

Sonderdruck aus:

# Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

David G. Blanchflower, Andrew J. Oswald

Effizienzentlohnung und die deutsche Lohnkurve

## **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](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>

# Effizienzentlohnung und die deutsche Lohnkurve

David G. Blanchflower, Hannover, und Andrew J. Oswald, Warwick\*

Die Studie versucht einen Test der Lohnkurvenhypothese für Westdeutschland. Sollte eine Lohnkurve gefunden werden können, wird in einem zweiten Schritt untersucht, ob sie durch Effizienzlohnprozesse erklärt werden kann. Die dazu verwendete Theorie macht zwei Vorhersagen: Erstens sind überall dort die Löhne relativ hoch, wo Betriebe die Arbeit der Beschäftigten nicht genau überwachen. Zweitens ist unter den gleichen Umständen die Elastizität der Löhne im Hinblick auf Arbeitslosigkeit hoch. Das deutsche Sozio-ökonomische Panel ist eine der wenigen verfügbaren Datenquellen, die Informationen über den Grad der Kontrolle enthalten. Werden diese Daten verwendet, zeigt sich, daß die erste Vorhersage akzeptiert und die zweite zurückgewiesen wird. Unsere allgemeine Schlußfolgerung ist, daß eine deutsche Lohnkurve mit einer Elastizität von ungefähr -0,1 existiert. Die empirischen Resultate sind jedoch nur im mäßigen Grade im Einklang mit einer Erklärung durch die Effizienzlohnhypothese.

## Gliederung

- 1 Einführung
  - 2 Welche Vorhersagen können aus einem Effizienzlohnansatz abgeleitet werden?
  - 3 Ergebnisse
    - 3.1 Einige Vorüberlegungen
    - 3.2 Enthalten die Daten eine Lohnkurve?
    - 3.3 Sind die Löhne dort hoch, wo der Grad betriebliche Kontrolle klein ist?
    - 3.4 Reagieren Löhne dort stärker auf Arbeitslosigkeit, wo der Grad betrieblicher Kontrolle niedrig ist?
  - 4 Schlußfolgerungen
- Anhang: Das Sozio-ökonomische Panel

## 1 Einführung

Der vorliegende Artikel untersucht die Grundlagen der inversen Beziehung zwischen dem Lohnniveau und der regionalen Arbeitslosenquote. Klare Hinweise für die Existenz der „Lohnkurve“ (um die Begrifflichkeit unserer Monographie (Blanchflower / Oswald 1994b) zu diesem Thema zu benutzen) enthalten mikroökonomische Untersuchungen verschiedener Autoren für eine Reihe von Ländern. Die Forschungen können noch nicht als abgeschlossen betrachtet werden, aber es gibt genug Belege für die Form einer international übergreifenden Regelmäßigkeit in den Daten. Ein Gegenstand des vorliegenden Artikels ist der Versuch eines Tests, ob Mechanismen der Effizienzentlohnung die Ursache der empirisch festgestellten Regelmäßigkeit sein könnten.

Ein Ziel des Artikels ist die Suche nach Belegen für eine Lohnkurve in den Daten des deutschen Sozio-ökonomischen

Panels. Wir finden solche Belege. Die Elastizität der Kurve ist ähnlich jener, die in Blanchflower / Oswald (1994b) diskutiert wird. Wir verwenden Personendaten, allerdings gibt es inzwischen auch Belege für die Existenz der Lohnkurve mit Betriebsdaten (vgl. z. B. Bellmann / Blien 1996). Ein zweites Ziel des Artikels ist der Versuch eines Tests, *warum* eine solche Kurve existiert.

In dem Bezugsrahmen eines Effizienzlohnansatzes reagieren Löhne auf Arbeitslosigkeit, weil Beschäftigte bei hoher Arbeitslosigkeit weit stärker an der Sicherung und dem Erhalt ihres Arbeitsplatzes interessiert sind und ihre Arbeitsleistung mithin steigt (vgl. Blanchflower / Oswald 1994 b, Kapitel 3.2). Wenn hingegen die Arbeitslosigkeit niedrig ist, werden sie zusehends weniger interessiert sein, daß sie eine andere Arbeitsstelle finden können, wenn dies nötig sein sollte. Dann werden sie eher bereit sein, Risiken einzugehen. Die geleistete Arbeitsanstrengung wird folglich tendenziell niedriger sein. Auch der jeweiligen Firma ist dieser Zusammenhang bekannt. Aus diesem Grund sieht sie sich gezwungen, Maßnahmen zu ergreifen, die die Motivation der Beschäftigten erhöhen, wenn die Arbeitslosigkeit auf dem externen Arbeitsmarkt niedrig ist. Sie kann die Arbeitskräfte zu erhöhter Arbeitsanstrengung veranlassen, indem sie überdurchschnittliche Löhne zahlt. Kann die Arbeitsleistung nur unvollkommen überprüft werden, beeinflußt dies ebenfalls die Lohnhöhe.

Frühere Arbeiten über den deutschen Arbeitsmarkt zu diesem Thema, von denen wir während des IAB-Workshops hörten, stammen von Gerlach / Stephan (1994) sowie von Burda (1991). In beiden Fällen werden Belege dafür gefunden, daß Löhne und der Grad der Überwachung von Arbeit korreliert sind. Dieses Thema wurde auf verschiedene Weise in den früheren Arbeiten von Erica Groshen, Alan Krueger und Jonathan Leonard untersucht. In einer der frühesten empirischen Studien dieser Art verwendete Leonard (1987) Daten für sechs Berufe in Hochtechnologiefirmen in Kalifornien. Er setzte Löhne zu einer Variablen in Beziehung, die das zahlenmäßige Verhältnis Vorgesetzte/einfache Arbeitskräfte ausdrückte. Verschiedene Kontrollvariablen wurden in Regressionsrechnungen berücksichtigt. Für das Verhältnis Vorgesetzte/Untergebene ergab sich ein positiver Regressionskoeffizient. Aus diesem Grund entschied sich Leonard gegen die Effizienzlohntheorie.

