

Sonderdruck aus:

# Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Gerd Hansen

Der Einfluß der Lohnkosten auf die  
Arbeitsnachfrage des verarbeitenden Gewerbes

11. Jg./1978

**3**

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

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

### *Hinweise für Autorinnen und Autoren*

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

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

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

### **Herausgeber**

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

### **Begründer und frühere Mitherausgeber**

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

### **Redaktion**

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

### **Rechte**

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

### **Herstellung**

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

### **Verlag**

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

### **Bezugsbedingungen**

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

### **Zitierweise:**

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

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

# Der Einfluß der Lohnkosten auf die Arbeitsnachfrage des verarbeitenden Gewerbes

Gerd Hansen

Im vorliegenden Beitrag wird versucht, den Einfluß der Löhne auf die Beschäftigung mit Hilfe ökonomischer Methoden zu prüfen. Es werden zunächst verschiedene Erklärungsmodelle aus der neoklassischen Theorie unter der Annahme einer Cobb-Douglas- oder CES-Produktionsfunktion abgeleitet und bezüglich ihrer Eignung zur Prüfung der gestellten Frage diskutiert. Es folgt eine kurze Analyse der Probleme, die mit der Wahl der Daten verbunden sind. Die anschließenden Schätzungen zeigen, daß man erwartungsgemäß höhere Einflüsse der Löhne auf die Beschäftigung schätzt, wenn man die bezahlten Arbeitsstunden als abhängige Variable wählt. Die geschätzte langfristige Substitutionselastizität liegt dennoch wesentlich unter eins. Wählt man die Beschäftigtenzahl als abhängige Variable, so lassen sich keine Lohneinflüsse nachweisen. Dies gilt auch, wenn man das Verhältnis von Lohnkosten und Kapitalnutzungskosten neben dem ausgelasteten Kapitalstock berücksichtigt.

Insgesamt kann aufgrund dieser Ergebnisse gefolgert werden, daß die Lohneinflüsse nicht so groß sind, daß eine zurückhaltende Lohnpolitik allein die Beschäftigungsprobleme lösen könnte.

## Gliederung

1. Einleitung
2. Wirtschaftstheoretische Modelle
  - 2.1 Modelle bei langfristiger Gewinnmaximierung
  - 2.2 Modelle bei langfristiger Kostenminimierung
  - 2.3 Kritische Anmerkungen
  - 2.4 Anpassung an die langfristige Nachfrage
3. Die Daten
4. Schätzmethode und Ergebnisse
5. Schlußfolgerung

## 1. Einleitung

In der gegenwärtigen wirtschaftspolitischen Diskussion über die Wege zur Überwindung der Arbeitslosigkeit spielen die Hypothesen einer möglichst geringen Steigerung der Lohnkosten einerseits und einer Belebung der Nachfrage andererseits eine herausragende Rolle. Diejenigen, die der Lohnpolitik die größere Bedeutung beimessen, glauben entsprechend der neoklassischen Theorie offensichtlich, daß die Faktorsubstitution die wichtigste Ursache einer zu geringen Arbeitsnachfrage und damit der Arbeitslosigkeit ist. Daneben wird aber auch mit den im internationalen Vergleich sehr hohen Lohnstückkosten und einer angeblich daraus resultierenden zu geringen internationalen Wettbewerbsfähigkeit argumentiert. Eine kurze Betrachtung der deutschen Zahlungsbilanz und der DM-Aufwertung der letzten Jahre (insbesondere gegenüber dem Dollar) erlauben es, dieses letzte Argument hier außer acht zu lassen.

Demgegenüber machen die mehr an der keynesianischen Theorie orientierten Ökonomen das zu geringe Wachstum der Nachfrage für die zu geringe Arbeitsnachfrage verantwortlich. Von beiden Seiten anerkannt wird eine mittelfristige Verschlechterung der Arbeitsmarktsituation durch das erhöhte Wachstum des Arbeitskräftepotentials, das durch den Eintritt der geburtsstarken Nachkriegsjahrgänge in das Erwerbsleben zu erwarten ist. Dieses Bild der Kontroverse zeichnet sicher nur die wichtigsten Linien, da es eine Vielzahl von Argumenten nicht berücksichtigt, die sich bei einer stark disaggregierten Analyse der Arbeitslosigkeit nach Regionen, Wirtschaftsbereichen, Qualifikations- und Geschlechtsgruppen ergeben. In der grundsätzlichen Diskussion der Global-

steuerung spielen diese strukturellen Gegebenheiten nur eine untergeordnete Rolle. Man muß sich allerdings bewußt bleiben, daß globale arbeitsmarktpolitische Eingriffe alleine nicht die Ungleichgewichte auf Teilarbeitsmärkten beseitigen.

