

Barbara Schuler

Einkommensunterschiede zwischen Männern und Frauen

Unterschiede in den Einkommen zwischen Männern und Frauen werden in der Öffentlichkeit immer wieder beklagt. Wie groß sind sie tatsächlich? Wie haben sie sich langfristig entwickelt? Worin liegen die Ursachen für diese Unterschiede?

Die Einkommensunterschiede zwischen Männern und Frauen in Deutschland bleiben auf hohem Niveau. Diese Nachricht ist immer wieder in den Medien zu lesen. Ist das wirklich so? In diesem Aufsatz wird die Lohndifferenz für die Jahre 1981-2001 in verschiedene Effekte zerlegt und die Entwicklung untersucht. Grundlage dieser Untersuchung ist zunächst der Humankapitalansatz von Jacob Mincer¹ und Gary S. Becker², bei dem sich Lohnunterschiede nur mit Merkmalsunterschieden begründen. Eine über diese „erklärten“ Lohndifferentiale hinausgehende Lohnlücke wird als „unerklärtes“ Lohndifferential oder auch Diskriminierung bezeichnet.

Bisherige Untersuchungen, wie die von Hiller³ begründen die niedrigeren Löhne von Frauen mit einer kürzeren Lebensarbeitszeit. Dadurch bleibt nur ein kürzerer Zeitraum für den Arbeitgeber, Erlöse aus einer Investition in spezifisches Humankapital von Frauen zu erzielen. Dies kompensiert der Arbeitgeber, laut Hiller, mit einem niedrigeren Lohn für Frauen. Beblo und Wolf⁴ kommen zu der Erkenntnis, dass die negativen Lohneffekte von Erwerbsunterbrechungen für weibliche Beschäftigte größer sind als für männliche. Die vorliegende Untersuchung geht einen neuen Weg bei der Analyse der Lohnunterschiede. Zusätzlich zu der Berücksichtigung von Bildung, Berufserfahrung, Alter, Tätigkeit und Branche wird versucht, die Entwicklung der Lohndifferenz mit der Entstehung der IT-Branche in Zusammenhang zu bringen.

Den methodischen Rahmen der Analyse bildet die Dekompositionsanalyse von Ronald Oaxaca⁵ und Alan S. Blinder⁶. Der Analyse liegt die IAB-Regionalstichprobe des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung zugrunde. Anhand dieser wird die Veränderung der erklärten und unerklärten Anteile der Lohndifferenz in den Jahren 1981 bis 2001 untersucht.

Barbara Schuler, 32, Dipl.-Volkwirtin, ist Mitarbeiterin am Wirtschaftspolitischen Seminar der Universität zu Köln.

Die Dekompositionsanalyse

Um die Entwicklung der unerklärten Lohnunterschiede aufzeigen zu können, werden zunächst die Lohnmittelwerte für die erwartete Hochlohngruppe (H) und die erwartete Niedriglohngruppe (L) getrennt geschätzt

$$(1) Y_i^{H,L} = \beta_0^{H,L} + \sum_{j=1}^k \beta_j^{H,L} X_{ij}^{H,L} + u_i^L.$$

$Y_i^{H,L}$ stellt dabei den logarithmierten Stundenlohn einer Person i der Hoch- (H) bzw. Niedriglohngruppe (L) dar. $\beta_j^{H,L}$ ist der durchschnittliche Teil der Entlohnung einer Person i , der durch die Humankapitalausstattung mit dem Faktor j bedingt ist. Die Beobachtungen der Faktorausstattung des Faktors j der Person i zeigt sich im Ausdruck X_{ij} . k steht für die Anzahl der beobachteten Werte mit $j = 1, 2, \dots, k$ und u_i für den unbeobachteten Rest.

Nachdem für jede Gruppe ein Lohnsatz mit Hilfe der Lohnfunktion in (1) geschätzt wird, berechnet sich die Lohndifferenz mit

$$(2) \bar{Y}^H - \bar{Y}^L = \beta_j^H \bar{X}_j^{H,L} - \beta_j^L \bar{X}_j^L.$$

Für die Zerlegung wird ausgenutzt, dass

$$(3) \bar{Y}^{H,L} = \bar{X}^{H,L} \beta^{H,L}$$

bei OLS-Schätzern die Stichprobenmittelwerte der Erwartungswerte der Schätzung genau dem Durch-

¹ Siehe dazu J. Mincer: *Schooling, Experience, And Earnings*, Columbia University Press, New York u.a. 1974.

² Siehe dazu G. S. Becker: *Human Capital*, The University of Chicago Press, Chicago u.a. 1993.

³ Siehe dazu T. Hiller: *Die Humankapitaltheorie*, WiSt, Vol. 35 (2006), Nr. 5, S. 285-288.