Groshen / Krueger (1990) untersuchten die Struktur von Entlohnung und Kontrolle durch Vorgesetzte in dreihundert Krankenhäusern. Seine Daten kamen vom Bureau of Labour Statistics in den USA. Eine Variable für die Intensität der Vorgesetztenkontrolle wurde konstruiert, indem die Anzahl der

\* Professor David G. Blanchflower lehrt am Dartmouth College in Hanover (USA), Professor Andrew J. Oswald an der University of Warwick (GB), email: david.g.blanchflower@dartmouth.edu und: a.j.oswald@warwick.ac.uk.

Dieser Artikel wurde für den IAB-Workshop über die Lohnkurve in Deutschland geschrieben. Die Autoren bedanken sich für viele wertvolle Anregungen seitens der Teilnehmer. Sie danken auch Regina Riphahn, Christoph Schmidt und Klaus Zimmermann sowie den Mitgliedern von SELA-PO an der Universität München für ihre Kommentare und für die Hilfe bei der Beschaffung der verwendeten Daten zur Arbeitslosigkeit. Hilfreiche Vorschläge zu einer früheren Fassung kamen außerdem von Uwe Blien, Michael Burda, Knut Gerlach, Alan Manning, Fred Raines und Helmut Seitz. Ebenfalls gedankt sei dem Centre for Economic Performance der London School of Economics, wo ein Teil der Arbeiten während eines Gastaufenthalts durchgeführt wurde. Der Beitrag (eine Übersetzung des englischen Originals) liegt in der alleinigen Verantwortung der Autoren.

Vorgesetzten zu jener der einfachen Arbeitskräfte, differenziert nach Regionen, in Beziehung gesetzt wurde. Es konnte gezeigt werden, daß der Lohn von einfachen Krankenschwestern eine fallende Funktion der regionalen Kontrollintensität ist. In einer Einkommensfunktion ist der Koeffizient negativ und die Nullhypothese eines verschwindenden Koeffizienten kann auf dem Fünfprozentniveau zurückgewiesen werden. Für eine andere Gruppe von Arbeitskräften ist der Koeffizient negativ und die Nullhypothese nicht zurückgewiesen. Für zwei weitere Gruppen von Arbeitskräften ist der Koeffizient jedoch positiv, d. h. er hat das 'falsche' Vorzeichen. In einem der beiden Fälle erreicht der Koeffizient nahezu das Fünfprozent-Signifikanzniveau. Damit bietet die Studie von Groshen/Krueger keinen starken Beleg zugunsten einer Effizienzlohninterpretation der Daten. Der Artikel ist interessant im Hinblick auf seine theoretische Argumentation, nach der die Theorie kompensierender Lohndifferenziale einen positiven Koeffizienten nahelegen würde. Die Autoren argumentieren, daß die Arbeitskräfte eine enge Überwachung nicht schätzen und darum besonders bezahlt werden müssen, wenn sie diese akzeptieren sollen. Groshen und Krueger legen nahe, daß eine negative Verknüpfung zwischen dem Lohnniveau und der Intensität der Vorgesetztenkontrolle entweder mit der Effizienzlohnhypothese oder mit einem Sortiermodell gemäß Fähigkeiten konsistent wäre. Mit letzterem ist die Idee gemeint, daß Personen unbeobachtete Talente aufweisen, die ihnen helfen, mehr zu verdienen und in die Ränge eines Vorgesetzten aufzusteigen.

Eine weitere Studie von Krueger (1991) verwendet Daten über Fast-Food Restaurants. Dabei wird die Annahme gemacht, daß die Leiter von Filialen, die direkt zu einer großen Kette gehören, weniger Anreize haben, ihre Untergebenen zu kontrollieren als die Leiter von Restaurants, die auf eigene Rechnung arbeiten (Franchisenehmer). Der Eigentumstyp kann im Datensatz identifiziert werden, so daß das Rohmaterial für einen Test vorhanden ist. Krueger schätzt Lohnfunktionen und schließt, daß, bei Konstanzhaltung aller anderen Faktoren, Löhne in den Restaurants höher sind, die zu einer Kette gehören. Die Größe des Effekts ist allerdings nicht dramatisch. Das Lohndifferential ist 2 % für einen einfachen Vollzeitbeschäftigten. Es ist 9 % für Assistenten des Leiters und für Schichtleiter. Krueger interpretiert dies als Beleg für einen Effekt der Kontrolle durch Vorgesetzte, der von der Effizienzlohntheorie postuliert wird. Zwar könnte dies eine plausible Interpretation sein, aber es ist doch einschränkend anzumerken, daß die Indirektheit des Tests, der keine direkten Daten über die Kontrolle verwendet, als Schwäche zu berücksichtigen ist.

Eine ziemlich andere Art von Test wurde von Cappelli/Chauvin (1991) durchgeführt. In Übereinstimmung mit der Effizienzlohntheorie finden die Autoren, daß in einer Stichprobe von 78 Betrieben die Rate der Entlassungen aus disziplinarischen Gründen negativ mit einem Lohndifferential korreliert. Die Daten kamen von einem anonymen Automobilhersteller in den USA. Auch diese Arbeit kann den Grad der Überwachung nicht messen.

## 2 Welche Vorhersagen können aus einem Effizienzlohnansatz abgeleitet werden?

Die wichtigste Beziehung in einem Effizienzlohnmodell ist die sogenannte „No-shirking-condition“ (NSC) der Art, wie sie z. B. in der Arbeit von Shapiro / Stiglitz diskutiert wird. In diesem wird eine fallende Kurve, die Löhne und Arbeitslosigkeit in Beziehung setzt, aus optimierendem Verhalten ab-

geleitet. Die Ursache für die negative Steigung ist zunächst, daß Arbeitslosigkeit die Arbeitskräfte erschreckt. In der Konsequenz wird es den Firmen möglich gemacht, in Rezessionen ihren Beschäftigten weniger zu bezahlen. Das Modell ist in einer Weise konstruiert, die Löhne und Arbeitslosigkeit eher negativ als positiv verknüpft. Dies ist eine Sichtweise konträr zu jener von Harris / Todaro (1970). Um zu verstehen, warum die elementare, ansteigende Harris/Todaro-Kurve irreführend sein kann, ist es nützlich, sich zu vergegenwärtigen, daß Migration in Wirklichkeit ein kostspieliger Prozeß ist, der in einer Welt mit zufälligen Nachfrageschocks stattfindet. Dann müssen 'dauerhafte' Werte für Arbeitslosigkeit und Löhne von der Harris/Todaro-Beziehung erfaßt werden. Dies ist jedoch nicht das Problem des vorliegenden Artikels.

