

Lutz, Roman

Working Paper

Produktivitätseffekte betrieblicher Zusatzleistungen

Diskussionspapiere, No. 33

Provided in Cooperation with:

Friedrich-Alexander-University Erlangen-Nuremberg, Chair of Labour and Regional Economics

Suggested Citation: Lutz, Roman (2005) : Produktivitätseffekte betrieblicher Zusatzleistungen, Diskussionspapiere, No. 33, Friedrich-Alexander-Universität Erlangen-Nürnberg, Lehrstuhl für Arbeitsmarkt- und Regionalpolitik, Nürnberg

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/23775>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

**FRIEDRICH-ALEXANDER-UNIVERSITÄT
ERLANGEN-NÜRNBERG**

Lehrstuhl für VWL, insbes. Arbeitsmarkt- und Regionalpolitik
Professor Dr. Claus Schnabel

**Diskussionspapiere
Discussion Papers**

No. 33

**Produktivitätseffekte betrieblicher
Zusatzleistungen**

ROMAN LUTZ

APRIL 2005

ISSN 1615-5831

Produktivitätseffekte betrieblicher Zusatzleistungen

Roman Lutz^a

ZUSAMMENFASSUNG: In der vorliegenden Arbeit werden die Produktivitätswirkungen von fünf unterschiedlichen Formen betrieblicher Zusatzleistungen analysiert. Als Datensatz wird das IAB-Betriebspanel aus dem Jahr 2000 verwendet. Im Ergebnis bestätigt diese Arbeit die Anreiztheorien, welche einen positiven Einfluss betrieblicher Zusatzleistungen auf die Produktivität eines Betriebes unterstellen. Werden die Leistungsformen in ihrer Summe analysiert, so kann ein positiver Zusammenhang zwischen Existenz betrieblicher Zusatzleistungen und Produktivität nachgewiesen werden. Allerdings gilt dies bei separater Betrachtung nicht für jede Leistungsform. Es zeigt sich, dass die verwendete Schätzmethodik keinen Einfluss auf dieses Ergebnis hat, wenngleich deutlich wird, dass gewisse Schätzprobleme bestehen, die bei einer empirischen Untersuchung nicht vernachlässigt werden dürfen.

ABSTRACT: This paper investigates the productivity effects of five different forms of employee benefits. The data being used is the IAB-Establishment Panel from the year 2000. As a result, the study verifies incentive theories according to which fringe benefits affect a firm's productivity in a positive manner. Analyzing the sum of all fringe benefits, a positive relationship between the existence of employee benefits and firm-level productivity is found. However, this is not the case for each single form of employee benefits. Even though the used methodology of estimation has no impact on the result itself, it becomes apparent that problems of estimation exist, which should be taken into account.

SCHLÜSSELWÖRTER: betriebliche Zusatzleistungen, Produktivität

JEL-KLASSIFIKATION: J32, J33

^a Roman Lutz, Friedrich-Alexander-Universität Erlangen-Nürnberg, Lehrstuhl für Arbeitsmarkt- und Regionalpolitik, Lange Gasse 20, D-90403 Nürnberg, roman.lutz@wiso.uni-erlangen.de.

1. EINLEITUNG

Betrieblichen Zusatzleistungen wird immer wieder eine produktivitätssteigernde Wirkung nachgesagt. Daraus ließe sich folgern, dass Arbeitgeber zusätzliche Leistungen in erster Linie gewähren, um die Motivation und damit die Produktivität ihrer Mitarbeiter zu erhöhen.¹ Allerdings ist eine Wirkung betrieblicher Zusatzleistungen auf die Produktivität eines Betriebes empirisch keineswegs gesichert. Die Ergebnisse empirischer Untersuchungen gehen weit auseinander.

Hinter dem Begriff der betrieblichen Zusatzleistungen² verbergen sich eine Vielzahl unterschiedlicher Leistungsformen (vgl. Haberkorn 1978, S. 49-53), wobei eine klare Abgrenzung insbesondere zu tarifvertraglich vereinbarten Leistungen kaum möglich ist. Ein Hauptaugenmerk der empirischen Forschung lag bisher auf der betrieblichen Altersversorgung sowie der Mitarbeiterbeteiligung (Kapital- und Gewinnbeteiligung). Die vorliegende Untersuchung weitet die Analyse aus und bezieht zusätzlich ‚Sonderzahlungen‘ (13. Gehalt, Weihnachts- und Urlaubsgeld) sowie ‚andere Zusatzleistungen‘ (Kantine, Betriebskindergarten, etc.) mit ein.

Die Arbeit gliedert sich in drei Teile. Zunächst werden theoretische Überlegungen zur produktivitätsbeeinflussenden Wirkung zusätzlicher Leistungen vorgestellt und ein kurzer Literaturüberblick über empirische Befunde gegeben. Im darauf folgenden Kapitel werden Produktionsfunktionsschätzungen theoretisch fundiert und eigene Schätzergebnisse präsentiert. Anschließend wird auf bestehende Schätzprobleme eingegangen und es werden entsprechend angepasste Schätzergebnisse vorgestellt. Ein kurzes Fazit rundet den Beitrag ab.

2. DER EINFLUSS BETRIEBLICHER ZUSATZLEISTUNGEN AUF DIE PRODUKTIVITÄT

Verschiedenen Anreiztheorien zufolge zielt die Gewährung betrieblicher Zusatzleistungen primär auf die Realisierung von Produktivitätsgewinnen ab (vgl.

¹ Nach Bundeskanzler Schröder beispielsweise steigert die Existenz einer Mitarbeiterbeteiligung die Motivation der Arbeitnehmer (vgl. Schröder 2000, S. 322).

² Einige Autoren verwenden den Begriff der Sozialleistungen (vgl. z.B. Hentze 1986, S. 131 sowie Pleiß 1960, S. 189 oder Reichwein 1965, S. 67). Da hiermit bestimmte Implikationen bezüglich der Motive der Gewährung zusätzlicher Leistungen verbunden sind, wird hiervon Abstand genommen. Ebenso wird es vermieden, den Begriff ‚freiwillig‘ zu verwenden, da bereitgestellte Zusatzleistungen keineswegs der Willkür des Arbeitgebers unterliegen (vgl. Gaugler 1974, S. 6 sowie Haberkorn 1978, S. 44 oder Engel 1977, S. 17).

Backes-Gellner, Pull 1999, S. 55). Die bereitgestellten Zusatzleistungen sollen (über ein verbessertes Betriebsklima und durch Befriedigung von Bedürfnissen der Mitarbeiter) die Mitarbeitermotivation und die Arbeitszufriedenheit positiv beeinflussen (vgl. Uhle 1987, S. 179 sowie Doyé 2000, S. 25).³ Dies hat wiederum einen positiven Effekt auf die Leistungsbereitschaft der Mitarbeiter (vgl. Pleiß 1960, S. 68-69). Letztendlich soll „...ein erhöhtes Anstrengungsniveau aller Betroffenen...“ (Backes-Gellner, Pull 1999, S. 55) und eine Steigerung der Produktivität (vgl. Zou 1997, S. 196) erreicht werden⁴, worunter auch die Reduktion der Fehlzeiten und Fluktuationsneigung einzuordnen ist (vgl. Bellmann, Frick 1999, S. 108).⁵ Dem „shirking“-Ansatz⁶ aus der Effizienzlohntheorie folgend, bewirkt die Bereitstellung betrieblicher Zusatzleistungen (über die erhöhte Mitarbeitermotivation) eine Verringerung der Überwachungskosten (vgl. Jirjahn, Stephan 1999, S. 40). In der Summe soll die Gewährung betrieblicher Zusatzleistungen eine Reduktion der „user costs of labor“ bewirken (vgl. Frick, Frick, Schwarze 1999, S. 16).

Es existieren zahlreiche Untersuchungen zur produktivitätssteigernden Wirkung betrieblicher Zusatzleistungen, wobei sich die meisten Arbeiten auf die Analyse von Mitarbeiterbeteiligung⁷ beschränken. Basierend auf einer Befragung von 65 Unternehmen in den Jahren 1977 und 1979 kommen FitzRoy, Kraft (1985) mittels einer kombinierten Querschnittsanalyse zu dem Ergebnis, dass eine Mitarbeiterbeteiligung die Wertschöpfung signifikant erhöht. Auch Hübler (1995) weist einen positiven Effekt von Mitarbeiterbeteiligung auf die Produktivität (gemessen als logarithmierter Umsatz) nach. Hierbei verwendet er ein Querschnittsmodell und nutzt die Angaben von 351 Unternehmen zwischen den Jahren 1991 und 1993. Im Rahmen einer Querschnittsuntersuchung mit dem IAB-Betriebspanel für 1998 kann auch Möller (2000) einen signifikant positiven Einfluss

³ Zum Begriff der ‚Motivation‘ und zu den Motivationstheorien siehe beispielsweise Brandes, Weise (1995) oder Hopfenbeck (1989, S. 213-234). Zum Begriff und zur Bedeutung der ‚Arbeitszufriedenheit‘ siehe Grawert (1989, S. 161-181).

⁴ Wagner und Grawert sehen betriebliche Zusatzleistungen deshalb als „...integrativen Bestandteil der Entgeltpolitik...“ (Wagner, Grawert 1993, S. 6).

⁵ Doyé (2000, S. 25) nennt die drei Oberziele „Gewinnen, Halten, Motivieren“.

⁶ Demnach sind Arbeitnehmer grundsätzlich dazu geneigt, ihre individuelle Produktivität nicht vollständig auszuschöpfen, zu „bummeln“ („to shirk“) und damit die vorhandenen Spielräume zu Lasten des Arbeitgebers auszunutzen (vgl. Pull 1996, S. 58). Theoretisch hat der Arbeitgeber die Möglichkeit der direkten Kontrolle („monitoring“) (vgl. Bellmann, Frick 1999, S. 107). Aufgrund der prohibitiv hohen Kontrollkosten ist ein Maximum an Kontrolle in aller Regel jedoch nicht optimal, so dass ein bestimmtes Maß an „Drückebergerei“ verbleibt. Eine Alternative zur Überwachung bildet die Zahlung von Effizienzlöhnen (höhere als tariflich vereinbarte Löhne). Dies soll die Arbeitnehmer dazu motivieren, nicht zu „bummeln“.

