

# Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Lutz Bellmann, Marco Caliendo, Reinhard Hujer, Dubravko Radić

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

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

Lutz Bellmann, Marco Caliendo, Reinhard Hujer, Dubravko Radić\*

Innerhalb der letzten Jahre hat sich die Lage auf den internationalen Arbeitsmärkten dramatisch verändert. Während Länder wie etwa die USA und Großbritannien von einer zunehmenden Lohnungleichheit betroffen sind, steigen in den meisten kontinental-europäischen Länder die Arbeitslosenzahlen. In diesem Zusammenhang wird häufig auf einen wachsenden internationalen Handel und einen immer schneller werdenden technischen Fortschritt hingewiesen. Eine alternative Erklärung sind organisatorische Veränderungen, die innerhalb der Unternehmen stattfinden. Das Ziel dieses Beitrages ist es, die Beschäftigungswirkungen von solchen technischen und organisatorischen Veränderungen auf verschiedene Qualifikationsstufen zu untersuchen. Zu diesem Zweck wird auf den Linked Employer-Employee Datensatz des IAB für Deutschland zurückgegriffen, der sowohl Informationen über die einzelnen Betriebe als auch detaillierte Informationen über deren Beschäftigtenstruktur enthält. Ausgehend von einer verallgemeinerten Leontief-Kostenfunktion werden Faktornachfragefunktionen für Hoch-, Mittel- und Geringqualifizierte abgeleitet. Da nicht angenommen werden kann, dass die betriebliche Entscheidung, Innovationen und organisatorische Veränderungen einzuführen, exogen ist, wird für die ökonomische Spezifikation ein gemischtes simultanes Mehrgleichungsmodell geschätzt, das diese Endogenität explizit modelliert. Aus den geschätzten Parametern werden eine Reihe von Eigen- und Kreuzpreiselastizitäten zwischen den verschiedenen Qualifikationsstufen berechnet. Die erhaltenen Ergebnisse bestätigen die Hypothese eines „Skill Biased Technological Change“ nur schwach. Organisatorische Veränderungen hingegen setzen Geringqualifizierte frei, während Hochqualifizierte nicht von ihnen betroffen sind. Ein weiteres Ergebnis ist die enge wechselseitige Beziehung zwischen Innovationen und organisatorischen Veränderungen.

*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 Handwerker arbeitslos machten.*

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

## Gliederung

- 1 Einleitung und Motivation
- 2 Theoretische Grundlagen
- 3 Modell-Spezifikation
- 4 Datensatz und deskriptive Ergebnisse
- 5 Ökonometrische Analyse
- 6 Zusammenfassung und Ausblick
- 7 Literatur

### 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 unter Geringqualifizierten feststellen. In den letzten Jahrzehnten hat das relative Angebot an Hochqualifizierten stetig zugenommen, so dass die Vermutung nahe liegt, dass diese beiden Entwicklungen zwei Seiten einer Medaille sind, die von den gleichen Nachfragefaktoren bestimmt wurden.<sup>1</sup>

Mögliche Ursachen dieser Tendenzen sind ein zunehmender internationaler Handel und ein immer schneller werdender technischer Fortschritt, der sich auch im alltäglichen Leben in einer zunehmenden Verbreitung von

\* Dr. Lutz Bellmann ist Leiter des Arbeitsbereichs „Betriebliche Arbeitsnachfrage und Innovationsforschung“ im IAB. Prof. Dr. Reinhard Hujer ist Inhaber des Lehrstuhls für Statistik und Ökonometrie (Empirische Wirtschaftsforschung) an der Universität, Frankfurt/M. Marco Caliendo und Dubravko Radić sind wissenschaftliche Mitarbeiter an diesem Lehrstuhl. Der Beitrag liegt in der alleinigen Verantwortung der Autoren. Er wurde November 2002 eingereicht und nach der Begutachtung im März 2003 zur Veröffentlichung angenommen.

Wir danken Arnd Kölling und Thorsten Schank für ihre wertvolle Hilfe bei der Datenaufbereitung sowie den Teilnehmern des Forschungstreffens der Projektgruppe IAB-Betriebspanel zum Thema „Innovation und Qualifikation“ in Iphofen für ihre zahlreichen Kommentare und kritischen Anmerkungen. Wir möchten ferner allen anonymen Gutachtern für ihre wertvollen Hinweisen danken. Für verbliebene Fehler sind ausschließlich die Autoren verantwortlich.

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

Computern und Maschinen sowie einem wachsenden Angebot an spezifischen Produkten und Dienstleistungen bemerkbar macht. Eine weitere Erklärung, 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.<sup>2</sup>

Immer mehr Unternehmen erkennen, dass sie in Zeiten raschen wirtschaftlichen Wandels nur bestehen können, wenn es ihnen gelingt, sich diesen rapiden Veränderungen schneller als 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, Organisationsformen einzuführen, in denen einzelnen Beschäftigten eine größere Verantwortung über mehrere Aufgabenbereiche zugestanden wird.

Diese Veränderungen werden Auswirkungen auf die Arbeitsnachfrage, insbesondere nach verschiedenen Qualifikationsstufen haben. Während die vielen empirischen Studien, die es mittlerweile zu den Beschäftigungswirkungen technischen Fortschritts gibt,<sup>3</sup> den Schluss nahe legen, dass technischer Wandel zwischen verschiedenen Qualifikationsgruppen diskriminiert und insbesondere die Nachfrage 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.

Ziel dieser Arbeit ist es, einen weiteren Beitrag zu den Beschäftigungswirkungen von technologischem und organisatorischem Wandel zu liefern. Wir nutzen dazu den Linked Employer-Employee Datensatz des IAB für Deutschland, der sowohl Informationen über die einzelnen Betriebe als auch detaillierte Informationen über deren Beschäftigtenstruktur enthält und der Wissenschaft erst seit kurzem zur Verfügung steht.<sup>4</sup>

Diese Studie ist wie folgt gegliedert: In dem nächsten Abschnitt werden die theoretischen Grundlagen für die empirische Implementierung gelegt. Abschnitt 3 beschreibt die gewählte Modell-Spezifikation. In Abschnitt 4 werden der zur Schätzung verwendete Datensatz und erste deskriptive Ergebnisse vorgestellt, während der 5. Abschnitt die ökonometrischen Schätzergebnisse kommentiert. Schließlich beinhaltet Abschnitt 6 eine kurze Zusammenfassung der gefundenen Ergebnisse.

## 2 Theoretische Grundlagen

Im Folgenden werden einige theoretische Überlegungen zur Erklärung der Nachfrage nach verschiedenen Produktionsfaktoren diskutiert, die als Basis für die anschließende empirische Implementierung dienen sollen. Unter der Annahme, dass bestimmte Regularitätsbedingungen und

somit das Dualitätstheorem gelten,<sup>5</sup> kann das Produktionsverhalten eines Unternehmens entweder durch seine Produktionsfunktion oder seine Kostenfunktion äquivalent beschrieben werden. Jede Information, die in der Produktionsfunktion enthalten ist, ist somit auch in der Kostenfunktion enthalten und umgekehrt. Die Wahl des Ansatzes kann dann aufgrund der verfügbaren Daten getroffen werden. Da ein Querschnittsdatsatz verwendet wird und angenommen werden kann, dass für ein gegebenes Jahr die Preise für die Output- und Inputfaktoren exogen gegeben sind, soll im Folgenden eine Kostenfunktion geschätzt werden.

In der Literatur wurden eine Reihe von Kostenfunktionen vorgeschlagen.<sup>6</sup> 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. Es werden drei variable Inputfaktoren unterstellt: Gering-, Mittel- und Hochqualifizierte. Geringqualifizierte umfassen Beschäftigte ohne formale Ausbildung, Mittelqualifizierte beinhalten Beschäftigte mit einer Berufsausbildung, während die Gruppe von Hochqualifizierten Beschäftigte mit einem Fach- oder Hochschulabschluss umfasst.

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 wird im Folgenden noch näher eingegangen. Zusätzlich wird auch für die Zugehörigkeit zu einer bestimmten Branche kontrolliert. 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  $Y$ , kann für ein repräsentatives Unternehmen folgender Ansatz formuliert werden:<sup>7</sup>

<sup>2</sup> Vgl. dazu insbesondere Snower (1999) und Lindbeck und Snower (1996, 2000).

