

Beschäftigungswirkungen technisch-organisatorischen Wandels: Eine mikroökonomische Analyse mit dem Linked IAB Panel*

Lutz Bellmann

Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg

Marco Caliendo – Reinhard Hujer – Dubravko Radić

Johann Wolfgang Goethe-Universität, Frankfurt/M.

29. November 2002

Einige verwechseln Unsicherheit mit Arbeitslosigkeit und befürchten, daß die technologischen Fortschritte am Ende Arbeitsplätze vernichten. Sie erliegen damit dem gleichen Irrtum wie ihre maschinenstürmerischen Vorgänger, die Ludditen, die Anfang des 19. Jahrhunderts in England die mechanischen Webstühle zerstörten, die die Handweber arbeitslos machten.

Robert B. Reich (2000), The Future of Success

1. Einleitung und Motivation

Innerhalb der letzten Jahrzehnte hat sich die Lage auf den internationalen Arbeitsmärkten dramatisch verändert. Wir beobachten in den USA und Großbritannien eine zunehmende Ungleichheit in der Gesellschaft, die insbesondere an der Lohnentwicklung zwischen Hoch- und Geringqualifizierten deutlich wird. In Kontinentaleuropa müssen wir stattdessen eine hohe und persistente Arbeitslosigkeit insbesondere unter Geringqualifizierten feststellen. All dies hat stattgefunden, obwohl in den letzten Jahrzehnten das relative Angebot an Hochqualifizierten stetig zugenommen hat, so daß der Verdacht naheliegt, daß diese beiden Entwicklungen zwei Seiten einer Medaille sind, die von den gleichen Nachfragefaktoren hervorgebracht wurden.¹

Mögliche Ursachen dieser Entwicklungen sind ein zunehmender internationaler Handel und ein immer schneller werdender technischer Fortschritt, der sich auch im alltäglichen Leben in einer zunehmenden Verbreitung von Computern und Maschinen und einem wachsenden Angebot an maßgeschneiderten Produkten und Dienstleistungen bemerkbar macht. Eine weitere Erklärung, die innerhalb der letzten Jahre diskutiert wird, und die vermutlich unsere Art zu leben und zu arbeiten wesentlich stärker und tiefgreifender beeinflussen wird als internationaler Handel und technischer Wandel, sind jedoch organisatorische Veränderungen innerhalb von Unternehmen.²

Immer mehr Unternehmen erkennen, daß sie in Zeiten raschen wirtschaftlichen Wandels nur bestehen können, wenn sie es schaffen, sich diesen rapiden Veränderungen schneller als

* Wir danken Arnd Kölling und Thorsten Schank für ihre wertvolle Hilfe bei der Datenaufbereitung.

¹ Vgl. zu der mittlerweile berühmten ad hoc „two-sides-of-the-same-coin“ Theorie Krugman (1994).

² Vgl. dazu vor allen Dingen Snower (1999) und Lindbeck und Snower (1996, 2000).

ihre Konkurrenten anzupassen. Und sie erkennen, daß traditionelle Organisationsstrukturen, die insbesondere durch eine strikte Trennung verschiedener Aufgabenbereiche und eine starke Konzentration und Hierarchisierung von Entscheidungsbefugnissen gekennzeichnet ist, dem im Wege steht. Stattdessen gehen sie dazu über, eine eher „holistische“ Organisationsform einzuführen, in der jedem einzelnen Beschäftigten eine größere Verantwortung über mehrere Aufgabenbereiche zugestanden wird.

All diese Veränderungen werden natürlich auch Auswirkungen auf die Arbeitsnachfrage, insbesondere nach verschiedenen Qualifikationsstufen haben. Deshalb sollen in dieser Arbeit die Beschäftigungswirkungen von technologischem und organisatorischem Wandel empirisch analysiert werden. Wir nutzen dazu einen linked employer-employee Datensatz für Deutschland, der sowohl Informationen über die einzelnen Betriebe als auch detaillierte Informationen über deren Beschäftigtenstruktur enthält.

Diese Studie ist wie folgt gegliedert: In dem nächsten Abschnitt werden die theoretischen Grundlagen für die empirische Implementierung gelegt. Abschnitt drei beschreibt den von uns gewählten ökonometrischen Schätzansatz. In Abschnitt vier stellen wir den zur Schätzung verwandten Datensatz und erste deskriptive Ergebnisse vor, während der fünfte Abschnitt die Schätzergebnisse kommentiert. Wir werden mit einer kurzen Zusammenfassung der gefundenen Ergebnisse in Abschnitt sechs schließen.

2. Theoretische Grundlagen

Im folgenden stellen wir einige theoretische Überlegungen zur Erklärung der Nachfrage nach verschiedenen Produktionsfaktoren an, die uns als Basis für die anschließende empirische Implementierung dienen sollen. Unter der Annahme, daß bestimmte Regularitätsbedingungen und somit das Dualitätstheorem gelten,³ kann das Produktionsverhalten eines Unternehmens entweder durch seine Produktionsfunktion oder seine Kostenfunktion äquivalent beschrieben werden. Jede Information, die in der Produktionsfunktion enthalten ist, ist es somit auch in der Kostenfunktion und umgekehrt. Die Wahl des Ansatzes kann dann aufgrund der verfügbaren Daten getroffen werden. Da wir einen Querschnittsdatsatz verwenden und angenommen werden kann, daß für ein gegebenes Jahr die Preise für die Output- und Inputfaktoren exogen gegeben sind, soll somit im folgenden eine Kostenfunktion geschätzt werden.

In der Literatur wurden eine Reihe von Kostenfunktionen vorgeschlagen.⁴ Eine der flexibelsten ist die von Diewert (1971, 1987) in die Diskussion eingeführte verallgemeinerte Leontief-Funktion. Gegenüber der Cobb-Douglas- oder der CES-Funktion weist sie den Vorteil auf, daß sie die Elastizitäten zwischen verschiedenen Inputfaktoren nicht a priori auf einen bestimmten Wert restringiert. Ein weiterer Vorteil ist, daß in ihrer einfachsten Formulierung zusätzliche erklärende Faktoren als lineare Terme aufgenommen werden können. Wir unterstellen im folgenden drei variable Inputfaktoren: Gering-, Mittel- und Hochqualifizierte. Geringqualifizierte umfassen Beschäftigte ohne formale Ausbildung, mit Mittelqualifizierten sollen solche mit einer Berufsausbildung verstanden werden, während unter die Gruppe von Hochqualifizierten Beschäftigte mit einem Fach- oder Hochschulabschluß fallen.

Wir berücksichtigen zusätzlich eine Reihe von quasi-fixen Inputfaktoren. Im einzelnen sind dies Kapital, Produktinnovationen und organisatorische Veränderungen. Der Kapitalstock wird durch die Summe der letztjährigen Investitionen approximiert. Auf die Operationalisierung der beiden anderen Faktoren werden wir im folgenden noch näher eingehen. Zusätz-

³ Für einen formalen Beweis des Dualitätstheorems siehe etwa Varian (1984) oder Diewert (1971).

⁴ Für einen Überblick siehe z.B. Hamermesh (1986, 1993).

lich kontrollieren wir auch für die Zugehörigkeit zu einer bestimmten Branche. All diese K exogenen Variablen werden in dem Vektor Z zusammengefaßt. Mit w_H , w_M und w_L als dem Lohnsatz für Hoch-, Mittel- und Geringqualifizierte und C als den variablen Kosten bei einem Produktionsvolumen Y , können wir für ein repräsentatives Unternehmen dann schreiben:⁵

$$(2.1) \quad C = C(w_H, w_M, w_L, Z, Y) \\ = h(Y) \left[\sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 \alpha_{ij} \left(\frac{w_i w_j}{w_i} \right)^{\frac{1}{2}} \right] + h(Y) \left[\sum_{j=1}^K \sum_{i=1}^3 \beta_{ij} w_i Z_j \right], \text{ für } i = H, M \text{ und } L.$$

Wir nehmen an, daß folgende Symmetriebedingungen erfüllt sind: $\alpha_{ij} = \alpha_{ji} \forall i, j$. $h(Y)$ ist eine monoton steigende Funktion von Y mit $h(0) = 0$ und $h(Y) \rightarrow \infty$ für $Y \rightarrow \infty$. Üblicherweise setzt man $h(Y) = Y$ und nimmt somit konstante Skalenerträge an. Gemäß Shephard's Lemma ist die erste Ableitung der Kostenfunktion nach w_i gleich der optimalen, auf den Output bedingten Faktornachfrage nach diesem i -ten Produktionsfaktor:

$$(2.2) \quad \frac{\partial C}{\partial w_i} = X_i = Y \left[\sum_{i=1}^3 \alpha_{ij} \left(\frac{w_j}{w_i} \right)^{\frac{1}{2}} \right] + Y \left[\sum_{j=1}^K \beta_{ij} Z_j \right], \text{ für } i = H, M, L.$$

Werden die obigen Faktornachfragefunktionen durch Y geteilt, erhält man eine in den Parametern lineare äquivalente Form, die leichter geschätzt werden kann:

$$(2.3) \quad \frac{X_i}{Y} = \left[\sum_{i=1}^3 \alpha_{ij} \left(\frac{w_j}{w_i} \right)^{\frac{1}{2}} \right] + \left[\sum_{j=1}^K \beta_{ij} Z_j \right], \text{ für } i = H, M, L.$$

Hat man mit Hilfe geeigneter ökonomischer Methoden, die wir in einem späteren Abschnitt vorstellen werden, die Parameter der Faktornachfragefunktionen in (2.3) geschätzt, können mit deren Hilfe verschiedene Elastizitäten zwischen den betrachteten Produktionsfunktionen berechnet werden.