Ziel dieses Beitrages ist es, mit den Methoden der Ökonometrie eine Überprüfung der genannten kontroversen Hypothesen anhand vierteljährlicher Beobachtungsdaten der Jahre 1961-1975 zu versuchen, d. h. insbesondere den Einfluß der Faktorpreise auf die Beschäftigung zu messen. Wir beschränken uns dabei auf eine Analyse für das verarbeitende Gewerbe, das über 50 % der gesamten realen Bruttowertschöpfung erarbeitet und damit als der wichtigste Wirtschaftsbereich anzusehen ist. Diese Einschränkung erlaubt es eher von bestimmten produktionstheoretischen Vorstellungen in der Analyse auszugehen. Selbstverständlich wirken Lohnänderungen nicht nur auf die Arbeitsnachfrage, sondern beispielsweise auch auf die Investitionen, die Preise, die Konsumausgaben und die Wechselkurse. Es würde den Rahmen dieses Beitrages sprengen, wollte man alle diese Wirkungen in die Analyse einbeziehen. Eine isolierte Analyse der Einflüsse auf die Arbeitsnachfrage ist nach meiner Ansicht aus zwei Gründen vertretbar:

- a. Die Arbeitsnachfragefunktion ist das entscheidende Bindeglied in der Kausalkette der Wirkungen von Faktorpreisen und Nachfrage.
- b. In der wirtschaftspolitischen Diskussion werden ebenfalls Rückkoppelungseffekte von Lohnänderungen über Wechselkursänderungen außer acht gelassen.

## 2. Wirtschaftstheoretische Modelle

Die Gegensätze in der wirtschaftspolitischen Diskussion beruhen vermutlich teilweise darauf, daß es Unterschiede in den implizierten wirtschaftstheoretischen Annahmen der verschiedenen Meinungen gibt, die üblicherweise nicht oder nicht alle explizit genannt werden. Demgegenüber erfordert die Ableitung einer schätzbaren Arbeitsnachfragefunktion relativ präzise Annahmen über Produktionsfunktionen und Verhaltensweisen der Wirtschaftssubjekte. In den meisten Modellen für die Arbeitsnachfrage werden sowohl ex ante als auch ex post substituierbare Produktionsfaktoren Arbeit (L) und Kapital (K) sowie ein Harrod-neutraler technischer Fortschritt (in Abhängigkeit der Zeit [t]) unterstellt. Selbst wenn nicht explizit eine Produktionsfunktion unterstellt wird, entspricht einer jeden Arbeitsnachfrage doch implizit eine Pro-

duktionsfunktion. Die Annahme einer bestimmten Produktionsfunktion trägt insofern mindestens zur Klärung der Voraussetzungen der jeweiligen Analyse bei. Am häufigsten wird eine Cobb-Douglas-Funktion (1)

$$(1) \quad X = A L^\alpha \cdot K^\beta \cdot e^{\gamma t}$$

oder eine CES-Funktion (2), in der der technische Fortschritt keinem der Faktoren zugeordnet ist<sup>1)</sup>, angenommen.

$$(2) \quad X = A e^{\gamma t} \left( \alpha_1 L^{-\rho} + \alpha_2 K^{-\rho} \right)^{-\frac{1}{\rho}} \text{ mit } \rho = \frac{(1-\sigma)}{\sigma}$$

Dabei bezeichnet in Gleichung (2)  $\sigma$  die Substitutionselastizität, die die relative Änderung des Verhältnisses Kapital zu Arbeit aufgrund einer relativen Änderung des Verhältnisses der beiden Faktorpreise mißt, und  $h$  die Skalenelastizität, die die relative Änderung der Produktion aufgrund einer gleichen relativen Änderung aller eingesetzten Faktoren angibt. Für den Spezialfall  $\sigma = 1$  ist die CES-Funktion bekanntlich mit der Cobb-Douglas-Funktion identisch.

Arbeitsnachfragefunktionen werden nun häufig direkt durch Auflösung der Produktionsfunktion nach dem Faktor Arbeit abgeleitet<sup>2)</sup>. Eine solche Spezifikation enthält keine Faktorpreise und ist daher für die Überprüfung des Einflusses der Löhne auf die Beschäftigung ungeeignet.

In der neoklassischen Theorie, die offensichtlich auch der wirtschaftspolitischen Diskussion über den Einfluß der Faktorpreise zugrundeliegt, wird eine Arbeitsnachfragefunktion aus der Annahme der langfristigen Gewinnmaximierung oder Kostenminimierung einer repräsentativen Unternehmung abgeleitet, die sich auf den Faktormärkten (und Produktionsmärkten) als Mengenanpasser verhält.

### 2.1. Modelle bei langfristiger Gewinnmaximierung

Unter den genannten Annahmen wird das langfristige Gewinnmaximum erreicht, wenn der Wert des Produkts eines zusätzlichen Arbeitseinsatzes gleich den zusätzlichen Lohnkosten ( $w$ ) ist, d. h. wenn Gleichung (3) gilt:

$$(3) \quad p \cdot \frac{\delta X}{\delta L} = w$$

Dabei bezeichnet  $p$  den gegebenen Preis des Grenzprodukts  $\delta X/\delta L$ . Berechnet man das Grenzprodukt aus den obigen Produktionsfunktionen, so ergeben sich aus (1) und (2) die langfristigen Arbeitsnachfragefunktionen (4.1) für die Cobb-Douglas-Funktion und (4.2) für die CES-Funktion.<sup>3)</sup>

$$(4.1) \quad L_t^* = \alpha \frac{p_t}{w_t} \cdot X_t$$

$$(4.2) \quad L_t^* = D(\alpha_1 \cdot h) \cdot \left( \frac{p_t}{w_t} \right)^\sigma \cdot X_t^d \cdot e^{-\gamma \bar{\sigma} t}$$

$$\text{mit } D = A^{-\bar{\sigma}}, d = \frac{1-\sigma+h \cdot \sigma}{h} \text{ und } \bar{\sigma} = d - \sigma$$

Die Elastizität der Beschäftigung bezüglich der Reallöhne hat im Fall der Cobb-Douglas-Funktion von vornherein den Wert 1. Für die CES-Funktion ist diese Elastizität ein zu schätzender Parameter  $\sigma$ . Insofern kommt für die Überprüfung

fung der Lohneinflüsse nur die Annahme der CES-Funktion in Betracht.