<sup>3</sup> Für einen Überblick siehe etwa Chennells und Reenen (1999).

<sup>4</sup> Vgl. für eine der ersten Anwendungen Bauer und Bender (2001). Die beiden Autoren untersuchen in dieser Arbeit den Einfluss von organisatorischem Wandel auf die Lohnstruktur und kommen zu dem Schluss, dass solche Veränderungen die Lohnungleichheit erhöhen. In einer weiteren Arbeit (Bauer und Bender (2002)) verwenden sie als abhängige Variable sog. Turnover-rates und finden wiederum Bestätigung für eine sog. „Skill Biased Organizational Change“-Hypothese. Kölling und Schank (2002) untersuchen in ihrer Arbeit neben Produktinnovationen zusätzlich noch den Einfluss internationalen Handels auf die Nachfrage nach heterogener Arbeit.

<sup>5</sup> Für einen formalen Beweis des Dualitätstheorems siehe etwa Varian (1984) oder Diewert (1971).

<sup>6</sup> Für einen Überblick siehe z.B. Hamermesh (1986, 1993).

<sup>7</sup> Das Produktionsvolumen wurde durch das aktuelle Geschäftsvolumen in Millionen DM gemessen. Da in der Kostenfunktion keine anderen variablen Faktoren außer Arbeit, wie z.B. Material und sonstige Vorleistungen, berücksichtigt werden, ist die Verwendung des Geschäftsvolumens statt des Gewinns unproblematisch.

$$(2.1) \quad C = C(w_H, w_M, w_L, Z, Y)$$

$$= h(Y) \left[ \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 \alpha_{ij} (w_i w_j)^{\frac{1}{2}} \right] + h(Y) \left[ \sum_{j=1}^K \sum_{i=1}^3 \beta_{ij} w_i Z_j \right],$$

für  $i = H, M$  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:

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

für  $i = H, M, L$ .

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

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

für  $i = H, M, L$ .

Hat man mit Hilfe geeigneter ökonomischer Methoden 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.  $\sigma_{ij}$  ist nahe bei eins, wenn die beiden Produktionsfaktoren „normale“ Substitute darstellen. Für die verallgemeinerte Leontief-Kostenfunktion erhält man:

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

Die inhaltlich interessanteren und leichter interpretierbaren Eigen- und Kreuzpreiselastizitäten erhält man, indem man die Hicks-Allen-Elastizitäten mit dem 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 zum Beispiel 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  $\varepsilon_j$  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.<sup>8</sup> 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 ökonomischen Methoden, wie zum Beispiel Zellners SURE Methode (1962) zu schätzen. Ein mögliches Problem dieses Ansatzes 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. Daher werden im Folgenden diese beiden Entscheidungen explizit in einem simulanten Kontext modelliert.

### 3 Modell-Spezifikation

Der verwendete Datensatz enthält Angaben darüber, ob Betriebe während der Jahre 1996 und 1997 Produktinnovationen durchgeführt haben. Im Einzelnen wurde abgefragt, ob ein Betrieb ein bestehendes Produkt/Dienstleis-

<sup>8</sup> Vgl. für diese Definitionen Hamermesh (1991).

tung verbessert hat, ob es ein Produkt/Dienstleistung auf den Markt gebracht hat, das neu für den eigenen Betrieb war oder sogar eine Marktneuheit darstellte. Aufgrund von positiven Korrelationen zwischen diesen verschiedenen Formen werden sie in einer Dummy-Variablen INNO zusammengefasst, die den Wert eins annimmt, wenn zumindest eine der Formen durchgeführt wurde und ansonsten gleich null ist. Zur ökonomischen Modellierung wird ein Probit-Modell verwendet:

$$(3.1) \quad \text{INNO} = \begin{cases} 1; & \text{wenn } \text{INNO}^* = \beta'_1 x_1 + \\ & \gamma_{10} \text{ORGA} + \varepsilon_1 > 0 \\ 0; & \text{sonst.} \end{cases}$$

Die latente Innovationsneigung  $\text{INNO}^*$  ist dabei von einer Reihe von exogenen unternehmens- und marktspezifischen Faktoren abhängig.<sup>9</sup> Interne Faktoren, die einen Einfluss auf das innovative Verhalten eines Unternehmens haben könnten, sind zum Beispiel 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. Besonders bedeutsam 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 Produktinnovationen werden Prozessinnovationen mit dem Ziel durchgeführt, die Produktionskosten zu senken. Prozessinnovationen können kapitalgebunden sein wie etwa Investitionen in Informations- und Kommunikationstechnologie. Im Unterschied dazu sind organisatorische Veränderungen nicht an Investitionen gebunden. Ihr Einfluss auf den Unternehmenserfolg und auch auf die Arbeitsnachfrage ist in den letzten Jahren in den Mittelpunkt wissenschaftlichen Interesses gerückt.<sup>10</sup> Es wurde deutlich, 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 geben die klassische, zentralistische „Tayloristische“ Organisationsform auf, 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 zum Beispiel 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 das IAB-Betriebspanel Angaben über diese organisatorischen Veränderungen, die wieder-

rum aufgrund von hohen positiven Korrelationen zu einer Dummy-Variablen ORGA zusammengefasst werden. Sie nimmt den Wert eins an, wenn die latente Neigung, organisatorische Veränderungen durchzuführen, einen bestimmten Schwellenwert überschreitet:

$$(3.2) \quad \text{ORGA} = \begin{cases} 1; & \text{wenn } \text{ORGA}^* = \beta'_{0x_0} + \\ & \gamma_{01} \text{INNO} + \varepsilon_0 > 0 \\ 0; & \text{sonst.} \end{cases}$$

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 schlechteren Koordination der einzelnen Tätigkeiten führen. Zudem gehen Spezialisierungsvorteile verloren, die entstehen würden, wenn Aufgabenbereiche klar getrennt und eine stärkere Konzentration gegeben ist.<sup>11</sup>

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 der Einfluss von Produktinnovationen, der zusammen mit anderen exogenen Variablen (siehe Anhang) als erklärende Variable in (3.2) aufgenommen wird.

Unter Berücksichtigung der Faktornachfrage-Gleichungen (siehe Abschnitt 2) kann das simultane Mehrgleichungssystem wie folgt formuliert werden:

$$(3.3) \quad \begin{aligned} \frac{X_H}{Y} &= \alpha_{HH} + \alpha_{HM} \left( \frac{w_M}{w_H} \right)^{\frac{1}{2}} + \alpha_{HL} \left( \frac{w_L}{w_H} \right)^{\frac{1}{2}} \\ &+ \beta_{HK}K + \beta_{HI} \text{INNO} + \beta_{HO} \text{ORGA} + \varepsilon_H \\ \frac{X_M}{Y} &= \alpha_{MM} + \alpha_{MH} \left( \frac{w_H}{w_M} \right)^{\frac{1}{2}} + \alpha_{ML} \left( \frac{w_L}{w_M} \right)^{\frac{1}{2}} \\ &+ \beta_{MK}K + \beta_{MI} \text{INNO} + \beta_{MO} \text{ORGA} + \varepsilon_M \end{aligned}$$

<sup>9</sup> Eine genaue Beschreibung der zur Schätzung verwendeten Variablen ist im Anhang enthalten.

<sup>10</sup> Vgl. etwa Bresnahan, Brynjolfsson und Hitt (1999) oder Lundvall und Kristensen (1997).