⁷ Einen ausführlichen Überblick über empirische Untersuchungen zur Produktivitätswirkung von Mitarbeiterbeteiligung geben Möller (2000, S. 568), Backes-Gellner, u.a. (2002, S. 65-67) sowie Schnabel (2004, S. 82).

von Kapital- und Gewinnbeteiligung auf die logarithmierte Bruttowertschöpfung nachweisen. Blum, Leibbrand (2002) kommen in einer Unternehmensbefragung von 1133 Unternehmen aus dem Jahr 1998 ebenfalls zu dem Ergebnis, dass die Einführung einer Mitarbeiterbeteiligung zu Produktivitätsgewinnen führt, wenngleich sich die Schätzergebnisse als wenig robust erweisen.

Dem entgegen stehen allerdings die Ergebnisse einiger anderer Arbeiten. Backes-Gellner, u.a. (2002) können keinen positiv-signifikanten Effekt von Kapital- und Gewinnbeteiligung auf die Produktivität (gemessen als überdurchschnittliches Umsatzwachstum zwischen 1998 und 2000) feststellen. Basierend auf den Daten des IAB-Betriebspanels von 1999 und 2000 und unter Berücksichtigung bestehender Selektionsverzerrungen finden auch Wolf, Zwick (2002) keinen signifikanten Zusammenhang zwischen der Existenz einer Mitarbeiterbeteiligung und der Bruttowertschöpfung eines Betriebes.

Einige wenige Untersuchungen erweitern die Analyse auf andere betriebliche Zusatzleistungen wie z.B. die betriebliche Altersvorsorge und Sonderzahlungen. So untersuchen Bellmann, Frick (1999) mit Daten des IAB-Betriebspanels von 1993 den Einfluss betrieblicher Zusatzleistungen auf die betriebliche Performance⁸. Dabei können die beiden Autoren keinen signifikanten Zusammenhang feststellen. Auch Frick, Frick, Schwarze (1999) können basierend auf den Daten des Sozio-ökonomischen Panels von 1995 keinen positiven Effekt von betrieblichen Zusatzleistungen auf Fluktuationsneigung und Fehltage nachweisen. Allerdings zeigt sich ein signifikanter Einfluss auf die Arbeitszufriedenheit und die tatsächliche Kündigungshäufigkeit. Im Zusammenhang mit einem Anspruch auf Betriebsrenten können die Autoren keinen signifikanten Einfluss auf Arbeitszufriedenheit, Fehltage, Fluktuationsneigung oder tatsächliche Kündigungshäufigkeit feststellen. Dem entgegen weisen Schnabel, Wagner (1999), unter Verwendung des Hannoveraner Firmenpanels von 1994 und 1995, einen signifikanten negativen Einfluss der Existenz einer betrieblichen Altersversorgung auf die logarithmierte Personalabgangsrate nach und bestätigen damit die Bindungswirkung einer betrieblichen Altersversorgung.

Dieser kurze Literaturüberblick zeigt, wie stark die empirischen Befunde zu einer etwaigen produktivitätssteigernden Wirkung betrieblicher Zusatzleistungen auseinander gehen. Aus diesem Grund versucht die vorliegende Arbeit einen

⁸ Die Performance eines Betriebes wird abgebildet durch Ertragslage, Arbeitsproduktivität, Kündigungshäufigkeit, Entlassungshäufigkeit, mangelnde Arbeitsmotivation, zu hoher Krankenstand.

weiteren bzw. weiter gehenden Beitrag zur Klärung dieses Einflusses zu leisten. Im Gegensatz zu bisherigen Studien wird erstmals eine breite Palette von Zusatzleistungen (gemeinsam und separat) berücksichtigt. Dabei finden Daten für das Jahr 2000 aus dem IAB-Betriebspanel Verwendung, einer repräsentativen Befragung von fast 14.000 Betrieben in West- und Ostdeutschland (für Details, vgl. Bellmann 2002).

3. PRODUKTIVITÄTSSCHÄTZUNGEN AUF DER BASIS VON PRODUKTIONSFUNKTIONEN

Zur Überprüfung der Hypothese, dass die Existenz betrieblicher Zusatzleistungen einen positiven Effekt auf die Produktivität eines Betriebs hat, werden zunächst drei Typen von Produktionsfunktionen geschätzt, die jeweils eine Zusatzleistungsvariable enthalten.

a. Cobb-Douglas-Produktionsfunktion

$$(1) Y = e^{\beta_0} \cdot A^{\beta_1} \cdot K^{\beta_2} \cdot e^{\beta_3 ZLV} \cdot e^{X\beta_4} \cdot e^{\varepsilon}$$

mit Y = Output, A = Produktionsfaktor Arbeit, K = Produktionsfaktor Kapital, e^{β_0} beschreibt die Skalierung der Produktion bzw. den Stand des technologischen Fortschritts, β_1 und β_2 sind partielle Produktionselastizitäten des Faktors Arbeit bzw. Kapital, ZLV = Zusatzleistungsvariable, X = Vektor an übrigen erklärenden Variablen.

Nach Logarithmieren der Gleichung (1) ergibt sich:

$$(2) \ln Y = \beta_0 + \beta_1 \ln A + \beta_2 \ln K + \beta_3 ZLV + X\beta_4 + \varepsilon$$

Charakteristisch für die Cobb-Douglas-Produktionsfunktion ist eine konstante Substitutionselastizität (σ) von eins. Dies bedeutet, dass eine relative Veränderung des Faktorpreisverhältnisses zu einer relativen Veränderung des Faktoreinsatzverhältnisses in gleicher Höhe führt.

b. CES-Produktionsfunktion (constant elasticity of substitution)

$$(3) Y = \gamma \left[\delta K^{-\rho} + (1 - \delta) A^{-\rho} \right]^{-\frac{1}{\rho}} \cdot e^{\beta_4 ZLV} \cdot e^{X\beta_5} \cdot e^{\varepsilon}$$

mit γ = Niveauparameter, δ = Distributionsparameter, ρ = Substitutionsparameter, u = Homogenitätsparameter.

Die Substitutionselastizität (σ) ergibt sich durch den Substitutionsparameter (ρ):

$$\sigma = \frac{1}{1 + \rho} \quad (\text{vgl. Schank 2003, S. 149}). \text{ Für } \rho = 0 \text{ erhält man folglich die Cobb-Douglas-}$$

Funktion als Spezialfall der CES-Funktion.

Nach Logarithmieren und mittels Taylorreihenapproximation für das Basismodell⁹ ergibt sich für Gleichung (3):

$$(4) \ln Y = \ln \gamma + v\delta \ln K + v(1-\delta) \ln A - \frac{1}{2} \rho v \delta [\ln K - \ln A]^2 + \beta_4 ZLV + X\beta_5 + \varepsilon$$

Dies führt zu den Koeffizientenschätzungen:

$$(5) \ln Y = \beta_0 + \beta_1 \ln K + \beta_2 \ln A + \beta_3 [\ln K - \ln A]^2 + \beta_4 ZLV + X\beta_5 + \varepsilon$$

mit $\beta_0 = \ln \gamma$, $\beta_1 = v\delta$, $\beta_2 = v(1-\delta)$, $\beta_3 = -0,5\rho v\delta(1-\delta)$ (vgl. Greene 1990, S. 256).

Der Substitutionsparameter (ρ), über den die Substitutionselastizität bestimmt werden kann, ergibt sich als:

$$\rho = -\frac{2\beta_3(\beta_1 + \beta_2)}{\beta_1\beta_2}.$$

Die partiellen Produktionselastizitäten¹⁰ von Arbeit und Kapital ergeben sich als:

$$\frac{\partial Y}{\partial A} \cdot \frac{A}{Y} = \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln A} = \beta_2 + 2\beta_3(\ln K - \ln A); \quad \frac{\partial Y}{\partial K} \cdot \frac{K}{Y} = \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln K} = \beta_1 + 2\beta_3(\ln K - \ln A).$$

Die CES-Produktionsfunktion zeichnet sich durch eine konstante Substitutionselastizität (σ) aus. Das heißt, die relative Veränderung des Faktoreinsatzverhältnisses aufgrund einer relativen Veränderung des Verhältnisses der Grenzproduktivitäten ist stets konstant. Damit ist die CES-Funktion ein Spezialfall der Translog-Produktionsfunktion.

c. Translog-Produktionsfunktion

Hier wird die Annahme einer einheitlichen Substitutionselastizität aufgehoben. Damit ist die Translog-Spezifikation der am wenigsten restriktive Funktionstyp. Die Koeffizientenschätzungen ergeben sich nach Approximation mittels einer Taylor-Reihe:

$$(6) \ln Y = \beta_0 + \beta_1 \ln K + \beta_2 \ln A + \beta_3 \frac{(\ln K)^2}{2} + \beta_4 \frac{(\ln A)^2}{2} + \beta_5 (\ln K \cdot \ln A) \\ + \beta_6 ZLV + X\beta_7 + \varepsilon$$

Die partiellen Produktionselastizitäten von Arbeit und Kapital sind:

$$\frac{\partial Y}{\partial A} \cdot \frac{A}{Y} = \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln A} = \beta_2 + \beta_4 \ln A + \beta_5 \ln K; \quad \frac{\partial Y}{\partial K} \cdot \frac{K}{Y} = \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln K} = \beta_1 + \beta_3 \ln K + \beta_5 \ln A.$$

⁹ Als Basismodell wird die Produktionsfunktion in ihrer Grundform verstanden, nur mit Arbeit und Kapital sowie gegebenenfalls Interaktionen von Arbeit und Kapital als exogene Größen.