Die Hicks-Allen-Elastizität zwischen zwei Produktionsfaktoren etwa gibt an, wie sich das Einsatzverhältnis dieser beiden Produktionsfaktoren verändert, wenn sich deren relative Preise bei konstantem Output verändern. Man erhält ein Maß dafür, wie einfach es für ein Unternehmen ist, auf relative Preisveränderungen zu reagieren, wenn als einziges Instrument eine Anpassung dieser beiden Produktionsfaktoren zur Verfügung steht. Allgemein ist die Hicks-Allen-Kreuzelastizität definiert als:

$$(2.4) \quad \sigma_{ij} = \frac{\partial \ln X_i / \partial \ln X_j}{\partial \ln P_j / \partial \ln P_i} = \frac{C \cdot C_{ij}}{C_i \cdot C_j}, \text{ für } i \neq j$$

wobei mit C_{ij} die Kreuzableitung der Kostenfunktion nach dem i -ten und j -ten Produktionsfaktorpreis und mit C_i die erste Ableitung nach dem i -ten Produktionsfaktorpreis bezeichnet sei. σ_{ij} ist nahe bei eins, wenn die beiden Produktionsfaktoren „normale“ Substitute darstellen. Für die verallgemeinerte Leontief-Kostenfunktion erhält man:

⁵ Das Produktionsvolumen wurde in unserem Fall durch das aktuelle Geschäftsvolumen in Millionen DM gemessen.

$$(2.5) \quad \sigma_{ij} = \begin{cases} \frac{\frac{1}{2} C \alpha_{ij} (w_i w_j)^{-\frac{1}{2}}}{Y X_i X_j}, & \text{für } i \neq j \\ -\frac{\frac{1}{2} C \sum_{j=1, j \neq i}^3 \alpha_{ij} w_j^{\frac{1}{2}} w_i^{-\frac{3}{2}}}{Y X_i X_j}, & \text{für } i = j. \end{cases}$$

Die inhaltlich interessanteren und leichter interpretierbaren Eigen- und Kreuzpreiselastizitäten erhält man, indem man die Hicks-Allen-Elastizitäten mit den Kostenanteil des jeweils anderen Produktionsfaktors, S_j , multipliziert:

$$(2.6) \quad \varepsilon_{ij} = \frac{\partial \ln X_i / X_i}{\partial \ln P_j / P_j} = \sigma_{ij} S_j.$$

Eine Substitution zwischen dem j -ten und dem i -ten Produktionsfaktor fällt z.B. schwerer, je kleiner der Kostenanteil S_j des j -ten Produktes ist. In diesem Fall wird eine Verringerung des Preises des j -ten Produktionsfaktors nur einen geringen Effekt auf den ohnehin schon relativ reichlich eingesetzten i -ten Produktionsfaktor haben. Die Elastizität ε_{ij} wird somit geringer. Unter Verwendung der verallgemeinerten Leontief-Kostenfunktion ergibt sich:

$$(2.7) \quad \varepsilon_{ij} = \begin{cases} \frac{\frac{1}{2} \alpha_{ij} \left(\frac{w_i}{w_j} \right)^{-\frac{1}{2}}}{X_i}, & \text{für } i \neq j \\ -\frac{\frac{1}{2} \sum_{j=1, j \neq i}^3 \alpha_{ij} \left(\frac{w_i}{w_j} \right)^{-\frac{1}{2}}}{X_i}, & \text{für } i = j. \end{cases}$$

Zwei Produktionsfaktoren i und j werden im folgenden als p -Substitute bezeichnet, wenn eine relative Verteuerung des einen Faktors zu einer höheren Nachfrage nach dem anderen führt, also $\varepsilon_{ij} > 0$. Für $\varepsilon_{ij} < 0$ sprechen wir von p -Komplementen.⁶ Die geschätzten Parameter für die quasi-fixen exogenen Faktoren geben direkt den Effekt auf die Input-Output-Koeffizienten für die verschiedenen Qualifikationsgruppen an und sollen auf diese Weise im folgenden interpretiert werden.

Eine naheliegende empirische Strategie besteht darin, das obige Faktornachfragesystem mit geeigneten ökonometrischen Methoden, wie z.B. Zellner's SURE Methode (1962) zu schätzen. Ein mögliches Problem dieses Ansatz ist jedoch die endogene Entscheidung der Unternehmen, Innovationen und organisatorische Veränderungen durchzuführen. Obwohl sich diese Variablen in der empirischen Implementierung auf Entscheidungen beziehen, die innerhalb der beiden letzten Jahre getroffen wurden, bleibt zu vermuten, daß sie mit den Faktornachfragefunktionen korreliert sind. Wir wollen daher im folgenden diese beiden Entscheidungen explizit in einem simultanen Kontext modellieren und uns zu diesem Zweck im folgenden genauer mit ihnen beschäftigen.

Bevor wir uns der Diskussion um die Determinanten und Beschäftigungswirkungen von Innovationen und organisatorischen Veränderungen widmen, nehmen wir im folgenden eine Klassifikation dieser Begriffe vor (siehe auch die untere Abbildung). Üblicherweise erfolgt

⁶ Vgl. für diese Definitionen Hamermesh (1991).

eine Unterteilung in Produkt- und Prozeßinnovationen. Produktinnovationen können weiter dahingehend unterschieden werden, ob es sich lediglich um Verbesserungen bereits bestehender Produkte und Dienstleistungen handelt oder um tatsächlich neue Produkte für das eigene Unternehmen (inkremental) oder gar für den Markt (radikal).

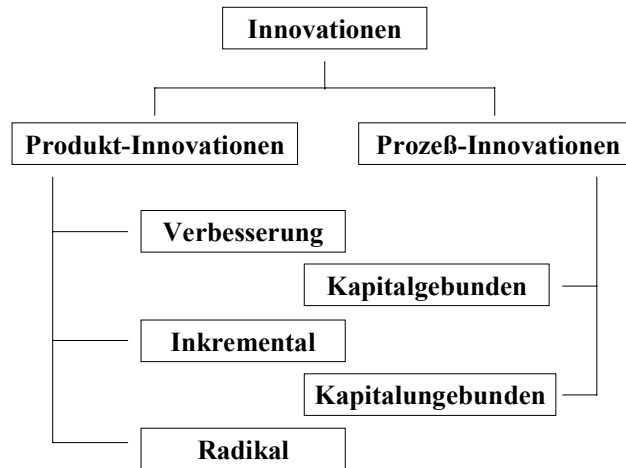


Abbildung 1: Klassifikation von Innovationen

Der verwendete Datensatz enthält Angaben darüber, ob Betriebe während der Jahre 1996 und 1997 Produktinnovationen durchgeführt haben. Aufgrund von positiven Korrelationen zwischen den verschiedenen Formen fassen wir sie in einer Dummy-Variablen INNO zusammen, die den Wert eins annimmt, wenn zumindest eine der Formen durchgeführt wurde und ansonsten gleich null ist. Zur ökonomischen Modellierung verwenden wir ein Probit-Modell:

$$(2.8) \quad \text{INNO} = \begin{cases} 1; & \text{wenn } \text{INNO}^* = \beta'_1 x_1 + \gamma_{10} \text{ORGA} + \varepsilon_1 > 0 \\ 0; & \text{sonst.} \end{cases}$$

Die latente Innovationsneigung INNO^* ist dabei von einer Reihe von exogenen unternehmens- und marktspezifischen Faktoren abhängig.⁷ Interne Faktoren, die einen Einfluß auf das innovative Verhalten eines Unternehmens haben könnten, sind z.B. die Qualifikationsstruktur der Beschäftigten, das Vorhandensein einer eigenen Forschungs- und Entwicklungsabteilung oder die Kooperation mit anderen Institutionen auf diesem Gebiet. Marktgegebenheiten, wie etwa der Wettbewerbsdruck oder die Ertragslage des Unternehmens werden ebenfalls in der Schätzung berücksichtigt. Ein Faktor, dem wir besondere Aufmerksamkeit widmen werden, sind organisatorische Strukturen, die in einem Betrieb vorherrschen. Insbesondere soll untersucht werden, ob flexiblere und flachere Hierarchiestufen in der Lage sind, die Innovationsneigung von Unternehmen zu erhöhen.

Im Gegensatz zu kapitalgebundenen Prozeßinnovationen, wie etwa Investitionen in Informations- und Kommunikationstechnologie, müssen organisatorische Veränderungen nicht an Investitionen gebunden sein. Ihr Einfluß auf den Unternehmenserfolg und auch auf die Ar-

⁷ Eine genaue Beschreibung der zur Schätzung verwandten Variablen ist im Anhang enthalten.

beitsnachfrage ist in den letzten Jahren in den Mittelpunkt wissenschaftlichen Interesses gerückt.⁸

Immer mehr wurde nämlich auf Unternehmensseite erkannt, daß in Zeiten raschen wirtschaftlichen Wandels Unternehmen mit flexibleren Organisationsstrukturen in einer besseren Position sind, sich gegenüber ihrer Konkurrenz zu behaupten. Als Folge verändern immer mehr Unternehmen ihre Organisationsform und bewegen sich weg von der klassischen, zentralistischen „Tayloristischen“ Organisationsform, die vor allem durch eine klare Abgrenzung von Funktionen und eine Spezialisierung der Aufgaben gekennzeichnet ist. Stattdessen kann eine Tendenz hin zu eher „holistischen“ Organisationsstrukturen beobachtet werden, die z.B. durch die folgenden Merkmale gekennzeichnet sind:

- Abbau von Hierarchieebenen
- Verlagerung von Verantwortung und Entscheidungen nach unten
- Einführung von Gruppenarbeit und eigenverantwortlichen Arbeitsgruppen
- Einrichtung von Einheiten mit eigener Kosten- und Ergebnisverantwortung.