<sup>11</sup> Vgl. ausführlicher dazu Lundvall und Kristensen (1997) und Bresnahan, Brynjolfsson und Hitt (1999).

$$\frac{X_L}{Y} = \alpha_{LL} + \alpha_{LH} \left( \frac{W_M}{W_L} \right)^{\frac{1}{2}} + \alpha_{LM} \left( \frac{W_M}{W_L} \right)^{\frac{1}{2}} + \beta_{LK}K + \beta_{LI}INNO + \beta_{LO}ORGA + \varepsilon_H$$

$$INNO = \begin{cases} 1; & \text{wenn } INNO^* = \beta'_{IXI} + \gamma_{IO}ORGA + \varepsilon_I > 0 \\ 0; & \text{sonst.} \end{cases}$$

$$ORGA = \begin{cases} 1; & \text{wenn } ORGA^* = \beta'_{OXO} + \gamma_{OI}INNO + \varepsilon_O > 0 \\ 0; & \text{sonst.} \end{cases}$$

Wir definieren:

$$(3.4) \quad \varepsilon' = (\varepsilon_H \ \varepsilon_M \ \varepsilon_L \ \varepsilon_I \ \varepsilon_O)$$

und nehmen 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:

$$(3.5) \quad E(\varepsilon_i) = 0; \text{ für } i = H, M, L, I, O \text{ und}$$

$$(3.6) \quad E(\varepsilon\varepsilon') = \begin{cases} \Omega; & \text{für das gleiche Unternehmen} \\ 0; & \text{sonst.} \end{cases}$$

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

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 soll ein kurzer Überblick über diese Modelle gegeben werden. Zu diesem Zweck empfiehlt es sich, die endogenen wie auch die exogenen Variablen sowie die entsprechenden Parameter in Vektoren und Matrizen zusammenzufassen. Es sei insbesondere:

(3.7)

$$y' = \left( \frac{X_H}{Y} \quad \frac{X_M}{Y} \quad \frac{X_L}{Y} \quad INNO \quad ORGA \right)$$

$$y^{*'} = \left( \frac{X_H}{Y} \quad \frac{X_M}{Y} \quad \frac{X_L}{Y} \quad INNO^* \quad ORGA^* \right)$$

$$B' = (-\beta_H \ -\beta_M \ -\beta_L \ -\beta_I \ -\beta_O)$$

wobei  $\beta_i$  ein  $(1 \times K)$  Vektor ist, der die Parameter der exogenen Variablen der  $i$ -ten Gleichung enthält.<sup>13</sup> Definiert man noch zusätzlich mit  $x$  einen  $(K \times 1)$  Vektor aller exogenen Variablen, kann das gemischte simultane Modell vom Typ II in (3.3) kompakter in Matrixnotation geschrieben werden als:

$$(3.8) \quad \Gamma y^* + Bx = \varepsilon.$$

Die  $(5 \times 5)$  Matrix  $\Gamma$  spiegelt die Interdependenzen zwischen den endogenen Variablen wider:

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

Die gegenseitige Abhängigkeit der beiden endogenen Variablen führt jedoch zu einem Konsistenzproblem, so dass das Modell in (3.3) nicht geschätzt werden kann. Betrachten wir im Folgenden ein vereinfachtes Modell mit lediglich zwei Probitgleichungen, die sich gegenseitig beeinflussen:

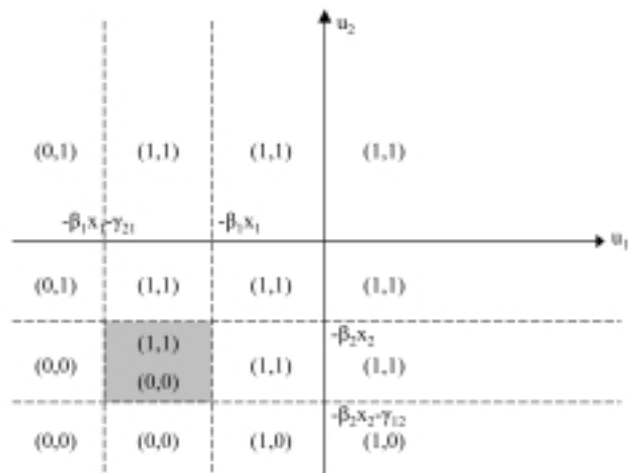
$$(3.9) \quad y_1^* = \beta_1 x_1 + \gamma_{12} y_2 + u_1$$

$$y_2^* = \beta_2 x_2 + \gamma_{21} y_1 + u_2$$

$$y_i = \begin{cases} 1; & \text{wenn } y_i^* > 0 \\ 0; & \text{sonst} \end{cases}; \text{ für } i = 1, 2.$$

Es wird angenommen, dass  $\gamma_{12}$  und  $\gamma_{21}$  positiv sind.<sup>14</sup> Die Relation zwischen den latenten und beobachtbaren Variablen kann dann mit Hilfe der Abbildung 1 dargestellt werden.

**Abbildung 1: Inkonsistentes gemischtes simultanes Modell**



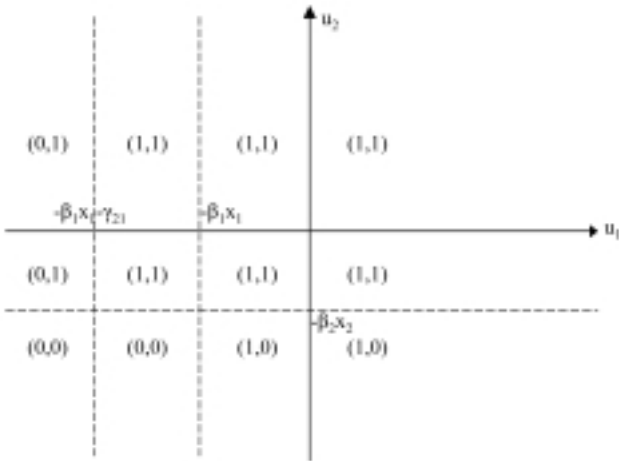
Wenn zum Beispiel  $u_1 > -\beta_1 x_1$  ist, wird  $y_1$  in jedem Fall, unabhängig davon, welche Ausprägung  $y_2$  annimmt, immer gleich eins sein. Die gleiche Argumentation gilt für  $y_2$ , sodass allen  $(u_1, u_2) \in (-\beta_1 x_1, \infty) \times (-\beta_2 x_2, \infty)$  eindeutige Werte  $(y_1, y_2) = (1, 1)$  für die endogenen Variablen ent-

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

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

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

**Abbildung 2: Konsistentes gemischtes simultanes Modell**



sprechen. Die gleiche Argumentation nutzend, kann man auch für alle anderen Felder den endogenen Variablen eindeutige Werte zuordnen. Lediglich für den in der Abbildung grau schraffierten Bereich ist dies nicht möglich. Unter der Annahmen nämlich, dass  $y_2 = 0$  ist, muss auch  $y_1 = 0$  sein, da alle  $u_1$  in diesem Feld kleiner als  $-\beta_1x_1$  sind. Da die gleiche Argumentation auch für  $y_2$  gilt, ist  $(0,0)$  somit ein mögliches Wertepaar. Unter der Annahme jedoch, dass  $y_2 = 1$ , wird auch  $y_1 = 1$  sein, da alle  $u_1$  in diesem Feld größer als  $-\beta_1x_1 - \gamma_{12}$  sind. Gleiches gilt auch für  $y_2$ , sodass  $(1,1)$  ebenfalls ein mögliches Gleichgewicht in diesem Feld ist. Dieses Auftreten von multiplen Gleichgewichten führt in der Folge dazu, dass die Summe der Wahrscheinlichkeiten 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 vermeiden, indem zumindest einer der beiden Parameter  $\gamma_{12}$  oder  $\gamma_{21}$  auf null gesetzt wird. Für  $\gamma_{21} = 0$  erhält man zum Beispiel den folgenden Zusammenhang zwischen  $(u_1, u_2)$  und  $(y_1, y_2)$ , wie er sich in der Abbildung 2 darstellt. Inhaltlich bedeutet dies, dass  $y_2$  auf  $y_1$  wirken kann, nicht jedoch umgekehrt  $y_1$  auf  $y_2$ .

Daher gilt, dass konsistente gemischte simultane Modelle vom Typ II eine rekursive Beziehung zwischen den endogenen Variablen aufweisen müssen. Es kann somit nur ein Modell geschätzt werden, bei dem entweder Innovationen auf die Einführung von organisatorischen Veränderungen oder umgekehrt organisatorische Veränderungen auf Innovationen wirken. Die insbesondere interessierenden Interdependenzen zwischen diesen beiden Entscheidungen könnten somit nicht modelliert werden.

