

Sonderdruck aus:

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Thomas Bauer

Lohneffekte der Zuwanderung:
Eine empirische Untersuchung für Deutschland

30. Jg./1997

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 „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>

Lohneffekte der Zuwanderung: Eine empirische Untersuchung für Deutschland

Thomas Bauer, München*

Dieser Beitrag untersucht die Effekte der Zuwanderung ausländischer Arbeitskräfte auf die Löhne einheimischer Beschäftigter. Unter Verwendung einer Querschnittsstichprobe der Beschäftigtenstatistik für das Jahr 1990 wird eine Translog-Produktionsfunktion geschätzt, wobei ausländische und einheimische Beschäftigte nach ihrer Stellung im Beruf unterschieden werden. Die Schätzergebnisse implizieren vernachlässigbar geringe Lohneffekte der Zuwanderung.

Gliederung

- 1 Einleitung
- 2 Modellspezifikation
- 3 Datenbasis
- 4 Schätzergebnisse
- 5 Schlußbemerkung

1 Einleitung

Im Mittelpunkt der derzeitigen Debatte um die deutsche Einwanderungspolitik steht die Befürchtung, daß die Zuwanderung ausländischer Arbeitskräfte negative Effekte auf die Löhne einheimischer Beschäftigter zur Folge haben könnte. Inwieweit diese Befürchtungen gerechtfertigt sind, ist eine empirische Frage. Beginnend mit der Studie von Grossman (1982) wurde für die USA eine Vielzahl empirischer Studien über die Arbeitsmarkteffekte der Immigration durchgeführt (siehe Borjas 1994 und Zimmermann 1994 für einen Überblick). In der Bundesrepublik Deutschland rückte die Analyse der Arbeitsmarkteffekte der Zuwanderung erst in den neunziger Jahren in den Mittelpunkt der empirischen Migrationsforschung (siehe Haisken-DeNew 1996 und Bauer 1997b für einen ausführlichen Überblick). Im Hinblick auf die produktionstechnische Beziehung zwischen ausländischen und einheimischen Arbeitnehmern ergeben die vorliegenden Studien jedoch kein eindeutiges Bild. Unter Verwendung des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP) finden DeNew / Zimmermann (1994) überwiegend eine Substitutionsbeziehung zwischen einheimischen und ausländischen Arbeitnehmern. Im Gegensatz dazu erhalten Haisken-DeNew / Zimmermann (1995), die ebenfalls das SOEP verwenden, und Pischke / Velling (1994), deren Analyse auf Daten der Bundesforschungsanstalt für Landeskunde und Raumforschung basiert, insignifikante bzw. positive Effekte der Zuwanderung auf die Löhne einheimischer Arbeiter. Darüber hinaus ist das Ausmaß der von Haisken-DeNew / Zimmermann (1995) und Pischke / Velling (1994) geschätzten Lohneffekte vernachlässigbar klein. Dieser Befund wird von Gang / Rivera-Batiz (1994) unter Verwendung des Eurobarometers bestätigt.

In diesem Beitrag werden die Arbeitsmarkteffekte der Zuwanderung mit Hilfe der Beschäftigtenstatistik der Bundes-

anstalt für Arbeit einer weiteren empirischen Analyse unterzogen. Der nächste Abschnitt erläutert die ökonomische Modellspezifikation. Abschnitt 3 gibt eine Beschreibung der Datenbasis und Abschnitt 4 diskutiert die Schätzergebnisse. Der Beitrag schließt mit einer kurzen Zusammenfassung.