### 2.2. Modelle bei langfristiger Kostenminimierung

Es ist aus der Wirtschaftstheorie bekannt, daß unter den obigen Annahmen im Kostenminimum das Verhältnis der Grenzprodukte beider Faktoren gleich dem Faktorpreisverhältnis sein muß.

$$(5) \quad \frac{\delta X}{\delta K} : \frac{\delta X}{\delta L} = \frac{c}{w}$$

Dabei bezeichnet  $c$  die Nutzungskosten des Kapitals, die unter der Annahme vollkommener Märkte und ohne Berücksichtigung staatlicher Aktivitäten aus den Zins- und Abschreibungskosten bestehen.

$$(6) \quad c = q(r + \delta)$$

Dabei ist  $q$  der Preis für Kapitalgüter,  $r$  der Zinssatz und  $\delta$  die konstante Abschreibungsquote.

Für den Fall der Cobb-Douglas-Funktion ergibt sich daraus die langfristige Arbeitsnachfragegleichung (6.1) bzw. nach Einsetzen der Produktionsfunktion für den Kapitalstock Gleichung (7.1).

$$(6.1) \quad L_t^* = \frac{\alpha}{\beta} \left( \frac{c}{w} \right)_t K_t$$

$$(7.1) \quad L_t^* = B \left( \frac{c}{w} \right)_t^{\alpha+\beta} X_t^{\frac{1}{\alpha+\beta}} \cdot e^{\frac{-\gamma t}{\alpha+\beta}}$$

$$(7.1) \quad \text{mit } B = \frac{-1}{A^{\alpha+\beta}} \left( \frac{\beta}{\alpha} \right)^{\alpha+\beta}$$

Die Arbeitsnachfrage ist unter diesen Bedingungen von den relativen Faktorpreisen abhängig statt von den Reallöhnen.

Unter der Annahme einer CES-Produktionsfunktion erhält man eine der Gleichung (6.1) entsprechende Arbeitsnachfragefunktion (6.2)

$$(6.2) \quad L_t^* = \left( \frac{\alpha_2}{\alpha_1} \right)^{-\sigma} \left( \frac{c}{w} \right)_t^{\sigma} K_t$$

Das Einsetzen der Produktionsfunktion entsprechend der Gleichung (7.1) führt in diesem Fall auf eine komplizierte nichtlineare Arbeitsnachfragefunktion, die nur unter Schwierigkeiten schätzbar ist. Häufig wird in diesem Fall die Annahme gegebener Produktpreise  $p_t$  durch die Annahme ersetzt, die Unternehmen setzen die Produktpreise mit einem konstanten „mark-up“ auf die Durchschnittskosten<sup>4)</sup>. Diese Annahme führt allerdings im Ergebnis auf die Arbeitsnachfragefunktion (4.2) zurück. Insgesamt sind also die Modelle (4.2), (7.1) und (6.2) für die Messung der relativen Bedeutung der Löhne einerseits und der Nachfrage (gemessen anhand der Produktion) andererseits zu schätzen.

### 2.3. Kritische Anmerkungen

Zweifellos werden einige der obigen Annahmen als recht restriktiv und der ökonomischen Wirklichkeit der Bundesrepublik nicht adäquat empfunden. So ist z. B. die Annahme vollkommener Konkurrenz auf den Absatz- und Faktormärkten und damit das unterstellte Mengenanpasserverhältnis

<sup>1)</sup> Alternativ kann man arbeitssparenden technischen Fortschritt annehmen. Vergleiche dazu: Schloenbach, K., Ökonometrische Analyse der Lohn- und Arbeitsmarktentwicklung in der Bundesrepublik Deutschland 1957-1968, Meisenheim a. Glahn, 1972, S. 213.

<sup>2)</sup> Vgl. Schloenbach, K., a.a.O., S. 212.

<sup>3)</sup> Vgl. Uebe, G., Produktionstheorie, Berlin, Heidelberg, New York, 1976, S. 89ff.

<sup>4)</sup> Vgl. Bischoff, Ch., The Effect of Alternative Lag Distributions, in: G. Fromm, Tax Incentives and Capital Spending, Amsterdam, 1971, S. 69.

ten durchaus fraglich. Man erhält allerdings für den Fall eines monopolistischen Verhaltens auf dem Absatzmarkt und eines monopsonistischen Verhaltens auf dem Faktormarkt unter der Restriktion einer CES-Produktionsfunktion die Arbeitsnachfragefunktion (8).

$$(8) \quad L^* = D(\alpha_1 \cdot h) \cdot \sigma \cdot \left( \frac{(1+1/\epsilon_2) p_t(X)}{(1+1/\epsilon_1) w_t(L)} \right)^\sigma \cdot X_t^d \cdot e^{-\gamma \bar{\sigma} \cdot t}$$