¹⁰ Aufgrund der log-linearen Spezifikation der Schätzgleichungen sind die Ableitungen der Funktionen nach den Produktionsfaktoren Arbeit und Kapital als partielle Produktionselastizitäten interpretierbar.

In den folgenden Produktionsfunktionsschätzungen wird der Output (Y) durch den Umsatz abgebildet.¹¹ Exakter wäre es, die Produktivität durch die Bruttowertschöpfung (Umsatz – Vorleistungen) zu erfassen (vgl. Möller 2000, S. 574). Aufgrund der hohen Antwortausfälle bezüglich der Vorleistungen im IAB-Betriebspanel – rund 34% der befragten Betriebe machten keine Angabe – erscheint dies jedoch nicht sinnvoll.¹² Als Proxyvariable für den Produktionsfaktor Kapital (K) wird das Ersatzinvestitionsvolumen verwendet. Der Produktionsfaktor Arbeit wird durch die Gesamtzahl der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten abgebildet, wobei Teilzeitbeschäftigte mit einem Gewicht von 0,5 eingehen. Als Zusatzleistungsvariablen (ZLV) werden sieben Variablen definiert:

- ZL: Existenz mindestens einer Zusatzleistung (1=ja; 0=nein)
- ZZL: Anzahl der gewährten Zusatzleistungen (Min. 0; Max. 5)
- BA: Existenz einer betrieblichen Altersversorgung (1=ja; 0=nein)
- GB: Existenz einer Gewinnbeteiligung (1=ja; 0=nein)
- KB: Existenz einer Kapitalbeteiligung (1=ja; 0=nein)
- SZ: Existenz von Sonderzahlungen (1=ja; 0=nein)
- AZL: Existenz anderer Zusatzleistungen (1=ja; 0=nein)

Der Vektor X enthält folgende übrige erklärende Variablen (vgl. zudem Tabelle 1):

- QUAL: Anteil der Qualifizierten an allen Beschäftigten
- AZUBI: Betrieb bildet aus (1=ja; 0=nein)
- AAZBI: Anteil der Auszubildenden an allen Beschäftigten
- TEIL: Anteil der Teilzeitbeschäftigten an allen Beschäftigten
- FRAU: Anteil der Frauen an allen Beschäftigten
- TARIF: Haus- oder Branchentarifvertrag (1=ja; 0=nein)
- PZI: Prozessinnovation (1=ja; 0=nein)
- TAN: technische Anlagen auf dem neuesten Stand (1=ja; 0=nein)
- TAA: technische Anlagen veraltet (1=ja; 0=nein)
- AEIG: Betrieb befindet sich mehrheitlich in ausländischem Eigentum (1=ja; 0=nein)

(Tabelle 1 ungefähr hier)

¹¹ Zusätzlich wurden Schätzungen durchgeführt, bei denen der logarithmierte Umsatz pro Beschäftigten die endogene Variable bildete. Die Schätzergebnisse waren nahezu identisch.

¹² Damit folgt die vorliegende Arbeit dem Vorgehen anderer Autoren (vgl. z.B. Schank 2003, S.145 sowie Hübler 1995, S. 222)

Die einzelnen Produktionsfunktionen werden jeweils getrennt für West- und Ostdeutschland in drei Modellspezifikationen geschätzt. In das erste Modell geht eine Dummy-Variable für die Gewährung zusätzlicher Leistungen (ZL) als Erklärende ein. In einem zweiten Modell wird die Anzahl der gewährten Leistungen (ZZL) als exogene Variable verwendet. Die dritte Modellspezifikation enthält die übrigen Zusatzleistungsvariablen (BA, GB, KB, SZ, AZL) als exogene Variablen.¹³ Zur Berechnung der geschätzten partiellen Produktionselastizitäten werden die geschätzten Koeffizienten sowie die entsprechenden Stichprobenmittelwerte von $\ln A$ ($\overline{\ln A}$) bzw. $\ln K$ ($\overline{\ln K}$) verwendet (vgl. Greene 1990, S. 217).

(Tabelle 2 – Tabelle 7 ungefähr hier)

Alle Schätzungen wurden mit der OLS-Methode durchgeführt. Die Schätzergebnisse sind sowohl zwischen den Produktionsfunktionstypen als auch zwischen den Modellspezifikationen nahezu identisch und insofern als sehr robust einzuschätzen.¹⁴ Es gibt keine signifikanten Vorzeichenwechsel zwischen den einzelnen Modellen und der Anteil der Gesamtvarianz, die durch das jeweilige Modell erklärt wird (R^2) liegt stets über 85%.

Um herauszufinden, welcher der drei Produktionsfunktionstypen die Realität am besten abbildet, können Koeffizienten-F-Tests¹⁵ hilfreich sein (vgl. Tabelle 3, Tabelle 5 sowie Tabelle 7). Hierzu wird zunächst die CES-Variable $[(\ln K - \ln A)^2]$ getestet [$H_0: \beta_3 = 0$ (aus Gleichung (5))]. Es zeigt sich, dass in allen drei Modellspezifikationen sowohl für West- als auch für Ostdeutschland die CES-Spezifikation der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion überlegen ist. Dies kann auch aus dem stets hochsignifikanten Koeffizienten der CES-Variable geschlossen werden. In einem

zweiten Schritt werden die Translog-Variablen $[\frac{(\ln K)^2}{2}, \frac{(\ln A)^2}{2}, \ln K \cdot \ln A]$ getestet [$H_0: \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$ (aus Gleichung (6))]. Wie sich herausstellt, wird das Translog-

¹³ In diesem Fall ist die Zusatzleistungsvariable (ZLV) in den oben vorgestellten Produktionsfunktionen als Vektor zu schreiben.

¹⁴ Alle Funktionstypen wurden zusätzlich als Basismodell geschätzt. Hierbei werden als exogene Variablen lediglich die Produktionsfaktoren Arbeit und Kapital sowie gegebenenfalls Interaktionen von Arbeit und Kapital verwendet. Durch die Hinzunahme weiterer exogener Variablen veränderten sich die Schätzergebnisse bezüglich der Basisvariablen kaum. Auch dies spricht für die Güte der Modellanpassung.

¹⁵ Hierbei wird untersucht, ob die Summe der quadrierten OLS-Residuen eines restringierten Modells (hier wird die Nullhypothese angenommen) signifikant größer ist als die Summe der quadrierten Residuen eines unrestringierten Modells. Unter der Nullhypothese tragen die zur Disposition

Modell in allen Schätzungen gegenüber der Cobb-Douglas-Spezifikation präferiert. Abschließend wird die Translog- der CES-Funktion gegenübergestellt [$H_0: \beta_3 = \beta_4$ und zugleich $\beta_3 = -\beta_5$ (aus Gleichung (6))]. In keiner der Schätzungen kann die Nullhypothese verworfen werden. Das maximale Signifikanzniveau (Probvalue) liegt stets über 10 Prozent. Somit gibt es keinen Grund, davon auszugehen, dass die Translog- der CES-Spezifikation überlegen ist. Allerdings kann auch nicht auf den umgekehrten Zusammenhang, dass die CES- gegenüber der Translog-Funktion vorzuziehen ist, geschlossen werden.

In Bezug auf den unterstellten Einfluss betrieblicher Zusatzleistungen auf das Produktionsergebnis bestätigen die Schätzergebnisse die Anreiztheorien. Die prinzipielle Leistungsgewährung (ZL) sowie die Anzahl der bereitgestellten Leistungen (ZZL) sind in allen Schätzungen hochgradig positiv signifikant (vgl. Tabelle 2 sowie Tabelle 4). Betrachtet man einzelne Leistungsarten, so ergibt sich ein ähnliches Bild. Den Schätzergebnissen in Tabelle 6 zufolge weisen Gewinnbeteiligung (GB) und Sonderzahlungen (SZ) über alle Produktionsfunktionstypen sowohl für West- als auch für Ostdeutschland den vorhergesagten signifikanten positiven Koeffizienten auf. Für die betriebliche Altersversorgung (BA) und andere Zusatzleistungen (AZL) ist dies nur für Westdeutschland der Fall. Für Ostdeutschland hingegen sind die Koeffizienten stets nicht signifikant von null verschieden. Die Schätzergebnisse bezüglich der übrigen erklärenden Variablen sind plausibel. Der Anteil der Qualifizierten (QUAL) steht in allen Schätzungen in einem positiven Zusammenhang mit der Produktivität, wohingegen der Anteil der Teilzeitbeschäftigten (TEIL) und der Auszubildenden (AAZUBI) in negativem Zusammenhang mit dem Produktionsergebnis steht. Eine tarifliche Bindung (TARIF) hängt negativ mit der Produktivität eines Betriebes zusammen. Prozessinnovationen (PZI) stehen nur in Westdeutschland in positivem Zusammenhang mit der Produktivität. Die Dummy-Variable für veraltete technische Anlagen (TAA) ist meist negativ signifikant. Die Tatsache, dass die Anlagen auf dem neuesten Stand der Technik sind (TAN) scheint dagegen nicht mit der Produktivität in Verbindung zu stehen. Befindet sich der Betrieb mehrheitlich in ausländischem Eigentum (AEIG) so weist er unter sonst gleichen Bedingungen eine höhere Produktivität auf. In allen Schätzungen ist der Koeffizient von AEIG hochgradig positiv signifikant. Damit bestätigen die Schätzergebnisse die Theorie des „foreign ownership factor“ (vgl. Davies, Lyons 1991), wonach Direktinvestitionen nicht nur als Transfer von Finanzkapital anzusehen sind, sondern auch einen Transfer jener Faktoren

stehenden Variablen (in ihrer Summe) nur wenig zum Erklärungsgehalt des entsprechenden Modells bei (vgl. Pindyck, Rubinfeld 1998, S. 129).

bedeuten, welche die Wettbewerbsstärke eines Unternehmens ausmacht. Demnach sind es gerade die sehr produktiven Unternehmen, die im Ausland investieren.