2 Modellspezifikation

An die Arbeit von Grossman (1986) anknüpfend, wird in der folgenden Analyse unterstellt, daß die Produktionstechnologie der Volkswirtschaft durch eine Translog-Produktionsfunktion charakterisiert werden kann (siehe Christensen / Jorgenson / Lau 1971):

$$\ln Y = \ln \alpha_0 + \sum_i \gamma_i \ln X_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln X_i \ln X_j, \quad (1)$$

für $i, j = 1, \dots, n$,

wobei Y den Output, X_i die Produktionsfaktoren und α_0 , γ_i , und γ_{ij} die zu schätzenden Technologieparameter kennzeichnen. Die Translog-Funktion ist eine flexible funktionale Form einer Produktionsfunktion, die dadurch charakterisiert ist, daß sie eine lokale Approximation an eine beliebige, zweimal stetig differenzierbare Funktion darstellt. Die Verwendung einer Produktionsfunktion statt einer Kostenfunktion basiert auf der Annahme, daß die Faktoreinsatzmengen und nicht die Faktorpreise exogen gegeben sind. In der Literatur wird diese Annahme zumeist damit gerechtfertigt, daß bei der Verwendung von Querschnittsdatensätzen plausiblerweise davon ausgegangen werden kann, daß keine Faktormobilität vorliegt und damit die zur Verfügung stehenden Faktoreinsatzmengen exogen vorgegeben sind (siehe Grossman 1982, Akbari / DeVoretz 1992, Hamermesh 1993).

Unter der Annahme kompetitiver Faktormärkte impliziert Kostenminimierung

$$\frac{\partial \ln Y}{\partial \ln X_i} = \frac{P_i X_i}{Y} = s_i, \quad (2)$$

wobei P_i den Preis des Faktors X_i und s_i den Anteil des Faktors i an der Produktion Y bezeichnet. Partielle logarithmische Differentiation der Translog-Produktionsfunktion (1) ergibt unter Verwendung von (2) folgendes System von Faktoranteilgleichungen:

$$s_i = \alpha_i + \gamma_{ii} \ln X_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln X_j, \quad \text{für } i, j = 1, \dots, n. \quad (3)$$

Im folgenden wird lineare Homogenität der Produktionsfunktion, d.h. $\sum \alpha_i = 1$, und Symmetrie, d.h. $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$, unterstellt.

* Thomas Bauer ist wissenschaftlicher Mitarbeiter des SELAPO, Universität München. Der Beitrag liegt in der alleinigen Verantwortung des Autors. Für hilfreiche Kommentare möchte ich mich bei Ira Gang, Andreas Million, Regina Riphahn, Ralph Rotte, Anja Thalmeier, Christoph M. Schmidt, Klaus F. Zimmermann, den Teilnehmern der IAB-Nutzerkonferenz im Februar 1997 in Mannheim und einem anonymen Gutachter bedanken. Der vorliegende Beitrag ist eine Kurzfassung des Papiers von Bauer (1997a).

Für die Schätzung des Gleichungssystems (3) wurde zu jeder Gleichung ein Fehlerterm addiert und angenommen, daß der resultierende Vektor der Fehlerterme einer multivariaten Normalverteilung mit Mittelwert Null und konstanter Kovarianzmatrix Ω folgt. Da sich die Outputanteile s_i zu eins addieren, sind nur $n-1$ Gleichungen des Systems (3) voneinander unabhängig. Diese Eigenschaft impliziert eine singuläre Kovarianzmatrix Ω der Fehlerterme. Um dieses Singularitätsproblem zu lösen, wurde eine der n Gleichungen des Systems (3) in der Schätzung nicht berücksichtigt. Für die Schätzung der verbleibenden $n-1$ Gleichungen wurde, unter Berücksichtigung der Homogenitäts- und Symmetriestriktionen, die iterative Methode von Zellner zur Schätzung scheinbar unverbundener Regressionen (IZEF) verwendet (siehe Greene 1993). Die Technologieparameter der in der Schätzung unberücksichtigten n -ten Gleichung lassen sich über die Restriktion $\sum_i \gamma_{ij} = \sum_j \gamma_{ij} = \sum_i \sum_j \gamma_{ij} = 0$ berechnen, die sich aus der Annahme der linearen Homogenität der Produktionsfunktion, $\sum \alpha_i = 1$, der Symmetrieannahme $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$ und aus $\sum s_i = 1$ ergibt.