Für das Jahr 1998 liefert uns das IAB Betriebspanel Angaben über diese organisatorischen Veränderungen, die wir wiederum aufgrund von hohen positiven Korrelationen zu einer Dummy-Variablen ORGA zusammengefaßt haben, die den Wert eins annimmt, wenn die latente Neigung, organisatorische Veränderungen durchzuführen, einen bestimmten Schwellenwert überschreitet:

$$(2.9) \quad ORGA = \begin{cases} 1; & \text{wenn } ORGA^* = \beta'_0 x_0 + \gamma_{0I} INNO + \varepsilon_0 > 0 \\ 0; & \text{sonst.} \end{cases}$$

Als exogene Variablen unterstellen wir wiederum eine Reihe von internen und externen Faktoren. Ein wichtiger Faktor wird dabei die Qualifikationsstruktur der Beschäftigten sein. Organisatorische Veränderungen der oben beschriebenen Art haben nämlich zwei gegenläufige Effekte. Zum einen verringern sich aufgrund von flacheren Hierarchiestufen Kosten, die mit der Kontrolle und Koordination der Beschäftigten zusammenhängen. Ein weiterer Vorteil liegt in möglichen Produktivitätseffekten, die entstehen können, wenn Beschäftigte ihre größere Gestaltungs- und Entscheidungsbefugnis zum Wohle des Unternehmens nutzen. Auf der anderen Seite sind auch einige Nachteile mit diesen Veränderungen verbunden. Die mangelnde Zentralisierung kann zu einer mangelnden Koordination der einzelnen Tätigkeiten führen und zudem gehen Spezialisierungsvorteile verloren, die andererseits entstehen würden, wenn Aufgabenbereiche klar getrennt und eine stärkere Konzentration stattfindet.⁹

Ein höherer Anteil an Hochqualifizierten ebenso wie Investitionen in Informations- und Kommunikationstechnologie, die ein besseres Monitoring zulassen, kann diesen Trade-off verbessern und wird somit die Wahrscheinlichkeit erhöhen, organisatorische Veränderungen durchzuführen. Ebenso kann vermutet werden, daß ein stärkerer Konkurrenzdruck die Vorteile stärker zu Geltung bringt. Von besonderem Interesse ist für uns der Einfluß von Produktinnovationen, der zusammen mit anderen exogenen Variablen (siehe Anhang) als erklärende Variable in (2.9) aufgenommen wird.

Während die vielen empirischen Studien, die es mittlerweile zu den Beschäftigungswirkungen technischen Fortschritts gibt,¹⁰ den Schluß nahelegen, daß technischer Wandel zwischen verschiedenen Qualifikationsgruppen diskriminiert und insbesondere die Nachfrage

⁸ Vgl. etwa Bresnahan, Brynjolfsson und Hitt (1999) oder Lundvall und Kristensen (1997).

⁹ Vgl. ausführlicher dazu Lundvall und Kristensen (1997) und Bresnahan, Brynjolfsson und Hitt (1999).

¹⁰ Für einen Überblick siehe etwa Chennells und Reenen (1999).

nach Hochqualifizierten steigert, sind die empirischen Befunde zu den Beschäftigungswirkungen organisatorischen Wandels sehr viel seltener. Die wenigen Studien, die es zu dieser Fragestellung für Deutschland jedoch gibt (siehe etwa Bauer und Bender (2001) oder Falk (2001)) legen die Vermutung nahe, daß organisatorischer genau wie technologischer Wandel „skill biased“ ist. Nachfolgend stellen wir nun das ökonometrische Modell vor, das wir nutzen werden, um eine weitere Antwort auf diese Fragen zu erhalten.

3. Ökonometrische Modellierung

Von dem in Abschnitt 2 theoretisch hergeleiteten Faktornachfragesystem gelangt man zu einem ökonometrischen Modell, indem man zu jeder der drei Faktornachfragegleichungen einen Störterm addiert.¹¹ Ebenfalls in Abschnitt 2 wurde darauf hingewiesen, daß die beiden Dummy-Variablen INNO und ORGA endogenisiert und somit in einem simultanen Kontext zusammen mit den Faktornachfragefunktionen modelliert werden müssen. Das simultane Mehrgleichungssystem lautet dann:

$$\begin{aligned}
 \frac{X_H}{Y} &= \alpha_{HH} + \alpha_{HM} \left(\frac{w_M}{w_H} \right)^{\frac{1}{2}} + \alpha_{HL} \left(\frac{w_L}{w_H} \right)^{\frac{1}{2}} + \beta_{HK} K + \beta_{HI} \text{INNO} + \beta_{HO} \text{ORGA} + \varepsilon_H \\
 \frac{X_M}{Y} &= \alpha_{MM} + \alpha_{MH} \left(\frac{w_H}{w_M} \right)^{\frac{1}{2}} + \alpha_{ML} \left(\frac{w_L}{w_M} \right)^{\frac{1}{2}} + \beta_{MK} K + \beta_{MI} \text{INNO} + \beta_{MO} \text{ORGA} + \varepsilon_M \\
 \frac{X_L}{Y} &= \alpha_{LL} + \alpha_{LH} \left(\frac{w_H}{w_L} \right)^{\frac{1}{2}} + \alpha_{LM} \left(\frac{w_M}{w_L} \right)^{\frac{1}{2}} + \beta_{LK} K + \beta_{LI} \text{INNO} + \beta_{LO} \text{ORGA} + \varepsilon_L \\
 \text{INNO} &= \begin{cases} 1; & \text{wenn } \text{INNO}^* = \beta'_I x_I + \gamma_{IO} \text{ORGA} + \varepsilon_I > 0 \\ 0; & \text{sonst} \end{cases} \\
 \text{ORGA} &= \begin{cases} 1; & \text{wenn } \text{ORGA}^* = \beta'_O x_O + \gamma_{OI} \text{INNO} + \varepsilon_O > 0 \\ 0; & \text{sonst.} \end{cases}
 \end{aligned}
 \tag{3.1}$$

Wir definieren:

$$\varepsilon' = (\varepsilon_H \ \varepsilon_M \ \varepsilon_L \ \varepsilon_I \ \varepsilon_O)
 \tag{3.2}$$

und nehmen im folgenden an, daß für ein betrachtetes Unternehmen die Störterme der fünf verschiedenen Gleichungen einen Erwartungswert von null haben und miteinander korreliert sein können, nicht jedoch die Störterme verschiedener Unternehmen:

$$E(\varepsilon_i) = 0; \text{ für } i = H, M, L, I, O \text{ und}
 \tag{3.3}$$

$$E(\varepsilon\varepsilon') = \begin{cases} \Omega; & \text{für das gleiche Unternehmen} \\ 0; & \text{sonst.} \end{cases}
 \tag{3.4}$$

Da einige der endogenen Variablen qualitativ sind, werden diese Modelle auch gemischte simultane Modelle genannt.¹² Zwei grundsätzliche Formulierungen gemischter simultaner Modelle können unterschieden werden:

¹¹ Aus Gründen der Übersichtlichkeit verzichten wir im folgenden darauf, ein einzelnes Unternehmen zu indizieren.

¹² Vgl. für einen guten und umfassenden Überblick Wilde (1999), Blundell und Smith (1993, 1994) oder Maddala (1983).

Typ I Modelle: Latente Variablen-Formulierung

Typ II Modelle: Dummy Variablen-Formulierung.

Typ I Modelle sind simultane Mehrgleichungsmodelle, die nur in Abhängigkeit der latenten Variablen formuliert werden, während Typ II Modelle auch noch die qualitativen Ausprägungen dieser Variablen enthalten. Im folgenden wollen wir einen kurzen Überblick über diese Modelle geben und dabei insbesondere auf einige Schwierigkeiten und Eigenschaften eingehen, die bei der Modellformulierung und anschließenden Schätzung berücksichtigt werden müssen. Zu diesem Zweck empfiehlt es sich, die endogenen wie auch die exogenen Variablen sowie die entsprechenden Parameter in geeignet definierten Vektoren und Matrizen zusammenzufassen. Es sei insbesondere:

$$(3.5) \quad \begin{aligned} y' &= \begin{pmatrix} X_H & X_M & X_L & \text{INNO} & \text{ORGA} \\ Y & Y & Y & & \end{pmatrix} \\ y'^* &= \begin{pmatrix} X_H & X_M & X_L & \text{INNO}^* & \text{ORGA}^* \\ Y & Y & Y & & \end{pmatrix} \\ B' &= (-\beta_H \quad -\beta_M \quad -\beta_L \quad -\beta_I \quad -\beta_O) \end{aligned}$$

wobei β_i ein $(1 \times K)$ Vektor ist, der die Parameter der exogenen Variablen der i -ten Gleichung enthält.¹³ Definiert man noch zusätzlich mit x einen $(K \times 1)$ Vektor aller exogenen Variablen, kann das gemischte simultane Modell vom Typ II in (3.1) kompakter in Matrixnotation geschrieben werden als:

$$(3.6) \quad \Gamma y^* + Bx = \varepsilon.$$

Die (5×5) Matrix Γ spiegelt die Interdependenzen zwischen den endogenen Variablen wider:

$$\Gamma = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & -\beta_{HI} & -\beta_{HO} \\ 0 & 1 & 0 & -\beta_{MI} & -\beta_{MO} \\ 0 & 0 & 1 & -\beta_{LI} & -\beta_{LO} \\ 0 & 0 & 0 & 1 & -\gamma_{IO} \\ 0 & 0 & 0 & -\gamma_{OI} & 1 \end{pmatrix}$$

Im folgenden wollen wir zeigen, daß die gegenseitige Abhängigkeit der beiden endogenen Variablen zu einem Konsistenzproblem führt und das Modell, so wie es in (3.1) modelliert wurde, nicht geschätzt werden kann. Betrachten wir dazu im folgenden ein vereinfachtes Modell mit lediglich zwei Probitgleichungen, die sich gegenseitig beeinflussen:

$$(3.7) \quad \begin{aligned} y_1^* &= \beta_1 x_1 + \gamma_{12} y_2 + u_1 \\ y_2^* &= \beta_2 x_2 + \gamma_{21} y_1 + u_2 \\ y_i &= \begin{cases} 1; & \text{wenn } y_i^* > 0 \\ 0; & \text{sonst} \end{cases}; \text{ für } i = 1, 2. \end{aligned}$$

Wir wollen im folgenden annehmen, daß γ_{12} und γ_{21} beide positiv sind.¹⁴ Die Relation zwischen den latenten und beobachtbaren Variablen kann dann mit Hilfe der folgenden Abbildung dargestellt werden.