Der Koeffizient von Kapital nimmt in einigen Schätzungen ein (signifikant) negatives Vorzeichen an, was zunächst unplausibel erscheinen mag. Allerdings sind die (geschätzten) partiellen Produktionselastizitäten von Kapital stets positiv, so dass den negativen Koeffizientenvorzeichen keine weitere Bedeutung zugemessen werden muss.

4. SCHÄTZPROBLEME UND EINSCHRÄNKUNGEN DER AUSSAGEKRAFT

Ökonometrische Schätzungen sind fast immer mit Problemen behaftet, die die Aussagekraft der Ergebnisse beeinträchtigen. Dies ist auch für die vorangegangenen Schätzergebnisse der Fall, weshalb einige Schätzprobleme und Lösungsmöglichkeiten an dieser Stelle diskutiert werden sollen.

4. 1 KAUSALITÄTSPROBLEM

Ökonometrische Schätzungen erfassen lediglich statistische und keine kausalen Zusammenhänge (vgl. Hübler 1989, S. 15). Es ist z.B. nicht geklärt, ob sich die Existenz betrieblicher Zusatzleistungen positiv auf die Produktivität auswirkt oder die Produktivität eines Betriebes positiv auf die Gewährung zusätzlicher Leistungen wirkt. Diesem Problem kann zumindest teilweise entgegnet werden, indem zeitverzögerte exogene Variablen verwendet werden. So könnte man in den Produktivitätsschätzungen das Produktionsergebnis aus dem Jahr 2003 als endogene Variable definieren. Die exogenen Variablen, insbesondere betriebliche Zusatzleistungen, wären dann um drei Jahre zeitverzögert. Da die Gewährung betrieblicher Zusatzleistungen jedoch sehr zeitinvariant ist, sich also nur über sehr lange Zeiträume verändert, wurde auf eine zeitliche Verzögerung verzichtet.

Es ist davon auszugehen, dass die Produktivität eines Betriebes Einfluss auf die Existenz zusätzlicher Leistungen in diesem Betrieb hat. In vereinfachter Form kann ein entsprechendes Schätzmodell geschrieben werden als:

$$(1) \quad ZLV = \beta_0 + \beta_1 Y + Z\beta_2 + \varepsilon$$

mit ZLV = Zusatzleistungsvariable; Y = Produktivität; Z = Vektor an übrigen erklärenden Variablen; ε = Störterm.

In dieser Arbeit wurden betriebliche Zusatzleistungen als exogene Variablen betrachtet und ihre Wirkung auf die Produktivität untersucht (vgl. Tabelle 2, Tabelle 4 und Tabelle 6). Das entsprechende Schätzmodell sieht in sehr vereinfachter Form wie folgt aus:

$$(2) \quad Y = \alpha_0 + \alpha_1 ZLV + V\alpha_2 + v$$

mit Y = Produktivität; ZLV = Zusatzleistungsvariable; V = Vektor an übrigen erklärenden Variablen; v = Störterm.

Die betrieblichen Zusatzleistungen in Gleichung (2) sind gemäß Gleichung (1) endogen. Die Variable ZLV ist mit dem Störterm v korreliert, was zu verzerrten Schätzergebnissen führt (vgl. Baltagi 1998, S. 276). Wenn der Störterm v zufällig steigt, erhöht sich damit unmittelbar die Produktivität (Y). Gleichung (1) zufolge wirkt sich dies auf die Wahrscheinlichkeit für die Existenz betrieblicher Zusatzleistungen (ZLV) aus. Dies wiederum hat Einfluss auf die Produktivität. Eine OLS-Regression schreibt beide produktivitätsändernden Effekte dem Einfluss zusätzlicher Leistungen zu und über- oder unterschätzt damit den Koeffizienten α_1 . Für die prinzipielle Gewährung von Zusatzleistungen (ZL) und die Anzahl der gewährten Zusatzleistungen (ZZL) wurden Durbin-Wu-Hausman Tests für die Translog-Spezifikation durchgeführt. Hierbei wird ε (der Störterm aus Gleichung (1)) als exogene Variable in Gleichung (2) aufgenommen. Erweist sich der Koeffizient von ε als signifikant von null verschieden, so liegt ein Endogenitätsproblem vor und der OLS-Schätzer ist verzerrt (vgl. Pindyck, Rubinfeld 1998, S. 353-354). Die entsprechenden $|t|$ -Werte liegen für Westdeutschland bei 7,06 (für ZL) bzw. 11,5 (für ZZL) und für Ostdeutschland bei 5,77 (für ZL) bzw. 9,18 (für ZZL). Sie sind hochgradig signifikant. Man hat somit Grund zur Annahme, dass betriebliche Zusatzleistungen endogen und die Schätzergebnisse damit nicht erwartungstreu sind. Eine Möglichkeit, die Endogenität betrieblicher Zusatzleistungen und die daraus resultierenden Schätzprobleme zu umgehen ist die Instrumentalisierung der Zusatzleistungsvariable in Gleichung (2). Hierbei wird die Zusatzleistungsvariable durch eine andere Variable ersetzt. Die Instrumentalvariable ist so zu wählen, dass sie möglichst stark mit der Zusatzleistungsvariable korreliert ist aber nicht mit dem Störterm aus Gleichung (2) (vgl. Dougherty 2002, S. 252). Eine besondere Form der Instrumentalisierung ist die Two-Stage Least Squares Methode (2SLS) (vgl. Greene 1990, S. 622-624). In einem ersten Schritt wird zunächst Gleichung (1) geschätzt. Anschließend werden die geschätzten Werte für die Zusatzleistungsvariable ($Z\hat{L}V = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 Y + Z\hat{\beta}_2$) in Gleichung (2) aufgenommen ($Y = \alpha_0 + \alpha_1 Z\hat{L}V + V\alpha_2 + v$). Die Translog-Produktionsfunktion wurde mit der 2SLS-Methode geschätzt.¹⁶

¹⁶ Es wurde die Translog-Spezifikation gewählt, da sie den allgemeinsten Funktionstyp darstellt und sich weder die Cobb-Douglas- noch die CES-Funktion als überlegen erwiesen hat.

(Tabelle 8 und Tabelle 9 – ungefähr hier)

Die Zusatzleistungsvariablen ZL und ZZL bleiben positiv signifikant, was auf eine produktivitätssteigernde Wirkung zusätzlicher Leistungen schließen lässt. Werden die unterschiedlichen Formen betrieblicher Zusatzleistungen getrennt betrachtet, so ergeben sich allerdings Abweichungen zwischen den Schätzergebnissen der 2SLS-Schätzung und der OLS-Schätzung. Für Westdeutschland sind die Koeffizienten für die Existenz einer betrieblichen Altersversorgung, Gewinnbeteiligung und anderer Zusatzleistungen weiterhin positiv signifikant. Die Gewährung von Sonderzahlungen hingegen steht nicht mehr in signifikantem Zusammenhang mit der Produktivität eines Betriebs. Die Existenz einer Kapitalbeteiligung weist sogar einen negativ-signifikanten Koeffizienten auf. Für Ostdeutschland hat lediglich die Bereitstellung von Sonderzahlungen noch den vorhergesagten positiven signifikanten Koeffizienten. Die Gewährung anderer Zusatzleistungen weist ein signifikantes negatives Koeffizienten vorzeichen auf. Es wird somit deutlich, dass das Endogenitätsproblem bei der Untersuchung einzelner Leistungsformen eine bedeutende Rolle spielt.

4. 2 DER EINFLUSS UNBEOBACHTETER HETEROGENITÄT

Eine andere Problematik, die alle ökonometrischen Untersuchungen gemein haben, ist der Einfluss unbeobachteter Heterogenität. Werden Einflussfaktoren nicht in den Schätzungen berücksichtigt¹⁷ - sei es weil sie nicht beobachtbar sind oder weil deren Beobachtung mit zu hohem Aufwand verbunden ist – kommt es zu verzerrten OLS-Schätzern (vgl. Dougherty 2002, S. 272-275). Das heißt, der Einfluss der exogenen Variablen wird über- oder unterschätzt, da sie mit dem Störterm korreliert sind. Es ist allerdings unmöglich alle Einflussfaktoren in eine Schätzung aufzunehmen. Somit bleibt das Problem der unbeobachteten Heterogenität immer bestehen. Durch Panelschätzungen kann das Problem allerdings minimiert werden (vgl. Pindyck, Rubinfeld 1998, S. 250). Für den Untersuchungsgegenstand der vorliegenden Arbeit besteht die Möglichkeit einer Längsschnittanalyse jedoch nicht. Das IAB-Betriebspanel enthält nur für das Jahr 2000 sehr umfangreiche Angaben zu betrieblichen Zusatzleistungen. Außerdem wäre der Umstand, dass die Gewährung betrieblicher Zusatzleistungen vergleichsweise zeitinvariant ist, in einer Panelschätzung mit Problemen verbunden.