In dem Modell von Blanchflower und Oswald (1994, vgl. die Darstellung in Blien 1996a, Anhang 1, in diesem Heft) hat jede Region eine fallende konvexe Lohnkurve. Die NSC oder Lohnkurve wird durch folgende Gleichung gegeben:

$$w = e + b + \frac{e\delta}{(1-\delta)[1-\alpha(U)]} \quad (1)$$

Hier ist  $w$  der Lohn,  $b$  die Arbeitslosenunterstützung oder eine alternative Einkommensquelle und  $e$  ist die Arbeitsanstrengung. Die Konstante, die durch  $\delta$  bezeichnet wird, ist die Wahrscheinlichkeit, daß ein Arbeiter, der „shirking“ betreibt, der also „bummelt“, der Entdeckung entgeht. Die mit  $\alpha$  bezeichnete Variable ist die Wahrscheinlichkeit einer arbeitslosen Person, eine Arbeitsstelle zu finden. Dies ist eine fallende Funktion der Arbeitslosenrate  $U$ . Gleichung (1) ist die Lohngleichung eines Effizienzlohnmodells, in dem Arbeitslosigkeit implizit als Disziplinierungsmittel dient. Eine zentrale Annahme ist, daß das Verhalten von Arbeitskräften nicht vollständig überwacht werden kann. So müssen die Löhne hoch genug gesetzt werden, um zu verhindern, daß die Beschäftigten das Risiko des „shirking“ eingehen. Gäbe es kein Problem mit der Überwachung, gäbe es keine „No-shirking-condition“.

Die testbaren Vorhersagen, die im vorliegenden Artikel diskutiert werden, entstammen der Gleichung (1). Der Gleichgewichtslohn  $w$  ist eine ansteigende Funktion der Wahrscheinlichkeit  $\delta$ , der Entdeckung zu entgehen. Die Ableitung des Gleichgewichtslohns nach der Arbeitslosenquote  $U$  ist absolut ausgedrückt größer, je größer die Wahrscheinlichkeit  $\delta$  ist. Läßt man die Details weg, so kann als Folgerung 1 abgeleitet werden, daß eine stärkere Überwachung einen höheren Gleichgewichtslohn impliziert:

$$\frac{\partial w}{\partial \delta} = \frac{e}{(1-\delta)^2[1-\alpha(U)]} > 0 \quad (2)$$

Folgerung 2 ist, daß weniger Überwachung eine stärkere Reaktion des Lohns auf die Arbeitslosenrate impliziert:

$$\frac{\partial}{\partial \delta} \left( \frac{\partial w}{\partial U} \right) = \frac{e\alpha'(U)}{\{(1-\delta)[1-\alpha(U)]\}^2} < 0 \quad (3)$$

Grenzfälle sind jene, wo die Arbeitsleistung perfekt ( $\delta = 0$ ) bzw. nicht überwacht wird ( $\delta = 1$ ). In diesen Fällen sind die Gleichungen (2) und (3) nicht wohldefiniert. Entgegen dem Augenschein ist es nicht möglich,  $\delta = 0$  in Gleichung (3) zu setzen, da dies eine Division durch Null im Prozeß der Ableitung implizieren würde.

Wo Arbeitskräfte eng überwacht werden, sind die Löhne niedrig und ihre Reagibilität auf die Arbeitslosigkeit ist klein. Dies könnte als Annäherung an das Konkurrenzmodell verbreiteter Lehrbücher angesehen werden. Im Gegensatz dazu sind dort, wo die Arbeitsleistung nur ungenau überwacht werden kann, die Löhne hoch und ihre Reagibilität auf Arbeitslosigkeit groß. Unter diesen Umständen wirken Effizienzlohnprozesse.

In der Diskussion wurde ein Punkt nicht vollständig exakt behandelt. Gleichung (3) ist nichtlinear, aber sie ist nicht logarithmisch. Es ist in der empirischen Literatur üblich geworden, Lohngleichungen in Logarithmen zu schätzen. Im Prinzip ist jedoch alles, was von Gleichung (3) gesagt werden kann, daß die Ableitung der Löhne nach der Arbeitslosigkeit größer sein wird, wo  $\delta$  groß ist. Dies ist keine Aussage über die Elastizität per se. Außerdem wird gemäß der Theorie der Lohn dort eher niedrig sein, wo der Grad der Überwachung und der Kontrolle groß ist. Die Elastizität der Entlohnung im Hinblick auf die Arbeitslosigkeit ist die Ableitung  $dw/dU$  multipliziert mit dem Verhältnis der Arbeitslosigkeit zu den Löhnen. Selbst in einer linearen Welt, wo jeder Gruppe von Arbeitskräften der gleiche numerische Wert für die betreffende Ableitung zugeordnet werden kann, führt die Definition der Elastizität automatisch dazu, daß ihr numerischer Wert für jene als größer erscheint, die enger überwacht werden. Das nächste Kapitel versucht, diese potentielle Schwierigkeit zu erkennen. In der Praxis ist der geschätzte Koeffizient der Variablen für die Kontrolle in einer Lohnfunktion hinreichend klein, so daß das Problem voraussichtlich nicht gravierend sein wird. Wir haben überprüft, daß die später dargestellten Resultate auch für nichtlogarithmische Gleichungen gelten, in denen sowohl  $w$  als auch  $U$  in Niveaus, nicht in Logarithmen gemessen sind.