¹³ Aus Gründen der Identifikation müssen einige dieser Parameter gleich null sein. Dieses Abzählkriterium ist in unserem Fall für alle Gleichungen erfüllt.

¹⁴ Die gleiche Argumentation gilt jedoch auch für andere Vorzeichen. Vgl. dazu auch Butler und Picone (1999).

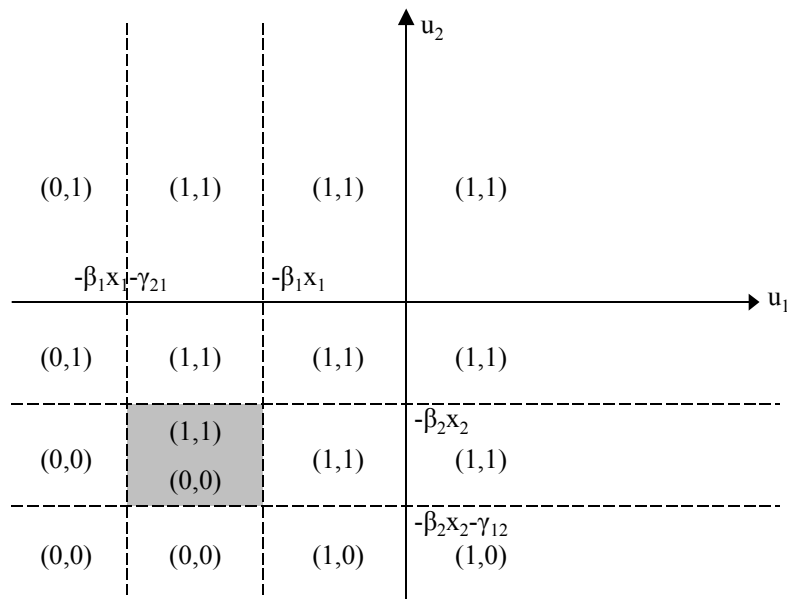


Abbildung 2: Inkonsistentes gemischtes simultanes Modell

Wenn z.B. $u_1 > -\beta_1 x_1$ ist, wird y_1 in jedem Fall, unabhängig davon welche Ausprägung y_2 annimmt, immer gleich eins sein. Die gleiche Argumentation gilt für y_2 , so daß allen $(u_1, u_2) \in (-\beta_1 x_1, \infty) \times (-\beta_2 x_2, \infty)$ eindeutige Werte $(y_1, y_2) = (1, 1)$ für die endogenen Variablen entsprechen. Die gleiche Argumentation nutzend, kann man auch für alle anderen Regionen den endogenen Variablen eindeutige Werte zuordnen. Lediglich für den in der Abbildung grau schraffierten Bereich ist dies nicht möglich. Unter der Annahme nämlich, daß $y_2 = 0$ ist, muß auch $y_1 = 0$ sein, da alle u_1 in dieser Region kleiner als $-\beta_1 x_1$ sind. Da die gleiche Argumentation auch für y_2 gilt, ist $(0, 0)$ somit ein mögliches Wertepaar. Unter der Annahme, daß $y_2 = 1$, wird auch $y_1 = 1$ sein, da alle u_1 in dieser Region größer als $-\beta_1 x_1 - \gamma_{12}$ sind. Gleiches gilt auch für y_2 , so daß $(1, 1)$ ebenfalls ein mögliches Gleichgewicht in diesem Feld ist. Dieses Auftreten von multiplen Gleichgewichten führt in der Folge dazu, daß die Summe der disjunkten Ereignisse $(0, 0)$, $(1, 0)$, $(0, 1)$ und $(1, 1)$ größer als eins und das Modell somit inkonsistent ist.

Man kann diese Inkonsistenz verhindern, indem zumindest einer der beiden Parameter γ_{12} oder γ_{21} auf null gesetzt wird. Für $\gamma_{21} = 0$ erhält man z.B. den folgenden Zusammenhang zwischen (u_1, u_2) und (y_1, y_2) , wie er sich in der folgenden Abbildung darstellt. Inhaltlich bedeutet dies, daß y_2 auf y_1 wirken kann, nicht jedoch umgekehrt y_1 auf y_2 .



Abbildung 4: Abhängigkeitsstrukturen des Typ I Modells

Das Modell in (3.8) entspricht in seiner Struktur einem klassischen simultanen Mehrgleichungsmodell, formuliert in Abhängigkeit der latenten Variablen. Die üblichen Identifikationsprobleme, die bei solchen Modellen auftreten, wurden durch geeignete Nullrestriktionen, die den Parametern in der B Matrix auferlegt wurden, gelöst. Ein zusätzliches Identifikationsproblem entsteht dadurch, daß die endogenen Variablen $INNO^*$ und $ORGA^*$ nicht direkt beobachtbar sind. Durch die übliche Restringierung der Varianzen der Probitgleichungen auf eins wird jedoch die volle Identifizierbarkeit des Modells sichergestellt.

Ausgehend von (3.8) kann die reduzierte Form des Modells hergeleitet werden, die auch den Ausgangspunkt für die Schätzung des Modells bildet:

$$(3.9) \quad y_i^* = \Pi x_i + v_i$$

mit: $\Pi \equiv -\Gamma^{*-1} B$ und $v_i \equiv -\Gamma^{*-1} \varepsilon_i$.

Nelson und Olson (1978) haben vorgeschlagen, die reduzierte Form in (3.9) zu nutzen, um mit Hilfe von Standardverfahren Schätzer für die Parameter der reduzierten Form in Π zu erhalten. Mit Hilfe dieser Schätzer können dann Prognosewerte für y^* gewonnen werden, die dann wiederum in die Strukturformgleichungen in (3.8) als geeignete Instrumente eingesetzt werden können. Mit diesen Instrumenten wird dann in einem nächsten Schritt das Faktornachfragesystem nach Hoch-, Mittel- und Geringqualifizierten mit Zellner' SURE-Methode geschätzt. Die so erhaltenen Parameter können dann verwendet werden, um Elastizitäten zwischen den verschiedenen Produktionsfaktoren gemäß den in Abschnitt 2 abgeleiteten Formeln zu berechnen. Diese Elastizitäten sind nichtlineare Funktionen der geschätzten Parameter, was die Berechnung der Standardfehler erschwert. Eine mögliche Lösung besteht darin, sie mit Hilfe von Bootstrap-Verfahren zu schätzen. Die Ergebnisse dieser Schätzungen werden zusammen mit den anderen Ergebnissen nach einer kurzen Vorstellung des zur Schätzung benutzten Datensatzes im folgenden präsentiert und diskutiert.

4. Datensatz und deskriptive Ergebnisse

Die Verfügbarkeit von linked employer-employee Datensätzen hat in den letzten Jahren stark zugenommen. Der große Vorteil dieser Art von Datensätzen besteht darin, daß Interaktionen zwischen Individuen und Firmen explizit modelliert werden können. In diesem Sinne können die interessierenden Ergebnisvariablen – in unserem Fall z.B. die Wirkungen von technologischem Fortschritt und organisatorischen Änderungen auf die Arbeitsnachfrage – von beiden Marktseiten (Arbeitsangebot und -nachfrage) analysiert werden.

Mit der zunehmenden Verfügbarkeit dieser Datensätze sind auch die ökonometrischen Verfahren zu deren Handhabung ständig weiterentwickelt worden, so dass heute ein vielfältiges Instrumentarium zur Analyse bereitsteht. Abowd und Kramarz (1999) geben einen ausführlichen Überblick über die verschiedenen Arten von gematchten Datensätzen, Fragestellungen die damit beantwortet werden können, deren statistische Modellierung und mögliche Interpretationen. Darüber hinaus geben sie auch einen Überblick über erste Ergebnisse internationaler Studien.

Die behandelten Fragestellungen reichen von dem Zusammenhang zwischen Computernutzung und Lohnstruktur über den Einsatz und die Bedeutung von Fort- und Weiterbildungsmaßnahmen, Fragen der Produktivität bis hin zu dem Einfluß von technologischen Fortschritt und organisatorischen Änderungen auf die Lohn- und Qualifikationsstruktur im Unternehmen. Von entscheidender Bedeutung in diesen Zusammenhängen ist dabei die Frage, welcher Anteil der Entwicklung auf die Heterogenität der Beschäftigten und welcher Anteil auf die Heterogenität der Firmen zurückzuführen ist.¹⁶ Zur Beantwortung dieser Frage liegt dabei idealerweise ein repräsentativer linked employer-employee-Datensatz im Längsschnitt vor. Die Panel-Dimension ist wichtig, um Veränderungen, z.B. in organisatorischer Hinsicht oder in Bezug auf Fortbildungs- oder Entlohnungsstrategien, zunächst beobachten und dann bestimmen zu können, welche individuellen Charakteristika der Beschäftigten und welche firmenspezifischen Charakteristika (z.B. Management-Strategie, Situation auf dem Absatzmarkt) dafür verantwortlich sind.¹⁷

Der Datensatz basiert auf einer Kombination des IAB-Betriebspanels mit der Beschäftigtenstatistik. Das IAB-Betriebspanel ist ein repräsentativer jährlicher Befragungsdatensatz, der im Jahr 1993 mit 4.200 Firmen aus West-Deutschland gestartet wurde. Unternehmen aus Ost-Deutschland sind seit 1996 im Datensatz, der im Jahr 1998 über 10.000 Unternehmen enthielt. Das IAB-Betriebspanel ist in modularer Form aufgebaut, d.h. es gibt einige Fragen, die jährlich gestellt werden, während andere nur alle zwei bis drei Jahre abgefragt werden. Fragen zum innovativen Verhalten und zu organisatorischen Veränderungen wurden in den Jahren 1993, 1994 und 1998 bzw. 1995, 1998 und 2000 jeweils retrospektiv für die letzten beiden Jahre gestellt.¹⁸ Informationen zur Geschäftspolitik und allgemeine Angaben zu dem Betrieb, z.B. Investitionen, sind hingegen für jedes Jahr vorhanden.