Eine Alternative zu dieser restriktiven Modellformulierung besteht in der Anwendung von Typ I-Modellen, die nicht die endogenen beobachtbaren Variablen, sondern die unbeobachtbaren latenten Variablen enthalten. Inhaltlich bedeutet die Verwendung von Typ I-Modellen, dass nicht nur die tatsächlich durchgeführten Innovationen und die tatsächlich durchgeführten organisatorischen Veränderungen einen Einfluss auf die Arbeitsnachfrage ha-

**Abbildung 3: Abhängigkeitsstrukturen des Typ I-Modells**



ben, sondern auch die entsprechende Neigung. Folgendes Modell wird formuliert:

$$(3.10) \Gamma * y_i^* + Bx_i = \varepsilon_i.$$

Die Neigung zu Innovationen und organisatorischen Veränderungen während der Jahre 1996 und 1997 beeinflussen sich wechselseitig und haben einen direkten Einfluss auf die Nachfrage nach verschiedenen Qualifikationsstufen der Arbeit in 1998, während diese untereinander substitutiv oder komplementär sein können (siehe Abbildung 3). Alle endogenen Variablen werden dabei von einer Reihe von exogenen Variablen beeinflusst, wobei durch geeignete Ausschlussrestriktionen sichergestellt ist, dass die einzelnen Gleichungen identifizierbar sind.

Das Modell in (3.10) entspricht in seiner Struktur einem klassischen simultanen Mehrgleichungsmodell. 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 (3.10) kann die reduzierte Form des Modells hergeleitet werden, die auch den Ausgangspunkt für die Schätzung des Modells bildet:

$$(3.11) y_i^* = \Pi x_i + v_i$$

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

Nelson und Olson (1978) haben vorgeschlagen, die reduzierte Form in (3.11) zu nutzen, um mit Hilfe von Standardverfahren Schätzer für die Parameter der reduzierten Form zu erhalten. Mit Hilfe dieser Schätzer können dann Prognosewerte für  $y^*$  gewonnen werden, die dann wiederum in die Strukturformgleichungen in (3.10) als geeignete Instrumente eingesetzt werden können. Mit diesen Instrumenten wird dann in einem nächsten Schritt das Faktornachfragesystem nach Hoch-, Mittel- und Geringqualifizierten mit Zellners SURE-Methode geschätzt. Die so er-

haltenen 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. Daher werden die Standardfehler mit Hilfe von Bootstrap-Verfahren ermittelt.

#### 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 Variablen, beispielsweise 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, über spezifische Fragestellungen, deren statistische Modellierung und mögliche Interpretationen. Darüber hinaus geben sie auch einen Überblick über erste Ergebnisse internationaler Studien.

Die empirischen Studien behandeln zum Beispiel die Zusammenhänge zwischen Computernutzung und Lohnstruktur, den Einsatz und die Bedeutung von Fort- und Weiterbildungsmaßnahmen, Fragen der Produktivität sowie den Einfluss von technologischem Fortschritt und organisatorischen Änderungen auf die Lohn- und Qualifikationsstruktur im Unternehmen. Von entscheidender Bedeutung ist dabei die Frage, welcher Anteil der Entwicklung auf die Heterogenität der Beschäftigten und welcher Anteil auf die Heterogenität der Firmen zurückzuführen ist.<sup>15</sup> Zur Beantwortung dieser Frage liegt dabei idealerweise ein repräsentativer Linked Employer-Employee-Datensatz im Längsschnitt vor. Die Panel-Dimension ist wichtig, um Veränderungen, zum Beispiel 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 (zum Beispiel Management-Strategie, Situation auf dem Absatzmarkt) dafür verantwortlich sind.<sup>16</sup>

Der für die vorliegende Analyse verwendete 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, das heißt, 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.<sup>17</sup> Informationen zur Geschäftspolitik und allgemeine Angaben zu dem Betrieb, zum Beispiel 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 sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten enthält.<sup>18</sup> Beide Datensätze können über die (durch die Arbeitsämter vergebene) identische Betriebsnummer zusammengeführt werden, sodass für Deutschland ein Linked Employer-Employee Datensatz verfügbar ist, der es erlaubt, die Angaben über Lohnhöhe und Beschäftigtenanteilen für verschiedene Qualifikationsgruppen auf Betriebsebene in die Analyse einzubeziehen.

Eine Besonderheit des Datensatzes besteht darin, dass sich ab dem Jahr 1999 das Meldeverfahren zur Sozialversicherung geändert hat.<sup>19</sup> 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 werden daher nur die eindeutigen Jahresendmeldungen berücksichtigt und damit nur Beschäftigungsverhältnisse erfasst, die für mindestens ein Jahr Bestand hatten.<sup>20</sup>

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, werden beim Zusammenspielen von Firmen und Individualdaten zunächst diejenigen Betriebe selektiert, die 1996 und 1998 an dem Betriebspanel teilgenommen haben. Für diese Firmen werden dann jeweils

<sup>15</sup> 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.

<sup>16</sup> Lynch (1998) beschreibt den idealen Datensatz ausführlich.

<sup>17</sup> Siehe Bellmann (1997), Bellmann und Kölling (2000) oder Bellmann (2002) für eine ausführliche Beschreibung des IAB Betriebspanels.

<sup>18</sup> Siehe Bellmann, Bender und Kölling (2002), Bender et.al. (1996) oder 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.

<sup>19</sup> Vgl. dazu Neidert (1998).

<sup>20</sup> Obwohl die absolute Anzahl an Meldungen somit deutlich sinkt, sind die relativen Veränderungen in den verschiedenen Qualifikationsgruppen gering. Ein weiteres Problem besteht jedoch darin, dass das Generierungsdatum der Historikdatei für das Jahr 1998 zu früh war, so dass bei dem uns vorliegenden Datensatz ca. 20% aller Meldungen fehlen. Wir hoffen zu einem späteren Zeitpunkt, wenn der vollständige Datensatz vorliegt, die Auswirkungen dieser Datenselektion auf die inhaltlichen Ergebnisse überprüfen zu können und weisen darauf hin, dass die empirischen Ergebnisse im Lichte dieser restriktiven Datenlage zu sehen sind.



**Tabelle 1: Durchschnittliche Beschäftigtenzahlen und Standardabweichungen verschiedener Qualifikationsgruppen**

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

die aggregierten durchschnittlichen Tageslöhne und Beschäftigtenanteile für drei Qualifikationsgruppen gebildet und aus der Historikdatei zugespielt: Hoch-, Mittel- und Geringqualifizierte. Hochqualifizierte, wie bereits erwähnt, umfassen dabei Beschäftigte mit einem Fach- oder Hochschulabschluss, Mittelqualifizierte solche mit einer abgeschlossenen Berufsausbildung und Geringqualifizierte Beschäftigte ohne eine formale Ausbildung.

Im Folgenden werden ausgewählte deskriptive Ergebnisse für diese rund 5.600 Betriebe getrennt nach West- und Ostdeutschland für 1998 vorgestellt. Aus Tabelle 1 wird zum Beispiel ersichtlich, dass der Anteil an hochqualifizierten Beschäftigten in Ost-Deutschland höher ist,