In den Lohnregressionen wird die Arbeitslosenquote als gegeben behandelt. Obwohl Arbeitskräfte in der Lage sind, zwischen Arbeitsplätzen mit niedrigem und mit hohem Niveau der Arbeitsanstrengung zu wählen, wird kein Selbstselektionsterm mit eingeschlossen. Es wäre wünschenswert einen Instrumentalvariablenansatz zu schätzen, um beide Schritte zu umgehen.

### 3 Ergebnisse

#### 3.1 Einige Vorüberlegungen

Wie das vorherige Kapitel gezeigt hat, können testbare Folgerungen aus dem Effizienzlohnmodell abgeleitet werden. Sobald Daten zur Intensität der betrieblichen Kontrolle vorliegen, kann ein Test der theoretischen Vorhersagen vorgenommen werden.

Das deutsche Sozio-ökonomische Panel ist ein mikroökonomischer Datenbestand, der Informationen über ca. 6000 deutsche Arbeitskräfte für jedes Jahr bereithält. Es hat den ungewöhnlichen Vorzug, daß in bestimmten Jahren Antworten von Arbeitskräften auf eine Frage über den Grad enthalten sind, zu dem ihre Arbeit kontrolliert wird. Arbeitskräfte werden gefragt: „Wird Ihre Arbeitsleistung streng kontrolliert?“ (in der Welle von 1989 Frage 39E). Die Befragten haben die Wahl unter drei verschiedenen Antwortvorgaben: „Trifft voll zu“, „Trifft teilweise zu“, „Trifft nicht zu“. Wenn man die drei Jahre 1985, 1987 und 1989 kombiniert, gaben 17 % der Arbeitskräfte an, daß die Aussage zutrifft, 34 % daß sie teilweise zutrifft und ungefähr 50 % gaben die Antwort „trifft nicht zu“. Die Stichprobe umfaßt 17597 Fälle. Dabei handelt es sich größtenteils um die gleichen Arbeitskräfte, die in drei Wellen

befragt wurden. Die Daten werden als „pooled cross-section“ behandelt, obwohl dies nicht die ideale Vorgehensweise ist.

Der vorliegende Artikel verwendet diese Daten. Wie meistens in der empirischen Arbeit ist eine Anzahl von Annahmen erforderlich, um abstrakte Theorie in empirische Anwendungen zu übersetzen. Die Überzeugungskraft eines Tests beruht teilweise auf der Überzeugungskraft der ihm zugrunde liegenden Annahmen. In dem Bezugsrahmen eines Effizienzlohnansatzes wie im vorhergehenden Kapitel, spielt die Variable  $\delta$  eine Schlüsselrolle. Diese Variable ist die Wahrscheinlichkeit, „shirking“ zu entdecken. Die Antwort auf die genannte Frage im Sozio-ökonomischen Panel dient als Proxy für die Variable  $\delta$ .

Es ist wichtig, die möglichen Probleme eines solchen Ansatzes zu erkennen. In der Theorie spielt  $\delta$  die Rolle eines exogenen Parameters, der für alle Personen gleich ist und vermutlich allein durch die verwendete Technologie determiniert ist. Aus der Sicht eines Ökonomen, der angewandte Forschung betreibt, ist keine dieser Annahmen besonders attraktiv. Es ist kaum zu sehen, wie diese Voraussetzungen dem Buchstaben nach wirklich wahr sein könnten. Dennoch wird diesen Annahmen in der vorliegenden Analyse gefolgt, da wir davon ausgehen, daß eine Theorie vielleicht am besten über ihre Vorhersagen getestet wird, und weil in dem frühen Stadium der empirischen Arbeiten mit Tests von Effizienzlohnmodellen es nicht für wünschenswert erscheint, eine üblicherweise benutzte theoretische Struktur zu verlassen. Dies öffnet die Tür zu jener Kritik an der vorliegenden Studie, daß nur eine stilisierte Version der Theorie getestet wurde. Jede Zurückweisung kann von Verteidigern der Theorie als ein nur schwacher Beleg interpretiert werden. Dies ist eine verbreitete Art von Kritik.

**Tabelle 1: Lohnfunktionen mit Arbeitslosenquoten**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	arithmetisches Mittel
Log (Arbeitslosenrate)	,0126 (1,24)	-,0502 (5,87)	-,0624 (7,24)	-,0630 (7,08)	-,0397 (1,20)	1,7
Männlich		,2641 (59,43)	,2443 (53,73)	,2061 (39,73)	,2066 (39,85)	0,6
Alter		,0981 (81,93)	,0914 (68,71)	,0904 (65,64)	,0903 (65,56)	38,3
(Alter) <sup>2</sup>		-,0011 (71,26)	-,0010 (62,31)	-,0010 (59,30)	-,0010 (59,29)	
Schulbildung in Jahren		,0661 (74,29)	,0659 (71,71)	,0611 (59,98)	,0614 (60,20)	11,1
Lehrausbildung			,0792 (18,05)	,0877 (19,02)	,0883 (19,11)	0,4
Betriebszugehörigkeit (Dauer)			,0129 (17,01)	,0101 (12,73)	,0102 (12,88)	9,9
(Betriebszugehörigkeit) <sup>2</sup>			-,0002 (8,77)	-,0002 (4,45)	-,0002 (4,51)	
Öffentlicher Dienst			,0254 (4,77)	,0062 (0,66)	,0043 (0,46)	0,23
Dummies für Jahre	10	10	10	10	10	
Branchendummies	-	-	-	34	34	
Regionsdummies	-	-	-	-	9	
Konstante	4,00901	,24451	,34080	,97360	,9802	
R <sup>2</sup>	,0797	,3658	,3803	,4188	,4199	
R <sup>2</sup>	,0795	,3656	,3800	,4181	,4191	
N	51823	51823	48416	43153	43153	

Hier und in späteren Tabellen steht die Arbeitslosenquote für jene Region, in der die betreffende Arbeitskraft lebt. Alle Daten sind vom Sozio-ökonomischen Panel. I-Werte stehen in Klammern. Die abhängige Variable ist der Logarithmus des Stundenlohns.