Bei der zweiten Datenquelle handelt es sich um die Historikdatei der Beschäftigtenstatistik, einem administrativem Datensatz, der Individualangaben zum sozialversicherungspflichtigen Entgelt der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten enthält.¹⁹ Beide Datensätze können

¹⁶ Haltiwanger et. al (1998) haben die Ergebnisse einer Konferenz zum Thema „Linked Employer-Employee Data“ zusammengefasst und dabei u.a. mögliche Forschungsfelder und Fragestellungen identifiziert.

¹⁷ Lynch (1998, Monthly Labour Review) beschreibt den idealen Datensatz ausführlich.

¹⁸ Siehe Bellmann (1997), Bellmann und Kölling (2000) oder Bellmann (2002) für eine ausführliche Beschreibung des IAB Betriebspanels.

¹⁹ Siehe Bender et.al. (1996) und Bender, Haas und Klose (2000) für Details. Ein Problem dieser Art von administrativen Daten liegt darin, daß die Angaben zu den Bruttolöhnen nach oben zensiert sind durch die Beitragsbemessungsgrenze, die im Jahr 1998 bei einem Jahresbruttogehalt von 100.800,- DM lag.

über die (durch die Arbeitsämter vergebene) identische Betriebsnummer zusammengeführt werden, so daß für Deutschland ein linked employer-employee Datensatz verfügbar ist, der uns erlaubt, die Angaben über Lohnhöhe und Beschäftigtenanteilen für verschiedene Qualifikationsgruppen auf Betriebsebene in unsere Analyse mit einzubeziehen.

Eine Besonderheit des Datensatzes besteht darin, daß sich ab dem Jahr 1999 das Meldeverfahren zur Sozialversicherung geändert hat.²⁰ Diese Änderung der Datenerfassungs- und Datenübermittlungsverordnung (DEÜV) wirkt sich auf die Angaben aus der Historikdatei für das Jahr 1998 dahingehend aus, daß in der Übergangszeit vom alten zum neuen Meldeverfahren ein Teil der Betriebe nach dem neuen und der andere nach dem alten Meldeverfahren Veränderungen in ihrer Beschäftigtenstruktur angezeigt haben, so daß für ein Beschäftigungsverhältnis Mehrfachnennungen möglich sind. Für das Jahr 1998 konzentrieren wir uns von daher nur auf die eindeutigen Jahresendmeldungen und erfassen damit nur Beschäftigungsverhältnisse, die für mindestens ein Jahr Bestand hatten.²¹

Da in dem IAB-Betriebspanel lediglich für das Jahr 1998 sowohl Informationen über Innovationen als auch organisatorische Veränderungen vorhanden sind und sich diese Informationen auf die vergangenen zwei Jahre 1996 und 1997 beziehen, haben wir beim Zusammenspielen von Firmen und Individualdaten zunächst diejenigen Betriebe selektiert, die 1996 und 1998 an dem Betriebspanel teilgenommen haben. Für diese Firmen haben wir dann jeweils die aggregierten durchschnittlichen Tageslöhne und Beschäftigtenanteile für drei Qualifikationsgruppen gebildet und aus der Historikdatei zugespielt: Hoch-, Mittel- und Geringqualifizierte. Hochqualifizierte umfassen dabei Beschäftigte mit einem Fach- oder Hochschulabschluß, Mittelqualifizierte solche mit einer abgeschlossenen Berufsausbildung und Geringqualifizierte Beschäftigte ohne eine formale Ausbildung.

Im folgenden stellen wir ausgewählte deskriptive Ergebnisse für diese rund 5.600 Betriebe getrennt nach West- und Ostdeutschland für 1998 vor. Aus der nachfolgenden Tabelle wird z.B. ersichtlich, daß der Anteil an hochqualifizierten Beschäftigten in Ost-Deutschland höher ist, die durchschnittliche Gesamtzahl an Beschäftigten jedoch geringer.

Beschäftigtengruppe	West-Deutschland		Ost-Deutschland	
	Mittelwert	SA	Mittelwert	SA
Hochqualifizierte	39,67	148,79	23,11	81,76
Anteil	7,06%	13,36%	11,98%	19,89%
Mittelqualifizierte	246,64	699,36	96,70	232,39
Anteil	66,15%	26,03%	69,94%	29,04%
Geringqualifizierte	85,32	249,22	19,18	68,29
Anteil	26,79%	25,79%	18,07%	26,59%
Summe	371,63	1.024,08	138,99	325,73

Tabelle 1: Durchschnittliche Beschäftigtenzahl und Standardabweichungen verschiedener Qualifikationsgruppen

Die folgende Grafik gibt die Entwicklung der Anteile in den verschiedenen Qualifikationsgruppen zwischen 1993 und 1998 wieder. Wir konzentrieren uns dabei lediglich auf west-

²⁰ Vgl. dazu Neidert (1998).

²¹ Obwohl die absolute Anzahl an Meldungen somit deutlich sinkt, sind die relativen Veränderungen in den verschiedenen Qualifikationsgruppen gering. Die Repräsentativität der Angaben aus 1998 scheint somit nicht problematisch zu sein.

deutsche Unternehmen. Selbst für diesen kurzen Zeitraum kann ein Trend zu einer Höherqualifizierung in den Betrieben festgestellt werden. Der Anteil an Hochqualifizierten stieg beispielsweise in dieser Zeit um 1,93% von 9,51% auf 11,44%.²²

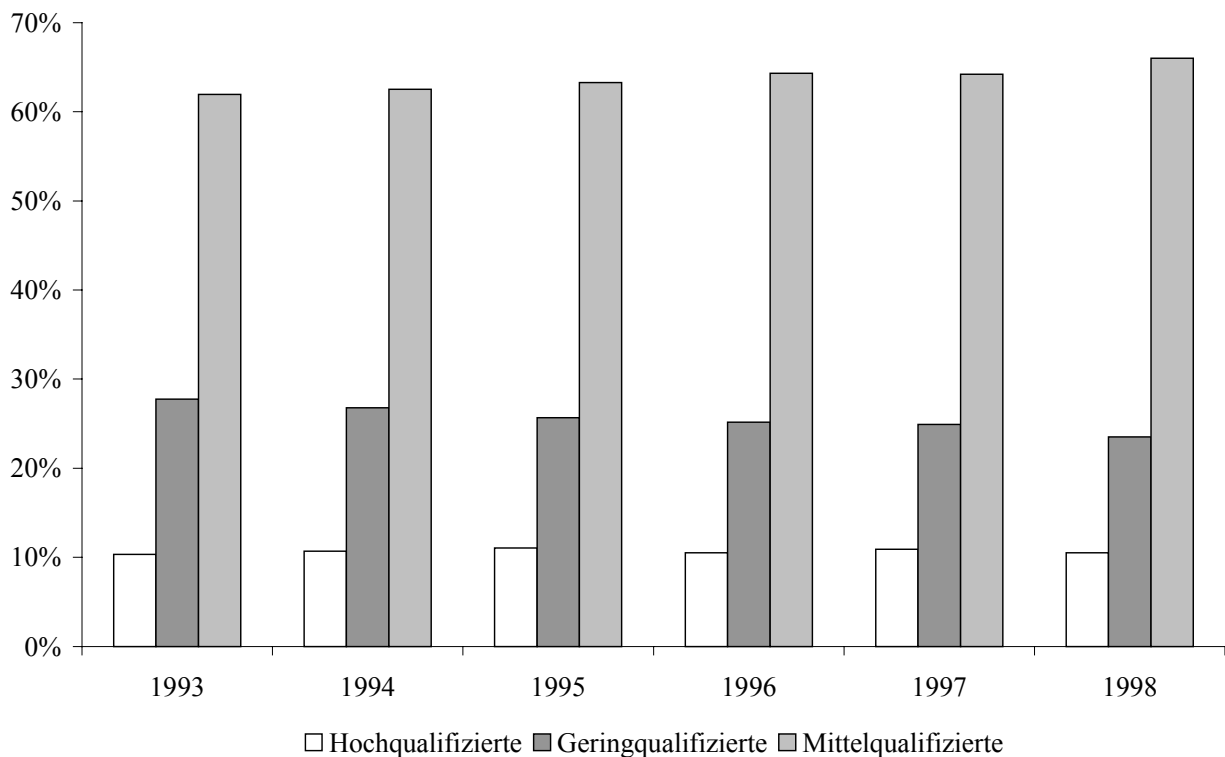


Abbildung 5: Beschäftigungsentwicklung nach Qualifikation

Im folgenden führen wir eine Shift-Share-Analyse durch, mit der wir diese totale Zunahme Höherqualifizierter, ΔH , in einen Teil zerlegen, der innerhalb der Wirtschaftssektoren zu beobachten war, die sog. „Within“-Komponente, und eine zweite Komponente, die auf Bewegungen zwischen verschiedenen Industriezweigen zurückzuführen ist, die sog. „Between“-Komponente. Wir nutzen dazu folgende Formel:²³

$$(4.1) \quad \Delta H = \sum_i \bar{w}_i \Delta H_i + \sum_i \Delta w_i \bar{H}_i$$

wobei:

H = Anteil Hochqualifizierter (in einer zweiten Shift-Share-Analyse haben wir zusätzlich zu den Hochqualifizierten auch noch die Mittelqualifizierten betrachtet)

H_i = Anteil hochqualifizierter Beschäftigter innerhalb des i -ten Wirtschaftssektors

w_i = Anteil an Beschäftigten innerhalb des i -ten Wirtschaftssektors

\bar{w}_i = Durchschnittlicher Anteil an Beschäftigten innerhalb des i -ten Wirtschaftssektors

\bar{H}_i = Durchschnittlicher Anteil an Hochqualifizierten innerhalb des i -ten Sektors

²² Unterschiede zu den Zahlen in der vorherigen Tabelle ergeben sich dadurch, daß wir uns dort auf Betriebe konzentriert haben, die sowohl 1998 als auch 1996 an dem IAB-Betriebspanel teilgenommen haben.

