

# BETRIEBLICHE INNOVATIONEN UND GESCHLECHTSSPEZIFISCHE ARBEITSNACHFRAGE

Michael Beckmann, Bernd Schauenberg und Andrea Timmermann\*

## ZUSAMMENFASSUNG

Der Beitrag untersucht die Frage, ob die empirisch seit geraumer Zeit zu beobachtende Zunahme sowohl des relativen Arbeitsangebots von Frauen als auch der relativen Nachfrage nach weiblichen Arbeitskräften auf den betrieblichen Einsatz technologischer und organisatorischer Innovationen zurückzuführen ist. Ausgangspunkt dieser Überlegung ist der so genannte Skill-Biased Technological Change, dem vergleichbare Arbeitsmarktentwicklungen im Hinblick auf unterschiedlich qualifizierte Arbeitnehmer zugrunde liegen. Basierend auf einer modelltheoretischen Analyse, die Bedingungen und Argumente für einen geschlechtsspezifischen technischen Fortschritt aufzeigt, erfolgt in einem weiteren Schritt mithilfe der Daten des IAB-Betriebspanels eine ökonometrische Überprüfung der Hypothese des Gender-Biased Technological Change. Die empirischen Ergebnisse unterstützen nachdrücklich die Existenz eines Gender-Biased Technological Change. Hingegen lassen sich keine Hinweise auf einen Gender-Biased Organizational Change finden.

## SUMMARY

This paper investigates the question, whether both the increase of the relative supply of female workers and the rise in the relative demand for female workers can be attributed to the firms' growing use of technological and organizational innovations. The initial idea behind this conjecture is the well-documented skill-biased technological change, which has recently been proven under comparable labor market conditions for workers with heterogeneous skills. Based on a theoretical model that provides the conditions and the rationale for a gender-biased technological change, this hypothesis is tested econometrically using German firm-level data. The empirical results are insistently in line with the hypothesis of a gender-biased technological change. However, there is no evidence that supports the existence of a gender-biased organizational change.

JEL Classification: J23; M12; M5; O33

Keywords: Geschlechtsspezifische Arbeitsnachfrage, geschlechtsspezifischer technischer Fortschritt, Gender-Biased Technological Change, Skill-Biased Technological Change, Gender-Biased Organizational Change

---

\* Prof. Dr. Michael Beckmann, Ludwig-Maximilians-Universität München, Department für Betriebswirtschaft, Institut für Wirtschafts- und Sozialpädagogik, Ludwigstraße 28 RG, D-80539 München, Tel.: +49-89-2180-5616, Email: beckmann@bwl.uni-muenchen.de (ab 01.12.2004). Prof. Dr. Bernd Schauenberg, Dipl.-Vw. Andrea Timmermann, Albert-Ludwigs-Universität Freiburg, Betriebswirtschaftliches Seminar III, Platz der Alten Synagoge, D-79085 Freiburg im Breisgau, Tel.: +49-761-203-2390, Email: bernd.schauenberg@vwl.uni-freiburg.de.

### 1 EINLEITUNG

Der vorliegende Beitrag versucht, eine Erklärung dafür zu finden, warum auf dem deutschen Arbeitsmarkt ebenso wie auf den Arbeitsmärkten anderer westlicher Industrienationen seit geraumer Zeit die relative Nachfrage der Betriebe nach weiblichen Arbeitskräften zunimmt, obwohl gleichzeitig das relative Arbeitsangebot von Frauen ebenfalls ansteigt. Eine Zunahme des relativen Arbeitsangebots weiblicher Erwerbspersonen sollte man unter Wettbewerbsbedingungen auf dem Arbeitsmarkt eigentlich eher mit einem Rückgang der relativen Nachfrage nach weiblichen Arbeitnehmern in Verbindung bringen. Der Tatbestand, dass beide Arbeitsmarktentwicklungen parallel auftreten und persistent zu beobachten sind, muss daher auf einen Umstand zurückzuführen sein, der die relative Nachfrage nach weiblichen Arbeitskräften so stark begünstigt, dass die eigentlich zu erwarteten negativen Konsequenzen eines steigenden relativen Arbeitsangebots überkompensiert werden.

Eine Zunahme des relativen Arbeitsangebots von Frauen in Deutschland wird beispielsweise durch die zeitliche Entwicklung der geschlechtsspezifischen Erwerbsquoten verdeutlicht.<sup>1</sup> Nach der Wiedervereinigung stieg die Frauenerwerbsquote im gesamten Bundesgebiet zwischen 1991 und 2002 von 62.1 % auf 65.3 %, während die Männererwerbsquote von 82.9 % auf 80.1 % zurückging.<sup>2</sup> Nicht unerheblich verantwortlich für diese Entwicklung sind sicherlich die vermehrten Bildungsanstrengungen junger Frauen.<sup>3</sup> So nimmt der Anteil junger Frauen an den Absolventen höherer Schulabschlüsse oder der Frauenanteil an Fach- und Hochschulabsolventen seit einigen Jahren kontinuierlich zu. Der Anteil junger Frauen unter den Absolventen mit Hochschulreife stieg im Zeitraum 1990 bis 2002 von 46.3 auf 53.1 %.<sup>4</sup> Das bedeutet also, dass inzwischen die

---

<sup>1</sup> Die Erwerbsquoten werden aus den Erwerbspersonen (Erwerbstätige und Arbeitslose) in Prozent der Bevölkerung im Alter von 15 bis 65 Jahren errechnet.

<sup>2</sup> Vgl. *Gesellschaft Sozialwissenschaftlicher Infrastruktureinrichtungen* (2004), S. 5. Dabei sind allerdings regionale Unterschiede zwischen den alten und den neuen Bundesländern zu verzeichnen. Während die Frauenerwerbsquote in Westdeutschland von 1991 bis 2001 ziemlich deutlich von 58.4 auf 63.2 % anstieg, ging die Erwerbsbeteiligung von Frauen in den neuen Bundesländern sogar leicht zurück, bewegt sich aber immer noch auf einem ausgesprochen hohen Niveau von etwa 73 %. Vgl. hierzu auch *Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* (2002a).

<sup>3</sup> Vgl. *Reinberg/Hummel* (1999), S. 46-47, 76-77. Danach existiert ein positiver Zusammenhang zwischen der Erwerbsquote und dem Qualifikationsniveau sowohl für Männer als auch für Frauen. Je höher das Bildungsniveau, desto höher ist demnach die Erwerbsbeteiligung von Frauen.

<sup>4</sup> Vgl. *Institut der deutschen Wirtschaft* (2004), S. 1.

Mädchen die Jungen im Leistungswettbewerb um den höchsten schulischen Bildungsabschluss überholt haben. Während weiterhin der Frauenanteil an den Hochschulabsolventen im Jahr 1990 noch 37.5 % betrug, lag er im Jahr 2002 bereits bei 48.4 %.<sup>5</sup> Diese Entwicklungen legen die Vermutung nahe, dass das weibliche Arbeitskräftepotential zunehmend auch durch besser qualifizierte Frauen geprägt wird.

Diesen Tendenzen zugunsten weiblicher Erwerbspersonen auf der Arbeitsangebotsseite stehen nun gleichgerichtete Entwicklungen auf der Arbeitsnachfrageseite gegenüber. So ging das geschlechtsspezifische Einkommensdifferential nicht nur in Deutschland, sondern auch in fast allen anderen westlichen Industrienationen im Zeitablauf zurück. In Westdeutschland verringerte sich der Einkommensabstand zwischen männlichen und weiblichen Arbeitskräften seit Mitte der achtziger Jahre um 8.6 %. Frauen in Westdeutschland verdienten 1984 durchschnittlich noch 71.4 % des mittleren Bruttomonatseinkommens ihrer männlichen Kollegen, während es im Jahr 1999 bereits 80.0 % waren.<sup>6</sup> Als weiterer Arbeitsnachfrageindikator zeigt die Entwicklung der geschlechtsspezifischen Arbeitslosenquoten, dass Frauen absolut betrachtet zwar höhere Arbeitslosenquoten aufweisen als Männer. Die relative Arbeitslosenquote weiblicher Erwerbspersonen ging im Zeitablauf trotz steigender Erwerbsbeteiligung allerdings zurück. Während 1993 der Abstand zwischen den geschlechtsspezifischen Arbeitslosenquoten insgesamt noch 3.3 % betrug, sank diese Differenz bis zum Jahr 2001 auf 1.3 %.<sup>7</sup>

Die vorliegende Studie geht von der Vermutung aus, dass die beschriebenen Arbeitsmarktentwicklungen im Wesentlichen von technologischen Innovationen der Betriebe beeinflusst werden. Sie greift die Ergebnisse der Arbeiten zu dem so genannten Skill-Biased Technological Change (SBTC) auf und erweitert diese Überlegungen auf die geschlechtsspezifische Arbeitsnachfrage der Betriebe. In den Arbeiten zum SBTC konnte vor allem mithilfe empirischer Untersuchungen gezeigt werden, dass das gleichzeitige Auftreten einer Zunahme des qualifikatorischen Arbeitsangebots sowie der qua-

---

<sup>5</sup> Vgl. *Institut der deutschen Wirtschaft* (2004), S. 1.

<sup>6</sup> Vgl. *Schäfer* (2001), S. 59. Auch in Ostdeutschland hat sich das Einkommensdifferential im Zeitraum von 1990 bis 1994 um 10 Prozentpunkte verringert. Frauen verdienten 1990 noch 74 % der Männereinkommen, während es 1994 bereits 84 % waren. Vgl. *Hunt* (2002), S. 148. Zu beobachten ist ferner, dass das Differential bei höheren Qualifikationen steigt. So verdienen weibliche Angestellte, die hochqualifizierten Tätigkeiten nachgehen und Führungsaufgaben innehaben, lediglich 70 % des Gehalts ihrer männlichen Kollegen. Facharbeiterinnen verdienen bereits 78 % des Lohns ihrer männlichen Kollegen, während ungelernete Arbeiterinnen schließlich 89 % des Lohns ungelerner Arbeiter erhalten. Vgl. *Holst* (2003), S. 245. Dies lässt vermuten, dass die Nachfrage nach hochqualifizierten Frauen von einer Nachfrageerhöhung wohlmöglich im geringeren Ausmaß betroffen ist.

<sup>7</sup> Vgl. *Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* (2002b).

lifikatorischen Arbeitsnachfrage wesentlich auf einen technischen Fortschritt zurückzuführen ist, der zugunsten qualifizierter Arbeit verzerrt ist.<sup>8</sup> Wenn ein vergleichbares Phänomen wie das vorliegende Ausgangsproblem nun bei Erwerbspersonen auftritt, die in Bezug auf ihre Qualifikationen heterogen sind, dann liegt es recht nahe zu untersuchen, ob der technische Fortschritt nicht auch geschlechtsspezifisch zugunsten weiblicher Arbeitskräfte verzerrt ist. Eine Antwort auf diese Fragestellung zu finden, ist die Zielsetzung dieses Beitrags. Dabei wird in Abschnitt 2 zunächst auf theoretischer Ebene aufgezeigt, warum der technische Fortschritt zugunsten weiblicher Erwerbspersonen verzerrt sein kann, sodass Arbeitsangebots und -nachfrageentwicklungen in die gleiche Richtung gehen können. Von zentraler Bedeutung ist in diesem Zusammenhang die Überlegung, dass der heute zu beobachtende technische Fortschritt die komparativen Vorteile männlicher Arbeitskräfte bei der Bewältigung körperlich belastender Arbeitsaufgaben mehr und mehr auflöst. In einem zweiten Schritt erfolgt dann in Abschnitt 3 eine ökonometrische Analyse, anhand derer die Hypothese eines Gender-Biased Technological Change (GBTC) überprüft wird.

## **2 GENDER-BIASED TECHNOLOGICAL CHANGE: THEORETISCHE GRUNDLAGEN**

Wenn man sich die in der Einleitung beschriebenen relativen Arbeitsangebots- und Arbeitsnachfrageentwicklungen für weibliche Erwerbspersonen vergegenwärtigt, dann fällt auf, dass hier vergleichbare Tendenzen festzustellen sind wie beim SBTC.<sup>9</sup> Die relative Nachfragesteigerung nach weiblichen Arbeitskräften kommt zustande, obwohl zeitgleich auch das relative Arbeitsangebot von Frauen zugenommen hat. Das legt auch den Rückschluss nahe, dass die qualifikatorische und die geschlechtsspezifische Arbeitsnachfrage der Betriebe nicht unabhängig voneinander sind. Die Idee, technologische Innovationen als Antrieb einer steigenden relativen Arbeitsnachfrage nach weiblichen Arbeitskräften anzusehen, resultiert also auch aus der empirisch inzwischen weitgehend abgesicherten Erkenntnis, dass neue Produktions- und Informationstechnologien in einer komplementären Beziehung zu höherwertigem Humankapital stehen.