⁴ Siehe dazu M. Beblo, E. Wolf: *Sind es die Erwerbsunterbrechungen?*, *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Vol. 36 (2003), Nr. 4, S. 560-572.

⁵ Siehe dazu R. Oaxaca: *Male-female wage differentials in urban labor market*, in: *International Economic Review*, Vol. 14 (1973), Nr. 3, S. 693-709.

⁶ Siehe dazu A. S. Blinder: *Wage discrimination: Reduced form and structural estimates*, in: *The Journal of Human Resources*, Vol. 8 (1973), Nr. 4, S. 436-455.

Dekompositionsanalyse

1. Der Ausstattungseffekt

$$(\bar{X}^H - \bar{X}^L)\beta^L$$

gibt an, in welchem Ausmaß die Lohndifferenz auf eine unterschiedliche Humankapitalausstattung zurückzuführen ist.

2. Der Koeffizienteneffekt

$$\bar{X}^L(\beta^H - \beta^L)$$

ist das Maß für eine Lohndifferenzierung aus anderen Gründen.

3. Der Interaktionseffekt

$$(\bar{X}^H - \bar{X}^L)(\beta^H - \beta^L)$$

ist das Maß für Lohndifferenzen, die sich aus einer Interaktion der beiden Effekte ergibt.

schnittswert entsprechen und damit das Residuum der Schätzung Null ist.

Wird nun diese Lohnlücke um $\bar{X}^L\beta^H$ erweitert⁷, ergibt sich nach Umformung folgende Zerlegung der Lohnlücke:

$$(4) = \beta^H(\bar{X}^H - \bar{X}^L) + \bar{X}^L(\beta^H - \beta^L).$$

Der erste Term $\beta^H(\bar{X}^H - \bar{X}^L)$ ist der Ausstattungseffekt. Dieser bewertet den durchschnittlichen Ausstattungsvorteil der Hochlohngruppe mit den Koeffizienten aus der Lohngleichung der Hochlohngruppe. Der zweite Term $\bar{X}^L(\beta^H - \beta^L)$ ist der Koeffizienteneffekt. Dies ist der Lohngewinn, den die Niedriglohngruppe erfahren würde, wenn ihre Qualifikation im Mittel wie die der Hochlohngruppe entlohnt werden würde. Dieser zweite Teil des Differentials wird üblicherweise als Maß der Lohndiskriminierung definiert.⁸

Wirken jedoch weitere Effekte auf den Lohn, die nicht in der Regression berücksichtigt werden, würde das diesen Koeffizienteneffekt ebenfalls erhöhen. In diesem Fall kann nicht von Diskriminierung, sondern nur von unbeobachteten Effekten gesprochen werden. Auch wenn die geschätzte Lohnfunktion in der Analyse sehr umfangreich ist, ist dennoch nicht auszuschließen, dass es weitere unbeobachtete Effekte

⁷ Angenommen β^H sind wettbewerbliche Preise, und Frauen werden zu den gleichen Preisen entlohnt wie Männer, dann kann der vorhergesagte mittlere Lohn für Frauen unter Verwendung der wettbewerblichen Preise für Männer geschrieben werden als $\bar{Y} = \bar{X}^L\beta^H$. Vgl. A. Kunze: The determination of wages and the gender wage gap: A survey, IZA-Diskussionspapier Nr. 193, Bonn 2000.

⁸ Vgl. ebenda.

gibt, die auf die Lohnhöhe wirken. Daher wird hier nur vom unbeobachteten Effekt gesprochen.

Die hier verwendete Erweiterung des Modells berücksichtigt zusätzlich einen Interaktionseffekt.⁹ In diesem ist der Anteil der Differenz, der durch die Interaktion zwischen Ausstattungsunterschieden und Koeffizienteneffekt hervorgerufen wird, enthalten. Dafür muss Gleichung (4) umgeschrieben werden:

$$(5) \bar{Y}^H - \bar{Y}^L = \beta^L(\bar{X}^H - \bar{X}^L) + \bar{X}^L(\beta^H - \beta^L).$$

In Gleichung (5) wird nun der durchschnittliche Vorteil in der Ausstattung der Hochlohngruppe nicht wie in Gleichung (4) mit den Koeffizienten der Hochlohngruppe, sondern mit denen der Niedriglohngruppe bewertet. Wird diese Gleichung (5) nun mit $\bar{X}^L\beta^L + \bar{X}^L\beta^H$ erweitert, ergibt sich die hier verwendete Dekompositionsgleichung:

$$(6) \bar{Y}^H - \bar{Y}^L = (\bar{X}^H - \bar{X}^L)\beta^L \quad (E) \\ + \bar{X}^L(\beta^H - \beta^L) \quad (C) \\ + (\bar{X}^H - \bar{X}^L)(\beta^H - \beta^L) \quad (CE).$$

