werte in die Schätzung eingehen. Allerdings bezieht sich die Analyse auf einen relativ kleinen Zeitraum mit geringen Preissteigerungen.

Im fehlspezifizierten Modell weisen die übrigen Parameter der Variablen die erwarteten Vorzeichen auf. Der Anteil der Frauen und der qualifizierten Mitarbeiter sinkt in größeren Betrieben, während der Anteil der Teilzeitbeschäftigten ansteigt. In den Schätzungen mit asymmetrischen Anpassungskosten kann dies aber nur für wachsende Betriebe bestätigt werden. In Firmen, die ihre Beschäftigung abbauen, kann ein entgegengesetztes Verhalten festgestellt werden. Es gibt also starke Strukturunterschiede zwischen wachsenden und schrumpfenden Betrieben. Ebenso haben erwartungsgemäß nur Produktionsstätten, die ihre Belegschaft erhöhen, positive Umsatzerwartungen, während der Koeffizient für schrumpfende Einheiten insignifikant ist.

Die Ergebnisse deuten darauf hin, daß die Funktion der Anpassungskosten nicht symmetrisch verläuft, sondern, daß die Einstellung einer bestimmten Zahl neuer Mitarbeiter weniger kostet als die Entlassung der gleichen Menge. Ein Grund dafür könnte die Kündigungsschutzgesetzgebung sein, die durch Kündigungsfristen oder die Zahlung von Abfindungen zu höheren Kosten führt. Andererseits ist das Arbeitsangebot in Zeiten mit hoher Arbeitslosigkeit relativ groß, so daß die Suchkosten und damit die Kosten für Einstellungen möglicherweise gesunken sind (vgl. Burgess 1988).

6 Zusammenfassung

Die vorliegende Studie beschäftigt sich mit der dynamischen Arbeitsnachfrage in der Bundesrepublik Deutschland. Dazu wurde zunächst ein theoretisches Modell basierend auf betrieblichen Entscheidungen entwickelt, welches anschließend mit Daten für Betriebe in den alten Bundesländern aus den Jahren 1993 bis 1996 geschätzt wurde. Dazu wurden Informationen aus dem IAB-Betriebspanel genutzt.

Ein besonderes Interesse der Untersuchung lag bei der Reaktionsfähigkeit der Betriebe. Die gemessene Anpassungsgeschwindigkeit liegt in dem Bereich, der auch von anderen Untersuchungen mit Jahresdaten auf Mikroebene und einem Instrumentalvariablenansatz ermittelt wird. Die langfristigen Lohn- und Nachfrageelastizitäten liegen im Referenzmodell sehr viel niedriger als bei vergleichbaren Untersuchungen.

Die Kosten der Anpassung scheinen asymmetrisch zu verlaufen. Folgt man den Schätzergebnissen aus Tabelle 2, zeigt sich, daß Einstellungen schneller vorgenommen werden als Entlassungen. Dies läßt vermuten, daß für die gleiche Anzahl von Arbeitnehmern die Kosten der Einstellung geringer sind als die Kosten der Entlassung. Diese Form der Schätzfunktion wird nicht durch einen Sargan-Test zurückgewiesen. Auch die anderen exogenen Variablen zeigen aussagefähige Ergebnisse, z.B. ist in wachsenden Betrieben der Anteil von Frauen und von Qualifizierten geringer, während der Anteil der Teilzeitbeschäftigten höher ist.

Betrachtet man den Arbeitsmarkt auf der makroökonomischen Ebene, fällt auf, daß während einer Rezession die Zahl der Arbeitslosen relativ rasch ansteigt und im Aufschwung nur sehr langsam abnimmt. Dies scheint zunächst dem Ergebnis dieser Untersuchung zu widersprechen. Allerdings kann das

Verhalten auf dem Arbeitsmarkt von anderen Faktoren bestimmt werden als die dynamische Arbeitsnachfrage. Zunächst hat das Arbeitsangebot einen Einfluß auf die Zahl der Arbeitslosen. Steigen die wirtschaftlichen Perspektiven der Arbeitnehmer, erhöht sich auch das Arbeitsangebot. Daher sinkt die Arbeitslosigkeit in einem Aufschwung nicht in dem Maße, wie die Arbeitsnachfrage steigt. Weiterhin kann es eine Nachfrage nach unterschiedlichen Qualifikationen geben. In der vorliegenden Untersuchung wird angenommen, daß der Faktor Arbeit homogen ist. In der Realität sind die Arbeitnehmer aber eine sehr heterogene Gruppe. Es kann also sein, daß bestimmte Qualifikationen nicht nachgefragt werden, so daß ein Sockel an Arbeitslosigkeit nicht abgebaut werden kann.