Dabei bezeichnet  $\epsilon_1$  die Preisabsatzelastizität und  $\epsilon_2$  die Faktornachfrageelastizität. Sind diese Elastizitäten konstant, so sind lediglich die geschätzten Parameter entsprechend zu interpretieren. Das neoklassische Modell geht weiter von einer Homogenität des Faktors Arbeit aus, die in der Realität nicht gegeben ist. Diesem Argument könnte man prinzipiell durch eine Schätzung von Nachfragefunktionen für Teilarbeitsmärkte Rechnung tragen<sup>5)</sup>. Dabei müßte allerdings die Mobilität zwischen den Teilarbeitsmärkten berücksichtigt werden. Für die in den Gleichungen (4.2) und (7.1) beschriebene langfristige Nachfrage kommt den quasi-fixen Eigenschaften des Faktors Arbeit eine geringere Bedeutung zu als in einer kurzfristigen Betrachtung. Dies gilt entsprechend für die Annahme ex post substituierbarer Produktionsfaktoren Arbeit und Kapital. Selbst wenn auf mikroökonomischer Ebene die Produktionsfunktionen ex post keine Substitutionen zulassen, ergeben sich unter bestimmten Verteilungsannahmen durch Aggregation substitutionale Produktionsfunktionen<sup>6)</sup>. Allerdings ist die implizite Annahme einer Substitutionselastizität  $\sigma = 1$  der Cobb-Douglas-Funktion sehr restriktiv. Die CES-Funktion weist hingegen die notwendige Flexibilität zur Prüfung der obigen Hypothesen auf, da sie als Grenzfall ( $\sigma = 0$ ) auch die limitationale Funktion einschließt. In Anbetracht der Gleichung (4.2) lassen sich daher unterschiedliche Meinungen über den Einfluß der Faktorpreise auf die Beschäftigung als unterschiedliche Auffassungen über die Substitutionselastizität interpretieren. Die Frage nach dem Einfluß der Lohnhöhe auf die Beschäftigung ist insofern weniger eine wirtschaftstheoretische, sondern vielmehr eine empirische Frage. Problematisch ist weiterhin die Art der Berücksichtigung des technischen Fortschritts als faktorungebundenen technischen Fortschritt. Die Tatsache, daß die Arbeit in der Bundesrepublik über lange Zeit ein relativ knapper Faktor war und der technische Fortschritt daher vor allem dort realisiert wurde, wo er zu Einsparungen des Faktors Arbeit, d. h. zu einer erhöhten Kapitalintensität führte, spricht eher dafür, einen arbeitssparenden technischen Fortschritt zu unterstellen.

#### 2.4. Anpassungen an die langfristige Nachfrage

Bei der Schätzung der Arbeitsnachfragefunktion (4.2) anhand von Vierteljahreszahlen muß beachtet werden, daß aufgrund arbeitsvertraglicher und institutioneller Regelungen (Kündigungsfristen, Aufstellung von Sozialplänen etc.) und aus Kostengründen (Anwerbung und Einarbeitung neuer Arbeitskräfte) *vollständige* Anpassungen der Beschäftigung an Lohn- und Nachfrageänderungen kurzfristig nicht möglich sind. Auch die Tatsache, daß die Faktorsubstitution wegen der Anschaffungsdauer für neue Kapitalgüter Zeit benötigt, führt zu einer verzögerten Anpassung. Die Kosten des „hiring“ und

„firing“ verhindern insbesondere bei nur als kurzfristig erwarteten Nachfragerückgängen eine Anpassung der Beschäftigung.

Zur Berücksichtigung dieser Verzögerung wird meistens das Modell partieller Anpassung verwendet.

Da man durch Logarithmierung der Gleichung (4.2) die lineare Schätzgleichung (9.1) erhält, empfiehlt es sich anzunehmen, daß eine Anpassung proportional zu den *relativen* Abweichungen von den optimalen Werten  $L_t$  entsprechend Gleichung (10) erfolgt.

$$(9.1) \quad \ln L_t^* = \ln D + \sigma \cdot \ln(\alpha_1 h) + \sigma \ln \left( \frac{P_t}{w_t} \right) + d \ln X_t - \gamma \bar{\sigma} t$$

$$(10) \quad L_t/L_{t-1} = (L_t^*/L_{t-1}^*)^\lambda \\ \text{bzw. } \ln L_t - \ln L_{t-1} = \lambda (\ln L_t^* - \ln L_{t-1}^*)$$

Durch Einsetzen von (9.1) in (10) erhält man die zu schätzende Arbeitsnachfragefunktion (9.2).

$$(9.2) \quad \ln L_t = \lambda \ln D + \lambda \sigma \ln(\alpha_1 h) + \lambda \sigma \ln \left( \frac{P_t}{w_t} \right) + \lambda d \ln X_t + (1-\lambda) \ln L_{t-1} - \lambda \gamma \bar{\sigma} t$$

Für  $\lambda=1$  erfolgt eine sofortige Anpassung, für sehr kleine Werte von  $\lambda$  erfolgt die Anpassung sehr langsam. Die mittlere Verzögerung ergibt sich als  $(1-\lambda)/\lambda$ .