---

<sup>8</sup> Vgl. unter vielen anderen die Arbeiten von *Bound/Johnson* (1992); *Berman/Bound/Griliches* (1994); *Berman/Bound/Machin* (1998); *Machin/Van Reenen* (1998); *Bellmann/Caliendo/Hujer/Radic* (2002); *Bresnahan/Brynjolfsson/Hitt* (2002); *Hujer/Caliendo/Radic* (2002).

<sup>9</sup> Vgl. zu einem Überblick z. B. *Chennels/Van Reenen* (1999); *Snowder* (1999); *Acemoglu* (2002); *Card/DiNardo* (2002); *Beckmann* (2004), Kapitel 3.2.

Die Modellierung eines GBTC muss die Bedingungen offen legen, unter denen sowohl die relative Nachfrage nach weiblichen Arbeitnehmern als auch das relative Arbeitsangebot gleichzeitig steigen können. Zu diesem Zweck greifen wir auf Arbeiten von *Acemoglu* (2002) sowie von *Card/Lemieux* (2001) zurück, die von produktionstheoretischen Grundlagen ausgehen. Um neben der Qualifikationsdimension auch die hier im Vordergrund stehenden Geschlechtsdimension erfassen zu können, wird eine zweistufige Produktionsfunktion mit einer jeweils konstanten Substitutionselastizität (CES) spezifiziert. Zunächst wird angenommen, dass der aggregierte Output von zwei Subaggregaten für qualifizierte ( $H$ ) und unqualifizierte ( $L$ ) Arbeitnehmer abhängt, die ihrerseits eine CES-Struktur im Hinblick auf die Beschäftigung weiblicher ( $F$ ) bzw. männlicher ( $M$ ) Arbeitnehmer aufweisen:

$$H = \left[ (\alpha_F H_F)^\rho + (\alpha_M H_M)^\rho \right]^{1/\rho} \quad (1)$$

bzw.

$$L = \left[ (\beta_F L_F)^\rho + (\beta_M L_M)^\rho \right]^{1/\rho}. \quad (2)$$

Weibliche und männliche Arbeitnehmer sind also jeweils unvollkommene Substitute. Das nicht elastische Arbeitsangebot besteht in der Gruppe der Qualifizierten (Unqualifizierten) aus  $H_F$  ( $L_F$ ) weiblichen und  $H_M$  ( $L_M$ ) männlichen Arbeitskräften. Weiterhin gilt  $\rho \leq 1$  und  $\sigma_G = 1/(1-\rho)$  mit  $\sigma_G$  als Substitutionselastizität zwischen weiblichen und männlichen Arbeitnehmern innerhalb derselben Qualifikationsgruppe. Sofern  $\sigma_G > 1$  bzw.  $\rho > 0$  gilt, sind weibliche und männliche Arbeitnehmer als Substitute anzusehen. Gilt  $\sigma_G \rightarrow \infty$  bzw.  $\rho \rightarrow 1$ , stellen weibliche und männliche Arbeitnehmer perfekte Substitute dar. Bei  $\sigma_G < 1$  bzw.  $\rho < 0$  liegt dagegen eine komplementäre Beziehung vor. Die Parameter  $\alpha_j$  und  $\beta_j$  ( $j = F, M$ ) schließlich sind relative Effizienzparameter innerhalb der betreffenden Qualifikationsgruppe und können als Faktor erweiternde Technologieterme interpretiert werden.<sup>10</sup>

---

<sup>10</sup> Die Analyse abstrahiert aus Gründen der übersichtlicheren Darstellung von einer Erfassung der zeit-spezifischen Beschäftigung qualifizierter und unqualifizierter Frauen bzw. Männer. Eine Berücksichtigung käme durch eine entsprechende zusätzliche Indizierung der betrachteten Argumente zum Ausdruck. Ebenso wird in (1) und (2) aus Vereinfachungsgründen davon abgesehen, dass  $\rho$  in der Gruppe der weiblichen Arbeitnehmer einen anderen Wert annehmen könnte als in der Gruppe der männlichen Arbeitnehmer.

Der aggregierte Output  $Y$  ist eine Funktion der Produktionsfaktoren qualifizierte ( $H$ ) und unqualifizierte Arbeit ( $L$ ) sowie der technologischen Effizienzparameter  $\theta_H$  und  $\theta_L$  für die beiden Qualifikationsstufen. Die aggregierte Produktionsfunktion nimmt ebenfalls eine CES-Struktur an mit

$$Y = \left[ (\theta_H H)^\eta + (\theta_L L)^\eta \right]^{1/\eta}, \quad (3)$$

wobei  $\eta \leq 1$ . Die Substitutionselastizität zwischen qualifizierten und unqualifizierten Arbeitnehmern beträgt  $\sigma_S = 1/(1-\eta)$ . In Analogie zu den Parametern  $\sigma_G$  und  $\rho$  gilt auch hier, dass für  $\sigma_S > 1$  bzw.  $\eta > 0$  qualifizierte und unqualifizierte Arbeitnehmer als Substitute anzusehen sind.

Auf einem vollkommen kompetitiven Arbeitsmarkt wird der Einsatzfaktor Arbeit nach seiner Grenzproduktivität entlohnt. Das Grenzprodukt qualifizierter Arbeitnehmer in der Geschlechtsgruppe  $j$  lautet

$$\begin{aligned} \frac{\partial Y}{\partial H_j} &= \frac{\partial Y}{\partial H} \times \frac{\partial H}{\partial H_j} \\ &= \theta_H^\eta \left[ (\theta_H H)^\eta + (\theta_L L)^\eta \right]^{(1-\eta)/\eta} H^{\eta-1} \\ &\quad \times \alpha_j^\rho \left[ (\alpha_F H_F)^\rho + (\alpha_M H_M)^\rho \right]^{(1-\rho)/\rho} H_j^{\rho-1} \\ &= \theta_H^\eta \left[ (\theta_H H)^\eta + (\theta_L L)^\eta \right]^{(1-\eta)/\eta} H^{\eta-1} \times \alpha_j^\rho H^{1-\rho} H_j^{\rho-1} \\ &= \theta_H^\eta \left[ (\theta_H H)^\eta + (\theta_L L)^\eta \right]^{(1-\eta)/\eta} H^{\eta-\rho} \alpha_j^\rho H_j^{\rho-1}. \end{aligned} \quad (4)$$

Analog erhält man für unqualifizierte Arbeitnehmer der Geschlechtsgruppe  $j$

$$\frac{\partial Y}{\partial L_j} = \theta_L^\eta \left[ (\theta_H H)^\eta + (\theta_L L)^\eta \right]^{(1-\eta)/\eta} L^{\eta-\rho} \beta_j^\rho L_j^{\rho-1}. \quad (5)$$

Das qualifikatorische Lohndifferential für die Geschlechtsgruppe  $j$  ergibt sich über die Division des Lohnsatzes für qualifizierte Arbeitnehmer der Geschlechtsgruppe  $j$  (4) durch den Lohnsatz für unqualifizierte Arbeitnehmer (5) der Geschlechtsgruppe  $j$  und beträgt nach Logarithmierung und Verwendung der Substitutionselastizitäten  $\sigma_S$  bzw.  $\sigma_G$  anstelle der Parameter  $\eta$  und  $\rho$

$$\ln\left(\frac{w_j^H}{w_j^L}\right) = \frac{\sigma_S - 1}{\sigma_S} \ln\left(\frac{\theta_H}{\theta_L}\right) + \frac{\sigma_G - 1}{\sigma_G} \ln\left(\frac{\alpha_j}{\beta_j}\right) + \left(\frac{1}{\sigma_G} - \frac{1}{\sigma_S}\right) \ln\left(\frac{H}{L}\right) - \frac{1}{\sigma_G} \ln\left(\frac{H_j}{L_j}\right). \quad (6)$$

Der erste Ausdruck auf der rechten Seite bezeichnet mit  $\theta_H/\theta_L$  den aggregierten qualifikatorischen technischen Fortschritt, während der zweite Ausdruck mit  $\alpha_j/\beta_j$  den qualifikatorischen technischen Fortschritt innerhalb der Geschlechtsgruppe  $j$  beschreibt. Weiterhin repräsentiert der Ausdruck mit  $H/L$  das relative Arbeitsangebot qualifizierter Arbeitskräfte. Der Ausdruck mit  $H_j/L_j$  stellt schließlich das relative Arbeitsangebot qualifizierter Arbeitskräfte für die Geschlechtsgruppe  $j$  dar. Das Modell impliziert also, dass das qualifikatorische Lohndifferential für die Geschlechtsgruppe  $j$  sowohl vom aggregierten qualifikationsverzerrten technischen Fortschritt als auch vom qualifikationsverzerrten technischen Fortschritt innerhalb der betreffenden Geschlechtsgruppe abhängt. Ebenso bestimmen das aggregierte relative Arbeitsangebot qualifizierter Erwerbspersonen und das geschlechtsspezifische relative Arbeitsangebot qualifizierter Erwerbspersonen das Lohndifferential  $w_j^H/w_j^L$ .

Der GBTC kann nun unter Zuhilfenahme von (4) und (5) für die Gruppe der qualifizierten Arbeitskräfte mit

$$\ln\left(\frac{w_F^H}{w_M^H}\right) = \frac{\sigma_G - 1}{\sigma_G} \ln\left(\frac{\alpha_F}{\alpha_M}\right) - \frac{1}{\sigma_G} \ln\left(\frac{H_F}{H_M}\right) \quad (7)$$

und für die Gruppe der unqualifizierten Arbeitskräfte mit

$$\ln\left(\frac{w_F^L}{w_M^L}\right) = \frac{\sigma_G - 1}{\sigma_G} \ln\left(\frac{\beta_F}{\beta_M}\right) - \frac{1}{\sigma_G} \ln\left(\frac{L_F}{L_M}\right). \quad (8)$$

bestimmt werden. Aus (7) und (8) wird ersichtlich, dass das Lohndifferential  $w_F^H/w_M^H$  bzw.  $w_F^L/w_M^L$  ceteris paribus abnimmt, wenn das relative Arbeitsangebot weiblicher Arbeitnehmer in der Qualifikationsstufe  $H$  bzw.  $L$  zunimmt<sup>11</sup>, da für  $\sigma_G > 0$

---

<sup>11</sup> Formal dargestellt ist hier lediglich die Analyse für die Qualifikationsstufe  $H$ . Für die Qualifikationsstufe  $L$  gelten die folgenden Aussagen analog.

$$\frac{\partial \ln(w_F^H / w_M^H)}{\partial \ln(H_F / H_M)} = -\frac{1}{\sigma_G} < 0 \quad (9)$$

gilt. Hiermit ist ein gewöhnlicher Substitutionseffekt dargestellt. Wenn also weibliche und männliche Arbeitnehmer innerhalb einer Qualifikationsstufe dasselbe Gut unter Ausübung verschiedener Funktionsaufgaben herstellen, zieht ein Anstieg in  $H_F / H_M$  eine Substitution dergestalt nach sich, dass für Aufgaben, die zuvor von männlichen Arbeitskräften wahrgenommen wurden, nun weibliche Arbeitskräfte eingesetzt werden. Diese Substitution geht allerdings zulasten der relativen Löhne weiblicher Arbeitnehmer in der Qualifikationsstufe  $H$ .

Eine partielle Differentiation von (7) nach  $\ln(\alpha_F / \alpha_M)$  zeigt an, wie  $w_F^H / w_M^H$  auf Änderungen der Technologie reagiert. Solange  $\sigma_G > 1$ , gilt

$$\frac{\partial \ln(w_F^H / w_M^H)}{\partial \ln(\alpha_F / \alpha_M)} = \frac{\sigma_G - 1}{\sigma_G} > 0. \quad (10)$$

Wenn weibliche Arbeitnehmer also aufgrund von Verbesserungen in der Technologieausstattung relativ zu ihren männlichen Kollegen der Qualifikationsstufe  $H$  produktiver werden, steigt auch das geschlechtsspezifische Lohndifferential  $w_F^H / w_M^H$ .