Um Aussagen über die Lohneffekte der Zuwanderung treffen zu können, müssen die über die Schätzung der Translog-Produktionsfunktion bestimmten Technologieparameter γ_{ij} in geeignete Elastizitäten umgerechnet werden. Unter der Annahme exogen gegebener Faktoreinsatzmengen ist das dafür geeignete Maß die Hicks'sche Elastizität der Komplementarität:

$$c_{ij} = \frac{Y Y_{ij}}{Y_i Y_j}, \quad (4)$$

mit $Y_i = \partial Y / \partial X_i$ und $Y_{ij} = \partial^2 Y / \partial X_i \partial X_j$. Die Hicks'sche Elastizität der Komplementarität zeigt den Effekt einer relativen Veränderung der Menge des Faktors j auf den relativen Preis des Faktors i , wenn die marginalen Kosten und die Mengen der anderen Faktoren konstant gehalten werden. Eine Diskussion der Beziehung zwischen der Komplementaritätselastizität nach Hicks und der häufiger verwendeten Substitutionselastizität nach Allen ist in Sato / Koizumi (1973) zu finden. Für die Translog-Produktionsfunktion sind die partiellen Komplementaritätselastizitäten wie folgt gegeben (siehe Hamermesh 1993, S. 41):

$$c_{ij} = \begin{cases} \frac{\gamma_{ij} + s_i s_j}{s_i s_j}, & \text{für } i \neq j, \\ \frac{\gamma_{ii} + s_i^2 - s_i}{s_i^2}, & \text{für } i = j. \end{cases} \quad (5)$$

Im Falle einer Substitutionsbeziehung zwischen den Faktoren i und j nimmt die partielle Komplementaritätselastizität c_{ij} einen negativen Wert, im Falle einer Komplementaritätsbeziehung einen positiven Wert an. Die partielle Elastizität des Faktorpreises P_i hinsichtlich einer Veränderung der Einsatzmenge des Faktors X_j ist durch

$$\frac{\partial \ln w_i}{\partial \ln X_j} = \theta_{ij} = s_j c_{ij} \quad (6)$$

gegeben. Da $\theta_{ii} = s_i c_{ii} < 0$ und $\sum_j s_j c_{ij} = 0$, muß für mindestens einen der n Produktionsfaktoren $\theta_{ij} > 0$ gelten. Bei mehr als zwei Inputfaktoren besteht jedoch die Möglichkeit, daß Pro-

duktionsfaktoren existieren, für die $\theta_{ij} < 0$ für $j \neq i$ gilt, d.h. daß eine exogene Erhöhung der Einsatzmenge des Produktionsfaktors j zu einer Reduzierung des Preises für den Produktionsfaktor i führt.

Ein Problem der folgenden empirischen Analyse liegt in der Berechnung der Standardfehler der aus den geschätzten Technologieparametern berechneten Hicks'schen Komplementaritätselastizität und Faktorpreiselastizitäten, da diese Elastizitäten nicht-lineare Funktionen der geschätzten Parameter darstellen. Da selbst die Lohnanteile Funktionen der geschätzten Parameter sind, ist es schwer, Varianzen der Elastizitäten zu berechnen, ohne auf Monte-Carlo-Simulationen zurückzugreifen (siehe Akbari / DeVoretz 1992).

3 Datenbasis

Seit 1995 steht für die wissenschaftliche Forschung eine 1%-Stichprobe der Beschäftigtenstatistik, die seit 1973 bei der Bundesanstalt für Arbeit aufgebaut worden ist, zur Verfügung. Eine ausführliche Beschreibung dieses Datensatzes geben Bender et al. (1996). Der Vorteil der Beschäftigtenstatistik liegt in seiner Stichprobengröße, die eine Aggregation der Daten auf Branchenebene erlaubt, so daß für die Schätzung einer Translog-Produktionsfunktion eine genügend große Anzahl von Beobachtungen zur Verfügung steht.