Der Term (E) entspricht dem Ausstattungseffekt und der Term (C) dem Koeffizienteneffekt. Im Term (CE) ist der Anteil der Differenz enthalten, der eine Folge der Interaktion zwischen den Unterschieden in den Koeffizienten und der Ausstattung ist.¹⁰ Es ist zu beachten, dass die Dekompositionsanalyse nicht auf Paneldatensätze angewandt werden kann. Um eine lange Zeitreihe zu analysieren, muss folglich für jedes Untersuchungs-jahr eine eigene Dekompositionsanalyse durchgeführt werden.

Der Datensatz

Der Analyse liegt die IAB-Regionalstichprobe (IABS-R01)¹¹ zugrunde. Die abhängige Variable in den Re-

⁹ Siehe dazu D. Neumark: Employers' discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination, in: The Journal of Human Resources, Vol. 23 (1988), Nr. 1, S. 279-295.

¹⁰ Über die Zuordnung des Interaktionseffektes können verschiedene Annahmen getroffen werden. Zum Beispiel unter der Annahme, dass sich die Lohnstruktur der Männer durchsetzt, wird der Interaktionseffekt dem unerklärten Anteil (Koeffizienteneffekt) zugeordnet. Unter der Annahme, dass sich die Lohnstruktur der Frauen durchsetzt, wird der Interaktionseffekt dem erklärten Anteil (Ausstattungseffekt) zugeordnet. Es ist aber auch möglich, den Interaktionseffekt aufzuteilen und einen Teil dem erklärten und den anderen Teil dem unerklärten Anteil der Lohndifferenz zuzurechnen. In diesem Aufsatz wird der Interaktionseffekt als eigener Effekt dargestellt und nicht zugeordnet.

¹¹ Die Datengrundlage dieses Beitrages bildet die faktisch anonymisierte IAB-Regionalstichprobe 1975-2001 (IABS-R01). Dabei handelt es sich um eine 2%-Stichprobe aller sozialversicherungspflichtig Beschäftigten, ergänzt um Zeiten des Leistungsbezugs. Grundlage der Stichprobenziehung ist die Beschäftigten-Leistungsempfänger-Historik (BLH) des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) der Bundesagentur für Arbeit. Die IABS-R01 kann über das Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung (Köln) bezogen werden. Für die Verwendung der Daten in diesem Beitrag trägt das IAB keine Verantwortung.

Abbildung 1
Veränderung der Lohnmittelwerte
(in Euro)

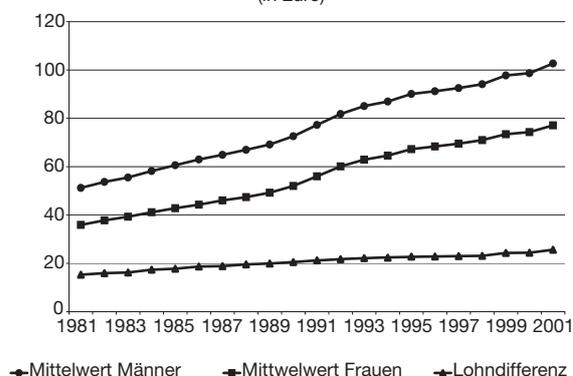


Tabelle 1
Lohndifferenz und Mittelwerte 1981, 2001
(in Euro)

| | 1981 | 2001 |
|---------------|-------|--------|
| Männer | 51,23 | 102,71 |
| Frauen | 35,94 | 77,1 |
| Lohndifferenz | 15,29 | 25,62 |

Abbildung 2
Veränderung der Komponenten
des Lohndifferentials
(in Euro)

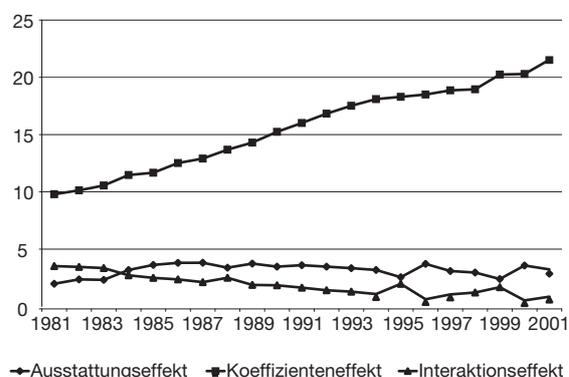


Tabelle 2
Dekomposition 1981, 2001

| | Lohndifferenz | Ausstat- tungseffekt | Koeffizienten- effekt | Interaktionseffekt | |
|-----------|---------------|-------------------------|--------------------------|--------------------|-------|
| 1981 | in Euro | 15,29 | 1,98 | 9,79 | 3,52 |
| | in % | 100,00 | 12,95 | 63,83 | 23,02 |
| 2001 | in Euro | 25,62 | 3,23 | 21,53 | 0,85 |
| | in % | 100,00 | 12,61 | 84,04 | 3,32 |
| 1981-2001 | in Euro | 10,33 | 1,25 | 11,74 | -2,67 |