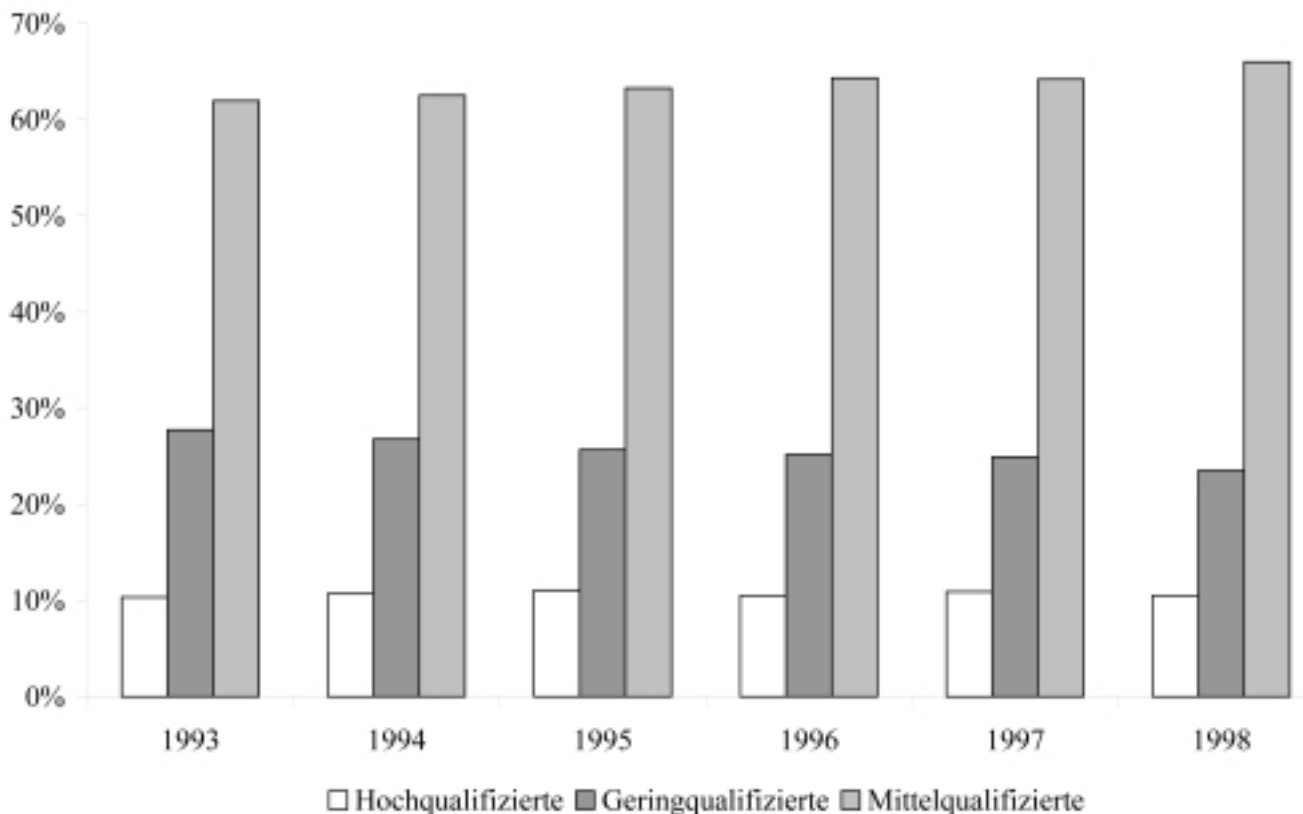
die durchschnittliche Gesamtzahl an Beschäftigten jedoch geringer.<sup>21</sup>

<sup>21</sup> Die Anteile in der Tabelle 1 wurden dabei durch Mittelwertbildung der Anteile innerhalb der einzelnen Betriebe ermittelt. Aus diesem Grund weichen sie auch von den Anteilen ab, die man erhält, wenn man die durchschnittliche Anzahl an Beschäftigten innerhalb der verschiedenen Qualifikationsgruppen zu der durchschnittlichen Gesamtzahl in Beziehung setzt. Formal ist nämlich:

$$\frac{1/N \sum x_i^k}{1/N \sum (x_i^H + x_i^M + x_i^L)} \neq \frac{1/N \sum (x_i^k / (x_i^H + x_i^M + x_i^L))}{1/N \sum (x_i^k / (x_i^H + x_i^M + x_i^L))}$$

mit  $x_i^k$  als Anzahl an Beschäftigten der k-ten Qualifikationsgruppe innerhalb des i-ten Betriebes.

**Abbildung 4: Beschäftigungsentwicklung nach Qualifikation in West-Deutschland**



**Tabelle 2: Ergebnisse der Shift-Share-Analyse**

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 3: Mittelwerte und Standardabweichungen verschiedener Betriebe**

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

Abbildung 4 gibt die Entwicklung der Anteile in den verschiedenen Qualifikationsgruppen zwischen 1993 und 1998 in West-Deutschland wieder. 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%.<sup>22</sup>

Im Folgenden wird eine Shift-Share-Analyse durchgeführt, mit der die totale Zunahme Höherqualifizierter,  $H$ , in einen Teil zerlegt wird, der innerhalb der Wirtschaftssektoren zu beobachten war, die so genannte „Within“-Komponente, und eine zweite Komponente, die auf Bewegungen zwischen verschiedenen Industriezweigen zurückzuführen ist, die so genannte „Between“-Komponente. Wir nutzen dazu folgende Formel:<sup>23</sup>

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

mit:

$H$  = Anteil Hochqualifizierter

$H_i$  = 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

Aus Tabelle 2 kann man erkennen, dass die Höherqualifizierung jeden Sektor erfasst hat und somit die Globalisie-

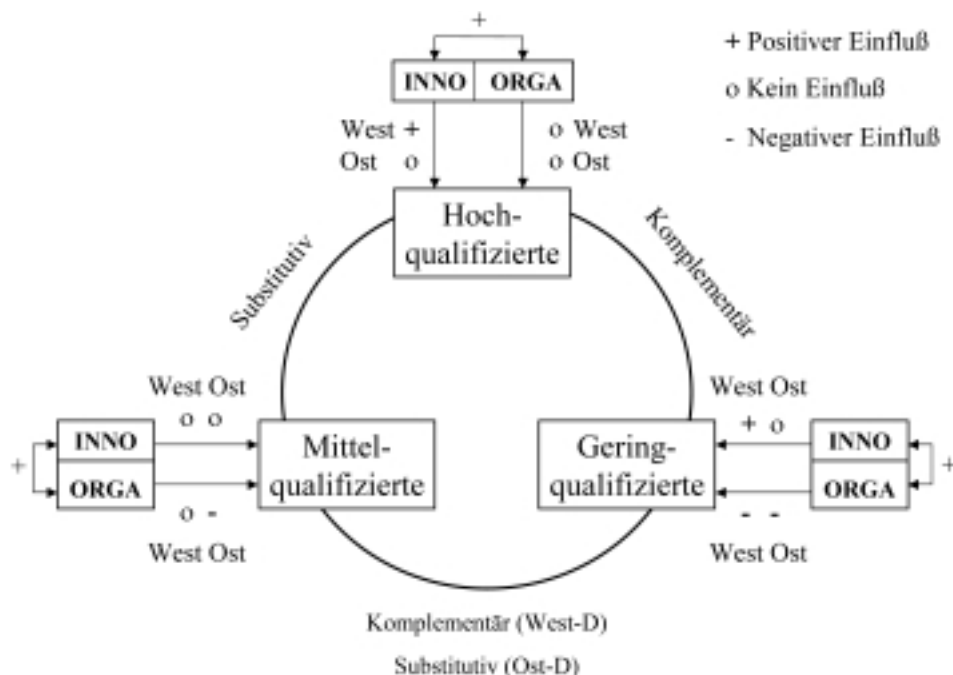
rungshypothese als mögliche Erklärung ausscheidet. Wenn nämlich ein zunehmender internationaler Handel mit Niedriglohnländern für eine Verschlechterung der Arbeitsmarktsituation von Geringqualifizierten verantwortlich wäre, müsste das Phänomen der Höherqualifizierung insbesondere auf Bewegungen zwischen 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.

Diese Veränderung in den Handelsströmen beeinflusst auch die Nachfrage nach Arbeit und bewirkt, dass Höherqualifizierte aus den Sektoren wandern, die im internationalen Wettbewerb nicht mehr bestehen können. Als Folge müsste sich in der empirischen Analyse eine starke Bedeutung der „Between“-Komponente zeigen. Es ist je-

<sup>22</sup> Unterschiede zu den Angaben in der Tabelle 1 ergeben sich dadurch, dass in Tabelle 1 nur Betriebe einbezogen werden, die sowohl 1998 als auch 1996 an dem IAB-Betriebspanel teilgenommen haben. Die Anzahl an Betrieben, die in beiden Jahren an der Befragung teilgenommen haben, sinkt dadurch deutlich von über 10.000 im Jahr 1998 auf rund 5.600.

<sup>23</sup> Die folgenden 16 verschiedenen Wirtschaftssektoren werden unterschieden: Land- und Forstwirtschaft, Bergbau, Energiewirtschaft und Wasserversorgung, Grundstoffverarbeitung, Investitionsgüter, Verbrauchsgüter, Baugewerbe, Handel, Verkehr und Nachrichtenübermittlung, Kreditinstitute und Versicherungsgewerbe, Dienstleistungen, Bildung, gesundheitsbezogene Dienstleistungen, andere Dienstleistungen, Organisationen ohne Erwerbscharakter und Gebietskörperschaften/Sozialversicherung.

Abbildung 5: Stilisierte Schätzergebnisse



doch festzustellen, dass die „Within“-Komponente eine dominierende Bedeutung hat.<sup>24</sup>

Um die Beschäftigungswirkungen von Innovationen und organisatorischen Veränderungen abschätzen zu können, werden zunächst die Anteile der verschiedenen Qualifikationsgruppen für verschiedene Subgruppen von Betrieben untersucht. Dabei wird zwischen Unternehmen unterschieden, die keine Produktinnovationen oder organisatorischen Veränderungen durchgeführt haben und solchen, die mindestens eine der beiden Veränderungen aufweisen.