Insgesamt ergeben sich also zwei gegenläufige Effekte. Während ein Anstieg des relativen Arbeitsangebots weiblicher Arbeitnehmer *ceteris paribus* eine Senkung des geschlechtsspezifischen Lohndifferentials nach sich zieht, implizieren technologische Neuerungen, die die Produktivität weiblicher Arbeitskräfte relativ begünstigen, *ceteris paribus* eine Zunahme des geschlechtsspezifischen Lohndifferentials. Empirisch beobachtbar ist nun sowohl ein Anstieg des relativen Arbeitsangebots weiblicher Arbeitnehmer als auch des geschlechtsspezifischen Lohndifferentials, was einen Anstieg der relativen Nachfrage nach weiblichen Arbeitskräften impliziert, der das Wachstum des korrespondierenden relativen Arbeitsangebots überkompensiert. Der GBTC führt dann also dazu, dass ausgehend von Gleichung (7) bzw. (8)

$$(\sigma_G - 1) \ln\left(\frac{\alpha_F}{\alpha_M}\right) > \ln\left(\frac{H_F}{H_M}\right) \quad (11)$$

bzw.

$$(\sigma_G - 1) \ln\left(\frac{\beta_F}{\beta_M}\right) > \ln\left(\frac{L_F}{L_M}\right) \quad (12)$$

gelten muss, damit  $w_F^H/w_M^H$  bzw.  $w_F^L/w_M^L$  steigt. In diesem Fall übertrifft die Zunahme der relativen Löhne bzw. der relativen Arbeitsnachfrage nach weiblichen Arbeitnehmern die Zunahme des relativen Arbeitsangebots. Damit die relative Nachfrage nach weiblichen Arbeitskräften stärker steigt als das relative Arbeitsangebot, muss der technische Fortschritt verzerrend in dem Sinne sein, dass die Komplementarität zum Faktor weibliche Arbeitskraft stärker ausgeprägt ist als zum Faktor männliche Arbeitskraft.

Der theoretische Ansatz, der in diesem Beitrag empirisch untersucht werden soll, besagt also, dass das in vielen Industrienationen beobachtbare Phänomen der Verringerung des geschlechtsspezifischen Lohndifferentials bei gleichzeitig gestiegenem relativen Angebot weiblicher Arbeitskräfte durch einen technischen Wandel zu erklären ist, der nicht nur zugunsten qualifizierter Arbeitnehmer verzerrt ist (SBTC), sondern auch zugunsten weiblicher Arbeitskräfte (GBTC). Dieser GBTC kommt in den Gleichungen (7) und (8) sowie (11) und (12) durch die gewichteten Terme  $\alpha_F/\alpha_M$  bzw.  $\beta_F/\beta_M$  zum Ausdruck.

Eine inhaltliche Begründung für einen GBTC ergibt sich vor allem durch die Anforderungsänderungen an die Belegschaft, die mit der Nutzung neuer Technologien verbunden sind. Mit der zunehmenden Diffusion von modernen Produktions- und Informationstechnologien in den Betrieben gehen nämlich die physischen Anforderungen an die Belegschaftsmitglieder zurück. Damit verlieren männliche Arbeitnehmer aber einen in der Vergangenheit wesentlichen komparativen Vorteil gegenüber ihren weiblichen Kolleginnen, wodurch diese als Arbeitskräfte verstärkt nachgefragt werden.<sup>12</sup>

Sehr eng mit technologischen Innovationen verbunden sind Anpassungsmaßnahmen im Bereich der Arbeitsorganisation. Moderne Produktions- und Informationstechnologien

---

<sup>12</sup> Vgl. *Weinberg* (2000). Der Autor schlussfolgert in seiner Untersuchung mithilfe US-amerikanischer Industriedaten, dass etwa die Hälfte des ermittelten Nachfrageanstiegs nach weiblichen Arbeitnehmern in den USA auf die Einführung von Computern zurückzuführen ist und dass die zunehmende Computernutzung mit einer Substitution gering qualifizierter Männer durch höher qualifizierte Frauen einhergeht. Weiterhin profitieren vor allem Nichtakademikerinnen von einer zunehmenden Computernutzung. Dies spricht für einen positiven Effekt von Informations- und Kommunikationstechnologien auf die Nachfrage nach weiblichen Arbeitnehmern auf mittlerem Qualifikationsniveau.

können in der Regel nur dann effektiv genutzt werden, wenn auch organisatorische Innovationen, wie etwa eine Dezentralisierung von Entscheidungskompetenzen, vorgenommen werden. In diesem Sinne können technologische und arbeitsorganisatorische Innovationen also als komplementär angesehen werden. Folglich gehen auch die personellen Konsequenzen in dieselbe Richtung. Die zunehmende Dezentralisierung von Entscheidungskompetenzen erfordert verstärkt die Beschäftigung von Mitarbeitern mit einem breiten Spektrum an Qualifikationen (Multiple Skills), die flexibel einsetzbar sind und neben reinen Ausführungsaufgaben auch dispositive Ausgaben wahrnehmen können (Multiple Tasks), sodass man hier in Analogie zum SBTC auch von einem Skill-Biased Organizational Change (SBOC) sprechen kann.<sup>13</sup>

Darüber hinaus ergibt sich für organisatorische Innovationen eine analoge Fragestellung wie für technologische Innovationen. Da der Übergang auf Teamarbeit und einer Dezentralisierung von Entscheidungen ebenfalls eine geringere betriebliche Nachfrage nach physischen Qualifikationen impliziert, könnte hier neben einem SBOC also auch ein Gender-Biased Organizational Change (GBOC) relevant sein. Dafür spricht auch, dass Teamarbeit und Entscheidungsdezentralisation auch die Nachfrage nach sozialen, kooperativen und kommunikativen Qualifikationen (Soft Skills) verstärken, Qualifikationen also, die gemeinhin eher Frauen zugesprochen werden. Die Hypothese eines GBTC bzw. eines GBOC wird im folgenden Abschnitt empirisch überprüft.

### 3 ÖKONOMETRISCHE ANALYSE

#### 3.1 DATEN, VARIABLEN UND DESKRIPTIVE STATISTIKEN

Als Datenbasis der ökonometrischen Untersuchungen in dieser Arbeit dient das Betriebspanel des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) der Bundesagentur für Arbeit. Das IAB-Betriebspanel ist eine seit 1993 im Jahresrhythmus durchgeführte Arbeitgeberbefragung, an der inzwischen mehr als 15.000 Betriebe aller Be-

---

<sup>13</sup> Einen Überblick in theoretischer bzw. empirischer Hinsicht geben die Arbeiten von *Lindbeck/Snowder* (1996, 2000); *Aghion/Caroli/Garcia-Penalosa* (1999); *Snowder* (1999); *Caroli/Greenan/Guellec* (2001); *Caroli/Van Reenen* (2001); *Bresnahan/Brynjolfsson/Hitt* (2002) sowie *Beckmann* (2004), Kapitel 3.3. Bisweilen werden die Auswirkungen organisatorischer Innovationen auf die Qualifikationsstruktur der Belegschaft aber auch unter dem Oberbegriff des SBTC subsumiert. Vgl. beispielsweise *Acemoglu* (2002) oder *Bresnahan/Brynjolfsson/Hitt* (2002). Dieser Vorgehensweise liegt auch die modelltheoretische Darstellung in diesem Abschnitt zugrunde da bei den Technologieparametern  $\alpha_j, \beta_j, (j = F, M)$ ,

triebsgrößenklassen und Wirtschaftszweige in West- und Ostdeutschland teilnehmen. Die Grundgesamtheit für das Betriebspanel stellen alle Betriebe mit mindestens einem sozialversicherungspflichtig beschäftigten Arbeitnehmer dar. Das IAB-Betriebspanel hat sich im Zeitablauf zu dem mit Abstand umfangreichsten Datensatz auf Firmenebene in Deutschland entwickelt.

Für die empirische Analyse des Zusammenhangs zwischen Innovationen im technologischen und organisatorischen Bereich und der qualifikatorischen sowie geschlechtsspezifischen Arbeitsnachfrage der Betriebe kommen die Daten der Wellen 2000 bis 2002 zur Anwendung. Die Welle des Jahres 2001 eignet sich in ganz besonderer Weise zur Untersuchung der hier relevanten Fragestellungen, da die Betriebe in dieser Welle erstmalig und bisher auch zum einzigen Mal danach befragt wurden, in welchem Ausmaß die Arbeitsplätze mit Computern und Internetzugang ausgestattet sind. Damit kann der technische Fortschritt in dieser Welle erstmalig nicht nur über Sachkapitalinvestitionen und den technischen Stand der Anlagen im Betrieb abgebildet werden, sondern zusätzlich auch über einen Indikator zur Diffusion moderner Informationstechnologien.

Als abhängige Variablen werden zunächst einmal die Beschäftigtenanteile weiblicher Arbeitnehmer (*FRAU*) und männlicher Arbeitnehmer (*MANN*) betrachtet. Hierdurch sollen erste Resultate im Hinblick auf einen geschlechtsspezifischen technischen Fortschritt gewonnen werden. Die qualifikatorische Komponente kommt hinzu, wenn innerhalb der Geschlechtsgruppen nach verschiedenen Qualifikationsstufen differenziert wird. Dabei werden in jeder Geschlechtsgruppe drei Qualifikationsstufen unterschieden: qualifizierte Angestellte (*QA*), qualifizierte Facharbeiter (*QF*) sowie unqualifizierte Arbeitskräfte (*UA*). In der Gruppe der qualifizierten Angestellten befinden sich neben Arbeitskräften mit einem entsprechenden Berufsausbildungsabschluss auch Hochqualifizierte, die über einen Fach- bzw. Hochschulabschluss verfügen. Alle gebildeten Anteilswerte sind stets in Relation zur gültigen Gesamtbelegschaft zu verstehen.<sup>14</sup> Die deskriptiven Statistiken aller in die Analyse einbezogenen abhängigen Variablen sind der Tabelle 1 zu entnehmen.

---

sowie  $\theta_H$  und  $\theta_L$  nicht explizit zwischen technologischen und organisatorischen Effekten differenziert wird.

<sup>14</sup> Eine genaue Variablenbeschreibung aller in dieser Untersuchung verwendeten Variablen findet sich in den Tabellen A1 und A2 im Anhang.

*Tabelle 1: Deskriptive Statistiken der abhängigen Variablen*

Variable	Werteintervall	Mittelwert	Standardabweichung
<i>FRAU</i>	0-100 %	38.05 %	27.89
<i>MANN</i>	0-100 %	51.19 %	27.96
<i>FRAU<sub>QA</sub></i>	0-100 %	22.33 %	23.85
<i>FRAU<sub>QF</sub></i>	0-100 %	5.53 %	13.71
<i>FRAU<sub>UA</sub></i>	0-100 %	10.24 %	17.21
<i>MANN<sub>QA</sub></i>	0-100 %	16.44 %	17.84
<i>MANN<sub>QF</sub></i>	0-100 %	25.45 %	26.96
<i>MANN<sub>UA</sub></i>	0-100 %	9.27 %	16.11

Anmerkung: In die Berechnungen gehen lediglich die Fälle ein, die bei der späteren Regressionsanalyse nicht zu Antwortausfällen führen.

Quelle: IAB-Betriebspanel 2002 (10. Welle West, 7. Welle Ost), eigene Berechnungen.

Die Tabelle verdeutlicht, dass auf der Angestelltenebene der Anteil qualifizierter Frauen an der Gesamtbelegschaft der Betriebe im Durchschnitt etwas höher ist als der korrespondierende Anteil bei den Männern. Außerdem fällt auf, dass der Anteil der Facharbeiterinnen gemessen an der Gesamtbelegschaft erheblich geringer ist als der ihrer männlichen Kollegen.

Tabelle 2 führt die Variablen auf, die einen technologischen Fortschritt in Form einer betrieblichen Implementierung bzw. Diffusion von Prozessinnovationen anzeigen.

*Tabelle 2: Deskriptive Statistiken der Variablen für technologische Innovationen*

Variable	Werteintervall	Mittelwert	Standardabweichung
<i>TSTAND</i>	1-5	3.81	0.74
<i>ITPROZ</i>	0-100 %	21.27 %	31.35
<i>PC</i>	1-5	4.49	0.91
<i>NET</i>	1-5	3.29	1.46

Anmerkung: In die Berechnungen gehen lediglich die Fälle ein, die bei der späteren Regressionsanalyse nicht zu Antwortausfällen führen.

Quelle: IAB-Betriebspanel 2001 (9. Welle West, 6. Welle Ost), eigene Berechnungen.