Aus diesem Paneldatensatz wurde eine Querschnittsstichprobe vollzeiterwerbstätiger, männlicher Personen im Alter zwischen 17 und 65 Jahren für das Jahr 1990 gezogen. Um die durch das spezielle Arbeitsangebotsverhalten von Frauen entstehenden ökonomischen Probleme zu vermeiden, wurden Frauen aus der Analyse ausgeschlossen. Damit wird implizit die Annahme getroffen, daß Frauen vollkommen separierbar zu allen anderen Produktionsfaktoren sind. Außerdem wurden alle Personen, die sich noch in der betrieblichen Ausbildung befinden, nicht berücksichtigt.

Für die Schätzung des Systems der Lohnanteilsbeziehungen (3) wurde aus diesem Querschnittsdatsatz die Anzahl der beschäftigten Personen in den einzelnen Gruppen für 93 Branchen berechnet, wobei folgende sechs Gruppen unterschieden wurden: einheimische und ausländische ungelernete Arbeiter, einheimische und ausländische Facharbeiter und einheimische und ausländische Angestellte.¹ Der Einkommensanteil s_i einer Gruppe ist definiert als die Anzahl der beschäftigten Personen in einer Branche multipliziert mit dem mittleren Bruttotageslohn der Gruppe in der Branche dividiert durch die gesamte Lohnsumme in der jeweiligen Branche. Die detaillierte Gruppierung der Beschäftigten hatte zur Folge, daß innerhalb einiger Gruppen in einzelnen Branchen keine Ausländer beschäftigt waren (zumeist ausländische Angestellte), weswegen sich die für die Schätzung der Lohnanteilsbeziehungen verfügbare Anzahl von Branchen auf 62 reduzierte.

Da nur für eine geringe Anzahl der in dieser Studie analysierten Branchen Daten für den Kapitalstock oder die eingesetzten Vorprodukte zur Verfügung stehen, konnten diese Produktionsfaktoren nicht berücksichtigt werden. Damit wird implizit eine strikte Separabilität zwischen Kapital bzw. Vorprodukten und den restlichen Faktoren unterstellt. Im Falle des Kapitals erscheint dies weniger problematisch, da verschiedene empirische Studien für die Bundesrepublik Deutschland (siehe beispielsweise Stark / Jänsch 1988), die USA (siehe Grossman 1982 und Borjas 1987) und Kanada (siehe Akbari / DeVoretz 1992) eine strenge Separabilität zwischen dem Produktionsfaktor Kapital und dem Produktions-

¹ Die Gruppierung der Beschäftigten nach ihrer Stellung im Beruf folgt damit, mit Ausnahme der Gruppe der Facharbeiter, in der Facharbeiter, Meister und Poliere zusammengefaßt wurden, der entsprechenden Einteilung der Beschäftigtenstatistik.

faktor Arbeit nachgewiesen haben. Berndt (1980) zeigt, daß die geschätzten Kreuzpreiselastizitäten der Faktornachfrage überschätzt und die Preiselastizität der Nachfrage eines einzelnen Faktors unterschätzt werden, wenn fälschlicherweise Separabilität zwischen den Produktionsfaktoren Kapital und Arbeit angenommen wird. Die folgenden Schätzungen der Kreuzpreiselastizitäten zwischen Einheimischen und Zuwanderern müssen demnach vorsichtigerweise als Obergrenze interpretiert werden.