Man erkennt, dass Unternehmen, die Innovationen oder organisatorische Veränderungen durchgeführt haben, tendenziell auch über einen höheren Anteil an Hochqualifizierten verfügen.<sup>25</sup> Dies scheint einen ersten Hinweis über das Vorhandensein eines „Skill Biased Technological and Organizational Change“ zu liefern. Im nächsten Abschnitt wird untersucht, ob diese empirischen Ergebnisse auch durch die ökonometrischen Schätzergebnisse bestätigt werden.

## 5 Ökonometrische Analyse

Im Gegensatz zu den deskriptiven Ergebnissen werden bei der ökonometrischen Schätzung Betriebe aus dem landwirtschaftlichen und öffentlichen Sektor ausgeschlossen, da angenommen werden kann, dass sich das innovative und organisatorische Verhalten in diesen beiden Gruppen deutlich von dem innerhalb anderer Sektoren unterscheidet. Ferner werden nur solche Betriebe berücksichtigt, die in jeder Qualifikationsgruppe mindestens zwei Personen beschäftigen.<sup>26</sup> Die detaillierten Resultate finden sich im Anhang, während die Abbildung 5 die wichtigsten stilisierten Fakten enthält.

Ein erstes Ergebnis ist die enge wechselseitige Beziehung zwischen Innovationen und organisatorischen Veränderungen (siehe Tabelle A5 und A6 im Anhang). 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 erfordern.<sup>27</sup> Lediglich für Betriebe aus West-Deutschland haben Produktinnovationen keinen statistisch signifikanten Einfluss auf organisatorische Veränderungen. Weitere Einflussfaktoren dieser beiden Entscheidungen sind insbesondere der Stand der technischen Anlagen, Wettbewerbsdruck und Investitionen in Informations- und Kommunikationstechnologie, die einen positiven Einfluss auf die beiden Entscheidungen haben.

<sup>24</sup> Vgl. für eine dezidierte Analyse etwa Berman und Griliches (1994), Berman, Bound und Machin (1998) oder für Deutschland etwa Falk und Seim (1999).

<sup>25</sup> Die Unterschiede zwischen den Zahlen in Tabelle 3 und denen in Tabelle 2 lassen sich dadurch erklären, dass wir zur Bestimmung der Mittelwerte in Tabelle 3 auch noch Informationen über das innovative und organisatorische Verhalten der Betriebe benötigen. Die vielen fehlenden Werte für diese Variablen führen schließlich zu den abweichenden Ergebnissen.

<sup>26</sup> Vgl. für eine ähnliche Vorgehensweise etwa Bellmann und Schank (2000). Als Begründung kann angeführt werden, dass kleinere Betriebe mit z.B. nur einem Beschäftigten pro Qualifikationsgruppe über keine Substitutionsmöglichkeiten zwischen diesen Gruppen verfügen und somit die Schätzergebnisse verzerren könnten.

<sup>27</sup> Dieses Ergebnis wird auch durch eine Reihe von anderen Studien bestätigt, die den Einfluss von solchen organisatorischen Veränderungen auf die Arbeitsproduktivität und Innovationsbereitschaft von Unternehmen untersuchen. Vgl. dazu etwa Wolf und Zwick (2002) oder Hujer und Radić (2003) sowie die dort angegebene Literatur.

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 (siehe die Tabellen A3 und A4 im Anhang). 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.

Die Eigenpreiselastizitäten sind – mit Ausnahme für Geringqualifizierte in Westdeutschland – erwartungsgemäß 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 2,8% führen würde, während bei einer gleich hohen Steigerung der Löhne von Geringqualifizierten in Ostdeutschland ein Rückgang von 3,9% zu erwarten ist.

Ein stilisiertes Faktum, das sich in anderen Studien findet, ist die mit steigender Qualifikation sinkende Eigenpreiselastizität. Die empirischen Befunde zeigen, dass die Eigenpreiselastizitäten von Mittelqualifizierten im Vergleich zu Geringqualifizierten sowohl in West- als auch in Ost-Deutschland geringer sind ( $-0,28$  versus  $0,45$  in West- und  $-0,19$  versus  $-0,39$  in Ost-Deutschland), jedoch steigen in West-Deutschland diese Elastizitäten beim Übergang von Mittel- zu Hochqualifizierten wieder an (von  $-0,28$  auf  $-1,70$ ), während die Eigenpreiselastizität Hochqualifizierter in Ost-Deutschland nicht signifikant ist. Insbesondere die hohe Eigenpreiselastizität von Beschäftigten mit Fach- oder Hochschulabschluss in West-Deutschland steht somit im Widerspruch zu bisherigen empirischen Ergebnissen.

Ein Vergleich der von uns geschätzten Elastizitäten mit den Ergebnissen anderer Studien, die auf dem gleichen Datensatz basieren, fällt dadurch schwer, dass diese Studien zum Teil andere Zeiträume und andere Wirtschaftszweige untersucht haben. Bellmann, Bender und Schank (1999) berücksichtigen Betriebe aus West-Deutschland im Jahr 1995 und unterstellen eine Translog-Funktion. Sie unterscheiden ferner noch zwischen Arbeitern und Angestellten und finden für die erste (zweite) Gruppe folgende Eigenpreiselastizitäten: für Hochqualifizierte  $-0,1$  ( $-0,3$ ), für Mittelqualifizierte  $-0,7$  ( $-0,9$ ) und für Geringqualifizierte  $-0,7$  ( $0,8$ ).

Eine weitere vergleichbare Studie ist die von Kölling und Schank (2002), die unter Verwendung des LIAB für West-Deutschland eine Generalized Leontief-Kostenfunktion für die Jahre 1994–1997 schätzen und dabei zwischen dem verarbeitenden Gewerbe und dem Dienstleistungssektor unterscheiden. Sie erhalten für den ersten (zweiten) Sektor folgende Eigenpreiselastizitäten: Für Hochqualifizierte  $-0,36$  ( $1,06$ ), für Mittelqualifizierte

$-0,5$  ( $-1,06$ ) und für Geringqualifizierte  $-0,57$  ( $-2,68$ ). Unterschiede in den Schätzungen der Elastizitäten können somit zum einen durch unterschiedliche Abgrenzungen der Betriebe und Beschäftigten, verschiedene Zeiträume, verschiedene Kostenfunktionen und unterschiedliche ökonomische Schätzmethoden erklärt werden.

Für die Hypothese eines „Skill Biased Technological Change“ ist nur eine schwache Evidenz zu finden. 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. Dieses Ergebnis steht in Einklang mit bisherigen Studien. Bauer und Bender (2002) zeigen, dass organisatorische Veränderungen qualifikatorisch verzerrend wirken, da sie die Wachstumsraten der Nettobeschäftigung für Geringqualifizierte reduzieren, während Hochqualifizierte von ihnen nicht betroffen sind. Zu einem ähnlichen Ergebnis kommt auch Falk (2001), der in seiner Studie Daten des Mannheimer Innovationspanels nutzt.

Ein weiteres interessantes Problem ist die Endogenität der Entscheidung, Innovationen und organisatorische Veränderungen durchzuführen, und damit die Notwendigkeit einer Modellierung in einem simultanen Kontext. 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 angewendet werden kann, weil eine der beiden Variablen latent und somit nicht beobachtbar ist.

Daher wird ein von Olsson (1979) vorgeschlagenes zweistufiges Verfahren zur Berechnung der Kovarianzen benutzt. In einem ersten Schritt werden 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 die Kovarianz.

Die so geschätzten Kovarianzen zeigen (siehe Tabelle A8 und A9 im Anhang), dass sowohl für West- als auch für Ost-Deutschland in jeder geschätzten Nachfragegleichung mindestens eine der beiden aufgenommenen Variablen für Innovationen und organisatorische Veränderungen endogen ist.<sup>28</sup> Eine Modellierung im Rahmen von gemischten simultanen Modellen ist somit angemessen.

<sup>28</sup> Bei einigen Schätzungen nahm die Log-Likelihoodfunktion ihr Maximum bei dem Wert null an. Da es sich dabei um ein Randextremum handelt, konnte in diesem Fall kein Standardfehler berechnet werden.