Als Indikatoren für Prozessinnovationen kommen demnach vier Variablen infrage. *TSTAND* bezeichnet den technischen Stand der Anlagen sowie der Betriebs- und Geschäftsausstattung eines Unternehmens. Es handelt sich hierbei um eine ordinale Variable mit Werten zwischen 1 und 5, wobei 1 „völlig veraltet“ und 5 „auf dem neuesten Stand“ bedeutet. Die Angaben beruhen dabei auf den Selbsteinschätzungen der Betriebe. *ITPROZ* kennzeichnet den prozentualen Anteil der betrieblichen Investitionen in Informations- und Kommunikationstechnologien in Relation zum gesamten Investitionsvolumen eines Betriebes. Die Variablen *PC* und *NET* repräsentieren die betriebliche Diffusion mit Computertechnologie bzw. Internetzugangsmöglichkeiten. *PC* liefert Informationen über das Ausmaß der Büroarbeitsplätze, die mit einem Computer ausgestattet sind. Die Angaben der Betriebe werden wiederum über eine Ordinalskala zwischen 1 und 5 abgebildet, wobei 1 „kein Arbeitsplatz“, 2 „einige Arbeitsplätze“, 3 „etwa die Hälfte der Arbeitsplätze“, 4 „die meisten Arbeitsplätze“ und 5 „alle Arbeitsplätze“ bedeutet. *NET* ist in Bezug auf die gültige Werteskala ebenso definiert wie *PC*. Hier haben die betrieblichen Entscheidungsträger die Frage zu beantworten gehabt, wie viele Büroarbeitsplätze mit einem Internet- bzw. firmeninternen Intranetzugang ausgestattet sind. Auffällig ist bei all diesen Variablen insbesondere die große Verbreitung von Computertechnologien in den Büros.

Wenn man alle beschriebenen vier Indikatoren für technologische Prozessinnovationen separat in ein Regressionsmodell integrieren würde, so erzeugt man ein Multikollinearitätsproblem, da die Variablen untereinander hoch korreliert sind. Die Konsequenz daraus wären hohe Standardfehler für die geschätzten Koeffizienten, die dadurch insignifikant bzw. nur schlecht interpretierbar werden können. Aus diesem Grund werden die vier Technologievariablen zu einer Variablen zusammengefasst, wobei hierbei auf ein Verfahren von *Bresnahan/Brynjolfsson/Hitt* (2002) zurückgegriffen wird. Sofern es aus inhaltlichen Gründen gerechtfertigt erscheint, konstruieren die Autoren aus mehreren verschiedenen Variablen, die (wie auch im vorliegenden Fall) möglicherweise sogar ein unterschiedliches Messniveau aufweisen, eine einzige Variable. Zu diesem Zweck standardisieren sie zunächst jede einzelne Variable, d. h. sie berechnen  $STD(x) = (x - \bar{x}) / \sigma_x$  mit  $\bar{x}$  als Mittelwert und  $\sigma_x$  als Standardabweichung der Variablen  $x$ . Die neue Variable ergibt sich dann aus der Summe der standardisierten Einzelvariablen, die schließlich ein weiteres Mal standardisiert wird. Die so generierte Variable

weist dann den Mittelwert 0 und die Varianz 1 auf. Im vorliegenden Fall kann man die Technologievariable aus

$$TECH = STD(STD(TSTAND) + STD(ITPROZ) + STD(PC) + STD(NET)) \quad (13)$$

berechnen.

Analog wird auch für organisatorische Innovationen vorgegangen werden. Organisatorische Innovationen, die sich zumeist auf eine Dezentralisierung der hierarchischen Strukturen beziehen, werden im IAB-Betriebspanel durch eine ganze Reihe an Dummy-Variablen dargestellt. Diese sind in der folgenden Tabelle 3 festgehalten. So werden Firmen, die einzelne Abteilungen oder Funktionsbereiche reorganisiert haben, mit der Variablen *REORG* erfasst. *DELEGA* steht für Betriebe, die Verantwortung und Entscheidungskompetenzen auf nachgelagerte Hierarchieebenen übertragen haben. *TEAM* nimmt den Wert 1 an, wenn die Firma Gruppenarbeit bzw. teilautonome Arbeitsgruppen eingeführt hat. *PCENTER* steht für Cost bzw. Profit Center und schließt demnach Betriebe ein, die Einheiten mit eigener Kosten- bzw. Ergebnisermittlung eingeführt haben. Sämtliche Organisationsvariablen geben also lediglich Aufschluss darüber, ob eine Maßnahme implementiert worden ist oder nicht. Im Gegensatz z. B. zu den Technologievariablen *PC* und *NET* ist allerdings kein Rückschluss auf die Frage möglich, wie viele Arbeitskräfte von den organisatorischen Anpassungen betroffen sind.

*Tabelle 3: Deskriptive Statistiken der Variablen für organisatorische Innovationen*

Variable	Werteintervall	Mittelwert	Standardabweichung
<i>REORG</i>	0-1	0.25	0.43
<i>DELEGA</i>	0-1	0.21	0.41
<i>TEAM</i>	0-1	0.13	0.34
<i>PCENTER</i>	0-1	0.11	0.32

Anmerkung: In die Berechnungen gehen lediglich die Fälle ein, die bei der späteren Regressionsanalyse nicht zu Antwortausfällen führen.

Quelle: IAB-Betriebspanel 2000 (8. Welle West, 5. Welle Ost), eigene Berechnungen.

Wenn man die Unternehmung als ein System von komplementären Faktoren nach *Milgrom/Roberts* (1990, 1995) oder *Holmström/Milgrom* (1994) begreift, dann werden die erwähnten organisatorischen Anpassungsmaßnahmen nicht isoliert, sondern abge-

stimmt vorgenommen. Aus inhaltlichen Gründen und zur Vermeidung der oben angesprochenen Multikollinearitätsprobleme bei der ökonometrischen Modellschätzung ist es also in Analogie zu den Technologievariablen nicht ratsam, die Dummy-Variablen einzeln in das Regressionsmodell zu integrieren. Stattdessen wird mithilfe des beschriebenen Standardisierungsverfahrens wiederum nur eine einzige Variable für organisatorische Innovationen gebildet, die die Einführung all dieser organisatorischen Änderungen als ein System erfasst. Die Dummy-Variablen für die organisatorischen Änderungen werden dafür zunächst aufsummiert. Es entsteht dann eine Variable  $OC$  im Werteintervall zwischen 0 und 4, wobei 4 bedeutet, dass der Betrieb alle infrage kommenden organisatorischen Änderungen, die mit Dezentralisierungstendenzen zu tun haben, implementiert hat. Diese Variable  $OC$  wird dann standardisiert und man erhält die bei der Regressionsanalyse zur Anwendung kommende Variable  $ORG$  mit

$$ORG = STD(OC). \quad (14)$$

Neben den soeben spezifizierten Variablen für technologische und organisatorische Innovationen als Haupteinflussgrößen einer geschlechtsspezifischen Arbeitsnachfrage gehen noch diverse andere (Kontroll-)Variablen in die Regressionsanalyse ein. Diese Variablen werden im Verlauf des folgenden Abschnitts kurz vorgestellt.

### 3.2 ÖKONOMETRISCHE MODELLIERUNG

Faktornachfragegleichungen werden in ökonometrischen Anwendungen üblicherweise aus Kostenfunktionen abgeleitet. Die in diesem Beitrag zu schätzenden Arbeitsnachfragefunktionen werden aus einer transzendental logarithmischen Kostenfunktion (Translog) hergeleitet, die auf *Christensen/Jorgenson/Lau* (1973) zurückgeht. Die Translog-Kostenfunktion weist gegenüber der Cobb-Douglas- oder der CES-Funktion den Vorteil auf, dass die Substitutionselastizitäten zwischen verschiedenen Inputfaktoren nicht a priori auf Eins bzw. einen konstanten Wert restringiert sind. Sie ist daher ausgesprochen flexibel. Darüber hinaus ermöglicht die Verwendung einer Translog-Kostenfunktion die Ableitung von Faktornachfragegleichungen, die linear in den Parametern sind. Im Folgenden sei eine kurzfristig variable Translog-Kostenfunktion angenommen. Hierbei fallen variable Kosten durch die Nutzung heterogener Formen des Faktors Arbeit an, d. h. variable Lohnkosten  $W_i$  für jede betrachtete Geschlechtsgruppe bzw. Qualifikationsstufe  $i$ . Hingegen ist der Inputfaktor Kapital, der hier durch zwei Komponenten – den gewöhnlichen Sachkapitalstock  $K$  und technologieintensives Sachkapital  $R$  – darge-

stellt werden soll, kurzfristig fix, d. h. quasi-fix.<sup>15</sup> Die Modelldarstellung abstrahiert somit von Anpassungskosten für die Faktoren Kapital und Arbeit.<sup>16</sup>

Aus einer variablen Translog-Kostenfunktion lassen sich variable Lohnkostenanteils-gleichungen für jede Geschlechtsgruppe  $i$  ( $i = FRAU, MANN$ ) der folgenden Form ableiten:<sup>17</sup>

$$S_i = \beta_i + \beta_{ii} \ln W_i + \sum_{j, i \neq j} \beta_{ij} \ln W_j + \beta_{iY} \ln Y + \beta_{iK} \ln K + \beta_{iR} \ln R. \quad (15)$$

Hierbei bezeichnen  $Y$  ein betriebliches Outputmaß und  $\beta$  die zu schätzenden Koeffizienten. Die Hypothese einer komplementären (substitutiven) Beziehung zwischen dem Faktor Arbeit der Geschlechtsgruppe  $i$  und technologischem Kapital entspricht dann einem Test auf  $\beta_{iR} > 0$  ( $\beta_{iR} < 0$ ). Der technische Fortschritt kann als geschlechtsspezifisch zugunsten weiblicher Arbeitskräfte bezeichnet werden, wenn  $\beta_{iR} > \beta_{jR}$  gilt mit  $i = FRAU$  und  $j = MANN$ .

Ein nicht unerhebliches Problem mit der ökonometrischen Schätzung von Gleichung (15) besteht darin, dass Firmendatensätze in der Regel keine Informationen über geschlechtsspezifische Löhne  $W_i$  enthalten.<sup>18</sup> Das gilt auch für das IAB-Betriebspanel. Ein Vorschlag zur Lösung dieses Problems sieht daher vor, die Lohnterme  $W_i$  durch Variablen für die Personalstruktur, die Betriebsgröße, Branchen- und Regionszugehörigkeit zu ersetzen. Von diesen Variablen kann angenommen werden, dass sie die nicht beobachtbaren Lohneffekte erfassen. Wie Gleichung (15) weiterhin deutlich macht, taucht dasselbe Problem auch bei dem Lohnkostenanteilsterm  $S_i$  auf. Hier wird dann gewöhnlich so vorgegangen, den Lohnkostenanteil  $S_i$  durch den Beschäftigungsanteil der Geschlechtsgruppe  $i$ ,  $L_i$ , auszutauschen.<sup>19</sup> Auf diese Weise erhält man dann auch

<sup>15</sup> Die hier vorgenommene Aufteilung in gewöhnliches und technologieintensives Sachkapital ist angelehnt an die Vorgehensweise von *Chennels/Van Reenen* (1999), S.4 und *Bond/Van Reenen* (2003), S. 95-96.

<sup>16</sup> Vgl. *Caroli/Van Reenen* (1999), S. 8-9.

<sup>17</sup> Vgl. zu den einzelnen Berechnungsschritten im Kontext einer qualifikatorischen Arbeitsnachfrage auch die ausführliche Darstellung in *Beckmann* (2004), Kapitel 4.2. Neben einer rein geschlechtsspezifischen Analyse erfolgt im weiteren Verlauf eine zusätzliche Unterteilung nach den einzelnen Qualifikationsstufen. Die Erläuterung der ökonometrischen Modellierung bezieht sich aus Veranschaulichungsgründen aber lediglich auf die Ableitung einer geschlechtsspezifischen Arbeitsnachfragefunktion.

<sup>18</sup> Auch liegen keine Informationen über die Löhne einzelner Qualifikationsgruppen vor.

<sup>19</sup> Vgl. *Chennels/Van Reenen* (1999), S. 8; *Falk/Seim* (1999), S. 82; *Hujer/Caliendo/Radic* (2002), S. 5.

aus einer Lohnkostenanteilsleichung eine entsprechende Arbeitsnachfragegleichung. Des Weiteren wird als Maß für den Produktionsoutput  $Y$  in praktischen Anwendungen entweder der Firmenumsatz oder die Bruttowertschöpfung verwendet. Schließlich kann sich bei der Schätzung von (15) die Vernachlässigung eines endogenen technischen Fortschritts als problematisch erweisen. Die Gleichung (15) gibt den technischen Fortschritt, der durch  $\ln R$  zum Ausdruck kommt, als exogene Größe wieder. In der betrieblichen Praxis haben die Firmen aber einen erheblichen Einfluss auf die Implementierung technologischer Neuerungen. Diese Endogenitätsproblematik gilt es bei der Spezifizierung ökonometrischer Modelle entsprechend zu berücksichtigen.