Eine Form von unbeobachteter Heterogenität ist die Selektionsverzerrung. Es ist wahrscheinlich, dass Betriebe mit und ohne Zusatzleistungen sich nicht nur

¹⁷ In der englischsprachigen Literatur wird in diesem Zusammenhang oftmals von „omitted variables“ gesprochen (vgl. z.B. Dougherty 2002, S. 196-205 oder Pindyck, Rubinfeld 1998, S. 250-251).

hinsichtlich beobachteter Merkmale unterscheiden, sondern auch hinsichtlich unbeobachteter Charakteristika. Führen diese zu systematischen Unterschieden zwischen den beiden Betriebsgruppen, die sowohl die Entscheidung zur Gewährung betrieblicher Zusatzleistungen als auch die Produktivität in gleicher Richtung beeinflussen, so kommt es zu einer Selektionsverzerrung (vgl. Wolf, Zwick 2002, S. 124). Die Wirkungen, die von zusätzlichen Leistungen ausgehen, werden verzerrt geschätzt (vgl. Maddala 1983, S. 259). Quelle für derartige Selektionsverzerrungen können z.B. Unterschiede in der Managementqualität, in der Aktivität der Personalabteilung, im Betriebsklima, in den industriellen Beziehungen oder im Umgang mit Innovationen sein (vgl. Wolf, Zwick 2003, S. 56). Zusätzlich muss bedacht werden, dass sich die Produktionsprozesse und damit die Produktionsfunktionen von Betrieben mit und ohne Zusatzleistungen strukturell unterscheiden können (vgl. Wolf, Zwick 2002, S. 124). In diesem Fall ist eine gemeinsame Schätzung beider Firmentypen nicht sinnvoll (vgl. Wolf, Zwick 2002, S. 128-129). Um für eine mögliche Selektionsverzerrung zu korrigieren, kann eine zweistufige Regressionsschätzung vorgenommen werden. In der ersten Stufe wird zunächst mithilfe eines Probit-Modells die Wahrscheinlichkeit für die prinzipielle Gewährung zusätzlicher Leistungen (ZL) geschätzt. Aus diesen geschätzten Wahrscheinlichkeiten wird eine Selektionskorrekturvariable berechnet.¹⁸ In der zweiten Stufe wird diese als weitere exogene Variable in die OLS-Schätzung der Produktionsfunktion aufgenommen.¹⁹

(Tabelle 10 – ungefähr hier)

In einer Schätzung der Translog-Produktionsfunktion für alle Betriebe erweist sich der Koeffizient der Selektionskorrekturvariable als signifikant von null verschieden. Man hat deshalb Grund zur Annahme, dass eine Selektionsverzerrung vorliegt. Trotzdem bleibt der Koeffizient für die Existenz betrieblicher Zusatzleistungen (ZL) sowohl für West- als auch für Ostdeutschland positiv signifikant. Im Gegensatz zu

¹⁸ Hierbei handelt es sich um die inverse Mills-Ratio, auch als normal hazard function bezeichnet.

Die inverse Mills-Ratio berechnet sich als $\left[\frac{\phi(\hat{ZL})}{\Phi(\hat{ZL})} \right]$ für Betriebe mit Zusatzleistungen bzw. als

$\left[\frac{\phi(\hat{ZL})}{1 - \Phi(\hat{ZL})} \right]$ für Betriebe ohne Zusatzleistungen, wobei $\phi(\hat{ZL})$ die Dichtefunktion und $\Phi(\hat{ZL})$ die

Verteilungsfunktion der geschätzten Wahrscheinlichkeit für die Existenz betrieblicher Zusatzleistungen ist (vgl. Wolf, Zwick 2002, S. 125).

¹⁹ Dieses Verfahren geht auf Heckman (1976) zurück. Für eine ausführliche Darstellung der Vorgehensweise siehe Wolf, Zwick (2002) sowie Maddala (1983, S. 257-290).

den Ergebnisse von Wolf, Zwick (2002) bleibt also eine produktivitätssteigernde Wirkung betrieblicher Zusatzleistungen auch mit Einbeziehung der Selektionskorrektur nachweisbar. Ob sich Betriebe mit und ohne Zusatzleistungen in der Struktur ihrer Produktionsprozesse unterscheiden, kann mittels eines Chow-Tests überprüft werden (vgl. Pindyck, Rubinfeld 1998, S. 133-136). Für Westdeutschland nimmt die F-verteilte Teststatistik mit 25 Zähler- und 3436 Nennerfreiheitsgraden einen Wert von 1,86 an und ist damit signifikant auf dem 1%-Signifikanzniveau. Für Ostdeutschland ist die Teststatistik $F_{25, 1707}$ -verteilt und liegt bei 3,63. Die Null-Hypothese, dass die Koeffizientenblöcke bei Betrieben mit und ohne Zusatzleistungen übereinstimmen kann verworfen werden. Es ist somit nicht sinnvoll beide Firmentypen gemeinsam zu schätzen. Abschließend werden deshalb getrennte Translog-Produktionsfunktionen mit Selektionskorrektur geschätzt. Die Schätzmodelle haben die folgende Form:

$$\ln Y_1 = \beta_0 + \beta_1 \ln K + \beta_2 \ln A + \beta_3 [\ln K - \ln A]^2 + X\beta_4 + \beta_5 \left(-\frac{\phi(Z\hat{L})}{\Phi(Z\hat{L})} \right) + \varepsilon_1$$

für Betriebe, die zusätzliche Leistungen anbieten;

$$\ln Y_2 = \alpha_0 + \alpha_1 \ln K + \alpha_2 \ln A + \alpha_3 [\ln K - \ln A]^2 + X\alpha_4 + \alpha_5 \left(\frac{\phi(Z\hat{L})}{1 - \Phi(Z\hat{L})} \right) + \varepsilon_2$$

für Betriebe, die keine Zusatzleistungen gewähren.

Die Selektionsgleichung ist definiert als: $ZL = V\beta + v$ und somit $Z\hat{L} = V\hat{\beta}$, wobei ZL eine Dummy-Variable für die prinzipielle Gewährung betrieblicher Zusatzleistungen ist. V beschreibt einen Vektor an übrigen erklärenden Variablen und v bezeichnet den Störterm. Der Koeffizient β_5 kann interpretiert werden als Kovarianz der Störterme aus der Produktionsfunktion ohne Selektionskorrektur für Betriebe mit Zusatzleistungen und der Selektionsgleichung. Entsprechend misst α_5 die Kovarianz der Störterme aus der Produktionsfunktion ohne Selektionskorrektur für Betriebe ohne Zusatzleistungen und der Selektionsgleichung (vgl. Wolf, Zwick 2002, S. 125).

(Tabelle 11 und Tabelle 12 – ungefähr hier)

Tabelle 11 und Tabelle 12 stellen die Ergebnisse der getrennten Schätzungen mit und ohne Selektionskorrektur einander gegenüber. Zunächst fällt auf, dass sich die Schätzergebnisse zwischen Betrieben mit und ohne Zusatzleistungen unterscheiden. Dies spricht für eine getrennte Schätzung beider Firmentypen. Auch zwischen den Ergebnissen der Schätzungen ohne und mit Selektionskorrektur bestehen Unterschiede. So hängen z.B. tarifvertragliche Vereinbarungen (TARIF) bei Betrieben mit Zusatzleistungen unter sonst gleichen Bedingungen negativ mit der

Produktivität zusammen, wenn keine Selektionskorrekturvariable mitgeschätzt wird. Mit Selektionskorrektur ist der Koeffizient von TARIF für Ostdeutschland positiv signifikant. Einige Variablen verlieren durch die Selektionskorrektur den signifikanten Koeffizienten (z.B. TAA für Westdeutschland) oder der Koeffizient wird signifikant (z.B. FRAU). Die Tatsache, dass die Selektionskorrekturvariablen signifikant sind, spricht für das Vorliegen einer Selektionsverzerrung. Da die inverse Mills-Ratio nur negative Werte annehmen kann und der geschätzte Koeffizient β_5 stets positiv ist, wird der Erwartungswert der Produktivität bei Betrieben mit Zusatzleistungen durch die Selektionskorrektur nach unten korrigiert. Wird die Selektionsverzerrung nicht berücksichtigt, so wird die Produktivität von Betrieben, die zusätzliche Leistungen anbieten, überschätzt. Da β_5 positiv ist, kann von einer positiven Kovarianz zwischen dem Störterm in der Selektionsgleichung und dem Störterm in der Produktionsfunktion ohne Selektionskorrektur für Betriebe mit Zusatzleistungen ausgegangen werden. Dies impliziert, dass unbeobachtete Merkmale sowohl einen positiven Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit, dass ein Betrieb zusätzliche Leistungen gewährt, als auch auf die Produktivität des Betriebes haben (vgl. Wolf, Zwick 2002, S. 128 f.).

5. FAZIT

Es hat sich gezeigt, dass die Existenz betrieblicher Zusatzleistungen - auch unter Berücksichtigung einer Selektionskorrektur - in einem positiv signifikanten Zusammenhang mit der Produktivität eines Betriebes steht. Allerdings bleibt ungeklärt, ob Zusatzleistungen positiv auf die Produktivität wirken, wie es die Anreiztheorien unterstellen, oder gerade die besonders produktiven Betriebe zusätzliche Leistungen anbieten. Kausale Zusammenhänge können auf Basis der durchgeführten Untersuchungen nicht abgebildet werden. Für die Zukunft sollte deshalb der Versuch unternommen werden, die Wirkungen betrieblicher Zusatzleistungen im Längsschnitt zu analysieren.

Es wurden eine Fülle unterschiedlicher Leistungsformen im einzelnen und in ihrer Gesamtheit untersucht. Im Vergleich zu Arbeiten anderer Autoren hat sich dadurch gezeigt, dass es wenig sinnvoll ist, die Wirkung einzelner Leistungsformen, wie z.B. der Mitarbeiterbeteiligung, isoliert zu betrachten. Die weitergehende Forschung sollte die Gewährung betrieblicher Zusatzleistungen verstärkt in einen personalpolitischen Kontext setzen und gemeinsam mit anderen Bereichen, wie z.B. betriebliche Aus- und Weiterbildung, Arbeitszeit- und Entlohnungsmodelle sowie Mitarbeitermitbestimmung, untersuchen.