### 3.2 Enthalten die Daten eine Lohnkurve?

In Tabelle 1 ist ein erster Ansatz einer Lohnfunktion dargestellt, die mit ungefähr 50000 Beobachtungen für Westdeutschland geschätzt wurde. Sie deckt den Elfjahreszeitraum 1984-94 ab und ist als pooled cross-section gerechnet. Die abhängige Variable ist der Stundenlohn, der wie üblich in logarithmierter Form einbezogen wurde. Abgesehen von der Arbeitslosenquote, die ebenfalls logarithmisch auf der rechten Seite der Gleichung aufgenommen wurde, treten die üblichen unabhängigen Variablen auf. Sie zeigen, daß deutsche Männer deutlich höhere Löhne als Frauen verdienen, daß sich ein buckelartiges Altersprofil ergibt, daß die Ertragsrate von Ausbildung ungefähr 6 % im Jahr beträgt, daß der Effekt der Betriebszugehörigkeit ausgeprägt bucklig im Verlauf ist (mit einem Maximum nach mehr als 25 Jahren) und daß die Arbeit im öffentlichen Dienst sowohl ökonomisch wie statistisch in-signifikante Effekte auf das Einkommen hat.

Tabelle 1 zeigt einige Belege einer Lohnkurve. Die Arbeitslosenquote ist definiert für 10 Regionen (im wesentlichen Bundesländer) und 11 Jahre, die Koeffizienten der regionalen Arbeitslosenquote variieren je nach Spezifikation zwischen +0,01 und -0,06. Letztere Angabe ist ähnlich jener, die Blanchflower und Oswald (1994b) für Deutschland vorgeschlagen hatten, wobei ein anderer Datensatz verwendet worden war. Tabelle 1 ist jedoch keine besonders starke Bestätigung früherer Resultate. Der Grund ist, daß in Spalte 5 der Tabelle 1, die als die vollständigste Spezifikation gelten könnte, ein t-Wert von kleiner als eins für die Elastizität der Arbeitslosigkeit von ungefähr -0,04 ermittelt wird. Ein Kritiker könnte argumentieren, daß die Nullhypothese eines Koeffizienten von Null nicht zurückgewiesen werden kann. Da der Koeffizient nicht signifikant ist, wäre die Existenz einer deutschen Lohnkurve somit in Frage zu stellen. Ein Verteidiger der Idee der Lohnkurve würde die Sichtweise der Nullhypothese von Null als falsche Ausgangshypothese ansehen. Auch er könnte jedoch Tabelle 1 im besten Fall als schwachen Beleg für die Idee ansehen, daß Löhne auf lokale Arbeitslosigkeit invers reagieren.

Die nicht besonders überzeugenden Resultate von Tabelle 1 sind u. U. darauf zurückzuführen, daß sie auf nur relativ wenigen Beobachtungen für regionale Arbeitslosigkeit basieren. Tabelle 2 enthält einen möglicherweise besser zur Unterscheidung geeigneten Test. Er verwendet geschlechtsspezifische Arbeitslosenquoten für jede Region. Einem Mann, der in Bayern arbeitet, ist mit anderen Worten in der Lohnregression die Arbeitslosenquote für Männer zugeteilt worden, während einer Frau, die in Bayern arbeitet, die Arbeitslosenquote von Frauen in dieser Region zugeordnet wurde. Die implizite theoretische Annahme ist dabei, daß die geschlechtsspezifische Arbeitslosigkeit für die Chance einer Person maßgeblich ist, wieder eingestellt zu werden. Darum sollte die früher verwendete Funktion  $\alpha()$  auf der Grundlage getrennter Arbeitslosenquoten für Männer und Frauen redefiniert werden. Tabelle 3 weitet diese Idee aus. Sie benutzt geschlechts- und altersspezifische Arbeitslosenquoten. Darum ist einem Mann im Alter von 20 Jahren, der in Bayern arbeitet, in der Lohnfunktion die Arbeitslosenquote für bayerische Männer des entsprechenden Alters zugewiesen worden.

Die Gleichungen der Tabellen 2 und 3 bieten stärkere Belege für eine inverse Relation zwischen der Bezahlung und der Arbeitslosigkeit. Die geschätzten Koeffizienten variieren zwischen -0,04 und -0,29. Es erscheint naheliegend, die Koeffizienten der letzten Spalten jeder Tabelle besonders ernst zu nehmen, da in ihnen die größte Zahl an Variablen kontrolliert

**Tabelle 2: Lohnfunktionen mit geschlechtsspezifischen Arbeitslosenquoten**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Log (Arbeitslosenrate)	-.2175 (25,07)	-.0530 (6,61)	-.0622 (7,72)	-.0608 (7,33)	-.0489 (2,29)	-.1356 (6,65)
Männlich		.2508 (51,39)	.2289 (46,14)	.1911 (34,49)	.1945 (26,25)	.0882 (12,23)
Alter		.0980 (81,92)	.0914 (68,68)	.0903 (65,61)	.0903 (65,52)	.0728 (54,24)
(Alter) <sup>2</sup>		-.0011 (71,25)	-.0010 (62,28)	-.0010 (59,27)	-.0011 (59,26)	-.0008 (48,68)
Schulbildung in Jahren		.0661 (74,35)	.0659 (71,73)	.0611 (60,00)	.0614 (60,22)	.0582 (60,15)
Lehrausbildung			.0793 (18,07)	.0877 (19,02)	.0882 (19,10)	.0614 (13,98)
Betriebszugehörigkeit			.0129 (16,99)	.0101 (12,72)	.0102 (12,87)	.0081 (10,80)
(Betriebszugehörigkeit) <sup>2</sup>			-.0002 (8,75)	-.0001 (4,44)	-.0001 (4,50)	-.0001 (3,62)
Öffentlicher Dienst			.0257 (4,82)	.0066 (0,70)	.0046 (0,49)	-.0024 (0,28)
Dummies für die Stellung im Beruf	-	-	-	-	-	3
Dummies für Jahre	10	10	10	10	10	10
Branchendummies	-	-	-	34	34	34
Regionsdummies	-	-	-	-	9	9
Konstante	4,4872	1,2580	1,3497	,9789	1,0114	1,7393
R <sup>2</sup>	,0905	,3659	,3804	,4188	,4199	,4799
R <sup>2</sup>	,0907	,3657	,3801	,4181	,4191	,4791
N	51823	51197	48416	43153	43153	43153