Unter Berücksichtigung der angesprochenen ökonometrischen Probleme lassen sich aus den Kostenanteilsleichungen (15) die folgenden erweiterten Arbeitsnachfragegleichungen ableiten:<sup>20</sup>

$$L_{it} = \beta_{i0} + \beta_{iY} \ln Y_{t-1} + \beta_{iK} \ln K_{t-1} + \beta_{iT} TECH_{t-1} + \beta_{iO} ORG_{t-1} + \sum_{j=1}^n \delta_{ij} X_{jt-1} + u_{it} , \quad (16)$$

$i = FRAU, MANN .$

Der Term für den technischen Fortschritt in (15)  $\ln R$  wird hier ersetzt durch die weiter oben spezifizierte Technologievariable  $TECH$ . Die Variable  $Y$  bezieht sich auf das Umsatzvolumen.<sup>21</sup> Der Sachkapitalstock  $K$  ist Firmendatensätzen üblicherweise eben-

---

<sup>20</sup> Eine Kostenfunktion muss in den Preisen linear homogen sein. Diese Bedingung erfordert als Restriktionen für ein zu schätzendes Gleichungssystem, welches alle Beschäftigtengruppen im Betrieb erfasst, dass die Summe der Absolutglieder in allen Gleichungen Eins ergibt und dass sich die korrespondierenden Koeffizienten für jede einzelne Variable zu Null aufsummieren. Da hier außerdem die Summe der Beschäftigtenanteile Eins beträgt, wird also eine der Gleichungen redundant. Die Koeffizienten für diese Gleichung können dann aufgrund der Restriktionen automatisch aus den Parameterschätzungen aller übrigen Gleichungen gewonnen werden. Da das Gleichungssystem (16) jedoch nicht die gesamte Belegschaft wiedergibt – es werden hier keine Auszubildenden und Beamtenanwärter sowie keine Firmeninhaber, Vorstände bzw. Geschäftsführer berücksichtigt – sind Schätzungen für beide Gleichungen erforderlich.

<sup>21</sup> Streng genommen müsste an dieser Stelle die Bruttowertschöpfung, die definiert ist als Differenz aus Umsatzvolumen und Vorleistungen, anstelle des Umsatzvolumens verwendet werden, weil die Vorleistungen einen weiteren Inputfaktor in der Produktions- bzw. Kostenfunktion darstellen. Zwei praktische Gründe sprechen allerdings dagegen. Zunächst einmal wäre die Verwendung der Bruttowertschöpfung im ökonometrischen Modell mit einer nicht unerheblichen Reduktion der Fallzahlen verbunden, da die Frage nach dem Ausmaß der Vorleistungen im Betriebspanel häufig nicht beantwortet wurde. Zweitens ist schließlich davon auszugehen, dass diese Antwortausfälle nicht zufällig verteilt sind. Dann aber können die Koeffizientenschätzungen durch einen so genannten Item Non-Response Bias beeinträchtigt werden, wenn die Bruttowertschöpfung als erklärende Variable zum Einsatz kommt. Im vorliegenden Fall haben die Ergebnisse einer vorgelagerten Probit-Schätzung ergeben, dass die Wahrscheinlichkeit von Antwortausfällen bei den Vorleistungen hoch signifikant mit der Betriebsgröße korreliert ist. Das bedeutet, dass bei der Generierung einer Variablen Bruttowertschöpfung entsprechende Selektionsverzerrungen mit einfließen, die sich bei der Regressionsanalyse in Form verzerrter Koeffizientenschätzungen

falls nicht zu entnehmen und wird daher durch das gesamte Investitionsvolumen der betrachteten Periode approximiert. Bei hohen Abschreibungen für Sachkapital stellt das aktuelle Investitionsvolumen einer Firma eine geeignete Proxy-Variable für den nicht beobachtbaren Sachkapitalbestand dar. Der Ausdruck  $u_i$  repräsentiert die Störgröße des Regressionsmodells mit den üblichen Eigenschaften, d. h.  $u_i \sim N(0; \sigma_u^2)$ .

Schließlich werden die nicht beobachtbaren qualifikationsspezifischen Löhne  $W_i$  aus (15), wie bereits angesprochen, durch Variablen für die Personalstruktur (Qualifiziertenanteil<sup>22</sup>, Anteil von Teilzeitbeschäftigten), die Betriebsgröße sowie die Sektor- und Regionszugehörigkeit eines Betriebes substituiert. Diese Variablen sind in den Vektor für die Kontrollvariablen  $X_j$  integriert. Weitere Kontrollvariablen erfassen die Tarifbindung, die Existenz eines Betriebsrates, die Eigentümerstruktur, die Rechtsform einer Firma, das Betriebsalter sowie die Unabhängigkeit eines Betriebes. Mögliche Endogenitätsprobleme bei der Schätzung von Gleichung (16) sollen durch die Verwendung verzögerter erklärender Variablen, die zumindest einen time lag von einem Jahr aufweisen, verhindert werden.<sup>23</sup> Die verzögerten Variablen repräsentieren dann die Instrumente der Originalvariablen. Dieser Ansatz begrenzt das Endogenitätsproblem, weil hierdurch die Simultanität betrieblicher Entscheidungsprozesse aufgelöst wird.

Die vorliegende Modellspezifikation in (16) betrachtet zwei endogene Variablen, die jeweils auf einen identischen Set exogener Variablen regressiert werden. Es liegt demnach der Zwei-Variablen-Fall eines multivariaten Regressionsmodells vor. Im Prinzip kann jede der beiden Gleichungen getrennt mit OLS geschätzt werden. Werden die abhängigen Variablen jedoch gemeinsam auf die erklärenden Variablen regressiert, so resultieren daraus zwar zunächst dieselben Koeffizientenschätzungen und Standardfehler wie bei der OLS-Methode. Es werden zusätzlich jedoch die Kovarianzen für die Residuen und die Koeffizienten zwischen den Gleichungen ermittelt. Damit kann dann

---

auswirken könnten. Zur Vermeidung der genannten Probleme kommt daher das Umsatzvolumen als erklärende Variable zur Anwendung.

<sup>22</sup> Der Qualifiziertenanteil als erklärende Variable geht einmal in der originären Form und außerdem in der quadrierten Form in die Regressionsschätzungen ein. Die Aufnahme des quadrierten Terms verfolgt das Ziel, eventuelle nichtlineare Effekte erfassen zu können.

<sup>23</sup> Diese Vorgehensweise wenden beispielsweise auch *Caroli/Van Reenen* (2001), S. 1457-1458 oder *Bresnahan/Brynjolfsson/Hitt* (2002), S. 361-362 an.

zum einen die Korrelation zwischen den Residuen  $u_i$  berechnet werden.<sup>24</sup> Zum anderen lassen sich aber auch Signifikanztests für die Koeffizienten zwischen den betrachteten Gleichungen durchführen. Diese Möglichkeiten der multivariaten Regressionsanalyse sind für die vorliegende Problemstellung sehr nützlich, sodass hier der Durchführung einer multivariaten Regressionsanalyse der Vorzug gegenüber einer einfachen multiplen Regressionsanalyse gegeben wird. Das zur Anwendung kommende Schätzverfahren ist dann die SOLS-Methode (System OLS).<sup>25</sup>

Neben einer Analyse der Auswirkungen technologischer und organisatorischer Innovationen auf die geschlechtsspezifische Zusammensetzung der Belegschaften in den Betrieben erfolgt in einem zweiten Schritt aber auch eine Analyse für einzelne Qualifikationsstufen innerhalb der beiden Geschlechtsgruppen. Damit soll zusätzlich zum GBTC auch der SBTC eine entsprechende Berücksichtigung finden. Zu diesem Zweck werden anstelle von (16) die Arbeitsnachfragefunktionen

$$\begin{aligned} FRAU_{it} &= \beta_{i0} + \beta_{iY} \ln Y_{t-1} + \beta_{iK} \ln K_{t-1} + \beta_{iT} TECH_{t-1} + \beta_{iO} ORG_{t-1} \\ &\quad + \sum_{j=1}^n \delta_{ij} X_{jt-1} + u_{it} , \\ i &= QA, QF, UA \end{aligned} \tag{17}$$

sowie

$$\begin{aligned} MANN_{it} &= \gamma_{i0} + \gamma_{iY} \ln Y_{t-1} + \gamma_{iK} \ln K_{t-1} + \gamma_{iT} TECH_{t-1} + \gamma_{iO} ORG_{t-1} \\ &\quad + \sum_{j=1}^n \vartheta_{ij} X_{jt-1} + v_{it} , \\ i &= QA, QF, UA \end{aligned} \tag{18}$$

spezifiziert. Im Gegensatz zur Gleichung (16) ist bei den Spezifikationen (17) und (18) zu beachten, dass Randlösungen bei den Anteilswerten eine große Rolle spielen können. Im konkreten Fall bedeutet dies, dass der Wert Null für die betrachteten sechs Beschäftigungsanteile allein deswegen besonders häufig auftritt, weil nicht wenige Betriebe Mitarbeiter dieser Beschäftigtengruppe (zurzeit) nicht benötigen und daher auch nicht beschäftigen. Es liegen dann die Bedingungen für ein so genanntes Corner Solution Model nach *Wooldridge* (2002)<sup>26</sup> vor, bei dem der Wert Null eine betriebliche Ent-

<sup>24</sup> Da im vorliegenden Fall zwei abhängige Variablen zur betrieblichen Beschäftigtenstruktur spezifiziert wurden, liegt eine substantielle Korrelation zwischen den Störgrößen der beiden Modellgleichungen nahe.

<sup>25</sup> Vgl. *Wooldridge* (2002), S. 143-169.

<sup>26</sup> Vgl. *Wooldridge* (2002), S. 518.

scheidung repräsentiert, die der positiven Entscheidung für die Beschäftigung einer bestimmten Beschäftigtengruppe grundsätzlich entgegengesetzt ist. Um diese unterschiedlichen betrieblichen Entscheidungsprozesse bei der ökonometrischen Analyse berücksichtigen zu können, muss bei der Wahl des Schätzverfahrens darauf geachtet werden, dass die Beschäftigtenanteile mit dem Wert Null strikt von den positiven Anteilswerten getrennt werden. Ein geläufiges Verfahren, das diese Anforderungen erfüllt, ist die Tobit-ML-Methode.

### 3.3 EMPIRISCHE ERGEBNISSE

Die Tabelle 4 fasst zunächst die gemäß Gleichung (16) erzielten Schätzergebnisse der multivariaten Regressionsanalyse für die beiden Geschlechtsgruppen zusammen.<sup>27</sup>

Die Modellschätzungen belegen die theoretischen Vermutungen zum GBTC recht eindrucksvoll. Der Koeffizient für die Technologievariable erweist sich in der Schätzgleichung für den Beschäftigtenanteil weiblicher Arbeitnehmer zwar als insignifikant. Da der korrespondierende Koeffizient in der Schätzgleichung für männliche Arbeitnehmer allerdings hochsignifikant negativ ist, kann insgesamt auf einen GBTC geschlossen werden. Die Implementierung und Verwendung neuer Technologien in den Betrieben zieht also eine Arbeitsnachfrage zulasten männlicher Arbeitskräfte nach sich, was vor allem mit der abnehmenden Bedeutung der komparativen Vorteile männlicher Arbeitskräfte bei der Bewältigung körperlich besonders anstrengender Tätigkeiten erklärt werden kann. Dieser Befund wird weiterhin durch das Resultat des  $F_\beta$ -Tests erhärtet, wonach sich die berechneten Koeffizienten der Technologievariablen in den beiden Gleichungen (0.271 und  $-1.473$ ) hochsignifikant voneinander unterscheiden. Anders ist der Sachverhalt für die Organisationsvariable zu interpretieren. Hier ergeben weder die Koeffizientenschätzungen noch der  $F_\beta$ -Test nennenswerte Hinweise auf einen GBOC.

---

<sup>27</sup> Die Koeffizienten für die übrigen erklärenden Variablen sind mit Ausnahme der Dummy-Variablen für die Betriebsgröße, Sektor- und Regionszugehörigkeit gesondert in Tabelle A3 im Anhang aufgeführt. Auf eine Interpretation der Schätzergebnisse für diese Variablen wird aus Platzgründen verzichtet. Betriebe aus dem Sektor Land- und Forstwirtschaft sowie Betriebe mit weniger als fünf Beschäftigten wurden aus der Analyse ausgeschlossen.