Es zeigt sich also, daß durch Untersuchungen mit dem IAB-Betriebspanel neue Aspekte und interessante Resultate ermittelt werden können. Es sind noch weitere Ergebnisse zu diesem Thema aus dem IAB-Betriebspanel zu erwarten, da die Erklärungskraft der Daten mit der Anzahl der Wellen wächst und bislang nur ein kleiner Teil der dynamischen Arbeitsnachfrage analysiert werden konnte.

7 Literatur

- Anderson, P.M. (1993): Linear Adjustment Costs and Seasonal Labor Demand: Evidence from Retail Trade Firms. In: *The Quarterly Journal of Economics*, 108(4), S. 1015 - 1042.
- Anderson, T.W./ Hsiao, C. (1982): Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data. In: *Journal of Econometrics*, 18, S. 578 - 606.
- Arellano, M./ Bond, S. (1991): Some Tests for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. In: *The Review of Economic Studies*, 58, S. 277 - 297.
- Baltagi, B.H. (1995): *Econometric Analysis of Panel Data*. Chichester.
- Bellmann, L. (1997): Das Betriebspanel des IAB. In: Hujer, R./ Rendtel, U./ Wagner, G. (Hrsg.): *Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Panel-Studien. Sonderheft zum Allgemeinen Statistischen Archiv 30*. Göttingen, S. 169 - 182.
- Bellmann, L./ Düll, H./ Kühl, J./ Lahner, M. / Lehmann, U. (1996): Flexibilität von Betrieben in Deutschland. Ergebnisse des IAB-Betriebspanels 1993-1995. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung Bd. 200. Nürnberg.
- Bellmann, L./ Kohaut, S/ Kühl, J. (1995): The Establishment Panel of the German Institute for Employment Research. Proceedings of the first Eurostat international workshop on techniques of enterprise panels. Eurostat. Luxembourg, S. 146 - 162.
- Bellmann, L./ Kölling, A. (1997): Betriebliche Bestimmungsgrößen der Beschäftigungsentwicklung für 1997. In: *MittAB 1*, S. 90 - 101.
- Blanchflower, D.G./ Burgess, S.M. (1996): Job Creation and Job Destruction in Great Britain in the 1980s. In: *Industrial and Labor Relations Review*, 50:1, S. 17 - 38.
- Brand, R./ Carstensen, V. (1995): Das Hannoveraner Firmenpanel. Ein Betriebspanel in Niedersachsen. In: Schasse, U. Wagner, J. (Hrsg.): *Erfolgreich Produzieren in Niedersachsen. Untersuchungen mit Daten aus der ersten Welle des Hannoveraner Firmenpanels*. NIW-Vortragsreihe Bd. 10. Hannover, S. 1 - 36.
- Brand, R. & Carstensen, V. (1997): Die Eignung des Hannoveraner Firmenpanels für die Analyse der Arbeitsplatzdynamik. In: Kühl, J./ Lahner, M./ Wagner, J. (Hrsg.): *Die Nachfrageseite des Arbeitsmarktes. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung Bd. 204*. Nürnberg, S. 83 - 101.