²³ Wir haben 16 verschiedene Wirtschaftssektoren unterschieden.

Aus Tabelle 2 kann man erkennen, daß die Höherqualifizierung jeden Sektor erfaßt hat und somit die Globalisierungshypothese als mögliche Erklärung ausscheidet. Wenn nämlich ein zunehmender internationaler Handel mit Niedriglohnländern für eine Verschlechterung der Arbeitsmarktsituation von Geringqualifizierten verantwortlich wäre, müßte das Phänomen der Höherqualifizierung insbesondere auf Bewegungen zwischen den Sektoren zurückzuführen sein. Gemäß des Stolper-Samuelson-Theorems bewirkt nämlich ein zunehmender Handel mit Ländern, die reichlich mit geringqualifizierter Arbeitskraft ausgestattet sind, daß der Import von Gütern steigt, die insbesondere diesen Produktionsfaktor einsetzen, und gleichzeitig auch der Export an wissensintensiven Produkten zunehmen wird.

Beschäftigtengruppe	1993	1998	Total	Within	Between	Within (%)
Hochqualifizierte	9,51%	11,44%	1,93%	1,77%	0,16%	91,88%
Hoch- und Mittelqualifizierte	72,73%	76,67%	3,94%	3,39%	0,55%	85,99%

Tabelle 2: Ergebnisse der Shift-Share-Analyse

Diese Veränderung in den Handelsströmen wirkt sich auch auf die Nachfrage nach Arbeitskraft aus und bewirkt, daß Höherqualifizierte aus den Sektoren wandern, die im internationalen Wettbewerb nicht mehr bestehen können. Als Folge müßte sich in unseren Daten eine starke Bedeutung der „Between“-Komponente zeigen. In der empirischen Analyse zeigt sich jedoch, daß die „Within“-Komponente eine außerordentlich starke Bedeutung hat.²⁴

Um erste Hinweise auf die Beschäftigungswirkungen alternativer Erklärungsansätze zu erlangen, nämlich von Innovationen und organisatorischen Veränderungen, untersuchen wir im folgenden die Anteile der verschiedenen Qualifikationsgruppen für verschiedene Subgruppen von Betrieben. Wir unterscheiden dabei Unternehmen, die keine Produktinnovationen oder organisatorischen Veränderungen durchgeführt haben und solche, die mindestens eine der beiden Veränderungen aufweisen können.

Beschäftigtengruppe	Alle Betriebe	INNO = 0 ORGA = 0	INNO = 1 ORGA = 0	INNO = 0 ORGA = 1	INNO = 1 ORGA = 1
Hochqualifizierte (SA)	9,57% (17,18%)	7,76% (17,82%)	8,52% (17,03%)	10,44% (16,06%)	11,34% (16,43%)
Mittelqualifizierte (SA)	68,09% (27,67%)	69,53% (31,26%)	66,31% (29,47%)	69,70% (24,62%)	66,41% (23,75%)
Geringqualifizierte (SA)	22,34% (26,56%)	22,72% (30,08%)	25,17% (28,55%)	19,86% (23,43%)	22,25% (22,84%)

Tabelle 3: Mittelwerte und Standardabweichungen verschiedener Betriebe

Man erkennt, daß Unternehmen, die Innovationen oder organisatorische Veränderungen durchgeführt haben, tendenziell auch über einen höheren Anteil an Hochqualifizierten verfügen. Dies scheint einen ersten Hinweis über das Vorhandensein eines „Skill Biased Technological and Organizational Change“ zu liefern. Wir wollen im folgenden untersuchen, ob die-

²⁴ Vgl. für eine dezidiertere Analyse etwa Berman und Griliches (1994), Berman, Bound und Machin (1998) oder für Deutschland etwa Falk und Seim (1999).

se empirischen Ergebnisse auch durch die ökonometrischen Schätzergebnisse bestätigt werden.

5. Empirische Analyse

Im folgenden fassen wir die Schätzergebnisse für Ost- und Westdeutschland kurz zusammen. Bei der Schätzung haben wir Betriebe aus dem landwirtschaftlichen und öffentlichen Sektor ausgeschlossen. Ferner haben wir nur solche Betriebe berücksichtigt, die in jeder Qualifikationsgruppe mindestens zwei Personen beschäftigen.²⁵ Die detaillierten Resultate finden sich im Anhang, während die folgende Abbildung die wichtigsten stilisierten Fakten enthält. Ein erstes Ergebnis ist die enge wechselseitige Beziehung zwischen Innovationen und organisatorischen Veränderungen. Organisatorische Veränderungen, wie etwa flachere Hierarchiestufen oder die Einführung von flexibleren Gruppenarbeitsplätzen mit einer größeren Eigenverantwortung, sind förderlich im Hinblick auf Produktinnovationen, während diese ihrerseits eher „holistische“ Organisationsstrukturen nach sich ziehen. Weitere Einflußfaktoren dieser beiden Entscheidungen sind insbesondere der Stand der technischen Anlagen, Wettbewerbsdruck und Investitionen in Informations- und Kommunikationstechnologie.

Ein weiteres Ergebnis, das sich sowohl für West- als auch für Ostdeutschland wiederfindet, ist das substitutive Verhältnis zwischen Hoch- und Mittelqualifizierten und das komplementäre zwischen Hoch- und Geringqualifizierten. Hinsichtlich des Verhältnisses zwischen Mittel- und Geringqualifizierten unterscheiden sich die Ergebnisse: In Westdeutschland ist das Faktorverhältnis komplementär, während in Ostdeutschland die beiden Produktionsfaktoren in einem substitutiven Verhältnis zueinander stehen.

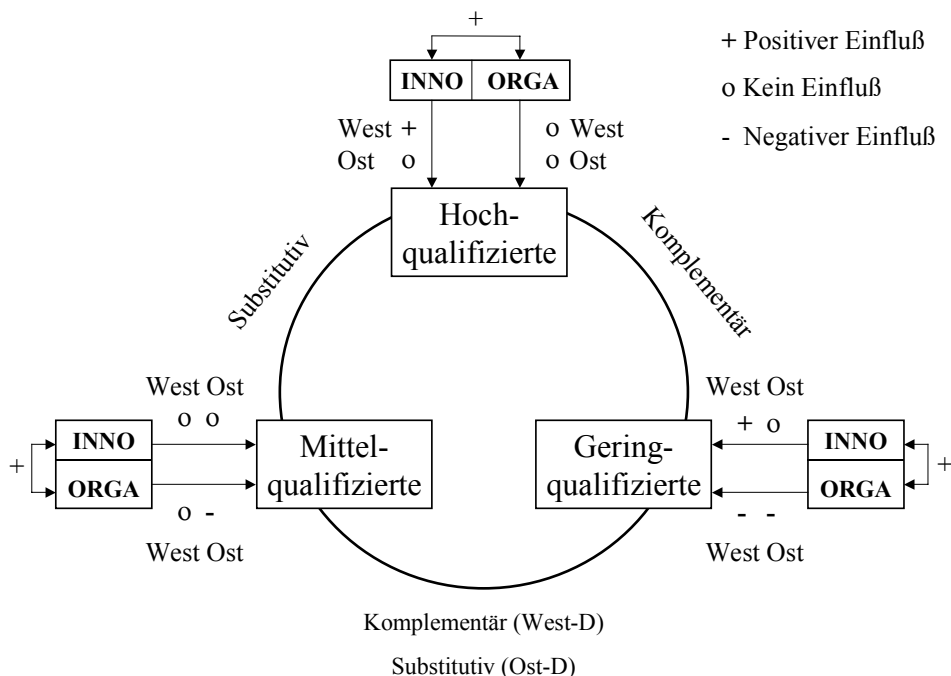


Abbildung 6: Stilisierte Schätzergebnisse

²⁵ Vgl. für eine ähnliche Vorgehensweise etwa Bellmann und Schank (2000).

Die Eigenpreiselastizitäten sind bis auf Geringqualifizierte in Westdeutschland, wie erwartet, negativ. Für Westdeutschland sind alle Elastizitäten bis auf die zwischen Hoch- und Geringqualifizierten signifikant, während in Ostdeutschland die Elastizitäten deutlich geringere Signifikanzen aufweisen. Aus diesen Ergebnissen kann man beispielsweise ablesen (siehe die Tabellen A3 und A4 im Anhang), daß in Westdeutschland eine Erhöhung der Löhne von Beschäftigten mit einer Berufsausbildung um 10% zu einem Rückgang der Nachfrage in Höhe von 28% führen würde, während bei einer gleich hohen Steigerung der Löhne von Geringqualifizierten in Ostdeutschland der Rückgang bei 39% noch deutlicher ausfallen würde.