gressionen ist der logarithmierte Tageslohn zum Stichtag 31.12. des jeweiligen Jahres. Dabei ist zu beachten, dass sich die Währung des Lohnes im Datensatz zum 1.1.1999 aufgrund der Einführung des Euro von D-Mark auf Euro verändert. Um eine einheitliche Analyse zu ermöglichen, werden die D-Mark-Werte der Jahre 1981-1998 mit dem Wert 1/1,95583 multipliziert. Damit ergibt sich für die gesamte Untersuchung eine einheitliche Euro-Währung.

Als erklärende Variable geht zunächst die Dauer der Berufserfahrung in Jahren in die Regressionen ein. Eine weitere erklärende Variable ist die Bildung. Diese wird in Anlehnung an die CASMIN-Klassifikation¹² vorgenommen. Die Zuordnung zu einer geringen Bildungskategorie erfolgt für alle Personen ohne Berufsausbildung. Die mittlere Bildung umfasst Volks-, Haupt-, Realschule mit Berufsausbildung sowie Abitur ohne und mit Berufsausbildung. Personen mit einem Fachhochschul- oder Hochschulabschluss sind in der hohen Bildungskategorie zu finden.

In der Untersuchung werden ausschließlich 16- bis 62-jährige Personen berücksichtigt, da diese typischerweise zur „arbeitenden Bevölkerung“ gehören. Außerdem gehen in die Regressionen die Bundesländer ein. Die Berufe werden auf der Grundlage der „Klassifizierung der Berufe“ des Statistischen Bundesamtes¹³ zu 67 Berufsgruppen zusammengefasst. Mithelfende Familienangehörige werden ebenso wie Lehrlinge und Praktikanten aus der Analyse genommen, da sie nicht als „typische Arbeitnehmer“ betrachtet werden können. Neben den Berufsgruppen wird auch der Einfluss der Wirtschaftszweige in den Regressionen kontrolliert. Unter den hier verwendeten Wirtschaftszweigaggregaten sind die Branchen zu verstehen, die vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung zu Aggregaten zusammengefasst werden.

Ergebnisse

Zunächst sind in Abbildung 1 die geschätzten Lohnmittelwerte für Männer und Frauen und die Lohndifferenz für die Jahre 1981 bis 2001 abgetragen. Die mittleren Löhne für Männer und Frauen weisen einen sehr ähnlichen Verlauf auf. Dennoch zeigt sich ein leichtes Auseinanderdriften der geschätzten Durchschnittseinkommen. Die Lohndifferenz steigt folglich leicht an. Da der Verlauf sehr kontinuierlich ist und eine Aufflis-

¹² Die Einteilung in die Bildungskategorien erfolgt in Anlehnung an Y. Lechert, J. Schrödter, P. Lüttinger: Die Umsetzung der Bildungsklassifikation CASMIN für die Volkszählung 1970, die Mikrozensus-Zusatzerhebung 1972 und die Mikrozensus 1976-2004, ZUMA-Methodenbericht Nr. 12, Mannheim 2006.

¹³ Siehe dazu auch Statistisches Bundesamt: Arbeitsunterlagen zum Mikrozensus. Klassifizierung der Berufe – Systematisches und alphabetisches Verzeichnis der Berufsbezeichnungen, Ausgabe 1975, 2004.

Abbildung 3
Relative Bildungsausstattung
der Männer und Frauen mit niedriger Bildung
 (in % aller Vollbeschäftigten der jeweiligen Gruppe)

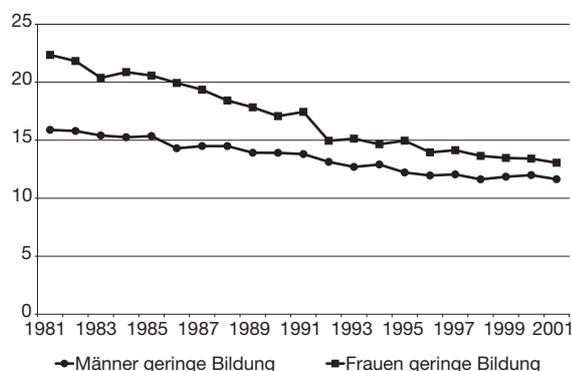


Abbildung 4
Relative Bildungsausstattung
der Männer und Frauen mit mittlerer Bildung
 (in % aller Vollbeschäftigten der jeweiligen Gruppe)