Tabelle 1 zeigt die sich für die 62 Branchen ergebenden Mittelwerte und Standardabweichungen der für die empirische Analyse verwendeten Variablen. Aus diesen Statistiken ist zu erkennen, daß ein Großteil der einheimischen Beschäftigten Facharbeiter sind, gefolgt von den Angestellten. Im Gegensatz zu den Einheimischen sind Ausländer überwiegend als ungelernete Arbeiter beschäftigt. Nur ein geringer Teil der ausländischen Beschäftigten sind Angestellte.²

Tabelle 1: Deskriptive Statistiken

Variable	Einheimische		Ausländer	
	Mittelwert	Standardabweichung	Mittelwert	Standardabweichung
<i>Anzahl der Beschäftigten:</i>				
Ungelernte Arbeiter	298,11	411,62	70,24	93,00
Facharbeiter	516,56	804,51	45,10	94,04
Angestellte	461,50	954,21	17,31	34,39
<i>Einkommensanteile:</i>				
Ungelernte Arbeiter	0,1950	0,11	0,0545	0,05
Facharbeiter	0,3172	0,18	0,0256	0,02
Angestellte	0,3874	0,23	0,0203	0,03

4 Schätzergebnisse

Tabelle 2 beschreibt die geschätzten Technologieparameter des Gleichungssystems (3), wobei die Gleichung für einheimische Angestellte aus den bereits genannten Gründen nicht berücksichtigt wurde. Es zeigt sich, daß zwischen ungelerten einheimischen und ungelerten ausländischen Arbeitern ($\gamma_{UN,UF}$), ungelerten einheimischen Arbeitern und ausländischen Facharbeitern ($\gamma_{UN,SF}$) und ungelerten ausländischen Arbeitern und ausländischen Angestellten ($\gamma_{UF,WF}$) keine signifikante Beziehung besteht. Demnach hat die Zuwanderung ausländischer Arbeiter keinen Effekt auf die Löhne ungelernete Arbeiter, für die in der deutschen Migrationsdebatte die höchsten negativen Effekte erwartet werden.

In Tabelle 3 sind die aus den geschätzten Technologieparametern unter Verwendung der Gleichung (5) bzw. (6) berechneten Hicks'schen Komplementaritätselastizitäten (c_{ij}) und die Faktorpreiselastizitäten (θ_{ij}) dargestellt. Alle Eigenelastizitäten haben das von der Faktornachfragetheorie geforderte negative Vorzeichen, d.h. $c_{ii} < 0$. Nach Tabelle 3 hat die Zuwanderung ausländischer ungelerner Arbeiter und ausländischer Facharbeiter einen positiven, aber insignifikanten Einfluß auf den Lohn einheimischer ungelerner Arbeiter. Ausländische ungelernete Arbeiter stehen in einer Substitutions-, ausländische Facharbeiter und ausländische Angestellte in einer Komplementaritätsbeziehung zu einheimi-

schen Facharbeitern. Weiterhin ergibt sich eine Komplementaritätsbeziehung zwischen ausländischen ungelerten Arbeitern und ausländischen Facharbeitern zu einheimischen Angestellten sowie eine Substitutionsbeziehung zwischen einheimischen und ausländischen Angestellten.

Die berechneten Faktorpreiselastizitäten zeigen, daß die Zuwanderung ausländischer Arbeitskräfte nur vernachlässigbar kleine Lohneffekte auf alle einheimischen Gruppen hat. Die höchsten Lohneinbußen hätten einheimische ungelernete Arbeiter bei einer Zuwanderung ausländischer Angestellter zu erwarten: Eine 10%-ige Erhöhung der Anzahl ausländischer Angestellter würde deren durchschnittlichen Bruttotageslohn von DM 100,20 um 0,21% oder DM 0,20 verringern. Der größte positive Lohneffekt würde für einheimische Angestellte bei einer Zuwanderung ausländischer ungelerner Arbeiter entstehen: Ein 10%-iger Anstieg dieser Ausländergruppe hätte eine Erhöhung des durchschnittlichen Bruttotageslohnes einheimischer Angestellter von DM 153,26 um 0,20% oder DM 0,31 zur Folge.