Dieses Modell ist insofern problematisch, als es für die Nachfrageänderungen und die Änderungen der Faktorpreise gleiche Verzögerungen unterstellt. Insbesondere die Dauer der Anschaffung neuer Kapitalgüter führt jedoch dazu, daß die Beschäftigung sich langsamer an Änderungen der Faktorpreise anpaßt als an Änderungen der Nachfrage. Man kann diese Unterschiede in den Lagverteilungen u. a. mit Hilfe der Almon-Technik berücksichtigen, bei der unterstellt wird, daß die Parameter  $a$  und  $b$  der Gleichung (11) auf einem Polynom niedriger Ordnung liegen.

$$(11) \quad \ln L_t = \text{Konst.} + \sum_{i=0}^S a_i \ln \left( \frac{P}{w} \right)_{t-i} + \sum_{i=0}^S b_i \ln X_{t-i} - \gamma \bar{\sigma} t \\ \text{Dabei gilt } \sum_{i=0}^S a_i = \sigma \text{ und } \sum_{i=0}^S b_i = d.$$

Beide Modelle haben sicherlich den Nachteil, daß sie die Anpassung der Beschäftigung an Änderungen der Nachfrage, gemessen an der Produktion, losgelöst von vorausgegangenen Anpassungen durch Lager- und Auftragsbestandsänderungen betrachten. Es ist bekannt, daß bei einer Nachfragesteigerung zunächst Lagerbestände abgebaut werden, bevor eine Änderung der Produktion erfolgt. Man könnte diese Einflüsse insbesondere im Rahmen des partiellen Anpassungsmodells dadurch berücksichtigen, daß man verzögerte Lager- und Auftragsbestandvariable zusätzlich in die Gleichung (10) aufnimmt und damit ein interdependentes Anpassungsmodell schätzt. Im Hinblick auf die hohe gegenseitige Abhängigkeit der einzelnen Zeitreihen soll hier jedoch auf einen solchen Ansatz verzichtet werden.

### 3. Die Daten

Es wurde bereits erwähnt, daß in dieser Untersuchung nur die Lohneinflüsse auf die Arbeitsnachfrage des verarbeitenden

<sup>5)</sup> Dieses Vorgehen folgt unmittelbar aus den obigen Ansätzen, wenn man die Arbeit unterschiedlicher Qualifikation als zusätzliche Produktionsfaktoren in die Produktionsfunktionen (1) und (2) aufnimmt.

<sup>6)</sup> Vgl. Houthakker, H. S., The Pareto Distribution and the Cobb-Douglas Production Function in Activity Analysis, Review of Economic Studies, Vol. 23 (1955), S. 27-31, Levhari, D., A Note on Houthakker's Aggregate Production Function in a Multifirm Industry, Econometrica., Vol. 36, (1968), S. 151-154.

Gewerbes betrachtet werden sollen. Damit wird berücksichtigt, daß für die Beschäftigten insbesondere des Staatssektors andere Bestimmungsgründe gelten.

Es stellt sich zunächst die Frage nach einer geeigneten Zeitreihe für die Arbeitsnachfrage. Geht man dabei von der Zahl der Erwerbstätigen aus, so sind zunächst die Selbständigen auszuschließen. Die Zahl der abhängig Beschäftigten gibt allerdings keine unterschiedlichen Arbeitszeiten wieder, die durch Vertrag (Teilzeitbeschäftigungen), durch Überstunden oder durch Kurzarbeit auftreten können. Die Vernachlässigung der unterschiedlichen Arbeitszeiten ist nur dann zulässig, wenn die Verteilung der Arbeitszeiten im Zeitablauf in etwa stabil war. Dies ist schon aufgrund von tariflichen Änderungen der Arbeitszeit in der Periode 1961-1975 nicht der Fall. Es scheint daher, daß die Zeitreihe der bezahlten Arbeitsstunden des Verarbeitenden Gewerbes besser geeignet ist. Sie wird jedoch aus einer Multiplikation der Zahl aller Beschäftigten mit der durchschnittlichen Zahl der bezahlten Stunden der Arbeiter berechnet, so daß Unterschiede in der Stundenzahl der Arbeiter und Angestellten unberücksichtigt bleiben. Die bezahlten Stunden sind sicher auch nicht mit den produktionstechnisch notwendigen, geleisteten Stunden identisch, da insbesondere in der Rezession Arbeitskräfte gehortet werden. Das läßt sich bekanntlich aus dem starken Produktivitätsrückgang zu Beginn der Rezession 1966/67 und dem starken Produktivitätsanstieg zu Beginn des Aufschwungs 1968/69 folgern.

Eine Identifikation der bezahlten Arbeitsstunden als Arbeitsnachfrage setzt voraus, daß es in der Referenzperiode keine Engpässe am Arbeitsmarkt gegeben hat. Da diese Annahme fraglich ist, wird häufig die Zahl der Beschäftigten zuzüglich der offenen Stellen als Maß der Arbeitsnachfrage vorgeschlagen. In Anbetracht der Probleme der Statistik der offenen Stellen ist das jedoch nicht weniger problematisch. Einerseits werden nur die gemeldeten offenen Stellen ausgewiesen. Je nach Konjunkturphase und Anforderungen an die Stelleninhaber ist das Meldeverhalten der Wirtschaft unterschiedlich. Aufgrund unterschiedlicher Vermittlungsdauer ist die zeitliche Zurechnung offener Stellen problematisch. Ferner ist ein gewisser Bestand an offenen Stellen dem Ersatzbedarf an Arbeitskräften zuzurechnen. Außerdem sind Doppelzählungen sehr wahrscheinlich. Schließlich verbietet sich die Berücksichtigung offener Stellen in einem Modell, dem bestimmte produktionstheoretische Annahmen zugrunde liegen, da den offenen Stellen keine meßbare Produktion zuzuordnen ist. Das Modell müßte dann mindestens von einer geplanten Produktion künftiger Perioden ausgehen. Aus diesen Gründen soll hier die Beschäftigtenzahl (LE) bzw. die Zahl der insgesamt bezahlten Arbeitsstunden (LH) verwendet werden. Dieses Vorgehen läßt sich besonders dann vertreten, wenn man annimmt, daß der Zustrom ausländischer Arbeitskräfte im wesentlichen die Lücke im inländischen Arbeitsangebot ausgeglichen hat. Da die Zahl der tatsächlich beschäftigten Arbeitskräfte bzw. bezahlten Arbeitsstunden unter anderem wegen der erwähnten Hortung von Arbeitskräften nicht mit der für die Produktion notwendigen Beschäftigten- bzw. Arbeitsstundenzahl identisch ist, werden z. B. in der Aufschwungphase größere Produktionssteige-