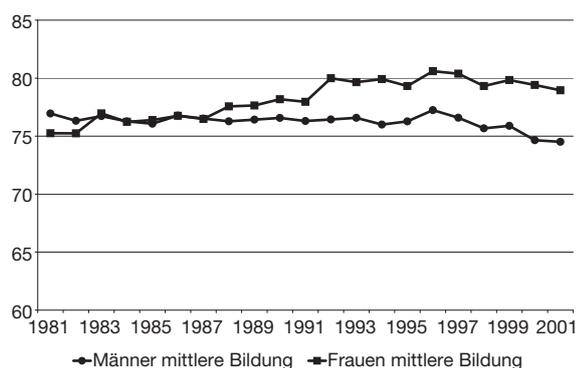
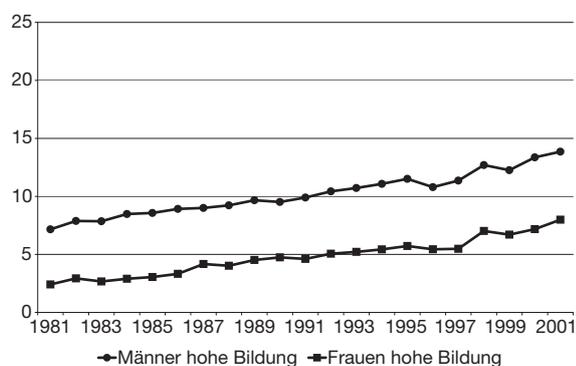


Abbildung 5
Relative Bildungsausstattung
der Männer und Frauen mit hoher Bildung
 (in % aller Vollbeschäftigten der jeweiligen Gruppe)



tung aller Ergebnisse den Rahmen dieser Abhandlung sprengen würde, werden in Tabelle 1 nur die beiden Eckpunkte betrachtet.¹⁴ Dabei zeigt sich, dass die Lohndifferenz von 1981 bis 2001 um 10,33 Euro gestiegen ist.

Die Zerlegung der Lohnlücke mit Hilfe der Dekompositionsanalyse versucht diese Entwicklung zu erklären.

In Abbildung 2 wird die Zerlegung der Lohndifferenz mit Hilfe der Dekompositionsanalyse in die drei Komponenten Ausstattungs-, Koeffizienten- und Interaktionseffekt dargestellt. In Tabelle 2 wird die Zerlegung der Lohndifferenz in diese Effekte exemplarisch für die Jahre 1981 und 2001 dargestellt. Die Lohndifferenz des Jahres 1981 beträgt 15,29 Euro. Das heißt Männer verdienen im Jahr 1981 pro Tag durchschnittlich 15,29 Euro mehr als Frauen. 1,98 Euro und somit 12,95% der Lohndifferenz können mit Ausstattungsunterschieden zwischen Männern und Frauen erklärt werden. Männer sind demnach im Jahr 1981 besser mit Humankapital ausgestattet. 9,79 Euro oder 63,83% der Lohndifferenz können im Jahr 1981 mit den beobachteten Variablen nicht erklärt werden. Die 3,52 Euro des Interaktionseffektes und damit 23,02% sind der Teil der Lohndifferenz, der aus einer wechselseitigen Beeinflussung des Ausstattungseffektes mit dem Koeffizienteneffekt entsteht. Die Summe der Effekte ergibt die ermittelte Lohndifferenz.

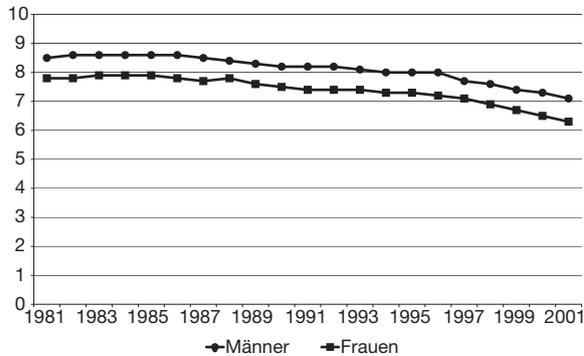
Im Jahr 2001 können 3,23 Euro des Lohnunterschiedes mit Unterschieden in der Humankapitalausstattung erklärt werden. Die Veränderung gegenüber 1981 beläuft sich bei der Humankapitalausstattung nur auf 1,25 Euro. Auch die Betrachtung der Prozentzahlen offenbart, dass der Ausstattungseffekt nahezu identisch geblieben ist. Die beobachtete Zunahme der Lohndifferenz um 10,33 Euro kann darin folglich nicht begründet sein. Frauen sind demnach zwar schlechter mit Humankapital ausgestattet, da sie diesen Nachteil aber kontinuierlich aufweisen, kann damit die Zunahme der Lohndifferenz nicht erklärt werden.