Tabelle 3 zeigt jedoch auch, daß Immigranten nicht zu vernachlässigende Effekte auf ihre eigene Gruppe haben. Die geschätzten Faktorpreiselastizitäten innerhalb der Gruppen der ausländischen Beschäftigten sind wesentlich größer als die Kreuzelastizitäten zwischen Einheimischen und Ausländern und in den meisten Fällen auch wesentlich höher als die jeweiligen Elastizitäten innerhalb der Gruppen der einheimi-

Tabelle 2: Technologiekoeffizienten (γ_{ij}) der Translog-Produktionsfunktion^a

Koeffizienten	Schätzwert	t-Wert
α_{UN}	0,22069 [†]	8,91
α_{UF}	0,13854 [†]	9,35
α_{SN}	0,15461 [†]	5,41
α_{SF}	0,07580 [†]	10,37
α_{WN}^1	0,29448 [†]	9,92
α_{WF}	0,11588 [†]	10,26
$\gamma_{UN,UN}$	0,13482 [†]	17,08
$\gamma_{UN,UF}$	-0,00388	-0,96
$\gamma_{UN,SN}$	-0,06320 [†]	-11,32
$\gamma_{UN,SF}$	-0,00211	-1,01
$\gamma_{UN,WN}$	-0,06140 [†]	-11,00
$\gamma_{UN,WF}$	-0,00801 [†]	-2,78
γ_{UEUF}	0,03761 [†]	11,30
γ_{UESN}	-0,01993 [†]	-6,24
γ_{UESF}	-0,00397 [†]	-2,43
γ_{UEWN}	-0,01349 [†]	-3,87
γ_{UEWF}	-0,00182	-0,95
$\gamma_{SN,SN}$	0,19426 [†]	29,20
$\gamma_{SN,SF}$	-0,00785 [†]	-4,08
$\gamma_{SN,WN}$	-0,08739 [†]	-15,89
$\gamma_{SN,WF}$	-0,00557 [†]	-2,44
γ_{SESF}	0,02314 [†]	12,99
γ_{SEWN}	-0,00979 [†]	-5,53
γ_{SEWF}	0,00309 [†]	2,57
$\gamma_{WN,WN}^1$	0,18304 [†]	28,73
$\gamma_{WN,WF}$	-0,01097 [†]	-3,58
γ_{WEWF}	0,01628 [†]	7,43
Log-Likelihood	-738,129	
Beobachtungen	372	

^a: U: ungelernete Arbeiter; S: Facharbeiter; W: Angestellte; N: Deutsche; F: Ausländer. IZEF-Schätzungen der Gleichung (3) in Abschnitt 2. †: Signifikant auf dem 5%-Niveau.

¹: Die Koeffizienten wurden mit Hilfe der Restriktionen $\sum \alpha_i = 1$ bzw. $\sum_i \gamma_{ij} = 0$ berechnet.

² Eine ausführliche Diskussion der deskriptiven Statistiken und der nachfolgenden empirischen Resultate gibt Bauer (1997a, 1997b).

Tabelle 3: Komplementaritätselastizitäten (c_{ij}) und Faktorpreiselastizitäten (θ_{ij})^a

Komplementaritätselastizitäten (c_{ij})						
	UN	UF	SN	SF	WN	WF
UN	-0,58264 [†]	0,63450	-0,02183 [†]	0,57764	0,18717 [†]	-1,02423 [†]
UF	-	-4,68774 [†]	-0,15280 [†]	-1,84318 [†]	0,36097 [†]	-0,64740
SN	-	-	-0,22188 [†]	0,03286 [†]	0,28888 [†]	0,13459 [†]
SF	-	-	-	-2,75977 [†]	0,01293 [†]	6,95059 [†]
WN	-	-	-	-	-0,39454 [†]	-1,02423 [†]
WF	-	-	-	-	-	-8,74787 [†]