rungen nur mit einem relativ geringen Zuwachs an Arbeitskräften möglich. In der Schätzung der Arbeitsnachfragefunktion führt dieser Datenmangel leicht zu einer Schätzung steigender Skalenerträge ( $h > 1$ ).

Die Vierteljahreswerte des Beitrags des verarbeitenden Gewerbes zum Bruttoinlandsprodukt (X) als Produktionsvariable wurden anhand der vom Statistischen Bundesamt veröffentlichten Halbjahreswerte<sup>7)</sup> im Rahmen des „SYSIFO“-Projekt selbst errechnet. Die Lohnkosten werden als Bruttolohn- und Gehaltssumme des verarbeitenden Gewerbes pro Beschäftigten<sup>8)</sup> (WE) bzw. pro bezahlter Arbeitsstunde (WH) berechnet. Damit werden die für das verarbeitende Gewerbe nicht vorliegenden Beiträge der Arbeitgeber zur Sozialversicherung, an Lebensversicherungen und Pensionskassen sowie die unterstellten Sozialbeiträge nicht berücksichtigt.

Schwieriger gestaltet sich die Konstruktion einer Zeitreihe für die Kapitalnutzungskosten, wenn man die staatliche Aktivität in Form von Steuersätzen, steuerlichen Abschreibungen, Investitionsprämien etc. berücksichtigen will. Im Hinblick darauf, daß diese Variablen in der Periode 1961-1975 kaum geändert wurden, d. h. eine sehr kleine Varianz haben, ist ihr Einfluß auf die Beschäftigung auch nur schwer nachweisbar. Eine einmalige Änderung z. B. des Steuersatzes erlaubt es nicht, den Steuereinfluß nachzuweisen. Insofern werden in einer aus vielen Faktoren zusammengesetzten Variablen für die Kapitalnutzungskosten, nur die Variablen mit der größten Varianz einen wesentlichen Erklärungsbeitrag leisten.

Hinzu kommt, daß z. B. die Steuersätze ganz aus der Betrachtung ausgeschlossen werden können, wenn wirtschaftliche und steuerliche Abschreibung nicht auseinanderfallen<sup>9)</sup>. Es sollen deshalb hier nur die Zins- und Abnutzungskosten berücksichtigt werden (vgl. Gleichung [6]).

Dabei sind die Preise für Kapitalgüter ( $q_t$ ) ein gewogener Durchschnitt aus den Preisen für dauerhafte Ausrüstungsgüter und Gebäude, die selbst aus den impliziten Preisen der Gesamtrechnung des DIW errechnet werden. Als Zinssatz wird die Umlaufrendite langfristiger festverzinslicher Wertpapiere verwendet<sup>10)</sup>. Die Abschreibungsrate ( $d$ ) wurde aus der vom DIW errechneten durchschnittlichen Nutzungsdauer für Ausrüstungsgüter mit ( $3 = 0,01925$  pro Quartal geschätzt<sup>11)</sup>).

Der Kapitalstock des verarbeitenden Gewerbes K wurde ebenfalls der Arbeit von Kregel und Baumgart entnommen. Um eine unterschiedliche Auslastung des Kapitalstocks zu berücksichtigen, wird in der empirischen Analyse der Kapitalstock K mit dem vom Ifo-Institut ermittelten Auslastungsgrad U multipliziert.

Schließlich wird als Zeitreihe für den Produktpreis  $p_t$  der Wertschöpfungspreis des verarbeitenden Gewerbes ( $P_t$ ) verwendet, der sich aus einer Division des nominalen Beitrags zum Bruttoinlandsprodukt durch den realen Beitrag zum Bruttoinlandsprodukt ergibt.

#### 4. Schätzmethode und Ergebnisse

Bei der isolierten Schätzung einer Arbeitsnachfragefunktion nach der KQ-Methode wird die Produktion X als exogene Variable angesehen, obwohl Produktion und Beschäftigung gegenseitig abhängig sind. Die KQ-Schätzungen werden daher verzerrt sein. Bei der Analyse von Vierteljahreszahlen ist diese Verzerrung jedoch wegen des relativ großen Einflusses von zeitlich verzögerten Variablen im allgemeinen gering, wenn die Residuen nicht autokorreliert sind.

<sup>7)</sup> Vgl. Statistisches Bundesamt, Fachserie N, Reihe 1.

<sup>8)</sup> Vgl. DIW, Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung, laufende Hefte, Berlin.

<sup>9)</sup> Vgl. Hall, R. E., W. Jorgenson Application of the Theory of Optimal Capital Accumulation, in G. Fromm: a.a.O., S 18.