## 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 des IAB (LIAB) zurückgreifen, der betriebliche Informationen mit detaillierten Angaben über die Beschäftigtenstruktur verbindet.

Es wurden drei formale Qualifikationsgruppen unterschieden und eine verallgemeinerte Leontief-Kostenfunktion benutzt, um Faktornachfragefunktionen abzuleiten. Ein Problem besteht dabei in der endogenen Entscheidung der Betriebe, Innovationen und organisatorische Veränderungen durchzuführen. Zu diesem Zweck wird ein gemischtes simultanes Modell geschätzt, das heißt, neben den Nachfragefunktionen für die Qualifikationsgruppen werden Gleichungen für die betriebliche Innovationsneigung und die Neigung, organisatorische Veränderungen durchzuführen, berücksichtigt.

Die erhaltenen Ergebnisse bestätigen die Hypothese eines „Skill Biased Technological Change“ nur schwach. In West-Deutschland erhöhen Produktinnovationen die Arbeitsnachfrage sowohl nach Hoch- als auch nach Geringqualifizierten, während sie in Ost-Deutschland überhaupt keinen signifikanten Effekt haben. 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.

Weitere Ergebnisse zeigen die enge wechselseitige Beziehung zwischen Innovationen und organisatorischen Veränderungen. Letztere sind förderlich im Hinblick auf Produktinnovationen, während diese ihrerseits eher „holistische“ Organisationsstrukturen erfordern. Sowohl für West- als auch für Ostdeutschland wird ein substitutives Verhältnis zwischen Hoch- und Mittelqualifizierten und ein komplementäres zwischen Hoch- und Geringqualifizierten ermittelt. 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. Die Eigenpreiselastizitäten sind – mit Ausnahme für Geringqualifizierte in Westdeutschland – erwartungsgemäß negativ. Für Westdeutschland sind alle Elastizitäten bis auf die zwischen Hoch- und Geringqualifizierten signifikant, während in Ostdeutschland die Elastizitäten deutlich geringere Signifikanzen aufweisen.

Schließlich besteht ein interessantes Problem in der Endogenität der Entscheidung, Innovationen und organisatorische Veränderungen durchzuführen und damit in der Notwendigkeit, diese in einem simultanen Gleichungssystem zu berücksichtigen. Es zeigt sich, dass sowohl für West- als auch für Ostdeutschland in jeder geschätzten Nachfragegleichung mindestens eine der beiden aufge-

nommenen Variablen für Innovationen und organisatorische Veränderungen endogen ist.

## 7 Literatur

- Abowd, J. M./Kramarz, F. (1999): The Analysis of Labor Markets Using Matched Employer-Employee Data. In: Ashenfelter, O./Card, D. (Hrsg.): Handbook of Labor Economics, Volume 3B. Amsterdam, 2630-2704.
- Amemiya, T. (1979): The Estimation of a Simultaneous-Equation Tobit-Model. In: International Economic Review, 20(1), 169-181.
- Amemiya, T. (1974): Multivariate Regression and Simultaneous Equation Models when the Dependent Variables are Truncated Normal. In: Econometrica, 42(6), 999-1012.
- Autor, D. H./Katz, L. F./Krueger, A. B. (1998): Computing Inequality: Have Computers Changed the Labor Market. In: The Quarterly Journal of Economics, 1169-1213.
- Bartel, A.P./Lichtenberg, F.R. (1987): The Comparative Advantage of Educated Workers in Implementing New Technology. In: The Review of Economics and Statistics, 69(1), 1-11.
- Bauer, T./Bender, S. (2002): Technological Change, Organizational Change, and Job Turnover. CEPR-Discussion Paper No. 3534 und IZA-Discussion Paper No. 570.
- Bauer, T./Bender, S. (2001): Flexible Work Systems and the Structure of Wages: Evidence from Matched Employer-Employee Data. IZA-Discussion Paper No. 353.
- 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: Hujer, R./Rendtel, U./Wagner, G. (Hrsg.): Wirtschafts- und sozialwissenschaftliche Panel-Studien. Vandenhoeck und Ruprecht, 169-182.
- Bellmann, L./Kölling, A. (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. In: Allgemeines Statistisches Archiv, 86(2), 177-188.
- Bellmann, L./Schank, T. (2002): Innovations, Wages and Demand for Heterogenous Labour: New Evidence from a Matched Employer-Employee Data-Set. IZA Discussion Paper No. 112.
- Bellmann, L./Bender, S./Kölling, A. (2002): Der Linked Employer-Employee-Datensatz aus IAB-Betriebspanel und Beschäftigtenstatistik der Bundesanstalt für Arbeit (LIAB). In: Kleinhenz, G. (Hrsg.): IAB-Kompodium Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 250, 21-30.
- Bender, S./Haas, A./Klose, C. (2000): The IAB Employment Subsample 1975-1995. In: Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, 120(4), 649-662.
- Bender, S./Haas, A./Klose, C. (1999): Die IAB-Beschäftigtenstichprobe 1975-1995. In: Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, 45, 104-115.

- Berman, E./Bound, B. J./Griliches, Z. (1994): Changes in the Demand for Skilled Labor within U.S. Manufactures. In: Quarterly Journal of Economics, 367-397.
- Berman, E./Bound, B. J./Machin, S. (1998): Implications of Skill-Biased Technological Change: International Evidence. In: Quarterly Journal of Economics, 1245-1279.
- Blundell, R.W./Smith, R.J. (1994): Coherency and Estimation in Simultaneous Modells with Censored or Qualitative Dependent Variables. In: Journal of Econometrics, 64, 355-373.
- Blundell, R.W./Smith, R.J. (1993): Simultaneous Microeconomic Models with Censored or Qualitative Dependent Variables. In: Handbook of Statistics, 11, 117 – 143.
- Bresnahan, T.F./Brynjolfsson, E./Hitt, L. (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. In: Journal of Economic Literature, 30, 1434-1475.
- Butler, J. S./Picone, G. (1999): Logically Inconsistent Limited Dependent Variables Modells. In: Matyas, L. (ed.): Generalized Method of Moments Estimation. Cambridge University Press, 301-312.
- Chennels, L./Van Reenen, J. (1999): Has Technology Hurt Less Skilled Workers? An Economic Survey of the Effects of Technical Change on the Structure of Pay and Jobs. The Institute for Fiscal Studies, Working Paper 99/27.
- Crepon, B./Duguet, E./Mairesse, J. (1998): Research, Innovation, and Productivity: An Econometric Analysis at the Firm Level. Working Paper 6696, National Bureau of Economic Research, NBER. Cambridge.
- Davidson, R./Mackinnon, J. G. (1981): Several Tests for Model Specification in the Presence of Alternative Hypotheses. In: Econometrica, 49(3), 781-793.
- Diewert, W. E. (1971): An Application of the Shephard Duality Theorem: A Generalized Leontief Production Function. In: Journal of Political Economy, 79, 481-507.
- Diewert W. E./WALENS, T. J. (1987): Flexible Functional Forms and Global Curvature Conditions. In: Econometrica, 55, 43-68.
- Falk, M. (2001): Organizational Change, New Information and Communication Technologies and the Demand for Labor in Services. ZEW-Discussion Paper No. 01-25.
- Falk, M./Seim, K. (1999): The Impact of Information Technology on High-Skilled Labour in Services: Evidence from Firm Level Panel Data. Discussion Paper no. 58, ZEW.
- Haltiwanger, J./Lane, J./Spletzer, J./Theeuwes, J./Troske, K. (1998): International Symposium on Linked Employer-Employee Data. In: Monthly Labor Review, 121(7), 48-60.
- Hamermesh, D. S. (1991): Labor Demand. Princeton University Press.
- Hamermesh, D. S. (1986): The Demand for Labor in the Long Run. In: Ashenfelter, O. (Hrsg.): Handbook of Labor Economics. Amsterdam: Elsevier science, 429-471.
- Hujer, R./Caliendo, M./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.
- Hujer, R./Radić, D. (2003): Holistic Innovation Success? Complementarities between Flexible Workplace and Human Resource Management Practices in the Innovation Process. Working Paper, University Frankfurt.
- Katsoulacos, Y. S. (1986) : The Employment Effect of Technical Change. University of Nebraska Press.
- Kölling, A. (2000): The IAB-Establishment Panel. In: Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, 120, 291-300.
- Kölling, A./Schank, T. (2002): Skill-Biased Technological Change, International Trade and the Wage Structure, New Evidence on the Determinants of the Employment Structure from Linked Employer-Employee Panel Data for Germany. Beitrag zum Forschungstreffen „Innovation und Beschäftigung“ der Projektgruppe „IAB-Betriebspanel“ am 2./3. Dezember 2002 in Iphofen.
- Krueger, A. B. (1993): How Computers Have Changed the Wage Structure: Evidence From Microdata, 1984-1989. In: Quarterly Journal of Economics, 108(1), 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. (1990): Simultaneous Equations Models with Discrete Endogenous Variables. Discussion Paper.
- Lee, L.-F. (1978): Unionism and Wage rates: A Simultaneous Equations Model with Qualitative and Limited Dependent Variables. In: International Economic Review, 19(2), 415-433.
- Li, K. (1998): Bayesian Inference in a Simultaneous Equation Model with Limited Dependent Variables. In: Journal of Econometrics, 85, 387-400.
- Lindbeck, A./Snower, D. J. (2000): Multitask Learning and the Reorganization of Work: From Tayloristic to Holistic Organization. In: Journal of Labor Economics 18, 353-376.
- Lindbeck, A./Snower, D. J. (1996): Reorganization of Firms and Labor Market Inequality. In: American Economic Review 86, 315-321.
- Lundvall, B.-A./Kristensen, F.S. (1997): Organizational Change, Innovation and Human Resource Development as a Response to Increased Competition. Working Paper, Danish Research Unity for Industrial Dynamics.
- Lynch, L. (1998): Analyzing Training and Productivity. In: Monthly Labor Review, 121(7), 53-54.
- Machin, S./Wadhvani, S. (1991): The Effects of Unions on Organizational Change and Unemployment. In: The Economic Journal, 101(407), 835-854.
- Maddala, G. S. (1983): Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics. Cambridge: Cambridge University Press.
- Neidert, A. (1998): Neues Meldeverfahren zur Sozialversicherung ab 1999. In: Deutsche Rentenversicherung, 5, 315-330.
- Nelson, F./Olson, L. (1978): Specification and Estimation of a Simultaneous Equation Model with Limited Dependent Variables. In: International Economic Review, 19(3), 695-709.
- Olsson, U. (1979): Maximum Likelihood Estimation of the Polychoric Correlation Coefficient. In: Psychometrika, 44(4), 443-460.