**Tabelle 3: Lohnfunktionen mit geschlechts- und altersspezifischen Arbeitslosenquoten**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Log (Arbeitslosenrate)	-.2859 (50,43)	-.0356 (6,54)	-.0394 (7,19)	-.1008 (9,29)	-.0623 (7,23)
Männlich		.5840 (128,03)	.4990 (98,26)	.4768 (78,36)	.2833 (56,90)
Schulbildung in Jahren		.0657 (77,18)	.0631 (66,68)	.0632 (66,79)	.0584 (77,77)
Lehrausbildung			.0349 (8,20)	.0351 (8,24)	.0230 (06,81)
Betriebszugehörigkeit			.0163 (22,30)	.0165 (22,70)	.0093 (16,01)
(Betriebszugehörigkeit) <sup>2</sup>			-.0002 (9,15)	-.0002 (9,29)	-.0001 (4,67)
Öffentlicher Dienst			.0461 (5,36)	.0421 (4,91)	.0165 (2,42)
Altersdummies	-	9	9	9	9
Dummies für die Stellung im Beruf	-	-	-	-	3
Dummies für Jahre	10	10	10	10	10
Branchendummies	-	-	-	34	34
Regionsdummies	-	-	-	7	7
Konstante	7,8208	5,3469	5,3347	5,3242	5,9876
R <sup>2</sup>	,1035	,4709	,4948	,5287	,7039
R <sup>2</sup>	,1033	,4706	,4945	,5281	,7035
N	56568	55888	52643	46854	46854

wird und da sie fixe Effekte sowohl für Jahre wie für Regionen enthalten. In Spalte 6 der Tabelle 2 ist die Elastizität des Lohns im Hinblick auf die Arbeitslosigkeit ungefähr -0,14 mit einer t-Statistik von nahezu sieben. In Spalte 5 der Tabelle 3 ist die Elastizität -0,06 mit einem t-Wert von mehr als sieben. Es ist schwierig, die Unterschiede zwischen den Spezifika-

**Tabelle 4: Lohnfunktionen mit geschlechts- und altersspezifischen Arbeitslosenquoten: Nur die Jahre 1985, 87, 89**

	(1)	(2) Leistung kontrolliert	(3) nicht kontrolliert	(4) kontrolliert Alter<30	(5) nicht kontrolliert Alter<30	(6) kontrolliert Alter≥30	(7) nicht kontrolliert Alter≥30
Log (Arbeitslosenrate)	-,0751 (3,80)	-,0948 (3,65)	-,0375 (1,25)	-,2598 (4,23)	-,1444 (2,12)	,0615 (1,86)	-,0077 (0,20)
Männlich	,2709 (24,78)	,2192 (15,36)	,3329 (19,96)	,0366 (1,25)	,1351 (3,98)	,3571 (19,60)	,3892 (18,77)
Schulbildung in Jahren	,0574 (39,82)	,0477 (23,88)	,0646 (30,90)	,0341 (7,58)	,0276 (6,03)	,0475 (21,86)	,0705 (29,60)
Lehrausbildung	,0191 (2,98)	,0243 (2,84)	,0214 (2,22)	,0223 (1,38)	,0137 (0,76)	,0180 (1,81)	,0276 (2,43)
Betriebszugehörigkeit	,0098 (8,93)	,0114 (7,35)	,0084 (5,27)	,0347 (5,43)	,0187 (2,37)	,0087 (5,39)	,0064 (3,68)
(Betriebszugehörigkeit) <sup>2</sup>	-,0001 (3,19)	-,0001 (2,59)	-,0001 (1,56)	-,0022 (3,81)	-,0008 (1,09)	-,0001 (1,35)	-,0000 (0,67)
Öffentlicher Dienst	,0151 (1,19)	,0395 (2,25)	-,0076 (0,41)	,0158 (0,52)	-,0406 (1,17)	,0355 (1,67)	,00004 (0,00)
Arbeitsleistung kontrolliert	-,0641 (7,36)	-,0234 (2,80)	—	-,0253 (1,67)	—	-,0172 (1,79)	—
Arbeitsleistung teilweise kontrolliert	-,0426 (6,31)	—	—	—	—	—	—
Altersdummies	10	10	10	2	2	2	2
Dummies für die Stellung im Beruf	3	3	3	3	3	3	3
Dummies für Jahre	2	2	2	2	2	2	2
Branchendummies	34	34	34	34	34	34	34
Regionsdummies	8	8	8	8	8	8	8
Konstante	6,1420	6,4359	5,9467	7,0598	6,6841	6,1005	6,1005
R <sup>2</sup>	,7077	,7258	,6957	,7202	,7031	,6500	,6814
R <sup>2</sup>	,7063	,7233	,6927	,7139	,6928	,6454	,6775
N	13502	7085	6417	2492	1583	4593	4834

In den Spalten 2, 4 und 6 der Tabelle umfaßt Leistung kontrolliert die Antworten „trifft zu“ und „trifft teilweise zu“

tionen zu beurteilen. Anscheinend ist jedoch ein wiederkehrendes Muster darin zu sehen, daß eine fallende Funktion mit einer Elastizität des Lohnes im Hinblick auf die Arbeitslosigkeit von ungefähr -0.1 auftritt.