*Tabelle 4: Technologische und organisatorische Innovationen als Determinanten der geschlechtsspezifischen Arbeitsnachfrage*

Abhängige Variable	$FRAU_t$	$MANN_t$	$F_\beta$ -Test
Erklärende Variablen			
$TECH_{t-1}$	0.271 (0.89)	-1.473** (-4.73)	8.67** [0.003]
$ORG_{t-1}$	-0.458 (-1.68)	0.274 (0.98)	1.90 [0.168]
$F$ -Test	157.77**	145.68**	
$R^2$	0.512	0.492	
$\rho$		-0.851	
Breusch-Pagan-Test		4271.65**	
$N$	5897	5897	

Anmerkung: \*/\*\* zeigt Signifikanz auf dem 5 %-/1 %-Niveau an. Sämtliche Koeffizienten basieren auf OLS-Schätzungen für ein multivariates Regressionsmodell. Die Werte in runden Klammern unterhalb der Koeffizientenschätzungen stellen die  $t$ -Statistiken dar. Der  $F_\beta$ -Test ist ein  $F$ -Test auf Gleichheit der Koeffizienten für einzelne Variablen in den beiden Schätzgleichungen. Die Werte in eckigen Klammern unterhalb der  $F_\beta$ -Statistiken repräsentieren die prob values. Die Regressionsmodelle beinhalten weiterhin die erklärenden Variablen  $\ln Y$  und  $\ln K$  sowie Kontrollvariablen für den Anteil qualifizierter Arbeitnehmer, den Teilzeitbeschäftigtenanteil, die Tarifbindung, die Existenz eines Betriebsrates, das Alter eines Betriebes, für Einzelunternehmen und Personengesellschaften, für Firmen in ausländischem Eigentum und für unabhängige, eigenständige Firmen. Schließlich sind drei Betriebsgrößendummies, neun Branchendummies und 17 Dummies für die Regionszugehörigkeit eines Betriebes integriert. Der  $F$ -Test und das multiple Bestimmtheitsmaß  $R^2$  geben die Güte jeder einzelnen Schätzgleichung an. Der Parameter  $\rho$  bezeichnet den Korrelationskoeffizienten zwischen den Residuen der beiden Regressionsgleichungen. Der Breusch-Pagan-Test testet auf statistische Unabhängigkeit der berechneten Residuen.  $N$  bezeichnet den Stichprobenumfang.

Quelle: IAB-Betriebspanel (Wellen 2000-2002), eigene Berechnungen.

Die bisherige Analyse betrachtete ausschließlich Unterschiede im Arbeitsnachfrageverhalten der Betriebe zwischen den Geschlechtsgruppen und abstrahierte von qualifikatorischen Unterschieden innerhalb und zwischen Geschlechtsgruppen. Im Gegensatz zu einem GBTC ist ein SBTC inzwischen jedoch sowohl theoretisch als auch empirisch hinreichend dokumentiert. Nach den theoretischen Überlegungen von Abschnitt 2 ist davon auszugehen, dass die qualifikatorische und die geschlechtsspezifische Arbeitsnachfrage in Anpassung an den technologischen Wandel einander bedingen. Aus diesem Grund erfolgt in einem zweiten Schritt eine Regressionsanalyse für einzelne Qualifikationsstufen innerhalb der beiden Geschlechtsgruppen. Auf diese Weise können detaillierter Informationen darüber gewonnen werden, ob und wie der technische Fort-

schritt die betriebliche Arbeitsnachfrage innerhalb der Geschlechtsgruppen verschiebt. So ist z. B. zu erwarten, dass technologische Neuerungen nicht generell zulasten männlicher Arbeitskräfte gehen, sondern dass vielmehr qualifizierte Arbeitskräfte insbesondere im Angestelltenbereich davon profitieren, während unqualifizierte Arbeitskräfte erhebliche Beschäftigungsnachteile in Kauf nehmen müssen. Der insignifikante Koeffizient der Technologievariablen in der Schätzgleichung für den Frauenanteil könnte auf denselben Effekt zurückzuführen sein, wobei sich hier allerdings im Gegensatz zur Beschäftigung männlicher Arbeitnehmer die positiven und negativen Folgen für die einzelnen Qualifikationsgruppen ausgleichen. Die Schätzergebnisse der zu dieser Fragestellung gehörenden Gleichungen (17) und (18) sind in Tabelle 5 zusammengefasst.<sup>28</sup>

*Tabelle 5: Technologische und organisatorische Innovationen als Determinanten einer geschlechtsspezifischen und qualifikatorischen Arbeitsnachfrage*

Abhängige Variable	$FRAU_{QA,t}$	$FRAU_{QF,t}$	$FRAU_{UA,t}$	$MANN_{QA,t}$	$MANN_{QF,t}$	$MANN_{UA,t}$
Erklärende Variablen						
$TECH_{t-1}$	1.348** (3.66)	-1.070* (-1.97)	-1.200** (-3.16)	2.861** (8.79)	-3.403** (-7.65)	-3.242** (-7.94)
$ORG_{t-1}$	-0.360 (-1.36)	-0.037 (-0.10)	0.501 (1.79)	0.475* (2.01)	-0.161 (-0.47)	-0.029 (-0.10)
Wald-Test	4235.54**	738.67**	2090.23**	2991.14**	5834.27**	1661.51**
Pseudo- $R^2$	0.061	0.043	0.071	0.066	0.083	0.059
$N$	5923	5922	5922	5917	5922	5921
Randlösungen	883	3730	2553	1462	1735	2815

Anmerkung: \*/\*\* zeigt Signifikanz auf dem 5 %-/1 %-Niveau an. Die Werte in Klammern stellen robuste  $z$ -Statistiken dar, die unter Verwendung heteroskedastie-konsistenter Standardfehler nach White (1980) berechnet wurden. Die Regressionsmodelle beinhalten weiterhin die erklärenden Variablen  $\ln Y$  und  $\ln K$  sowie Kontrollvariablen für den Anteil qualifizierter Arbeitnehmer, den Teilzeitbeschäftigtenanteil, die Tarifbindung, die Existenz eines Betriebsrates, das Alter eines Betriebes, für Einzelunternehmen und Personengesellschaften, für Firmen in ausländischem Eigentum und für unabhängige, eigenständige Firmen. Schließlich sind drei Betriebsgrößendummies, neun Branchendummies und 17 Dummies für die Regionszugehörigkeit eines Betriebes integriert. Der Wald-Test und das Pseudo- $R^2$  (nach McFadden) geben die Güte des jeweiligen Schätzmodells an.  $N$  bezeichnet den Stichprobenumfang.

Quelle: IAB-Betriebspanel (Wellen 2000-2002), eigene Berechnungen.

<sup>28</sup> Die Koeffizienten für die übrigen erklärenden Variablen sind mit Ausnahme der Dummy-Variablen für die Betriebsgröße, Sektor- und Regionszugehörigkeit gesondert in Tabelle A4 im Anhang aufgeführt. Auf eine Interpretation der Schätzergebnisse für diese Variablen wird aus Platzgründen verzichtet. Betriebe aus dem Sektor Land- und Forstwirtschaft sowie Betriebe mit weniger als fünf Beschäftigten wurden aus der Analyse ausgeschlossen.

Die Schätzergebnisse belegen sowohl in der Gruppe der weiblichen Arbeitnehmer als auch in der Gruppe der männlichen Arbeitnehmer ganz eindeutig einen SBTC. Die Einführung und Nutzung von Prozessinnovationen im Betrieb begünstigt jeweils die Beschäftigung qualifizierter Angestellter und geht zulasten von Facharbeitern und Arbeitskräften ohne abgeschlossene Berufsausbildung. Dabei ist der Effekt für männliche Arbeitnehmer erheblich ausgeprägter als für weibliche Arbeitnehmer. Weiterhin lassen sich zwischen den Geschlechtsgruppen einige interessante Unterschiede feststellen. Zunächst legen die Koeffizientenschätzungen nämlich nahe, dass qualifizierte weibliche Angestellte weniger stark von modernen Technologien profitieren als ihre männlichen Kollegen. Der entsprechende Schätzkoeffizient für die Technologievariable ist in der Regressionsgleichung für qualifizierte männliche Angestellte etwa doppelt so hoch wie in der Gleichung für qualifizierte weibliche Angestellte (2.861 vs. 1.348). Dieser Befund scheint auf den ersten Blick nicht mit einem GBTC zugunsten weiblicher Arbeitnehmer in Einklang zu bringen zu sein. Er kann jedoch damit erklärt werden, dass insbesondere männliche Arbeitnehmer im Hochqualifiziertenbereich gegenüber ihren weiblichen Pendanten begünstigt werden, wenn ein Betrieb technologische Innovationen realisiert, was wiederum auf die höheren erwarteten Erwerbsunterbrechungen bzw. kürzeren erwarteten betrieblichen Verweildauern weiblicher Arbeitnehmer, die gerade im Hochqualifiziertenbereich von besonderer personalpolitischer Bedeutung sein dürften, zurückzuführen sein kann. Diesen Rückschluss legen auch die eingangs präsentierten Ergebnisse zum Geschlechtsdifferential nahe, wonach die Lohnunterschiede zwischen männlichen und weiblichen Arbeitskräften auf Hochqualifiziertenebene entgegen der ansonsten zu beobachteten Tendenz für die übrigen Qualifikationsgruppen wieder zunehmen.

Um präzise Aussagen über einen GBTC machen zu können, müssen jedoch die Schätzungen für alle betrachteten Qualifikationsstufen der beiden Geschlechtsgruppen herangezogen werden. Die Ergebnisse für die übrigen Qualifikationsstufen innerhalb der beiden Geschlechtsgruppen gehen dann auch in eine andere Richtung. Die Verluste qualifizierter Facharbeiterinnen und unqualifizierter Frauen fallen längst nicht so deutlich aus wie in den entsprechenden Kategorien der Männer. Die ermittelten Schätzkoeffizienten betragen -1.070 vs. -3.403 für die Facharbeitergruppe und -1.200 vs. -3.242 für die Gruppe der unqualifizierten Arbeitskräfte. Nimmt man die Resultate für alle Qualifikationsgruppen zusammen, so ergeben sich insgesamt aber doch deutliche Hinweise

auf einen GBTC, womit die zuvor präsentierten Schätzergebnisse durch die detailliertere Analyse für die einzelnen Qualifikationsgruppen bestätigt werden. Trotz absolut abnehmender Arbeitsmarktchancen für Facharbeiterinnen und unqualifizierte weibliche Beschäftigte und obwohl der positive Beschäftigungseffekt für qualifizierte weibliche Angestellte geringer ausfällt als für qualifizierte männliche Angestellte, verbessert sich mit der Implementierung und zunehmenden Diffusion moderner Technologien die Position weiblicher Arbeitskräfte insgesamt relativ zu ihren männlichen Kollegen.

Ein letztes Ergebnis der Regressionsanalyse ergibt sich für den Einfluss organisatorischer Innovationen auf die geschlechtsspezifische und qualifikatorische Arbeitsnachfrage der Betriebe. Dabei werden die bereits zuvor präsentierten Ergebnisse im Hinblick auf einen GBOC bestätigt. Auch die vorliegende Regressionsanalyse ergibt keine Hinweise auf einen GBOC. Der signifikant positive Koeffizient der Dezentralisierungsvariablen in der Schätzgleichung für qualifizierte männliche Angestellte unterstützt allerdings bisher vorliegende empirische Untersuchungen, die einen SBOC nachweisen können. Da die Koeffizienten in den verbleibenden Schätzgleichungen jedoch ausschließlich insignifikant von Null verschieden sind, können hieraus keine weiterführenden Aussagen im Hinblick auf die Existenz eines GBOC gemacht werden.

#### **4 SCHLUSSFOLGERUNGEN**

Im Vordergrund dieses Beitrags stand die Frage, ob die in fast allen industrialisierten Ländern seit geraumer Zeit zu beobachtende Zunahme sowohl des relativen Arbeitsangebots von Frauen als auch der relativen Nachfrage nach weiblichen Arbeitskräften möglicherweise auf den betrieblichen Einsatz technologischer und organisatorischer Innovationen zurückzuführen ist. Den Auslöser zu dieser Vermutung stellten die inzwischen weitgehend abgesicherten Ergebnisse zum SBTC dar, dem vergleichbare Arbeitsmarktentwicklungen im Hinblick auf unterschiedlich qualifizierte Arbeitnehmer zugrunde liegen. Zur Beantwortung dieser Problemstellung wurden zunächst mithilfe eines theoretischen Grundmodells die Bedingungen und Argumente für einen geschlechtsspezifischen technischen Fortschritt darlegt. In einem zweiten Schritt wurde dann unter Verwendung der Daten des IAB-Betriebspanels eine ökonometrische Überprüfung der Hypothese dieses GBTC vorgenommen. Die empirischen Ergebnisse der durchgeführten Regressionsanalysen lassen sich wie folgt zusammenfassen:

1. Die Hypothese eines GBTC, d. h. einer geschlechtsspezifischen Arbeitsnachfrage der Betriebe, die zugunsten weiblicher Arbeitskräfte verzerrt ist, kann empirisch unterstützt werden.
2. Auch ein SBTC ist für die Beschäftigung weiblicher und männlicher Arbeitskräfte nachweisbar, wobei der Effekt in der Gruppe der männlichen Arbeitskräfte stärker ausgeprägt ist.
3. Qualifizierte angestellte Frauen profitieren weniger stark von der Einführung neuer Technologien als ihre männlichen Kollegen. Dafür sind die Verluste qualifizierter Facharbeiterinnen und unqualifizierter Frauen längst nicht so stark wie in den entsprechenden Kategorien der Männer.
4. Es ergeben sich Hinweise auf einen SBOC, aber nicht auf einen GBOC.