Tabelle 1: Beschreibung der verwendeten Variablen
(Mittelwerte und Standardabweichungen in ungewichteter Form)

Kürzel	Beschreibung	Erklärung und Operationalisierung	μ_{WEST}	σ_{WEST}	μ_{OST}	σ_{OST}
Y	Output	Geschäftsvolumen in 1999	3,72·10 ⁸	7,21·10 ⁹	5,55·10 ⁷	4,04·10 ⁸
A	Arbeit	Gesamtzahl der Beschäftigten zum 06. 2000, Teilzeitbeschäftigte werden mit dem Faktor 0,5 gewichtet	233	924	113	290
K	Kapital	Ersatzinvestitionsvolumen	235·10 ⁴	221·10 ⁵	151·10 ⁴	945·10 ⁴
ZL	Zusatzleistungen	Dummy-Variable, die den Wert „1“ annimmt, wenn der Betrieb mindestens eine der fünf nennbaren Zusatzleistungen anbietet	0,89	0,31	0,71	0,46
ZZL	Zahl der angebotenen Zusatzleistungen	Variable mit sechst Ausprägungen: „0“, wenn der Betrieb keine Zusatzleistungen anbietet „5“, wenn der Betrieb alle nennbaren Zusatzleistungen (BA, GB, KB, SZ, AZL) anbietet	1,59	0,96	1,06	0,88
BA	betriebliche Altersversorgung	Dummy-Variable, die den Wert „1“ annimmt, wenn der Betrieb eine betriebliche Altersversorgung anbietet	0,40	0,49	0,25	0,43
GB	Gewinnbeteiligung	Dummy-Variable, die den Wert „1“ annimmt, wenn der Betrieb eine Gewinnbeteiligung anbietet	0,13	0,33	0,06	0,23
KB	Kapitalbeteiligung	Dummy-Variable, die den Wert „1“ annimmt, wenn der Betrieb eine Kapitalbeteiligung anbietet	0,04	0,21	0,02	0,15
SZ	Sonderzahlungen	Dummy-Variable, die den Wert „1“ annimmt, wenn der Betrieb Sonderzahlungen anbietet	0,87	0,34	0,62	0,49
AZL	andere Zusatzleistungen	Dummy-Variable, die den Wert „1“ annimmt, wenn der Betrieb andere Zusatzleistungen anbietet	0,15	0,35	0,11	0,31
QUAL	Qualifizierte	Anteil der qualifizierten Beschäftigten (Facharbeiter, tätige Inhaber, Vorstände, Geschäftsführer, Angestellte/Beamte für qualifizierte Tätigkeiten) an allen Beschäftigten	0,68	0,28	0,80	0,24
AZUBI	Ausbildung	Dummy-Variable, die den Wert „1“ annimmt, wenn der Betrieb ausbildet	0,80	0,40	0,84	0,37
AAZUBI	Auszubildende	Anteil der Auszubildenden an allen Mitarbeitern, Teilzeitbeschäftigte werden mit dem Faktor 0,5 gewichtet	0,05	0,09	0,06	0,12
TEIL	Teilzeitbeschäftigte	Anteil der Teilzeitbeschäftigten an allen Beschäftigten	0,18	0,22	0,14	0,23
FRAU	Frauenanteil	Anteil der Frauen an allen Beschäftigten, Teilzeitbeschäftigte werden mit dem Faktor 0,5 gewichtet	0,36	0,23	0,41	0,25
TARIF	Tarifvertrag	Dummy-Variable, die den Wert „1“ annimmt, wenn der Betrieb an einen Tarifvertrag gebunden ist	0,34	0,48	0,52	0,50
PZI	Prozessinnovationen	Dummy-Variable, die den Wert „1“ annimmt, wenn der Betrieb in 1999 in Kommunikationstechnik oder Datenverarbeitung investiert hat.	0,63	0,48	0,55	0,50
TAN	technische Anlagen neu	Dummy-Variable, die den Wert „1“ annimmt für die Antwortkategorie „1=auf dem neuesten Stand“ (Referenzgröße ist die Antwortkategorie „2“)	0,22	0,42	0,19	0,39
TAA	technische Anlagen alt	Dummy-Variable, die den Wert „1“ annimmt für die Antwortkategorien „3-5=völlig veraltet“ (Referenzgröße ist die Antwortkategorie „2“)	0,31	0,46	0,35	0,48
AEIG	Ausländisches Eigentum	Dummy-Variable, die den Wert „1“ annimmt, wenn sich der Betrieb mehrheitlich oder ausschließlich in ausländischem Eigentum befindet	0,07	0,25	0,02	0,16
BR	Branche	Sieben Branchen-Dummies, Referenzkategorie ist der Dienstleistungssektor				
STB	Stellung des Betriebes	STB1 - Zentrale/Hauptverwaltung	0,13	0,33	0,05	0,23
		STB2 - Niederlassung/ Filiale	0,19	0,39	0,15	0,35
		STB3 – Mittelinstanz	0,03	0,18	0,04	0,21
		Referenzkategorie ist „Ein-Betriebs-Untern.“				

Tabelle 2: Produktionsfunktionsschätzungen unter Berücksichtigung der Existenz betrieblicher Zusatzleistungen (ZL) (OLS-Schätzungen)

	Westdeutschland			Ostdeutschland		
	CD	CES	Translog	CD	CES	Translog
Kapital (lnK)	0,169*** (13,90)	-0,026 (0,67)	-0,044 (0,83)	0,199*** (14,82)	-0,222** (2,45)	-0,280*** (3,20)
Arbeit (lnA)	0,859*** (49,48)	1,053*** (27,05)	0,980*** (16,85)	0,863*** (40,54)	1,277*** (13,81)	1,260*** (12,87)
(lnK-lnA) ²		0,012*** (5,01)			0,026*** (4,86)	
$\frac{(\ln K)^2}{2}$			0,025*** (5,01)			0,053*** (5,29)
$\frac{(\ln A)^2}{2}$			0,033** (1,96)			0,033 (1,07)
lnK·lnA			-0,022*** (2,90)			-0,044*** (2,93)
ZL	0,259*** (4,39)	0,264*** (4,49)	0,285*** (4,71)	0,281*** (6,06)	0,284*** (6,19)	0,285*** (6,14)
QUAL	0,472*** (8,09)	0,480*** (8,24)	0,468*** (7,96)	0,327*** (3,33)	0,361*** (3,75)	0,348*** (3,58)
AZUBI	0,094** (2,16)	0,094** (2,17)	0,098** (2,25)	0,077 (1,32)	0,083 (1,43)	0,081 (1,38)
AAZUBI	-1,212*** (6,70)	-1,187*** (6,59)	-1,209*** (6,74)	-1,082*** (6,51)	-1,050*** (6,14)	-1,049*** (6,24)
TEIL	-0,475*** (5,71)	-0,479*** (5,78)	-0,521*** (6,25)	-0,258** (2,47)	-0,295*** (2,84)	-0,294*** (2,79)
FRAU	0,039 (0,47)	0,044 (0,54)	0,043 (0,52)	-0,030 (0,29)	-0,020 (0,20)	-0,025 (0,25)
TARIF	-0,133*** (3,99)	-0,128*** (3,86)	-0,130*** (3,91)	-0,140*** (3,44)	-0,124*** (3,04)	-0,122*** (3,01)
PZI	0,164*** (3,72)	0,166*** (3,79)	0,171*** (3,87)	-0,033 (0,57)	-0,022 (0,40)	-0,028 (0,51)
TAN	-0,034 (0,93)	-0,040 (1,09)	-0,038 (1,06)	0,045 (0,77)	0,045 (0,78)	0,048 (0,83)
TAA	-0,083*** (2,65)	-0,082*** (2,61)	-0,080*** (2,57)	-0,062 (1,45)	-0,083** (1,98)	-0,082* (1,95)
AEIG	0,216*** (4,01)	0,217*** (4,04)	0,214*** (3,98)	0,211** (2,28)	0,229** (2,47)	0,231** (2,49)
Konstante	9,812*** (66,27)	10,554*** (54,09)	10,817*** (31,43)	9,405*** (52,33)	11,017*** (27,72)	11,435*** (24,68)

wird fortgesetzt

Fortsetzung Tabelle 2

	Westdeutschland			Ostdeutschland		
	CD	CES	Translog	CD	CES	Translog
Fallzahl	3485			1754		
R ²	0,8716	0,8722	0,8724	0,8545	0,8577	0,8579
F-Test (gesamt)	1109***	1079***	1003***	460***	447***	436***
F-Test zu ‚Arbeit‘ und ‚Kapital‘	4286***	4113***	156***	2044***	1967***	97***
F-Test zu Branchen	175***	175***	174***	63***	66***	65***
$\overline{\ln A}$ bzw. $\overline{\ln K}$	4,377 bzw. 12,696			4,096 bzw. 12,400		
$\frac{\hat{\partial} \ln Y}{\partial \ln A}$	0,859	1,253	0,845	0,863	1,709	0,850
$\frac{\hat{\partial} \ln Y}{\partial \ln K}$	0,169	0,174	0,177	0,199	0,210	0,197
$\hat{\sigma}$	1	0,526		1	0,194	

Als abhängige Variable wurde der Umsatz verwendet. Es wurden jeweils heteroskedastie-konsistente Schätzungen durchgeführt. Alle Schätzungen erfolgten mit ungewichteten Daten. Angegeben sind die geschätzten Koeffizienten und die zugehörigen |t|-Werte in Klammern; */**/** bezeichnet statistische Signifikanz auf dem 10/5/1-%-Niveau. Zusätzlich zu den aufgeführten Variablen wurden 7 Branchen-Dummies und 3 Dummies für die Stellung des Betriebs mit in die Schätzungen aufgenommen.