- Breitung, J. (1992a): Bestimmungsgründe der Arbeitsnachfrage niedersächsischer Industriebetriebe. In: Ertel, R./ Wagner, J. (Hrsg.): Produzieren in Niedersachsen. NIW-Vortragsreihe Bd. 6. Hannover, S. 89 - 105.
- Breitung, J. (1992b): Dynamische Modelle für die Paneldatenanalyse. Frankfurt a. M.
- Breitung, J. (1994): Die Arbeitsnachfrage niedersächsischer Industriebetriebe: Eine dynamische Panelanalyse mit Zeitreihenmethoden. In: Hochmuth, U./ Wagner, J. (Hrsg.): Firmenpanelstudien in Deutschland. Tübingen, S. 17 - 38.
- Burgess, S.M. (1988): Employment Adjustment in UK Manufacturing. In: *The Economic Journal*, 98, S. 81 - 103.
- Burgess, S./ Lane, J./ Stevens, D. (1996): Job Flows and Worker Flows. In: Schettkatt, R. (ed.): *The Flow Analysis of Labour Markets*. Rothledge, S. 96 - 114.
- Card, D. (1986): Efficient Contracts with Costly Adjustment: Short-Run Employment Determination for Airline Mechanics. In: *The American Economic Review*, 76:5, S. 1045 - 1071.
- Card, D. (1990): Unexpected Inflation, Real Wages, and Employment Determination in Union Contracts. In: *The American Economic Review*, 80:4, S. 669 - 688.
- Chang, C.-C./ Stefanou, S.E. (1988): Specification and Estimation of Asymmetric Adjustment Rates for Quasi-Fixed Factors of Production. In: *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, S. 145 - 151.
- Davis, S.J/ Haltiwanger, J.C. (1992): Gross Job Creation, Gross Job Destruction, and Employment Reallocation. In: *The Quarterly Journal of Economics*, 107:3, S. 819 - 863.
- Davis, S.J/ Haltiwanger, J.C./ Schuh, S. (1996): *Job Creation and Destruction*. Cambridge MA, London.
- Funke, M. (1993): A Rational Expectations Approach to Labor Demand in West German Manufacturing. In: *Allgemeines Statistisches Archiv*, 77:2, S. 137 - 148.
- Funke, M./ Maurer, W./ Siddiqui, S./ Strulik, H. (1997): The Employment-Financing Nexus: Evidence from a Panel of West German Firms. Hamburg University, Department of Economics.
- Greene, W.H. (1993): *Econometric Analysis* (2nd ed.). New York.
- Greenwald, B.C./ Stiglitz, J.E. (1995): Labor-Market Adjustments and the Persistence of Unemployment. In: *The American Economic Review*, 85, S. 219 - 225.
- Hamermesh, D.S. (1989): Labor Demand and the Structure of Adjustment Costs. In: *The American Economic Review*, 79:4, S. 674 - 689.
- Hamermesh, D.S. (1992): A General Model of Dynamic Labor Demand. In: *The Review of Economics and Statistics*, 74:4, S. 733 - 737.
- Hamermesh, D.S. (1993a): *Labor Demand*. Princeton NJ.
- Hamermesh, D.S. (1993b): Spatial and Temporal Aggregation in the Dynamics of Labor Demand. In: van Ours, J.C./ Pfann, G.A./ Ridder, G. (eds.): *Labor Demand and Equilibrium Wage Formation*. Amsterdam, S. 91 - 108.
- Haskel, J./ Kersley, B./ Martin, C. (1997): Labour Market Flexibility and Employment Adjustment: Micro Evidence from UK Establishments. In: *Oxford Economic Papers*, 49, S. 362 - 379.
- Hauptmanns, P./ Ostendorf, B. (1994): Methodische Erfahrungen und Probleme bei Betriebsbefragungen. Anmerkungen nach drei Wellen des NIFA-Panels im deutschen Maschinenbau. Arbeitspapier Z2 - 3/94. Bochum.
- Heise, M. (1987): *Arbeitsnachfrage und Beschäftigung*. Göttingen.
- Holzer, H.J./ Montgomery, E.B. (1993): Asymmetries and Rigidities in Wage Adjustment by Firms. In: *The Review of Economics and Statistics*, 75, S. 397 - 408.
- Jaramillo, F./ Schiantarelli, F./ Sembenelli, A. (1993): Are Adjustment Costs for Labor Asymmetric? An Econometric Test on Panel Data for Italy. In: *The Review of Economics and Statistics*, 75:4, S. 640 - 648.