Die empirischen Resultate stehen im Einklang mit den Ergebnissen von *Weinberg* (2000) und *Hübler* (2003). *Weinberg* (2000) weist für die USA auf der Basis von Industriedaten ebenfalls einen GBTC zugunsten weiblicher Arbeitnehmer nach. Auch *Hübler* (2003) kann die Verringerung des geschlechtsspezifischen Lohndifferentials in Deutschland mithilfe von Individualdaten des Sozio-oekonomischen Panels teilweise auf den Einsatz von Computern im Erwerbsleben zurückführen. Die vorliegende Studie untermauert die Hypothese eines GBTC nun unter Anwendung von Betriebsdaten. Die Hauptursache für die übereinstimmenden Befunde dürfte darin zu sehen sein, dass die Verbreitung von Computern in den Unternehmen die betrieblichen Arbeitsbedingungen in einer Weise verändert, die weiblichen Beschäftigten zugute kommt. Computerarbeitsplätze stellen geringere Anforderungen im physischen Bereich, dafür aber höhere im geistigen Bereich. Somit fällt der komparative Vorteil von männlichen Arbeitskräften bei körperlich anstrengender Arbeit immer weniger ins Gewicht, wenn die Arbeitsplätze einen verstärkten Computereinsatz erfordern.

Abschließend sei noch darauf hingewiesen, dass in der vorliegenden Studie ein ökonomisches Schätzproblem aus Gründen der Datenverfügbarkeit nicht direkt berücksichtigt werden konnte. Neben den explizit berücksichtigten Multikollinearitäts- und Endogenitätsproblemen tauchen bei Querschnittsanalysen nämlich nicht selten auch Probleme auf, die durch unbeobachtbare Firmenheterogenitäten zu erklären sind und bei Nichtberücksichtigung zu verzerrten bzw. inkonsistenten Schätzergebnissen führen können. Im Prinzip wäre das Problem unbeobachtbarer firmenspezifischer Effekte lösbar,

indem anstelle von Querschnittsdaten Paneldaten verwendet werden und dafür geeignete Schätzverfahren, wie z. B. Differenzenschätzer oder Fixed Effects-Schätzer, zur Anwendung kommen, die in der Lage sind, unbeobachtbare fixe Effekte zu eliminieren. Aber auch die Berücksichtigung von unbeobachtbaren Firmenheterogenitäten bei der ökonomischen Modellierung ist aus verschiedenen Gründen oftmals nicht unproblematisch.<sup>29</sup> Im vorliegenden Fall kommt eine Paneldatenanalyse jedoch vor allem aus Gründen der fehlenden Datenverfügbarkeit nicht infrage. Einige zentrale Variablen wurden nämlich in der Welle von 2001 überhaupt das erste und bisher einzige Mal erhoben, sodass eine Paneldatenanalyse schon allein deshalb ausscheiden muss. Das trifft hier konkret für die Technologievariablen *PC* und *NET* zu. *Black/Lynch* (2001)<sup>30</sup> gehen mit dem Problem unbeobachtbarer Firmenheterogenität so um, dass sie ihrer eigentlichen Modellspezifikation eine große Anzahl von Kontrollvariablen hinzufügen. Auf diese Weise sollen unbeobachtbare firmenspezifische Effekte durch beobachtbare Firmencharakteristika, die aber mit dem eigentlichen Untersuchungsziel nicht notwendigerweise etwas zu tun haben müssen, zumindest teilweise erfasst werden. Diesem Ansatz wurde auch in der vorliegenden Untersuchung gefolgt, sodass unbeobachtbaren Firmenheterogenitäten zumindest keine übermäßige Bedeutung zukommen sollte, die die hier erzielten Ergebnisse substanziell infrage stellt. Die empirische Überprüfung eines GBTC mit ausdrücklicher Berücksichtigung unbeobachtbarer Firmencharakteristika bei der Spezifizierung des ökonomischen Modells bleibt also zukünftigen Studien vorbehalten.

---

<sup>29</sup> Vgl. hierzu ausführlich *Beckmann* (2004), S. 220-222. Bei der Anwendung des Differenzenschätzers beispielsweise erfolgt die Analyse lediglich auf der Basis von Veränderungsraten und vernachlässigt dabei vollkommen die Betrachtung von Niveaugrößen. Sämtliche Querschnittsinformationen gehen auf diese Weise verloren.

<sup>30</sup> Vgl. *Black/Lynch* (2001), S. 438.

## ANHANG

In der folgenden Aufstellung sind die in den Regressionsmodellen verwendeten Variablen zusammengefasst. Sofern keine anders lautenden Angaben gemacht sind, ist der den Variablen zugrunde liegende Stichtag der 30. Juni 2001.

*Tabelle A1: Variablenbeschreibung*

Variable	Definition
<i>FRAU</i>	Anteil der weiblichen Belegschaftsmitglieder am 30.06.2002 in %, gemessen an der Gesamtbeschäftigtenzahl
<i>MANN</i>	Anteil der männlichen Belegschaftsmitglieder am 30.06.2002 in %, gemessen an der Gesamtbeschäftigtenzahl
<i>FRAU<sub>QA</sub></i>	Anteil der weiblichen Angestellten mit mindestens einer abgeschlossenen Berufsausbildung am 30.06.2002 in %, gemessen an der Gesamtbeschäftigtenzahl
<i>FRAU<sub>QF</sub></i>	Anteil der weiblichen Facharbeiter am 30.06.2002 in %, gemessen an der Gesamtbeschäftigtenzahl
<i>FRAU<sub>UA</sub></i>	Anteil der weiblichen Belegschaftsmitglieder ohne abgeschlossene Berufsausbildung am 30.06.2002 in %, gemessen an der Gesamtbeschäftigtenzahl
<i>MANN<sub>QA</sub></i>	Anteil der männlichen Angestellten mit mindestens einer abgeschlossenen Berufsausbildung am 30.06.2002 in %, gemessen an der Gesamtbeschäftigtenzahl
<i>MANN<sub>QF</sub></i>	Anteil der männlichen Facharbeiter am 30.06.2002 in %, gemessen an der Gesamtbeschäftigtenzahl
<i>MANN<sub>UA</sub></i>	Anteil der weiblichen Belegschaftsmitglieder ohne abgeschlossene Berufsausbildung am 30.06.2002 in %, gemessen an der Gesamtbeschäftigtenzahl
<i>TSTAND</i>	Ordinale Variable zwischen 1 und 5 für den technischen Stand der Anlagen (1: Anlagen und Betriebsausstattung sind völlig veraltet, 5: Anlagen und Betriebsausstattung befinden sich technisch auf dem neuesten Stand)
<i>ITPROZ</i>	Anteil der betrieblichen Investitionen in Informations- und Kommunikationstechnologien im Jahr 2000 in %, gemessen am gesamten Investitionsvolumen
<i>PC</i>	Ordinale Variable zwischen 1 und 5, die angibt, wie viele der Büroarbeitsplätze mit einem Computer ausgestattet sind (1: keiner, 5: alle)
<i>NET</i>	Ordinale Variable zwischen 1 und 5, die angibt, wie viele der Büroarbeitsplätze einen Zugang zum Internet bzw. Intranet haben (1: keiner, 5: alle)

*Tabelle A1: Variablenbeschreibung (Fortsetzung)*

Variable	Definition
<i>REORG</i>	Dummy-Variable, die anzeigt, ob ein Betrieb in den Jahren 1999 oder 2000 Abteilungen oder Funktionsbereiche reorganisiert hat
<i>DELEGA</i>	Dummy-Variable, die anzeigt, ob ein Betrieb in den Jahren 1999 oder 2000 Verantwortungs- und Entscheidungskompetenzen auf untere Hierarchieebenen verlagert hat
<i>TEAM</i>	Dummy-Variable, die anzeigt, ob ein Betrieb in den Jahren 1999 oder 2000 Gruppenarbeit eingeführt hat
<i>PCENTER</i>	Dummy-Variable, die anzeigt, ob ein Betrieb in den Jahren 1999 oder 2000 Einheiten mit eigener Kosten- bzw. Ergebnisermittlung eingerichtet hat
$\ln Y$	Höhe des Geschäftsvolumens eines Betriebes im Jahr 2000 in DM (logarithmiert)
$\ln K$	Höhe des gesamten Investitionsvolumens eines Betriebes im Jahr 2000 in DM (logarithmiert)
<i>QUAL</i>	Anteil der im Betrieb beschäftigten Arbeitnehmer in %, die mindestens über eine abgeschlossene Berufsausbildung verfügen, am 30.06.2000
<i>TEILZEIT</i>	Anteil der Teilzeitarbeitskräfte im Betrieb in % am 30.06.2000
<i>TARIF</i>	Dummy-Variable, die anzeigt, ob ein Betrieb an einen Branchen- oder Firmentarifvertrag gebunden ist
<i>BR</i>	Dummy-Variable, die anzeigt, ob in dem Betrieb ein Betriebsrat existiert
<i>ALTER</i>	Dummy-Variable, die anzeigt, ob ein Betrieb nach 1990 gegründet wurde
<i>UNABH</i>	Dummy-Variable, die anzeigt, ob der Betrieb ein unabhängiges, eigenständiges Unternehmen bzw. eine eigenständige Einrichtung ohne Niederlassungen an anderer Stelle darstellt
<i>PGES</i>	Dummy-Variable, die anzeigt, ob ein Betrieb als Einzelunternehmen bzw. als Personengesellschaft geführt wird
<i>AUSLAND</i>	Dummy-Variable, die anzeigt, ob sich ein Betrieb mehrheitlich oder ausschließlich in ausländischem Eigentum befindet

Quelle: IAB-Betriebspanel (Wellen 2000-2002).

*Tabelle A2: Deskriptive Statistiken der nicht explizit im Text aufgeführten Variablen*

Variable	Werteintervall	Mittelwert	Standardabweichung
<i>ln Y</i>	9.21-26.24	16.07	2.13
<i>ln K</i>	0-21.27	10.41	5.46
<i>QUAL</i>	0-100 %	67.73 %	26.15
<i>TEILZEIT</i>	0-100 %	16.06 %	21.87
<i>TARIF</i>	0-1	0.64	0.47
<i>BR</i>	0-1	0.48	0.49
<i>AUSLAND</i>	0-1	0.04	0.20
<i>ALTER</i>	0-1	0.33	0.47
<i>PGES</i>	0-1	0.23	0.42
<i>UNABH</i>	0-1	0.68	0.46

Anmerkung: In die Berechnungen gehen lediglich die Fälle ein, die bei der späteren Regressionsanalyse nicht zu Antwortausfällen führen. Für den Fall, dass ein Betrieb im abgelaufenen Jahr 2000 keine Investitionen vorgenommen hat, wurde als gesamtes Investitionsvolumen ein symbolischer Betrag von 1 DM angesetzt, damit diese Betriebe bei der Logarithmierung des Investitionsvolumens nicht verloren gehen. Die Zeitindizes für die Variablen sind aus Vereinfachungsgründen nicht explizit ausgewiesen.

Quelle: IAB-Betriebspanel (Wellen 200-2002), eigene Berechnungen.

Tabelle A3: Koeffizientenschätzungen für die in Tabelle 4 nicht aufgeführten Variablen

Abhängige Variable	$FRAU_t$	$MANN_t$
Erklärende Variablen		
$\ln Y_{t-1}$	0.271 (1.07)	1.574** (6.09)
$\ln K_{t-1}$	-0.100 (-1.78)	0.198** (3.41)
$QUAL_{t-1}$	-0.051 (-1.19)	-0.175** (-3.97)
$(QUAL_{t-1})^2$	$1.49 \cdot 10^{-4}$ (0.40)	0.002** (6.82)
$TEILZEIT_{t-1}$	0.479** (35.63)	-0.357** (-25.90)
$TARIF_{t-1}$	-0.493 (-0.78)	1.016 (1.56)
$BR_{t-1}$	2.172** (2.89)	-0.497 (-0.65)
$AUSLAND_{t-1}$	-1.931 (-1.52)	3.623** (2.78)
$ALTER_{t-1}$	-2.336** (-3.70)	2.640** (4.08)
$PGES_{t-1}$	2.286** (3.37)	-5.837** (-8.40)
$UNABH_{t-1}$	-0.952 (-1.54)	-0.767 (-1.21)
$CONST$	15.978** (3.39)	42.663** (8.83)

Anmerkung: \*/\*\* zeigt Signifikanz auf dem 5 %-/1 %-Niveau an. Sämtliche Koeffizienten basieren auf OLS-Schätzungen für ein multivariates Regressionsmodell (SOLS). Die Werte in runden Klammern unterhalb der Koeffizientenschätzungen stellen die  $t$ -Statistiken dar. Die Regressionsmodelle beinhalten weiterhin drei Betriebsgrößendummies, neun Branchendummies und 17 Dummies für die Regionszugehörigkeit eines Betriebes.