Bildung als Faktor

Dieses Ergebnis überrascht, da hinlänglich angenommen wird, dass sich die Humankapitalausstattung zwischen Männern und Frauen in diesem Zeitraum angeglichen hat. Ein Aspekt der Humankapitalausstattung ist neben der Berufserfahrung das Bildungsniveau. Im Folgenden wird daher die relative Veränderung der Humankapitalausstattung der Frauen näher betrachtet. Dafür werden zunächst der Anteil der Frauen und Männer in den einzelnen Bildungsgruppen dargestellt.

¹⁴ Auf Anfrage sind die Daten beim Autor erhältlich.

Abbildung 6
Durchschnittliche Berufserfahrung
von Männern und Frauen
 (in Jahren)



Anschließend erfolgt die Illustration der durchschnittlichen Berufserfahrung von Männern und Frauen.

Bei einer Betrachtung der relativen Bildungsausstattung von Frauen und Männern in der niedrigen Bildungskategorie (Abbildung 3) zeigt sich, dass sich der Anteil der Frauen dem Niveau der Männer angenähert hat. Vollzeitbeschäftigte Frauen und Männer weisen im Jahr 2001 seltener eine niedrige Bildung auf als im Jahr 1981. Dabei ist der Rückgang des Anteils der Frauen in dieser Bildungskategorie größer.

In der Abbildung 4 wird deutlich, dass der Anteil der Frauen in mittlerer Bildung gegenüber dem Anteil der Männer in dieser Bildungsgruppe zugenommen hat. Seit dem Jahr 1988 weist ein größerer Anteil der abhängig beschäftigten Frauen eine mittlere Bildung auf als Männer.

In Abbildung 5 zeigt sich, dass sich sowohl bei den Männern als auch bei den Frauen der Anteil in der hohen Bildungsgruppe kontinuierlich erhöht hat. Das Verhältnis ist hier aber nahezu identisch geblieben. Über alle Bildungskategorien hinweg zeigt sich, dass Frauen und Männer im Jahr 2001 eher in den mittleren und hohen Bildungsgruppen zu finden sind, als im Jahr 1981. Zwischen der niedrigen und mittleren Bildung ist der Wechsel für Frauen relativ größer als für Männer. Mit dieser Entwicklung kann zwar von einer Annäherung der Humankapitalausstattung von Männern und Frauen gesprochen werden, diese ist aber nicht groß genug, um damit einen deutlichen Effekt bei der Dekomposition hervorzurufen.

Neben der Bildung ist die Berufserfahrung ein Bestandteil der Humankapitalausstattung. Auch hier wird angenommen, dass Frauen stärker am Arbeitsmarkt

partizipieren und sich damit ein positiver Effekt einstellt. In Abbildung 6 wird die durchschnittliche Berufserfahrung in Jahren von Männern und Frauen für den Untersuchungszeitraum dargestellt.

Es zeigt sich in Abbildung 6, dass die Berufserfahrung für Männer und Frauen kontinuierlich über die Jahre abnimmt. Das Verhältnis bleibt aber nahezu unverändert. Auch hier ist folglich kein positiver Effekt für Frauen auf die Humankapitalausstattung festzustellen.

Entwicklung der drei Effekte

Der Ausstattungseffekt berücksichtigt in diesem Modell alle mit beobachteten Variablen erklärbaren Lohnunterschiede. Da in dieser Analyse auch die Berufe und die Wirtschaftszweige in der Lohnfunktion berücksichtigt werden, hat die Wahl des Berufes oder der Branche einen Einfluss auf die Lohndifferenz. Üblicherweise wird davon ausgegangen, dass Frauen in niedrig bezahlten Berufen tätig sind und Männer in hoch bezahlten. Die Konstanz des Ausstattungseffektes lässt sich demnach, neben der Entwicklung in den Bildungsgruppen und in der Berufserfahrung, mit einer verstärkten Segregation in niedrig bzw. hoch bezahlte Berufe erklären.¹⁵ Da hier mit 67 Berufsgruppen und 15 Wirtschaftszweigaggregaten gearbeitet wurde, wird auf einen empirischen Beweis, zugunsten der Darstellbarkeit, an dieser Stelle verzichtet.