- Maddala, G.S. (1992): *Introduction to Econometrics* (2nd ed.). Englewood Cliffs.
- Nickell, S. (1986): Dynamic Models of Labour Demand. In: Ashenfelter, O./ Layard, R. (eds.): *Handbook of Labor Economics*. Amsterdam, S. 473 - 522.
- Palm, F.C. (1993): Comments on "Asymmetric Adjustment Costs and the Estimation of Euler Equations for Employment: An Application to U.K. Panel Data.", by F. Schiantarelli and A. Sembenelli. In: van Ours, J.C./ Pfann, G.A./ Ridder, G. (eds.): *Labor Demand and Equilibrium Wage Formation*. Amsterdam, S. 162 - 165.
- Palm, F.C./ Peeters, H.M./ Pfann, G.A. (1993): Adjustment Costs and Time-To-Build in Factor Demand in the U.S. Manufacturing Industry. In: *Empirical Economics*, 18:4, S. 639 - 671.
- Pfann, G.A. (1993): The Thin End of the Wedge: Non-Linearity in Stochastic Labor Market Dynamics. In: van Ours, J.C./ Pfann, G.A./ Ridder, G. (eds.): *Labor Demand and Equilibrium Wage Formation*. Amsterdam, S. 1 - 26.
- Pfann, G.A./ Verspagen, B. (1989): The Structure of Adjustment Costs for Labour in the Dutch Manufacturing Sector. In: *Economics Letters*, 29, S. 365 - 371.
- Pfeiffer, F. (1997): Human Capital and Innovation in East and West German Manufacturing Firms. Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung, Discussion Paper No. 97-08 E: Mannheim.
- Projektgruppe Betriebspanel (1991): Das IAB-Betriebspanel - Ansatz und Aufbau. In: *MittAB* 3, 514 - 530.
- Projektgruppe Betriebspanel (1993): Das IAB-Betriebspanel - Testphase im Jahr 1992. Ein Sachstandsbericht. In: *MittAB* 3, S. 399 - 422.
- Projektgruppe Betriebspanel (1994a): Die Konzeption des IAB-Panels und erste Testergebnisse. In: Hochmuth, U. / Wagner, J. (Hrsg.): *Firmenpanelstudien in Deutschland*. Tübingen, S. 237 - 254.
- Projektgruppe Betriebspanel (1994b): Das IAB-Betriebspanel - Ergebnisse der ersten Welle 1993. In: *MittAB* 1, S. 20 - 32.
- Projektgruppe Betriebspanel (1995): Das IAB-Betriebspanel - Ergebnisse der zweiten Welle 1994. In: *MittAB* 1, S. 43 - 61.
- Projektgruppe Betriebspanel (1997): Beschäftigungsentwicklung und -strukturen in den alten und neuen Bundesländern - Ergebnisse aus dem IAB-Betriebspanel. In: *MittAB* 1, S. 47 - 69.
- Rottmann, H./ Ruschinski, M. (1997): *The Labour Demand and the Innovation Behaviour of Firms*. ifo discussion papers No. 40. München.
- Sargent, T.J. (1978): Estimation of Dynamic Labor Demand Schedules under Rational Expectations. In: *Journal of Political Economy*, 86:6, S. 1009 - 1044.
- Sargent, T.J. (1982): *Makroökonomik*. München.
- Schiantarelli, F./ Sembenelli, A. (1993): Asymmetric Adjustment Costs and the Estimation of Euler Equations for Employment: An Application to U.K. Panel Data. In: van Ours, J.C./ Pfann, G.A./ Ridder, G. (eds.): *Labor Demand and Equilibrium Wage Formation*. Amsterdam, S. 149 - 161.
- Sevestre, P./ Trognon, A. (1992): Linear Dynamic Models. In: Mátyás, L./ Sevestre, P. (eds.): *The Econometrics of Panel Data*. Dordrecht u.a., S. 95 - 117.
- Spitznagel, E. (1977): Kurzfristige Beschäftigungsfunktionen. In: *MittAB* 1, S. 167 - 181.
- Van Reenen, J. (1997): Employment and Technological Innovation: Evidence from U.K. Manufacturing Firms. In: *Journal of Labor Economics*, 15:2, S. 255 - 284.
- Wadhvani, S./ Wall, M. (1990): The Effects of Profit-Sharing on Employment, Wages, Stock Returns and Productivity: Evidence from UK Micro-Data. In: *The Economic Journal*, 100, S. 1 - 17.
- Weiss, L. (1986): Asymmetric Adjustment Costs and Sectoral Shifts. In: Heller, W.P./ Starr, R.M./ Starret, D. A. (eds.): *Equilibrium Analysis: Essays in Honor of Kenneth J. Arrow*, Vol. 2. New York, S. 251 - 264.