Für die Hypothese eines „Skill Biased Technological Change“ finden wir nur eine schwache Evidenz. In Westdeutschland erhöhen Produktinnovationen die Arbeitsnachfrage sowohl nach Hoch- als auch nach Geringqualifizierten, während sie in Ostdeutschland überhaupt keinen signifikanten Effekt haben. Organisatorische Veränderungen hingegen setzten sowohl in West- als auch in Ostdeutschland geringqualifizierte Arbeitskräfte frei, während Hochqualifizierte nicht von ihnen beeinflußt werden.

Eine weitere interessante Frage in diesem Zusammenhang ist die nach der Endogenität der Entscheidung, Innovationen und organisatorische Veränderungen durchzuführen und somit die Frage, ob es nötig ist, diese beiden Entscheidungen in einem simultanen Kontext zu modellieren. Zu diesem Zweck haben wir die Kovarianzen zwischen den Faktornachfragegleichungen und den beiden Probit-Gleichungen geschätzt. Das Problem, das sich bei der Berechnung der Kovarianzen zwischen einer Regressions- und einer Probit-Gleichung ergibt, besteht darin, daß die übliche Formel zur Berechnung von Kovarianzen nicht angewandt werden kann, weil eine der beiden Variablen latent und somit nicht beobachtbar ist.

Wir haben von daher ein von Olsson (1979) vorgeschlagenes zweistufiges Verfahren zur Berechnung der Kovarianzen benutzt. Dabei werden in einem ersten Schritt mit zweistufigen Schätzverfahren die Parameter der Strukturform geschätzt. Diese geschätzten Parameter werden dann in eine bivariate Likelihood-Funktion, die die gemeinsame Wahrscheinlichkeit der Regressions- und Probit-Gleichung modelliert, eingesetzt, so daß diese nur noch eine Funktion der Kovarianz zwischen diesen beiden Gleichungen ist. Maximierung der Funktion über diese Variable ergibt dann einen Schätzer für Kovarianz.

Die so geschätzten Kovarianzen zeigen (siehe Anhang), daß in der Hälfte der Fälle die Entscheidung, Innovationen und organisatorische Veränderungen durchzuführen endogen ist und somit eine Modellierung im Rahmen von gemischten simultanen Modellen in der Tat angemessen ist.

6. Zusammenfassung und Ausblick

Das Ziel dieser Arbeit bestand darin, die Beschäftigungswirkungen von Innovationen und organisatorischen Veränderungen zu quantifizieren und zu untersuchen, ob diese beiden Ansätze eine Erklärung für die steigende Nachfrage nach höher qualifizierten Beschäftigten sein können. Wir konnten dabei auf einen linked employer-employee Datensatz zurückgreifen, der betriebliche Informationen mit detaillierten Angaben über die Beschäftigtenstruktur verbindet.

Dabei wurden drei formale Qualifikationsgruppen unterschieden und eine verallgemeinerte Leontief-Kostenfunktion benutzt, um Faktornachfragefunktionen abzuleiten. Ein mögliches Problem besteht dabei in der endogenen Entscheidung der Betriebe, Innovationen und organisatorische Veränderungen durchzuführen. Zu diesem Zweck wird ein gemischtes simultanes Modell geschätzt. Die Ergebnisse zeigen, daß Produktinnovationen in Ostdeutschland keinen Einfluß auf die Arbeitsnachfrage haben und in Westdeutschland sowohl die Nachfrage nach

Hoch- als auch nach Geringqualifizierten erhöhen. Organisatorische Veränderungen setzen Geringqualifizierte frei, während Hochqualifizierte nicht von ihnen betroffen sind. Wir konnten somit zeigen, daß organisatorische Veränderungen einen bedeutsamen Anteil an der Erklärung der Höherqualifizierung leisten können.

7. Literatur

- AMEMIYA, T. (1974): "Multivariate Regression and Simultaneous Equation Models when the Dependent Variables are Truncated Normal", *Econometrica*, 42(6), pp. 999-1012.
- AMEMIYA, T. (1979): "The Estimation of a Simultaneous-Equation Tobit-Model", *International Economic Review*, 20(1), pp. 999-1012.
- AUTOR, D. H., L. F. Katz und A. B. Krueger (1998): „Computing Inequality: Have Computers Changed the Labor Market“, *Quarterly Journal of Economics*, pp. 1169-1213.
- BARTEL, A.P. und F.R. Lichtenberg (1987): „The Comparative Advantage of Educated Workers in Implementing New Technology“, *The Review of Economics and Statistics*, 69(1).
- BELL, B. D. (1996): "Skill-Biased Technical Change and Wages: Evidence from a Longitudinal Data Set", Discussion paper, Institute of Economics & Statistics, University of Oxford.
- BELLMANN, L. (1997), „Das Betriebspanel des IAB“, in *Wirtschafts- und sozialwissenschaftliche Panel-Studien*, ed. by Hujer, R. and Rendtel, U. and Wagner, G., pp. 169-182. Vandenhoeck und Ruprecht.
- BELLMANN, L. und A. KÖLLING (2000): „The IAB-Establishment Panel as an Instrument for Scientific Research“, Paper prepared for the Ninth International Conference on Panel Data, June 22th - 23th, Geneva, Switzerland.
- BELLMANN, L. (2002): „Das IAB-Betriebspanel: Konzeption und Anwendungsbereiche“, *Allgemeines Statistisches Archiv*, 86(2), 177-188.
- BELLMANN, L. und SCHANK, T. (2002): „Innovations, Wages and Demand for Heterogeneous Labour: New Evidence from a Matched Employer-Employee Data-Set“, IZA Discussion Paper No. 112.
- BERMANN, E.; B. J., und Z. GRILICHES (1994): „Changes in the Demand for Skilled Labor within U.S. Manufactures“, *Quarterly Journal of Economics*, pp. 367-397.
- BERMAN, E., B. J. BOUND und S. MACHIN (1998): "Implications of Skill-Biased Technological Change: International Evidence," *Quarterly Journal of Economics*, pp.1245-1279.
- BLUNDELL, R.W. und R.J. SMITH (1993): "Simultaneous Microeconomic Models with Censored or Qualitative Dependent Variables", *Handbook of Statistics*, 11, 117 – 143.
- BLUNDELL, R.W. und R.J. SMITH (1994): "Coherency and Estimation in Simultaneous Modells with Censored or Qualitative Dependent Variables", *Journal of Econometrics*, 64, 355-373.
- BRESNAHAN, T.F., E. BRYNJOLFSSON und L.HITT (1999): "Information Technology Workplace Organization and the Demand for Skilled Labor: Firm-Level Evidence", Working Paper 7136, NBER, Cambridge.
- BROWNING, M. (1992): "Children and Household Economic Behavior", *Journal of Economic Literature*, XXX, 1434-1475.
- BUTLER, J. S. und G. Picone (1999): "Logically Inconsistent Limited Dependent Variables Modells", in *Generalized Method of Moments Estimation*, ed. by L. Matyas. Cambridge University Press.
- CREPON, B., E. DUGUET, and J. MAIRESSE (1998): "Research, Innovation, and Productivity: An Econometric Analysis at the Firm Level", Working Paper 6696, National Bureau of economic Research, NBER, Cambridge.

- DAVIDSON, R. und J. G. MACKINNON (1981): "Several Tests for Model Specification in the Presence of Alternative Hypotheses", *Econometrica*, 49(3), 781-793.
- FALK, M. und K. SEIM (1999): "The Impact of Information Technology on High-Skilled Labour in Services: Evidence from Firm Level Panel Data", Discussion Paper no.58, ZEW.
- HAMERMESH, D. S. (1986): "The Demand for Labor in the Long Run," in *Handbook of Labor Economics*, ed. by O. Ashenfelter. Elsevier science, Amsterdam.
- HAMERMESH, D. S. (1993): *Labor Demand*. Princeton University Press.
- HUJER, R., CALIENDO, M. und RADIĆ, D. (2002): "Skill Biased Technological and Organizational Change: Estimating a Mixed Simultaneous Equation Model Using the IAB Establishment Panel", IZA Discussion Paper No. 566.
- KATSOULACOS, Y. S. (1986) : *The Employment Effect of Technical Change*. University of Nebraska Press.
- KÖLLING, A. (2000): "The IAB-Establishment Panel," *Schmollers Jahrbuch*, 120, 291-300.
- KRUEGER, A. B. (1993): „How Computers Have Changed the Wage Structure: Evidence From Microdata, 1984-1989”, *Quarterly Journal of Economics*, 108(1), pp. 33-60.
- KRUGMAN, P. (1994): "Past and Prospective Causes of High Unemployment", in *Reducing Unemployment: Current Issues and Policy Options*. Federal reserve Bank of Kansas City.
- LEE, L.-F. (1978): „Unionism and Wage rates: A Simultaneous Equations Model with Qualitative and Limited Dependent Variables”, *International Economic Review*, 19(2), pp. 415-433.
- LEE, L.-F. (1990): „Simultaneous Equations Models with Discrete Endogenous Variables”, Discussion Paper.
- LI, K. (1998): "Bayesian Inference in a Simultaneous Equation Model with Limited Dependent Variables", *Journal of Econometrics*, 85, pp. 387-400.
- LUNDEVALL, B.-A. und F.S. KRISTENSEN (1997): "Organizational Change, Innovation and Human Resource Development as a Response to Increased Competition", Working Paper, Danish Research Unity for Industrial Dynamics.
- MACHIN, S. und S. WADHWANI (1991): "The Effects of Unions on Organizational Change and Unemployment," *The Economic Journal*, 101(407), 835-854.
- NEIDERT, A. (1998), "Neues Meldeverfahren zur Sozialversicherung ab 1999", *Deutsche Rentenversicherung*, 5, S. 315-330.
- NELSON, F. und L. OLSON (1978): "Specification and Estimation of a Simultaneous Equation Model with Limited Dependent Variables", *International Economic Review*, 19(3), 695-709.
- OLSSON, U. (1979): "Maximum Likelihood Estimation of the Polychoric Correlation Coefficient", *Psychometrika*, 44(4), 443-460.
- POHLMAYER, W. (1989): *Simultane Probit- und Tobitmodelle*. Springer.
- RANSOM, M. R. (1987): "An Empirical Model of Discrete and Continuous Choice in Family Labor Supply", *The Review of Economics and Statistics*, 69(3), 465-472.
- SCHMIDT, P. (1978): "Estimation of a Simultaneous Equations Model with Jointly Dependent Continuous and Qualitative Variables: The Union-Earnings Question Revisited", *International Economic Review*, 19(2), pp. 453-465.