<sup>10)</sup> Vgl. Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, VI. Kapitalmarkt, 6. Renditen inländischer Wertpapiere.

<sup>11)</sup> Baumgart, E. R., R. Kregel, Die industrielle Vermögensrechnung des DIW, Ergebnisse einer Neuberechnung, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Beiträge zur Strukturformung 10 (1970).

Insofern kann die Verwendung der KQ-Methode akzeptiert werden, wenn keine Autokorrelation der Störvariablen vorliegt.

Für das Modell (4.2) ergeben sich unter Berücksichtigung einer partiellen Anpassung (Gleichung 9.2) bzw. bei Verwendung der Almon-Methode mit einem Polynom 2. Grades (Gleichung 11) folgende Schätzungen (unter den Schätzwerten sind in Klammern t-Werte angegeben)<sup>12)</sup>.

(1) Anpassungsmodell

$$\begin{aligned} \text{a) } \ln LE = & -0,184 & -0,0047 \ln(WE/P) & +0,218 \ln X \\ & (60,590) & (60,098) & (67,50) \\ & -0,0027 t & +0,750 \ln LE_{-1}; & R^2 = 0,960 \\ & (4,31) & (17,13) & D = 0,07 \\ & & & \text{(keine Autokorrelation)} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{b) } \ln LH = & 1,938 & -0,185 \ln(WH/P) & +0,380 \ln X \\ & (5,66) & (2,97) & (8,50) \\ & -0,0023 t & +0,640 \ln LH_{-1}; & R^2 = 0,963 \\ & (2,05) & (12,18) & D = 0,05 \\ & & & \text{(keine Autokorrelation)} \end{aligned}$$

(2) Almon-Schätzung

$$\begin{aligned} \text{a) } \ln LE = & -0,256 + \sum_{i=0}^7 a_i \ln(WE/P)_{-i} + \sum_{i=0}^7 b_i \ln X_{-i} \\ & (2,55) & & \\ & -0,0091 t; & & \\ & (5,51) & & \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} R^2 &= 0,961 \\ DW &= 0,61 \end{aligned}$$

$a_0 = 0,149$ (2,17)	$b_0 = 0,151$ (32,90)
$a_1 = 0,095$ (2,64)	$b_1 = 0,125$ (3,40)
$a_2 = 0,047$ (1,28)	$b_2 = 0,104$ (0,82)
$a_3 = 0,004$ (0,09)	$b_3 = 0,087$ (0,26)
$a_4 = -0,034$ (0,74)	$b_4 = 0,074$ (0,11)
$a_5 = -0,066$ (1,78)	$b_5 = 0,067$ (0,06)
$a_6 = -0,094$ (2,59)	$b_6 = 0,064$ (0,04)
$a_7 = -0,116$ (1,71)	$b_7 = 0,066$ (0,03)

$$\sum a_i = -0,015 \quad \sum b_i = 0,738$$

$$\begin{aligned} \text{b) } \ln LH = & -1,22 + \sum_{i=0}^7 a_i \ln(WH/P)_{-i} + \sum_{i=0}^7 b_i \ln X_{-i} \\ & (4,79) & & \\ & -0,0018 t & & \\ & (0,63) & & \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} R^2 &= 0,960 \\ DW &= 0,86 \end{aligned}$$

$a_0 = -0,136$ (1,47)	$b_0 = 0,366$ (70,76)
$a_1 = -0,124$ (2,58)	$b_1 = 0,251$ (5,26)
$a_2 = -0,114$ (2,45)	$b_2 = 0,160$ (1,01)
$a_3 = -0,105$ (1,84)	$b_3 = 0,093$ (0,22)
$a_4 = -0,097$ (1,73)	$b_4 = 0,051$ (0,06)
$a_5 = -0,091$ (2,13)	$b_5 = 0,032$ (0,02)
$a_6 = -0,086$ (2,10)	$b_6 = 0,038$ (0,02)
$a_7 = -0,083$ (0,96)	$b_7 = 0,067$ (0,02)

$$\sum a_i = -0,836 \quad \sum b_i = 1,058$$

Sowohl das Anpassungsmodell als auch die Almon-Schätzung ergeben für die Gleichung der Beschäftigten (1a und 2a) eine langfristig relativ geringe Substitutionselastizität von

$$\frac{0,0047}{0,250} = 0,0188 \text{ bzw. } 0,015$$

und steigende Skalenerträge von 1,15 bzw. 1,36. Demgegenüber ergeben sich für die Gleichung der bezahlten Arbeitsstunden (1b und 2b) wesentlich höhere Substitutionselastizitäten von 0,514 bzw. 0,836 und Skalenerträge von 0,90 bzw. 0,74.

Obwohl die Almon-Schätzung in beiden Fällen deutlich größere Verzögerungen im Einfluß des Reallohns als im Einfluß der Produktion zeigt, sind die Schätzergebnisse aufgrund einer Reihe methodischer Probleme nur mit Vorsicht zu interpretieren. In beiden Fällen besteht eine hohe Autokorrelation der Residuen.