- Ransom, M. R. (1987): An Empirical Model of Discrete and Continuous Choice in Family Labor Supply. In: *The Review of Economics and Statistics*, 69(3), 465-472.
- 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.
- Schmidt, P. (1978): Estimation of a Simultaneous Equations Model with Jointly Dependent Continuous and Qualitative Variables: The Union-Earnings Question Revisited. In: *International Economic Review*, 19(2), pp. 453-465.
- Snower, D. J. (1999): Causes of Changing Earnings Inequality. Discussion Paper no. 29, IZA.
- Varian, H. R. (1984): *Microeconomic Analysis*. New York: W. W. Norton and Co.
- Waldman, D. M. (1981): An Economic Interpretation of Parameter Constraints in a Simultaneous-Equations Model with Limited Dependent Variables. In: *International Economic Review*, 22(3), 730-739.
- Wolf, E./Zwick, T. (2002): Reassessing the Impact of High Performance Workplaces. ZEW-Discussion Paper No. 02-07.
- White, H. (1982): Maximum Likelihood Estimation of Misspecified Models. In: *Econometrica*, 50(1), 1-26.
- Wilde, J. (1999): *Gemischte simultane Modelle für Querschnittsdaten*. Frankfurt/M., Berlin u.a.: Peter Lang.
- Zellner, A. (1962): An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias. In: *Journal of the American Statistical Association*, 57, 348-368.

## 8 Anhang

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

(Anmerkung: Mit LR wird der Likelihood Ratio-Test bezeichnet)

	Hochqualifizierte		Mittelqualifizierte		Geringqualifizierte	
	Parameter	Standardfehler	Parameter	Standardfehler	Parameter	Standardfehler
Konstante	-0,781	0,222	0,79	0,407	1,67	0,245
w <sub>M</sub> /w <sub>H</sub>	1,18	0,243	1,18	0,243	-0,099	0,138
w <sub>L</sub> /w <sub>H</sub>	-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 A2: Ergebnisse der SURE-Schätzung für Ost-Deutschland**

(Anmerkung: Mit LR wird der Likelihood Ratio-Test bezeichnet)

	Hochqualifizierte		Mittelqualifizierte		Geringqualifizierte	
	Parameter	Standardfehler	Parameter	Standardfehler	Parameter	Standardfehler
Konstante	0,4990	0,5390	0,8390	0,9050	-0,7990	0,3740
w <sub>M</sub> /w <sub>H</sub>	0,3860	0,5840	0,3860	0,5840	-0,4590	0,2250
w <sub>L</sub> /w <sub>H</sub>	-0,4590	0,2250	1,2400	0,2950	1,2400	0,2950
Kapital	-1,94·10 <sup>-9</sup>	9,75·10 <sup>-10</sup>	-1,17·10 <sup>-9</sup>	2,75·10 <sup>-9</sup>	1,33·10 <sup>-9</sup>	1,44·10 <sup>-9</sup>
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 A3: Eigen- und Kreuzpreiselastizitäten für West-Deutschland**

(Standardfehler in Klammern)

	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 A4: Eigen- und Kreuzpreiselastizitäten für Ost-Deutschland**

(Standardfehler in Klammern)

	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 A5: Schätzergebnisse: Innovationen**

(Anmerkung: Mit LR wird der Likelihood Ratio-Test bezeichnet)

Variable	West-Deutschland		Ost-Deutschland	
	Parameter	Standardfehler	Parameter	Standardfehler
Konstante	-1,2956	0,9700	2,5444	1,0417
HIGH <sub>96</sub>	-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 <sub>96</sub>	-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 <sub>97</sub>	0,0000	0,0000	-0,0000	0,0000
ICT <sub>96</sub>	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 <sub>50</sub>	-0,1790	0,5683	-0,1855	0,5460
SIZE <sub>500</sub>	0,1408	0,3021	0,0428	0,3880
		LR-Wert		LR-Wert
Branchen		46,14		37,28
LR-Test		191,51		124,60



**Tabelle A6: Schätzergebnisse; Organisatorische Veränderungen**

(Anmerkung: Mit LR wird der Likelihood Ratio-Test bezeichnet)

Variable	West-Deutschland		Ost-Deutschland	
	Parameter	Standardfehler	Parameter	Standardfehler
Konstante	-2,4812	0,8418	0,5447	1,0268
HIGH <sub>96</sub>	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 <sub>97</sub>	0,0000	0,0000	-0,0000	0,0000
ICT <sub>96</sub>	0,1202	0,1749	0,2199	0,1975
ICT <sub>97</sub>	0,5451	0,2210	0,1205	0,2339
PROFIT <sub>96</sub>	-0,0446	0,0819	0,2565	0,1012
INNO	0,2133	0,1736	0,9125	0,2192
SIZE <sub>50</sub>	-0,2861	0,5205	-0,0876	0,5223
SIZE <sub>500</sub>	-0,4886	0,1990	-0,0901	0,3128
		LR-Wert		LR-Wert
Branchen		12,05		16,20
LR-Test		146,88		88,27

**Tabelle A7: Bezeichnung und Operationalisierung der Variablen**

Variable	Operationalisierung
HIGH <sub>96</sub>	Anteil an Hochqualifizierten 1996
F&E	Forschungs- und Entwicklungsabteilung
KOOP	F&E Kooperation mit anderen Institutionen
MF	Marktforschungsabteilung
STAND <sub>96</sub>	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 <sub>97</sub> / INV <sub>96</sub>	Summe der Investitionen 1997/1996
ICT <sub>97</sub> /ICT <sub>96</sub>	Investitionen in IKT 1997/1996
PROFIT	Profitabilität 1997 (1: sehr gut, ..., 5: ungenügend)
ORGA	Organisatorische Veränderungen
SIZE <sub>50</sub>	Betriebe mit weniger als 50 Beschäftigten
SIZE <sub>500</sub>	Betriebe mit weniger als 500 Beschäftigten

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

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

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

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