Faktorpreiselastizitäten (θ_{ij})						
bei Veränderung der Einsatzmenge von:						
Lohnveränderung von:	UN	UF	SN	SF	WN	WF
UN	-0,11362 [†]	0,03458	-0,00692 [†]	0,01479	0,07251 [†]	-0,02079 [†]
UF	0,12373	-0,25548 [†]	-0,04847 [†]	-0,04719 [†]	0,13984 [†]	-0,01314
SN	-0,00426 [†]	-0,00833 [†]	-0,07038 [†]	0,00084 [†]	0,11191 [†]	0,00273 [†]
SF	0,11264	-0,10045 [†]	0,01042 [†]	-0,07065 [†]	0,00501 [†]	0,14110 [†]
WN	0,03650 [†]	0,01967 [†]	0,09163 [†]	0,00033 [†]	-0,14012 [†]	-0,00801 [†]
WF	-0,19972 [†]	-0,03528	0,04269 [†]	0,17794 [†]	-0,15285 [†]	-0,17758 [†]
Anteil an Lohnsumme (s_i)	0,1950	0,0545	0,3172	0,0256	0,3874	0,0203
Bruttotageslohn ¹	100,20 (32,57)	100,84 (33,79)	118,43 (36,40)	114,68 (37,09)	153,26 (46,07)	152,47 (50,50)

^a: U: ungelernete Arbeiter; S: Facharbeiter; W: Angestellte; N: Deutsche; F: Ausländer. Die Berechnungen basieren auf den geschätzten Technologieparametern in Tabelle 2. Siehe Gleichung (5) zur Berechnung der Hicks'schen Komplementaritätselastizitäten und Gleichung (6) zur Berechnung der Faktorpreiselastizitäten. Ein + kennzeichnet einen signifikanten Technologieparameter in Tabelle 2.

¹: Jeweils Gruppendurchschnitt. Standardabweichungen in Klammern.

schen Beschäftigten. Beispielsweise hat eine 10%-ige Erhöhung der Anzahl ausländischer ungelernerter Arbeiter eine Verringerung des Bruttotageslohnes dieser Gruppe von 2,55% (DM 2,57), eine 10%-ige Erhöhung der Anzahl der ausländischen Facharbeiter eine Verringerung der Bruttotageslöhne dieser Gruppe von 0,71% (DM 0,81), und eine 10%-ige Erhöhung der Anzahl ausländischer Angestellter eine Verringerung der Bruttotageslöhne ausländischer Angestellter um 1,78% (DM 2,71) zur Folge. Hinsichtlich der Kreuzeffekte haben ausländische Facharbeiter im Falle einer 10%-igen Erhöhung der Beschäftigung ungelernerter ausländischer Arbeiter mit einer Verringerung ihres Bruttotageslohnes von 1,00% (DM 1,15) den höchsten negativen Effekt zu erwarten. Der höchste positive Effekt ergab sich für die Erhöhung der Beschäftigung ausländischer Facharbeiter. Ein 10%-iger Zustrom dieser Gruppe würde die Bruttotageslöhne ausländischer Angestellter um 1,78% (DM 2,71) erhöhen.

5 Zusammenfassung

Basierend auf einer Translog-Produktionsfunktion wurde in diesem Beitrag unter Verwendung einer Querschnittsstichprobe der Beschäftigtenstatistik der Bundesanstalt für Arbeit aus dem Jahr 1990 die produktionstechnische Beziehung zwischen einheimischen und ausländischen Beschäftigten geschätzt. Die einheimischen und ausländischen Beschäftigten wurden dabei in ungelernete Arbeiter, Facharbeiter und Angestellte gruppiert. Die Schätzergebnisse zeigten, daß ausländische Angestellte in einer Substitutionsbeziehung zu einheimischen ungelernernten Arbeitern und einheimischen Angestellten stehen. Die Löhne einheimischer Facharbeiter werden bei einer Erhöhung des Angebots ausländischer ungelernerter Arbeiter negativ beeinflusst. Zwischen allen anderen

Gruppen einheimischer und ausländischer Arbeiter wurde eine Komplementaritätsbeziehung gefunden. In Einklang mit dem überwiegenden Teil der empirischen Studien zu den Arbeitsmarkteffekten der Zuwanderung in der Bundesrepublik Deutschland war das Ausmaß der berechneten Lohneffekte in allen Fällen vernachlässigbar klein. Gemäß diesen Ergebnissen können die in der derzeitigen politischen Diskussion zur deutschen Einwanderungspolitik geäußerten Befürchtungen starker negativer Effekte der Zuwanderung ausländischer Arbeitskräfte auf die Löhne einheimischer Arbeitnehmer nicht bestätigt werden. Es muß jedoch darauf hingewiesen werden, daß die in dieser Arbeit vorgestellten Schätzergebnisse auf sehr restriktiven Annahmen aufbauen und damit nur unter erheblichen Einschränkungen interpretiert werden dürfen.