Quelle: IAB-Betriebspanel 2000

Tabelle 3: Koeffizienten-F-Tests zu den Modellschätzungen in Tabelle 2

		Westdeutschland	Ostdeutschland
CD vs. CES	H ₀ : $\beta_3 = 0$ [aus Gleichung (5)]	F(1,3460)=25,05***	F(1,1729)=23,60***
CD vs. Translog	H ₀ : $\beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$ [aus Gleichung (6)]	F(3,3458)=9,65***	F(3,1727)=11,01***
CES vs. Translog	H ₀ : $\beta_3 = \beta_4$ und zugleich $\beta_3 = -\beta_5$ [aus Gleichung (6)]	F(2,3458)=1,47 [Probvalue=0,2291]	F(2,1727)=0,54 [Probvalue=0,5806]

Quelle: IAB-Betriebspanel 2000

Tabelle 4: Produktionsfunktionsschätzungen unter Berücksichtigung der Anzahl der gewährten Zusatzleistungen (ZZL) (OLS-Schätzungen)

	Westdeutschland			Ostdeutschland		
	CD	CES	Translog	CD	CES	Translog
Kapital (lnK)	0,165*** (13,52)	-0,040 (1,03)	-0,058 (1,09)	0,198*** (14,62)	-0,231** (2,51)	-0,278*** (3,18)
Arbeit (lnA)	0,849*** (48,51)	1,051*** (27,16)	0,993*** (17,29)	0,864*** (40,38)	1,285*** (13,75)	1,288*** (13,09)
(lnK-lnA) ²		0,013*** (5,27)			0,026*** (4,89)	
$\frac{(\ln K)^2}{2}$			0,026*** (5,26)			0,053*** (5,28)
$\frac{(\ln A)^2}{2}$			0,031* (1,90)			0,031 (1,01)
lnK·lnA			-0,023*** (3,12)			-0,045*** (2,99)
ZZL	0,118*** (6,99)	0,121*** (7,16)	0,121*** (7,23)	0,113*** (5,06)	0,118*** (5,23)	0,117*** (5,13)
QUAL	0,445*** (7,66)	0,453*** (7,81)	0,444*** (7,61)	0,320*** (3,24)	0,354*** (3,65)	0,345*** (3,53)
AZUBI	0,087** (2,03)	0,088** (2,04)	0,089** (2,09)	0,078 (1,33)	0,083 (1,44)	0,079 (1,35)
AAZUBI	-1,222*** (6,90)	-1,196*** (6,78)	-1,21*** (6,89)	-1,107*** (6,67)	-1,074*** (6,33)	-1,072*** (6,42)
TEIL	-0,493*** (5,95)	-0,497*** (6,03)	-0,531*** (6,34)	-0,269** (2,56)	-0,306*** (2,94)	-0,301*** (2,85)
FRAU	0,058 (0,71)	0,064 (0,79)	0,065 (0,79)	-0,043 (0,41)	-0,034 (0,33)	-0,035 (0,35)
TARIF	-0,139*** (4,27)	-0,134*** (4,14)	-0,136*** (4,20)	-0,147*** (3,60)	-0,129*** (3,18)	-0,127*** (3,13)
PZI	0,153*** (3,48)	0,155*** (3,54)	0,158*** (3,60)	-0,041 (0,71)	-0,031 (0,56)	-0,037 (0,67)
TAN	-0,038 (1,06)	-0,044 (1,22)	-0,043 (1,19)	0,038 (0,66)	0,038 (0,66)	0,040 (0,69)
TAA	-0,074** (2,36)	-0,072** (2,30)	-0,071** (2,27)	-0,061 (1,42)	-0,082* (1,95)	-0,081* (1,93)
AEIG	0,202*** (3,79)	0,202*** (3,81)	0,200*** (3,75)	0,205** (2,26)	0,222** (2,46)	0,226** (2,50)
Konstante	9,994*** (71,91)	10,774*** (57,20)	11,021*** (32,59)	9,526*** (52,56)	11,170*** (27,82)	11,483*** (24,83)

wird fortgesetzt

Fortsetzung Tabelle 4

	Westdeutschland			Ostdeutschland		
	CD	CES	Translog	CD	CES	Translog
Fallzahl	3485			1754		
R ²	0,8728	0,8735	0,8736	0,8544	0,8577	0,8579
F-Test (gesamt)	1137***	1108***	1026***	458***	446***	434***
F-Test zu ‚Arbeit‘ und ‚Kapital‘	3768***	3659***	164***	2051***	1978***	101***
F-Test zu Branchen	168***	168***	167***	62***	66***	64***
$\overline{\ln A}$ bzw. $\overline{\ln K}$	4,377 bzw. 12,696			4,096 bzw. 12,400		
$\frac{\hat{\partial} \ln Y}{\partial \ln A}$	0,849	1,267	0,837	0,864	1,717	0,857
$\frac{\hat{\partial} \ln Y}{\partial \ln K}$	0,165	0,176	0,171	0,198	0,201	0,195
$\hat{\sigma}$	1	0,625		1	0,185	

Als abhängige Variable wurde der Umsatz verwendet. Es wurden jeweils heteroskedastie-konsistente Schätzungen durchgeführt. Alle Schätzungen erfolgten mit ungewichteten Daten. Angegeben sind die geschätzten Koeffizienten und die zugehörigen |t|-Werte in Klammern; */**/** bezeichnet statistische Signifikanz auf dem 10/5/1-%-Niveau. Zusätzlich zu den aufgeführten Variablen wurden 7 Branchen-Dummies und 3 Dummies für die Stellung des Betriebs mit in die Schätzungen aufgenommen.

Quelle: IAB-Betriebspanel 2000

Tabelle 5: Koeffizienten-F-Tests zu den Modellschätzungen in Tabelle 4

		Westdeutschland	Ostdeutschland
CD vs. CES	H ₀ : $\beta_3 = 0$ [aus Gleichung (5)]	F(1,3460)=27,77***	F(1,1729)=23,94***
CD vs. Translog	H ₀ : $\beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$ [aus Gleichung (6)]	F(3,3458)=10,23***	F(3,1727)=11,34***
CES vs. Translog	H ₀ : $\beta_3 = \beta_4$ und zugleich $\beta_3 = -\beta_5$ [aus Gleichung (6)]	F(2,3458)=0,99 [Probvalue=0,3725]	F(2,1727)=0,39 [Probvalue=0,6795]

Quelle: IAB-Betriebspanel 2000

Tabelle 6: Produktionsfunktionsschätzungen unter Berücksichtigung der Existenz einer betrieblichen Altersversorgung (BA), einer Gewinnbeteiligung (GB), einer Kapitalbeteiligung (KB), von Sonderzahlungen (SZ), von anderen Zusatzleistungen (AZL) (OLS-Schätzungen)

	Westdeutschland			Ostdeutschland		
	CD	CES	Translog	CD	CES	Translog
Kapital (lnK)	0,165*** (13,47)	-0,041 (1,05)	-0,058 (1,10)	0,196*** (14,47)	-0,226** (2,46)	-0,280*** (3,18)
Arbeit (lnA)	0,848*** (48,16)	1,051*** (27,16)	0,985*** (16,98)	0,861*** (40,33)	1,275*** (13,63)	1,264*** (12,82)
(lnK-lnA) ²		0,013*** (5,30)			0,026*** (4,81)	
$\frac{(\ln K)^2}{2}$			0,026*** (5,29)			0,053*** (5,22)
$\frac{(\ln A)^2}{2}$			0,033** (1,98)			0,032 (1,05)
lnK·lnA			-0,023*** (3,14)			-0,044*** (2,92)
BA	0,126*** (3,87)	0,129*** (3,99)	0,131*** (4,05)	0,032 (0,77)	0,048 (1,13)	0,046 (1,10)
GB	0,126*** (3,61)	0,129*** (3,70)	0,127*** (3,64)	0,147** (2,04)	0,141* (1,94)	0,143** (1,96)
KB	0,083 (1,32)	0,077 (1,22)	0,067 (1,04)	0,126 (1,49)	0,130 (1,55)	0,127 (1,52)
SZ	0,169*** (3,21)	0,172*** (3,27)	0,185*** (3,45)	0,267*** (6,56)	0,265*** (6,51)	0,265*** (6,54)
AZL	0,089** (2,29)	0,093** (2,43)	0,095** (2,45)	0,058 (1,07)	0,059 (1,07)	0,057 (1,04)
QUAL	0,445*** (7,66)	0,453*** (7,81)	0,443*** (7,59)	0,324*** (3,29)	0,357*** (3,69)	0,345*** (3,54)
AZUBI	0,089** (2,08)	0,090** (2,09)	0,092** (2,15)	0,072 (1,23)	0,077 (1,33)	0,075 (1,28)
AAZUBI	-1,226*** (6,91)	-1,200*** (6,79)	-1,220*** (6,92)	-1,096*** (6,52)	-1,062*** (6,18)	-1,061*** (6,27)
TEIL	-0,490*** (5,87)	-0,494*** (5,95)	-0,533*** (6,33)	-0,275*** (2,61)	-0,313*** (2,99)	-0,311*** (2,92)
FRAU	0,050 (0,61)	0,056 (0,68)	0,054 (0,66)	-0,039 (0,38)	-0,033 (0,32)	-0,036 (0,35)
TARIF	-0,131*** (3,94)	-0,126*** (3,79)	-0,127*** (3,82)	-0,126*** (3,09)	-0,109*** (2,69)	-0,107*** (2,65)
PZI	0,153*** (3,46)	0,154*** (3,52)	0,159*** (3,60)	-0,039 (0,69)	-0,030 (0,54)	-0,035 (0,64)
TAN	-0,037 (1,01)	-0,043 (1,17)	-0,041 (1,15)	0,027 (0,45)	0,027 (0,47)	0,030 (0,51)
TAA	-0,074** (2,34)	-0,072** (2,30)	-0,071** (2,27)	-0,059 (1,39)	-0,080* (1,91)	-0,079* (1,89)
AEIG	0,204*** (3,84)	0,204*** (3,85)	0,201*** (3,80)	0,191** (2,10)	0,210** (2,31)	0,213** (2,34)
Konstante	9,951*** (68,43)	10,733*** (56,28)	10,984*** (32,39)	9,477*** (52,67)	11,096*** (27,59)	11,480*** (24,65)

wird fortgesetzt

Fortsetzung Tabelle 6

	Westdeutschland			Ostdeutschland		
	CD	CES	Translog	CD	CES	Translog
Fallzahl	3485			1754		
R ²	0,8729	0,8736	0,8737	0,8555	0,8587	0,8589
F-Test (gesamt)	989***	968***	907***	398***	390***	387***
F-Test zu ‚Arbeit‘ und ‚Kapital‘	3590***	3494***	157***	2018***	1952***	97***
F-Test zu Branchen	168***	168***	167***	65***	67***	66***
$\overline{\ln A}$ bzw. $\overline{\ln K}$	4,377 bzw. 12,696			4,096 bzw. 12,400		
$\frac{\hat{\partial} \ln Y}{\partial \ln A}$	0,848	1,267	0,837	0,861	1,707	0,849
$\frac{\hat{\partial} \ln Y}{\partial \ln K}$	0,165	0,175	0,171	0,196	0,206	0,197
$\hat{\sigma}$	1	0,609		1	0,189	