Schätzt man das Anpassungsmodell unter der Restriktion konstanter Skalenerträge ( $d = 1$ ), so ergeben sich sowohl für die Beschäftigtengleichung als auch für die Arbeitsstundengleichung falsche Vorzeichen der Trendvariablen. Die Annahme konstanter Skalenerträge erscheint daher im Hinblick auf die gegebenen Daten nicht sinnvoll zu sein. Die sehr hohen Substitutionselastizitäten dieser Schätzungen werden daher im folgenden außer Acht gelassen.

$$\begin{aligned} \text{a) } \ln(LE/X) = & 2,827 - 0,458 \ln(WE/P) + 0,0018 \\ & (2,79) & (3,19) & (1,01) \\ & t + 0,617 \ln(LE/X)_{-1} \\ & (6,37) \\ R^2 &= 0,990 \quad D = 2,4 \text{ (Autokorrelation)} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{b) } \ln(LH/X) = & -0,085 - 0,557 \ln(WH/P) + 0,0042 \\ & (0,284) & (3,44) & (1,29) \\ & t + 0,678 \ln(LH/X)_{-1} \\ & (6,01) \\ R^2 &= 0,993 \quad D = 1,07 \text{ (keine Autokorrelation)} \end{aligned}$$

Die Almon-Schätzungen unter der Annahme konstanter Skalenerträge ergaben teilweise falsche Vorzeichen für die Lohnvariable.

Die Schätzung der Gleichung (7.1) ergab sowohl für die Beschäftigten als auch für die Arbeitsstunden falsche Vorzeichen und fehlende Signifikanz des Faktorpreisverhältnisses. Dieses gilt sowohl für das Anpassungsmodell als auch für die Almon-Schätzung. Diese Gleichung wird daher aus der Betrachtung ausgeschlossen.

Für die Gleichung (6.2) wurden folgende Schätzwerte für das Anpassungsmodell errechnet:

$$\begin{aligned} \text{a) } \ln LE = & -0,680 & +0,00093 \ln \left( \frac{C}{WE} \right) \\ & (6,31) & (1,20) \\ & +0,252 \ln(U \cdot K) \\ & (9,81) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & +0,714 \ln LE_{-1}; & R^2 = 0,979 \\ & (19,43) & D = 1,48 \\ & & \text{(keine Autokorrelation)} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{b) } \ln LH = & 1,71 & +0,00273 \ln \left( \frac{C}{WH} \right) \\ & (4,35) & (0,089) \\ & +0,442 \ln(U \cdot K) \\ & (8,63) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & +0,532 \ln LH_{-1}; & R^2 = 0,975 \\ & (7,34) & D = 1,86 \end{aligned}$$

<sup>12)</sup> Die 0,1-Variablen zur Berücksichtigung saisonaler Schwankungen wurden aus Gründen der Übersichtlichkeit weggelassen. Die Statistik D ist standardnormalverteilt und dient der Prüfung auf Autokorrelation, wenn die Regressionsgleichung die abhängige Variable mit zeitlicher Verzögerung enthält.

Die Schätzungen dieses Modells zeigen keinen signifikanten Einfluß der Faktorpreisrelation auf die Beschäftigung. Gemäß Gleichung (6.2) sollte die langfristige Elastizität des ausgelasteten Kapitalstocks ungefähr gleich eins sein. Dies ist für die beiden Anpassungsmodelle mit den Werten 0,88 (a) und 0,94 (b) der Fall. Die Almon-Schätzungen wiesen wiederum erheblich autokorrelierte Residuen auf. Im übrigen waren die geschätzten Lagkoeffizienten, sofern sie richtige Vorzeichen haben, der geometrischen Lagverteilung des Anpassungsmodells sehr ähnlich. In diesem Fall lassen sich unterschiedliche Verzögerungen in den Faktorpreiseinflüssen einerseits und in den Einflüssen des ausgelasteten Kapitalstocks andererseits nicht nachweisen.

### 5. **Schlußfolgerung**

Bei den hier betrachteten Beschäftigungsfunktionen läßt sich ein wesentlicher Einfluß der Lohnkosten nur in dem Ansatz (4.2) für bezahlte Arbeitsstunden (LH) nachweisen. Für das Anpassungsmodell ergibt sich eine Substitutionselastizität von 0,51, die deutlich kleiner als eins ist. Aufgrund dieses für die Befürworter einer zurückhaltenden Lohnpolitik günstig-

sten Ergebnisses, bewirkt eine Erhöhung des durchschnittlichen *realen* Stundenlohnes im verarbeitenden Gewerbe um 1 % langfristig eine Senkung der Zahl bezahlter Arbeitsstunden um ca. 0,5 Prozent. Eine solche Wirkung weist der Lohnpolitik durchaus eine gewisse Bedeutung zu. Diese relativ große Elastizität resultiert vermutlich aus der starken Korrelation von Überstunden und Überstundenlöhnen. Berücksichtigt man demgegenüber die statistisch nicht gesicherten Einflüsse der Reallöhne pro Beschäftigten auf die Beschäftigtenzahl des verarbeitenden Gewerbes und die ebenfalls insignifikanten Einflüsse der Faktorpreisrelation im Kostenminimierungsmodell, so dürfte deutlich werden, daß sich die Beschäftigungsprobleme nicht allein durch eine zurückhaltende Lohnpolitik lösen lassen.

Diese Aussage basiert allerdings nur auf dem direkten Einfluß der Löhne auf die Beschäftigung. Die sekundären Wirkungen von Lohnerhöhungen auf die Beschäftigung über die Nachfrage, die Preise etc. wurden hierbei außer acht gelassen. Die direkte Wirkung der Löhne auf die Beschäftigung ist allerdings ein wichtiges Glied in der Kausalkette der neoklassischen Theorie.