Literaturverzeichnis

- Akbari, A. H./DeVoretz, D. J. (1992): The Substitutability of Foreign-born Labour in Canadian Production. In: Canadian Journal of Economics 25: 604-614.
- Bauer, T. (1997a): Do Immigrants Reduce Natives' Wages? Evidence from Germany. Münchener Wirtschaftswissenschaftliche Beiträge, Nr. 97-05.
- Bauer, T. (1997b): Arbeitsmarkteffekte der Migration und Einwanderungspolitik: Eine Analyse für die Bundesrepublik Deutschland, erscheint im Physika-Verlag, Heidelberg.
- Bender, S./Hilzendege, J./Rohwer, G./Rudolph, H. (1996): Die IAB-Beschäftigtenstichprobe 1975-1990. Eine Einführung. Beiträge zur Arbeitsmarkt und Berufsforschung 197, Nürnberg.
- Berndt, E. (1980): Modelling the Simultaneous Demand for Factors of Production. In: Hornstein, Z. et al. (Hrsg.): The Economics of the Labor Market. London: Her Majesty's Stationery Office.

- Borjas, G. J. (1987): Immigrants, Minorities and Labor Market Competition. In: *Industrial and Labor Relations Review* 40: 382-392.
- Borjas, G. J. (1994): The Economics of Immigration. In: *Journal of Economic Literature* 32: 1667-1717.
- Christensen, L. R./Jorgenson, D. W./Lau, L. J. (1971): Conjugate Duality and the Transcendental Logarithmic Function. In: *Econometrica* 39: 255-256.
- DeNew, J. P./Zimmermann, K. F. (1994): Native Wage Impacts of Foreign Labor: A Random Effects Panel Analysis. In: *Journal of Population Economics* 7: 177-192.
- Gang, I. N./Rivera-Batiz, F. L. (1994): Labor Market Effects of Immigration in the United States and Europe: Substitution vs. Complementarity. In: *Journal of Population Economics* 7: 157-175.
- Grossman, J. B. (1982): The Substitutability of Natives and Immigrants in Production. In: *Review of Economics and Statistics* 64: 596-603.
- Haisken-DeNew, J. P. (1996): Migration and the Inter-Industry Wage-Structure in Germany. Berlin: Springer Verlag.
- Haisken-DeNew, J. P./Zimmermann, K. F. (1995): Wage and Mobility Effects of Trade and Migration. CEPR Discussion Paper Nr. 1318. London.
- Hamermesh, D. S. (1993): Labor Demand. Princeton, N.J.: Princeton University Press.
- Pischke, J.-S./Velling, J. (1994): Wage and Employment Effects of Immigration to Germany: An Analysis Based on Local Labor Markets. CEPR-Discussion-Paper Nr. 935, London.
- Sato, R./Koizumi, T. (1973): On the Elasticities of Substitution and Complementarity. In: *Oxford Economic Papers* 25: 44-56.
- Stark, E./Jänsch, G. (1988): Faktoreinsatzverhalten im Verarbeitenden Gewerbe: Eine sektorale Analyse unter Verwendung eines Translog-Modells. In: *DIW Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung* 1/2: 79-95.
- Zimmermann, K. F. (1994): The Labour Market Impact of Immigration. In: Spencer, S. (Hrsg.): *Immigration as an Economic Asset. The German Experience*. Trentham Books: 39-64.