Dabei sollte darauf hingewiesen werden, daß diese Schätzungen die Standardfehler der Arbeitslosigkeit nicht für Moultons (1990) wohlbekanntes Problem korrigieren (vgl. Blien 1996a, Anhang 2, in diesem Heft). Nichtsdestotrotz sehen wir eine bemerkenswerte Regelmäßigkeit in den negativen Koeffizienten der Arbeitslosigkeit in den Tabellen 2 und 3. Es erscheint unplausibel zu argumentieren, daß der Koeffizient der Arbeitslosigkeit in Wirklichkeit positiv oder Null ist. Es ist nicht möglich, die Nullhypothese zurückzuweisen, daß die Elastizität des Lohns im Hinblick auf die Arbeitslosigkeit einen kleinen negativen Wert hat.

### 3.3 Sind die Löhne dort hoch, wo der Grad betrieblicher Kontrolle klein ist?

Tabelle 4 stellt einen Test der Folgerungen 1 und 2 dar, die in dem theoretischen Teil des vorliegenden Artikels beschrieben sind. Datengrundlage sind hier die Wellen der Jahre 1985, 1987 und 1989 (pooled cross-section).

Spalte 1 in Tabelle 4 ist eine Lohnfunktion, die mit einer Stichprobe von 13502 Beobachtungen geschätzt wurde. Neben den Standardvariablen enthält sie 10 Alters-Dummyvariablen, drei für den Beschäftigtenstatus, zwei für das Jahr, dreißig für die Branche und acht für die Region. In Spalte 1 findet sich eine wohldefinierte Lohnkurve mit einem Koeffizient von

-0,075. Eine wichtige Schlußfolgerung ist weiterhin, daß der Grad der betrieblichen Kontrolle einen statistisch signifikanten Effekt von bemerkenswerter Größe auf die Entlohnung hat. Die Basiskategorie ist eine Person, die sich selbst nicht als eng kontrolliert ansieht. Ein Arbeiter, der „teilweise“ überwacht wird, verdient 4,3 % weniger als jemand, der sich als nicht kontrolliert bezeichnet. Ein Beschäftigter, der eng überwacht wird, verdient 6,4 % weniger. Die Reihenfolge im Hinblick auf die Größe der Koeffizienten, die sich auf die Kontrolle beziehen, trägt zur Glaubwürdigkeit der Beziehung bei. Es ist ermutigend, daß in den Spalten 2, 4 und 6 von Tabelle 4 die Koeffizienten „eng überwacht – trifft zu“ ungefähr der Differenz zwischen den zwei Koeffizienten der Überwachungsvariablen von Spalte 1 in Tabelle 4 gleich sind. Die Größe des Effekts erinnert insgesamt an den von Krueger (1991), der in einer ganz anderen Weise ermittelt worden war.

Damit ist anscheinend eine Folgerung des Effizienzlohnmodells bestätigt. In den verwendeten Daten für Westdeutschland trifft zu, daß - alle andere Variablen konstant gehalten - jene Beschäftigte, die enger überwacht werden, weniger verdienen als jene, die dieser Kontrolle nicht unterworfen sind.

Eine geeignete Interpretation der Koeffizienten für die Überwachung in Spalte 1 von Tabelle 4 ist schwierig. Erstens bietet sich eine konkurrierende Theorie kompensierender Lohn-differenziale als alternativer Weg zur Erklärung der Muster in den Daten an. Höhere Entlohnung bei Arbeit ohne Überwachung könnte ein Beispiel für die Honorierung höherer Verantwortung sein. In einfacheren Worten gefaßt: Vorgesetzte verdienen gewöhnlich mehr als ihre Untergebenen und sie

sind (vielleicht schon entsprechend der Definition) weniger unter Aufsicht. Es könnte sein, daß sich genau dieser Effekt in der ersten Spalte von Tabelle 4 zeigt. Zweitens könnte ein Kritiker argumentieren, daß ein Überwachungseffekt von sechseinhalb Prozent auf die Höhe der Bezahlung nicht besonders groß ist, und daß, selbst wenn die Erklärung über Effizienzlohnung richtig wäre, die praktische Bedeutung eines solchen Modells durch die Entdeckung eines Effekts dieser Größe nicht gesichert wäre.

### 3.4 Reagieren Löhne dort stärker auf Arbeitslosigkeit, wo der Grad betrieblicher Kontrolle niedrig ist?

Gemäß der Theorie sollte eine No-shirking-condition (oder Lohnkurve) dort steiler abfallen, wo die betriebliche Überwachung intensiver ist. In anderen Worten sollten die Löhne dort stärker auf die lokale Arbeitslosigkeit reagieren, wo Arbeitskräfte kaum kontrolliert werden.

Diese Vorhersage des Effizienzlohnmodells wird durch die Daten anscheinend nicht gestützt. Ein Vergleich der Spalten 2 und 3 in Tabelle 4 verdeutlicht die Zurückweisung des Modells. Die Elastizität der Stundenlöhne im Hinblick auf die Arbeitslosigkeit ist unter den Arbeitskräften, die enger überwacht werden, ungefähr -0,09. Die Elastizität für jene, bei denen dies nicht der Fall ist, beträgt -0,04. Dies ist die Umkehrung dessen, was das Modell vorhersagt. Im Widerspruch zur Theorie sind die Löhne bei jenen stärker flexibel, die enger überwacht werden. Dieses Resultat wurde mit verschiedenen hier nicht dargestellten Teilstichproben und Experimenten reproduziert. Demnach beruht es nicht auf einer besonderen Eigenschaft der verwendeten Stichprobe.

Die Löhne von jungen Personen reagieren sensitiv auf Boomperioden und auf Einbrüche des lokalen Arbeitsmarktes. Dies wird in den Spalten 4 und 5 von Tabelle 4 gezeigt. Unter jenen, die jünger als 30 Jahre sind und nicht eng überwacht werden, beträgt die Elastizität auf die Arbeitslosigkeit -0,14. Dies impliziert, daß eine Verdoppelung der Arbeitslosenquote in der Region eine 14prozentige Reduktion des Lohnniveaus nach sich zieht. Ein noch größerer Koeffizient wurde für jene Personen gefunden, die sowohl jung sind wie auch eng überwacht werden. Für diese Teilstichprobe beträgt die Elastizität -0,26, wie Spalte 4 der Tabelle 4 zeigt. Darum impliziert eine Verdoppelung der regionalen Arbeitslosigkeit für diese Gruppe einen Fall des Lohns um ein Viertel.