Nach der Klärung des Ausstattungseffektes wird nun der Interaktionseffekt und der in Abbildung 2 gezeigte Koeffizienteneffekt betrachtet. Der Interaktionseffekt weist einen abnehmenden Verlauf auf. Damit nimmt die Interaktion zwischen Ausstattungs- und Koeffizienteneffekt im Zeitablauf ab. Die Lohndifferenz kann demnach 2001 deutlicher in den Ausstattungs- bzw. Koeffizienteneffekt zerlegt werden, als dies im Jahr 1981 der Fall ist. Der Koeffizienteneffekt zeigt an, ob Männer und Frauen in den untersuchten Merkmalen unterschiedlich entlohnt werden. In Abbildung 2 ist ein Anstieg des Koeffizienteneffektes im Untersuchungszeitraum um 11,74 Euro zu beobachten. Der beobachtete Anstieg der Lohndifferenz in Abbildung 1 um 10,33 Euro kann mit diesem Wert leicht in Verbindung gebracht werden.

Eine so eindeutige Zunahme des Koeffizienteneffektes und damit der sogenannten Diskriminierung erscheint unwahrscheinlich. Viel wahrscheinlicher ist, dass sich an dieser Stelle die Entstehung und explo-

¹⁵ Siehe dazu R. Anker: Theories of occupational segregation by sex: An overview, in: International Labour Review, Vol. 136 (1997), Nr. 3, S. 315-339; und T. Hinz, T. Schübel: Geschlechtersegregation in deutschen Betrieben, Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Vol. 34 (2001), S. 3, S. 286-301.

Abbildung 7
Männer- und Frauenanteil
bei Datenverarbeitungskaufleuten
 (in %)

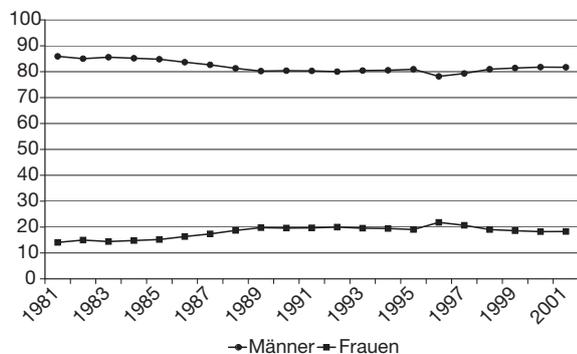
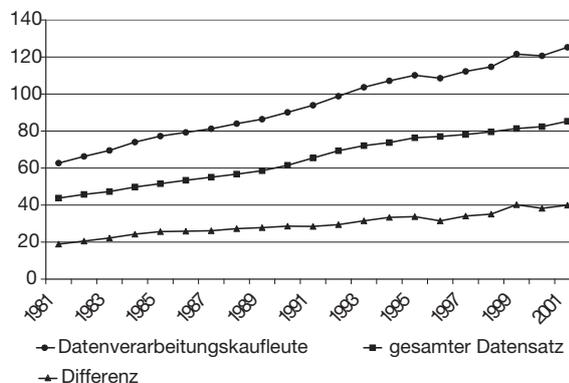


Abbildung 8
Durchschnittlicher Tageslohn
jeweils am 31.12.
 (in Euro)



sionsartige Ausdehnung der IT-Branche bemerkbar macht.

Ursache: Ausweitung der IT-Branche

Da hauptsächlich Männer in IT-Berufen tätig sind,¹⁶ werden die erzielten Lohnunterschiede als Koeffizienteneffekte der Männer erfasst. Der Effekt dieses wachsenden, in der bisherigen Analyse nicht neutralisierten Marktes, kann sich folglich ausschließlich im Koeffizienteneffekt niederschlagen. Der starke und kontinuierliche Anstieg dieses Effektes in Abbildung 2 lässt auf wachsende Löhne in diesem Bereich schließen.

Daraus lässt sich folgende Hypothese ableiten: von den hohen Löhnen in der IT-Branche profitieren hauptsächlich Männer. Zur Diskussion wird diese Hypothese aufgeteilt in:

- H1: die Löhne in der IT-Branche sind im Untersuchungszeitraum höher als die Durchschnittslöhne über alle Branchen und
- H2: in der IT-Branche sind hauptsächlich Männer beschäftigt.

Eine Untersuchung der IT-Branche ist mit besonderen Schwierigkeiten verbunden. Die Berufe der IT-Branche unterliegen einem steten Wandel, ihr Einfluss ist in einer Untersuchung mit einem langen Analysezeitraum bisher nicht neutralisierbar. Zusätzlich besteht das Problem, dass Erwerbstätige zwar Computerqualifikationen und -erfahrungen aufweisen, sich aber anderen Berufen zuordnen, weil sie entweder über formale Qua-

lifikationen in diesen Berufen verfügen und sich diesen nahe fühlen oder weil sie Managementpositionen besetzen, die nach der gängigen (eindimensionalen) Berufsklassifikation ohne Berücksichtigung des Fachbezugs erfasst werden. Damit einher geht das Problem der geringen Versorgung des Arbeitsmarktes mit Informatikern mit Hochschulabschluss. Der massive Bedarf zwingt potentielle Arbeitgeber, Alternativen auszuprobieren und auch mit Fachleuten anderer Ausbildung die anstehenden Aufgaben zu lösen.¹⁷ Im Ergebnis erfolgt die Zuordnung einer Person zu einem IT-Beruf relativ willkürlich. Dies macht die Kontrolle dieses boomenden Sektors mit seinen enormen Lohnsteigerungen für den Untersuchungszeitraum unmöglich.