Quelle: IAB-Betriebspanel (Wellen 2000-2002), eigene Berechnungen.

Tabelle A4: Koeffizientenschätzungen für die in Tabelle 5 nicht aufgeführten Variablen

Abhängige Variable	$FRAU_{QA,t}$	$FRAU_{QF,t}$	$FRAU_{UA,t}$	$MANN_{QA,t}$	$MANN_{QF,t}$	$MANN_{UA,t}$
Erklärende Variablen						
$\ln Y_{t-1}$	1.221** (4.35)	0.085 (0.22)	0.776** (2.76)	2.673** (10.35)	-0.324 (-0.88)	2.290** (6.73)
$\ln K_{t-1}$	0.110 (1.71)	-0.029 (-0.31)	-0.066 (-0.98)	0.005 (0.09)	0.297** (3.73)	0.187* (2.50)
$QUAL_{t-1}$	0.456** (8.45)	0.289** (3.78)	-0.403** (-6.51)	-0.002 (-0.05)	0.362** (5.25)	-0.261** (-4.14)
$(QUAL_{t-1})^2$	-0.002** (-3.66)	-0.002** (-3.82)	$-7.38 \cdot 10^{-5}$ (-0.14)	0.001** (4.89)	-0.001* (-2.07)	-0.001** (-2.56)
$TEILZEIT_{t-1}$	0.214** (11.69)	0.152** (6.31)	0.293** (16.93)	-0.121** (-9.16)	-0.293** (-14.27)	-0.029 (-1.53)
$TARIF_{t-1}$	-1.324 (-1.90)	0.177 (0.17)	0.194 (0.25)	-3.277** (-5.09)	5.896** (6.58)	-0.451 (-0.53)
$BR_{t-1}$	4.118** (4.99)	-0.783 (-0.64)	0.489 (0.52)	3.333** (4.80)	-3.802** (3.59)	-0.443 (-0.46)
$AUSLAND_{t-1}$	-1.180 (-1.27)	0.115 (0.08)	-1.755 (-1.43)	3.288** (2.87)	-4.506** (-2.97)	2.343 (1.70)
$ALTER_{t-1}$	-2.746** (-3.89)	-0.779 (-0.74)	-0.191 (-0.25)	0.936 (1.48)	0.617 (0.70)	1.349 (1.62)
$PGES_{t-1}$	0.849 (1.11)	0.931 (0.78)	-0.098 (-0.12)	-7.717** (-10.70)	-1.122 (-1.18)	-4.003** (-4.24)
$UNABH_{t-1}$	0.670 (1.00)	-0.767 (-0.84)	-1.121 (-1.67)	-2.664** (-4.72)	2.384** (2.88)	0.075 (0.10)
$CONST$	-33.184** (-6.54)	-35.768** (-5.30)	9.734 (1.85)	-28.403** (-6.08)	11.740 (1.75)	-17.281** (-2.83)

Anmerkung: \*/\*\* zeigt Signifikanz auf dem 5 %-/1 %-Niveau an. Die Werte in Klammern stellen robuste  $z$ -Statistiken dar, die unter Verwendung heteroskedastie-konsistenter Standardfehler nach White (1980) berechnet wurden. Die Regressionsmodelle beinhalten weiterhin drei Betriebsgrößendummies, neun Branchendummies und 17 Dummies für die Regionszugehörigkeit eines Betriebes.

Quelle: IAB-Betriebspanel (Wellen 2000-2002), eigene Berechnungen.

## LITERATUR

- Acemoglu, K. Daron* (2002), Technical Change, Inequality, and the Labor Market, in: *Journal of Economic Literature*, Jg. 40, S. 7-72.
- Aghion, Philippe/Caroli, Eve/Garcia-Penalosa, Cecilia* (1999), Inequality and Economic Growth: The Perspective of New Growth Theories, in: *Journal of Economic Literature*, Jg. 37, S. 1615-1660.
- Beckmann, Michael* (2004), Betriebliche Personalpolitik im technologischen und organisatorischen Innovationsprozess (im Druck).
- Bellmann, Lutz/Caliendo, Marco/Hujer, Reinhard/Radic, Dubravko* (2002), Beschäftigungswirkungen technisch-organisatorischen Wandels: Eine mikroökonomische Analyse mit dem Linked IAB-Panel, in: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Jg. 35, S. 506-522.
- Berman, Eli/Bound, John/Griliches, Zvi* (1994), Changes in the Demand for Skilled Labor Within U.S. Manufacturing: Evidence from the Annual Survey of Manufacturers, in: *Quarterly Journal of Economics*, Jg. 109, S. 367-397.
- Berman, Eli/Bound, John/Machin, Stephen* (1998), Implications of Skill-Biased Technological Change: International Evidence, in: *Quarterly Journal of Economics*, Jg. 113, S. 1245-1279.
- Black, Sandra E./Lynch, Lisa M.* (2001), How to Compete: The Impact of Workplace Practices and Information Technology on Productivity, in: *Review of Economics and Statistics*, Jg. 83, S. 434-445.
- Bond, Stephen/Van Reenen, John* (2003), Microeconomic Models of Investment and Employment, Mimeo, Institute for Fiscal Studies, London.
- Bound, John/Johnson, George* (1992), Changes in the Structure of Wages in the 1980's: An Evaluation of Alternative Explanations, in: *American Economic Review*, Jg. 82, S. 371-392.
- Bresnahan Timothy F./Brynjolfsson, Erik/Hitt, Lorin M.* (2002), Information Technology, Workplace Organization and the Demand for Skilled Labor: Firm-Level Evidence, in: *Quarterly Journal of Economics*, Jg. 117, S. 339-376.
- Card, David/DiNardo, John E.* (2002), Skill-Biased Technological Change and Rising Wage Inequality: Some Problems and Puzzles, in: *Journal of Labor Economics*, Jg. 20, S. 733-783.
- Card, David/Lemieux, Thomas* (2001), Can Falling Supply Explain the Rising Return to College for Younger Men? A Cohort-Based Analysis, in: *Quarterly Journal of Economics*, Jg. 116, S. 705-746.
- Caroli, Eve/Greenan, Nathalie/Guellec, Dominique* (2001), Organizational Change and Skill Accumulation, in: *Industrial and Corporate Change*, Jg. 10, S. 481-506.
- Caroli Eve/Van Reenen, John* (1999), Organization, Skills and Technology: Evidence from a Panel of British and French Establishments, IFS Working Paper No. W99/23, Institute for Fiscal Studies, London.
- Caroli Eve/Van Reenen, John* (2001), Skill Biased Organizational Change? Evidence from a Panel of British and French Establishments, in: *Quarterly Journal of Economics*, Jg. 116, S. 1449-1492.

- Chennells Lucy/Van Reenen, John* (1999), Has Technology Hurt Less Skilled Workers? An Econometric Survey of the Effects of Technical Change on the Structure of Pay and Jobs, IFS Working Paper No. W99/27, Institute for Fiscal Studies, London.
- Christensen, Laurits R./Jorgenson, Dale W./Lau, Lawrence J.* (1973), Transcendental Logarithmic Production Frontiers, in: *Review of Economics and Statistics*, Jg. 55, S. 28-45.
- Falk, Martin/Seim, Katja* (1999), Workers' Skill Level and Information Technology: Evidence from German Service Firms, in: *Bellmann, Lutz/Steiner, Viktor* (Hrsg.): *Panelanalysen zu Lohnstruktur, Qualifikation und Beschäftigungsdynamik*, Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, BeitrAB 229, S. 79-116.
- Gesellschaft Sozialwissenschaftlicher Infrastruktureinrichtungen* (2004), System Sozialer Indikatoren, [http://www.gesis.org/Dauerbeobachtung/Sozialindikatoren/Daten/System\\_Sozialer\\_Indikatoren/PDFs/Tabellen/03\\_arb\\_tab.pdf](http://www.gesis.org/Dauerbeobachtung/Sozialindikatoren/Daten/System_Sozialer_Indikatoren/PDFs/Tabellen/03_arb_tab.pdf) (Stand 12.08.2004).
- Holmström, Bengt/Milgrom, Paul R.* (1994), The Firm as an Incentive System, in: *American Economic Review*, Jg. 84, S. 972-991.
- Holst, Elke* (2003), Einkommensunterschiede zwischen Frauen und Männern nehmen in höheren Positionen zu, in: *WSI Mitteilungen*, Jg. 56, S. 243-250.
- Hübler, Olaf* (2003), Geschlechtsspezifische Lohnunterschiede, in: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Jg. 36, S. 539-559.
- Hujer, Reinhard/Caliendo, Marco/Radic, Dubravko* (2002), Skill Biased Technological and Organizational Change: Estimating a Mixed Simultaneous Equation Model Using the IAB Establishment Panel, IZA Discussion Paper No. 566, Institut Zukunft der Arbeit, Bonn.
- Hunt, Jennifer* (2002), The Transition in East Germany: When is a Ten-Point Fall in the Gender Wage Gap Bad News?, in: *Journal of Labor Economics*, Jg. 20, S. 148-169.
- Institut der deutschen Wirtschaft* (2004), Wettbewerb der Geschlechter, in: *iwd – Informationsdienst des Instituts der Deutschen Wirtschaft*, Jg. 30, Nr. 21, S.1.
- Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* (2002a), Zahlen-Fibel, Übersicht 5.1: Erwerbsquoten von Frauen bezogen auf die Wohnbevölkerung im erwerbsfähigen Alter (15-65 Jahre) in Prozent 1991-2001, [http://doku.iab.de/zfibel/05\\_01.pdf](http://doku.iab.de/zfibel/05_01.pdf) (Stand 12.08.2004).
- Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* (2002b), Zahlen-Fibel, Übersicht 3.1.1: Arbeitslosenquoten nach Altersgruppen, [http://doku.iab.de/zfibel/03\\_01\\_01.pdf](http://doku.iab.de/zfibel/03_01_01.pdf) (Stand 12.08.2004).
- Lindbeck, Assar/Snower, Dennis J.* (1996), Reorganization of Firms and Labor-Market Inequality, in: *American Economic Review Papers and Proceedings*, Jg. 86, S. 315-321.
- Lindbeck, Assar/Snower, Dennis J.* (2000), Multitask Learning and the Reorganization of Work: From Tayloristic to Holistic Organization, in: *Journal of Labor Economics*, Jg. 18, S. 353-376.
- Machin, Stephen/Van Reenen, John* (1998), Technology and Changes in Skill Structure: Evidence from Seven OECD Countries, in: *Quarterly Journal of Economics*, Jg. 113, S. 1215-1244.

- Milgrom, Paul R./Roberts, John* (1990), The Economics of Modern Manufacturing: Technology, Strategy, and Organization, in: *American Economic Review*, Jg. 80, S. 511-528.
- Milgrom, Paul R./Roberts, John* (1995), Continuous Adjustment and Fundamental Change in Business Strategy and Organization, in: *Siebert, Horst* (Hrsg.): *Trends in Business Organization: Do Participation and Cooperation Increase Competitiveness?*, S. 231-258.
- Reinberg, Alexander/Hummel, Markus* (1999), Bildung und Beschäftigung im vereinigten Deutschland: Die Bildungsgesamtrechnung des IAB für die neuen und die alten Bundesländer, *Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, BeitrAB 226.
- Schäfer, Holger* (2001), Einkommen und Lohndiskriminierung von Frauen – Trends und Bestimmungsfaktoren, in: *iw-trends*, Jg. 28, Nr. 3, S. 56-73.
- Snower, Dennis J.* (1999), Causes of Changing Earnings Inequality, IZA Discussion Paper No. 29, Institut Zukunft der Arbeit, Bonn.
- Weinberg, Bruce A.* (2000), Computer Use and the Demand for Female Workers, in: *Industrial and Labor Relations Review*, Jg. 53, S. 290-308.
- White, Halbert* (1980), A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity, in: *Econometrica*, Jg. 48, S. 817-838.
- Wooldridge, Jeffrey M.* (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*.