In den verwendeten Daten wird die fallende Gestalt der Relation zwischen Entlohnung und lokaler Arbeitslosigkeit von der Substichprobe junger Personen bestimmt. Spalten 6 und 7 in Tabelle 4, die sich auf Arbeitskräfte über 30 Jahre beziehen, zeigen keinen „Lohnkurven“-Effekt.

## 4 Schlußfolgerungen

Gibt es eine deutsche Lohnkurve? Wenn ja, wird sie von Kräften der Effizienzlohnung bestimmt? Kann ein überzeugender Test der Effizienzlohntheorie konstruiert werden, wenn Daten über die Intensität betrieblicher Kontrolle verfügbar sind?

Der vorliegende Artikel untersucht diese Problemstellungen mit Daten des Sozio-ökonomischen Panels. Ein methodischer Vorzug dieser Datenquelle ist, daß sie eine der wenigen auf der Welt darstellt, die Selbsteinstufungen über die Intensität enthält, mit der Arbeitskräfte kontrolliert werden. Unsere Arbeit setzt die früheren Analysen von Burda (1991) und Gerlach / Stephan (1994) fort.

Kapitel 2 des Papiers stellt ein einfaches Effizienzlohnmodell dar. Aus ihm sind zwei Vorhersagen ableitbar, die mit den Daten getestet werden können:

Vorhersage 1: *Wo die betriebliche Überwachung niedrig ist, sollten die Löhne eher höher sein.*

Vorhersage 2: *Wo die betriebliche Überwachung niedrig ist, sollte die Elastizität der Löhne im Hinblick auf die Arbeitslosigkeit eher höher sein.*

Wir kommen zu folgenden Schlußfolgerungen:

1. Die empirischen Resultate zeigen, daß sich generell Belege für eine Lohnkurve in Deutschland finden lassen. In der vollständigen Stichprobe ist die Elastizität der Löhne im Hinblick auf die Arbeitslosigkeit ungefähr -0,07.

2. In einer Substichprobe von Arbeitern, die nicht eng überwacht werden, sind, bei Konstanzhaltung aller anderen Faktoren, die Löhne um 6 % höher als in einer Substichprobe, für die enge Überwachung maßgeblich ist. Dies ist mit der Vorhersage 1 der Effizienzlohntheorie konsistent.

3. Vorhersage 2 wird von den Daten zurückgewiesen. In einer Substichprobe von Arbeitskräften, die eng überwacht werden, reagieren die Löhne stärker auf lokale Arbeitslosigkeit als in einer anderen, deren Mitglieder wenig überwacht werden. Dies ist die Umkehrung dessen, was unter dem Effizienzlohnansatz erwartet wird.

Unsere Beurteilung an diesem vorläufigen Punkt der Debatte ist, daß eine Lohnkurve in Westdeutschland existiert. Andererseits bietet die Effizienzlohntheorie in der verwendeten Version, die auf Überwachung abstellt, möglicherweise keine Erklärung für die Existenz der Lohnkurve. Sicherlich bleiben viele schwierige Fragen unbeantwortet.

### Anhang: Das Sozio-ökonomische Panel

Das Sozio-ökonomische Panel (SOEP) ist eine repräsentative Längsschnittstudie von Personen, Haushalten und Familien in der Bundesrepublik Deutschland. Teile des Panels beschäftigen sich mit dem Wandel der Haushaltszusammensetzung, mit der Beschäftigung, dem Einkommen, dem Vermögen und der Mobilität zwischen Arbeitsplätzen und Regionen. Zusätzlich enthält das SOEP Informationen über Ausbildung, Gesundheit, Freizeit, Lebenszufriedenheit und Selbstwertgefühl. 1984 wurden 6000 Haushalte befragt. Von diesen hatten 1400 einen ausländischen Haushaltsvorstand. Einmal im Jahr werden alle Haushaltsmitglieder im Alter von über 16 und darüber befragt.

Befragte, die die Region wechseln, bleiben in der Stichprobe, solange sie die Bundesrepublik Deutschland nicht verlassen. Im Juni 1990 wurde das SOEP auf Ostdeutschland ausgedehnt. Z. Z. sind Daten von 1984 bis 1994 über ungefähr 16000 Personen (seit 1990) pro Welle erhältlich.

Alle Mitglieder eines Panelhaushalts, die 16 oder älter sind, werden befragt, wenn sie vor 1968 geboren wurden, bereits in Welle 1; wenn sie vor 1969 geboren wurden, in Welle 2; wenn sie vor 1970 geboren wurden, in Welle 3, und so weiter. Haushaltsmitglieder, die abwesend sind, z. B. weil sie Militärdienst leisten oder weil sie sich in Ausbildung befinden, werden weiterhin befragt. Der Grund für ihre Abwesenheit und deren Länge werden festgehalten. Es wird festgehalten, ob sie in der betreffenden Welle befragt wurden, und sie werden im folgenden Jahr befragt. Zusätzlich zu jenen, die 15 und

jünger sind, werden jene Haushaltsmitglieder nicht befragt, die in dem betreffenden Jahr ins Ausland gewechselt sind.

Die Datenerhebung erfolgt hauptsächlich durch persönliche Interviews. Zusätzlich gibt es die Möglichkeit, daß Befragte den Fragebogen selbst ausfüllen und Hilfe seitens des Inter-

viewers erhalten. Wenn die betreffende Person nicht gefunden werden kann oder die Teilnahme verweigert, wird ein weiteres Interview schriftlich oder per Telefon vorgeschlagen. Nur in Ausnahmefällen wird auf das persönliche Interview verzichtet und die Datenerhebung indirekt über Post oder Telephon durchgeführt.

**Das Literaturverzeichnis findet sich auf Seite 500**