Um trotz dieser Schwierigkeiten Anhaltspunkte für die These zu liefern, wird der Beruf der Datenverarbeitungsfachleute der IAB-Regionalstichprobe ausgewertet. Da dieser Beruf in der Dekompositionsanalyse kontrolliert wird, steht er hier nur stellvertretend für die nicht beobachtbaren und nicht beobachteten IT-Berufe.

In Abbildung 7 zeigt sich, dass hauptsächlich Männer als Datenverarbeitungskaufmann beschäftigt sind. Der Anteil der Frauen in diesem Beruf erreicht im Jahr 1996 mit 21,81% seinen Höchststand. Diese Beobachtung zieht sich über den gesamten Untersuchungszeitraum. Weiterhin ist zu zeigen, dass die Löhne in den IT-Berufen in den Jahren 1981 bis 2001 überdurchschnittlich gewachsen sind. Dafür werden der durchschnittliche Lohn der Datenverarbeitungskaufleute und der durchschnittliche Lohn im gesamten Datensatz in Abbildung

¹⁶ Siehe dazu U. Wenner, U. Tischer, G. Doering, E. Hilbert: Aktive Arbeitsmarktpolitik zur Sicherung und Erhöhung der Chancen von Frauen im IT-Bereich, ibv-Publikation 38, Nürnberg 2001.

¹⁷ Vgl. W. Dostal: Informatik-Qualifikationen im Arbeitsmarkt, in: Informatik-Spektrum, Vol. 20 (1997), Nr. 2, S. 73-78.

8 dargestellt. Zusätzlich wird zur vereinfachten Darstellung die Differenz zwischen den beiden Durchschnittslöhnen für das jeweilige Jahr abgetragen.

In Abbildung 8 ist der überproportionale Anstieg der Löhne der Datenverarbeitungskaufleute zu erkennen. Im Jahr 1981 verdienen Datenverarbeitungskaufleute 18,81 Euro mehr als der Durchschnitt des gesamten Datensatzes. Im Jahr 2001 ist diese Differenz auf 39,96 Euro angestiegen. Es ist anzunehmen, dass diese Lohnentwicklung auch in den nicht beobachteten IT-Berufen zu finden ist. Damit sind deutliche Hinweise gefunden, die die oben genannten Hypothesen untermauern. Eine Erweiterung der Berufe im IAB-Datensatz um aktuelle IT-Berufe ist wünschenswert und würde eine Kontrolle des Einflusses dieses Sektors in der Zukunft ermöglichen.

Schluss

Die durchgeführte Analyse offenbart unterschiedliche Erkenntnisse. Es hat sich gezeigt, dass sich das Ausstattungsniveau der Frauen minimal verbessert hat. Diese Verbesserung ist aber so gering, dass sie bei der Dekompositionsanalyse nicht ins Gewicht fällt.

Weiterhin offenbart sich ein starker Anstieg des Koeffizienteneffektes. Dieser wird als maßgeblich für den Anstieg des Lohndifferentials in den Jahren 1981 bis 2001 verantwortlich gemacht. Eine wahrscheinliche Ursache für diese Entwicklung ist die Entstehung der IT-Branche, die in diesen Zeitraum fällt. In ihr sind überwiegend Männer beschäftigt, die die steigenden Löhne dieser boomenden Branche auf sich verbuchen. Aufgrund der unzureichenden Erfassbarkeit der Berufe in dem Untersuchungszeitraum ist es jedoch nur möglich, diese These anhand der Datenverarbeitungskaufleute, als Stellvertreter für die unbeobachteten IT-Berufe, zu verifizieren.

Abschließend lässt sich festhalten, dass die Einkommensunterschiede im Untersuchungszeitraum zwar leicht zugenommen haben, aber diese Differenzen scheinen nicht durch einen Zuwachs an Diskriminierung hervorgerufen zu sein, sondern durch einen bisher unbeobachtbaren Effekt – die IT-Branche. Eine exaktere Berücksichtigung dieser Berufe lässt hoffen, dass die Lohndifferenz in Zukunft besser erklärt werden kann.