SCHMIDT, P. (1990): Constraints on the Parameters in Simultaneous Tobit and Probit Model”, in Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications. The MIT Press.

SNOWER, D. J. (1999): “Causes of Changing Earnings Inequality”, Discussion Paper no. 29, IZA.

WALDMAN, D. M. (1981): „An Economic Interpretation of Parameter Constraints in a Simultaneous-Equations Model with Limited Dependent Variables”, International Economic Review, 22(3), pp. 730-739.

WHITE, H. (1982): “Maximum Likelihood Estimation of Misspecified Models”, Econometrica, 50(1), 1-26.

WILDE, J. (1999): Gemischte simultane Modelle für Querschnittsdaten. Peter Lang, Frankfurt/M., Berlin u.a.

8. Anhang

	Hochqualifizierte		Mittelqualifizierte		Geringqualifizierte	
	Parameter	Standardfehler	Parameter	Standardfehler	Parameter	Standardfehler
Konstante	-0,781	0,222	0,79	0,407	1,67	0,245
w _M /w _H	1,18	0,243	1,18	0,243	-0,099	0,138
w _L /w _H	-0,099	0,138	-0,508	0,197	-0,508	0,197
Kapital	-0,000195	0,000245	-0,00177	0,000643	-0,00104	0,000427
Inno	0,0912	0,0395	-0,149	0,104	0,377	0,0687
Orga	-0,029	0,034	-0,0538	0,0898	-0,397	0,0594
	LR-Wert		LR-Wert		LR-Wert	
Branchen	171,15		380,03		198,25	
LR-Test	176,07		471,48		262,78	

Tabelle A1: Ergebnisse der SURE-Schätzung für West-Deutschland

	Hochqualifizierte		Mittelqualifizierte		Geringqualifizierte	
	Parameter	Standardfehler	Parameter	Standardfehler	Parameter	Standardfehler
Konstante	0,4990	0,5390	0,8390	0,9050	-0,7990	0,3740
w _M /w _H	0,3860	0,5840	0,3860	0,5840	-0,4590	0,2250
w _L /w _H	-0,4590	0,2250	1,2400	0,2950	1,2400	0,2950
Kapital	-1,94E-9	9,75E-10	-1,17E-9	2,75E-9	1,33E-9	1,44E-9
Inno	0,0008	0,0384	0,0469	0,1080	-0,0249	0,0566
Orga	0,0403	0,0668	-0,4480	0,1890	-0,1440	0,0988
	LR-Wert		LR-Wert		LR-Wert	
Branchen	95,05		85,09		198,57	
LR-Test	133,41		108,93		297,14	

Tabelle A2: Ergebnisse der SURE-Schätzung für Ost-Deutschland

	Hochqualifizierte	Mittelqualifizierte	Geringqualifizierte
Hochqualifizierte	-1.70 (0,46)	1.83 (0,47)	-0.13 (0,19)
Mittelqualifizierte	0,41 (0,10)	-0,28 (0,12)	-0,13 (0,07)
Geringqualifizierte	-0,08 (0,12)	-0,36 (0,21)	0,45 (0,17)

Tabelle A3: Eigen- und Kreuzpreiselastizitäten für West-Deutschland

	Hochqualifizierte	Mittelqualifizierte	Geringqualifizierte
Hochqualifizierte	-0,02 (0,32)	0,18 (0,30)	-0,16 (0,10)
Mittelqualifizierte	0,06 (0,10)	-0,19 (0,12)	0,13 (0,05)
Geringqualifizierte	-0,30 (0,21)	0,69 (0,31)	-0,39 (0,21)

Tabelle A4: Eigen- und Kreuzpreiselastizitäten für Ost-Deutschland

Variable	West-Deutschland		Ost-Deutschland	
	Parameter	Standardfehler	Parameter	Standardfehler
Konstante	-1,2956	0,9700	2,5444	1,0417
HIGH ₉₆	-0,0022	0,0038	-0,0035	0,0049
F&E	0,7027	0,5435	7,2354	9631,206
KOOP	-0,2519	0,6203	-6,7240	9631,206
MF	-0,0290	0,2556	-0,5718	0,3037
STAND ₉₆	-0,2126	0,1164	-0,3545	0,1238
WBDRUCK	0,1787	0,1363	-0,0608	0,1542
GEWINN	-0,2244	0,3001	-0,2760	0,3790
EINZEL	5,2694	10611,47	0,7230	1,2341
PERSON	1,0705	0,5299	-0,5138	0,6674
GmbH	0,8225	0,4423	0,0304	0,4181
KG	0,6959	0,5036	-0,7434	0,5792
PUBLIC	-0,0037	0,4875	-0,5207	0,7955
BR	0,0194	0,3406	-0,3129	0,3002
INV ₉₇	0,0000	0,0000	-0,0000	0,0000
ICT ₉₆	0,1513	0,2272	-0,6361	0,2481
PROFIT	0,0287	0,0992	-0,0613	0,1032
ORGA	0,6562	0,4060	1,1990	0,4354
SIZE ₅₀	-0,1790	0,5683	-0,1855	0,5460
SIZE ₅₀₀	0,1408	0,3021	0,0428	0,3880
		LR-Wert		LR-Wert
Branchen		46,14		37,28
LR-TEST		191,51		124,60

Tabelle A5: Schätzergebnisse Innovationen

Variable	West-Deutschland		Ost-Deutschland	
	Parameter	Standardfehler	Parameter	Standardfehler
Konstante	-2,4812	0,8418	0,5447	1,0268
HIGH ₉₆	0,0106	0,0034	-0,0007	0,0049
WBDRUCK	0,2347	0,1273	-0,3139	0,1791
EINZEL	-7,6161	10611,46	0,5582	1,1870
PERSON	-0,0151	0,4896	0,2126	0,6936
GmbH	-0,0158	0,4374	0,3910	0,5037
KG	0,1031	0,4462	0,9289	0,6089
PUBLIC	0,0249	0,4720	7,1612	15012,68
BR	0,5452	0,2635	0,1040	0,2535
INV ₉₇	0,0000	0,0000	-0,0000	0,0000
ICT ₉₆	0,1202	0,1749	0,2199	0,1975
ICT ₉₇	0,5451	0,2210	0,1205	0,2339
PROFIT ₉₆	-0,0446	0,0819	0,2565	0,1012
INNO	0,2133	0,1736	0,9125	0,2192
SIZE ₅₀	-0,2861	0,5205	-0,0876	0,5223
SIZE ₅₀₀	-0,4886	0,1990	-0,0901	0,3128
		LR-Wert		LR-Wert
Branchen		12,05		16,20
LR-TEST		146,88		88,27

Tabelle A6: Schätzergebnisse organisatorische Veränderungen

Variable	Operationalisierung
HIGH ₉₆	Anteil an Hochqualifizierten 1996
F&E	Forschungs- und Entwicklungsabteilung
KOOP	F&E Kooperation mit anderen Institutionen
MF	Marktforschungsabteilung
STAND ₉₆	Stand der Technologie 1996 (1: auf dem neuesten Stand, ..., 5: veraltet)
WBDRUCK	Wettbewerbsdruck (1: gering, ..., 4: hoch)
GEWINN	Pläne für Gewinnbeteiligung vorhanden
EINZEL	Einzelunternehmen
PERSON	Personengesellschaft
GmbH	Gesellschaft mit beschränkter Haftung
KG	Kapitalgesellschaft (AG, KGaA)
PUBLIC	Körperschaft des öffentlichen Rechts
BR	Betriebs/Personalrat
INV ₉₇	Summe der Investitionen 1997
ICT ₉₆	Investitionen in IKT 1996
PROFIT	Profitabilität 1997 (1: sehr gut, ..., 5: ungenügend)
ORGA	Organisatorische Veränderungen
SIZE ₅₀	Betriebe mit weniger als 50 Beschäftigten
SIZE ₅₀₀	Betriebe mit weniger als 500 Beschäftigten

Tabelle A7: Bezeichnung und Operationalisierung der Variablen

	Hochqualifizierte	Mittelqualifizierte	Geringqualifizierte
Produktinnovationen	0 (.)	0,038 (0,004)	0,014 (0,006)
Organisatorische Veränderungen	0,42 (0,08)	0,006 (0,03)	0 (.)

Tabelle A8: Geschätzte Kovarianzen und Standardfehler zwischen Faktor- und Probit-Gleichungen für West-Deutschland

	Hochqualifizierte	Mittelqualifizierte	Geringqualifizierte
Produktinnovationen	0,032 (0,008)	0 (.)	0,015 (0,007)
Organisatorische Veränderungen	0 (.)	0,013 (0,018)	0 (.)

Tabelle A9: Geschätzte Kovarianzen und Standardfehler zwischen Faktor- und Probit-Gleichungen für Ost-Deutschland