Als abhängige Variable wurde der Umsatz verwendet. Es wurden jeweils heteroskedastie-konsistente Schätzungen durchgeführt. Alle Schätzungen erfolgten mit ungewichteten Daten. Angegeben sind die geschätzten Koeffizienten und die zugehörigen |t|-Werte in Klammern; ***/**/* bezeichnet statistische Signifikanz auf dem 10/5/1%-Niveau. Zusätzlich zu den aufgeführten Variablen wurden 7 Branchen-Dummies und 3 Dummies für die Stellung des Betriebs mit in die Schätzungen aufgenommen.

Quelle: IAB-Betriebspanel 2000

Tabelle 7: Koeffizienten-F-Tests zu den Modellschätzungen in Tabelle 6

		Westdeutschland	Ostdeutschland
CD vs. CES	H ₀ : $\beta_3 = 0$ [aus Gleichung (5)]	F(1,3456)=28,06***	F(1,1725)=23,13***
CD vs. Translog	H ₀ : $\beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$ [aus Gleichung (6)]	F(3,3454)=10,45***	F(3,1723)=10,79***
CES vs. Translog	H ₀ : $\beta_3 = \beta_4$ und zugleich $\beta_3 = -\beta_5$ [aus Gleichung (6)]	F(2,3454)=1,18 [Probvalue=0,3087]	F(2,1723)=0,47 [Probvalue=0,6268]

Quelle: IAB-Betriebspanel 2000

Tabelle 8: 2SLS-Translog-Produktionsfunktionsschätzungen für Westdeutschland

Kapital (lnK)	-0,052 (0,56)	-0,092 (1,03)	-0,107 (1,20)
Arbeit (lnA)	1,058*** (9,66)	0,902*** (9,23)	0,960*** (8,60)
$\frac{(\ln K)^2}{2}$	0,024** (2,15)	0,027*** (2,60)	0,027*** (2,61)
$\frac{(\ln A)^2}{2}$	-0,012 (0,49)	0,027 (1,38)	-0,001 (0,02)
lnK·lnA	-0,015 (1,06)	-0,021* (1,65)	-0,017 (1,21)
\hat{ZL}	0,033*** (2,58)		
\hat{ZZL}		0,560*** (12,66)	
$\hat{B\hat{A}}$			0,450*** (5,14)
$\hat{G\hat{B}}$			0,198*** (2,61)
$\hat{K\hat{B}}$			-0,225*** (3,44)
$\hat{S\hat{Z}}$			-0,031 (0,63)
$\hat{A\hat{ZL}}$			0,276** (2,19)
QUAL	0,435*** (6,59)	0,196*** (3,01)	0,337*** (4,71)
AZUBI	0,048 (0,93)	0,048 (0,97)	0,056 (1,12)
AAZUBI	-0,829*** (3,51)	-0,567*** (2,59)	-0,635*** (2,67)
TEIL	-0,447*** (4,13)	-0,125 (1,20)	-0,413*** (3,71)
FRAU	0,005 (0,05)	-0,033 (0,38)	0,083 (0,78)
TARIF	-0,080** (2,17)	0,023 (0,64)	-0,026 (0,52)
PZI	0,195*** (4,30)	0,120*** (2,75)	0,154*** (3,48)
TAN	-0,046 (1,19)	-0,078** (2,10)	-0,091** (2,18)
TAA	-0,048 (1,46)	0,055* (1,69)	-0,014 (0,41)
AEIG	0,225*** (3,90)	0,217*** (3,98)	0,144** (2,31)
Konstante	10,974*** (23,43)	11,30*** (25,30)	12,005*** (23,38)
Fallzahl	2534	2578	2505
R ²	0,8998	0,9063	0,9046

Als abhängige Variable wurde der Umsatz verwendet. Es wurden jeweils heteroskedastie-konsistente Schätzungen durchgeführt. Alle Schätzungen erfolgten mit ungewichteten Daten. Angegeben sind die geschätzten Koeffizienten und die zugehörigen |t|-Werte in Klammern; */**/** bezeichnen statistische Signifikanz auf dem 10/5/1-%-Niveau. Zusätzlich zu den aufgeführten Variablen wurden 7 Branchen-Dummies und 3 Dummies für die Stellung des Betriebs mit in die Schätzungen aufgenommen.

Quelle: IAB-Betriebspanel 2000

Tabelle 9 2SLS-Translog-Produktionsfunktionsschätzungen für Ostdeutschland

Kapital (lnK)	0,048 (0,57)	-0,337*** (3,67)	-0,284*** (3,15)
Arbeit (lnA)	1,048*** (11,09)	1,225*** (12,78)	1,107*** (11,53)
$\frac{(\ln K)^2}{2}$	0,002 (0,16)	0,049*** (5,09)	0,039*** (3,85)
$\frac{(\ln A)^2}{2}$	-0,081*** (3,54)	-0,025 (1,05)	-0,039 (1,61)
lnK·lnA	0,004 (0,31)	-0,026** (2,30)	-0,012 (0,97)
\hat{ZL}	0,764*** (19,52)		
\hat{ZZL}		0,551*** (10,71)	
\hat{BA}			0,133 (1,38)
\hat{GB}			0,096 (1,36)
\hat{KB}			0,132 (1,39)
\hat{SZ}			0,233*** (5,13)
\hat{AZL}			-0,150* (1,71)
QUAL	0,272*** (3,14)	0,412*** (4,23)	0,507*** (4,99)
AZUBI	0,045 (0,82)	0,024 (0,39)	0,092 (1,53)
AAZUBI	-0,368* (1,80)	-0,543** (2,37)	-0,694*** (3,37)
TEIL	0,267*** (2,66)	-0,109 (0,97)	-0,347*** (2,84)
FRAU	-0,465*** (5,27)	-0,282*** (2,68)	-0,225** (2,27)
TARIF	0,391*** (8,83)	0,125*** (2,74)	0,025 (0,54)
PZI	-0,071 (1,60)	-0,084* (1,68)	-0,054 (1,16)
TAN	-0,015 (0,36)	0,012 (0,25)	-0,042 (0,83)
TAA	0,139*** (3,46)	0,100** (2,15)	0,012 (0,27)
AEIG	0,280*** (3,72)	0,227** (2,43)	0,281** (2,33)
Konstante	10,029*** (22,16)	12,230*** (24,77)	12,451*** (22,60)
Fallzahl	1078	1137	1065
R ²	0,9257	0,9092	0,9267

Als abhängige Variable wurde der Umsatz verwendet. Es wurden jeweils heteroskedastie-konsistente Schätzungen durchgeführt. Alle Schätzungen erfolgten mit ungewichteten Daten. Angegeben sind die geschätzten Koeffizienten und die zugehörigen |t|-Werte in Klammern; */**/** bezeichnet statistische Signifikanz auf dem 10/5/1-%-Niveau. Zusätzlich zu den aufgeführten Variablen wurden 7 Branchen-Dummies und 3 Dummies für die Stellung des Betriebs mit in die Schätzungen aufgenommen.

Quelle: IAB-Betriebspanel 2000

Tabelle 10: Translog-Produktionsfunktionsschätzungen mit Selektionskorrektur

	Westdeutschland		Ostdeutschland	
	Koeffizient	t -Wert	Koeffizient	t -Wert
Kapital (lnK)	-0,091	1,00	-0,414***	4,04
Arbeit (lnA)	0,917***	8,69	1,190***	11,33
$\frac{(\ln K)^2}{2}$	0,029***	2,72	0,056***	5,04
$\frac{(\ln A)^2}{2}$	0,048**	2,16	-0,006	0,25
lnK·lnA	-0,024*	1,78	-0,029**	2,23
ZL	1,334***	6,01	1,623***	10,63
inverse Mills-Ratio	0,632***	5,57	0,854***	8,96
QUAL	0,374***	5,52	0,446***	4,60
AZUBI	0,066	1,29	0,059	0,98
AAZUBI	-0,811***	3,58	-0,563**	2,46
TEIL	-0,336***	3,08	-0,054	0,48
FRAU	-0,112	1,18	-0,306***	3,11
TARIF	-0,017	0,42	0,126***	2,71
PZI	0,169***	3,79	-0,077	1,55
TAN	-0,049	1,25	0,023	0,48
TAA	-0,040	1,24	0,058	1,31
AEIG	0,224***	3,92	0,290***	3,05
Konstante	10,353***	21,96	11,497***	21,24
Fallzahl	2534		1078	
R ²	0,9007		0,9023	

Als abhängige Variable wurde der Umsatz verwendet. Es wurden jeweils heteroskedastie-konsistente Schätzungen durchgeführt. Alle Schätzungen erfolgten mit ungewichteten Daten. ***/** bezeichnet statistische Signifikanz auf dem 10/5/1%-Niveau. Zusätzlich zu den aufgeführten Variablen wurden 7 Branchen-Dummies und 3 Dummies für die Stellung des Betriebs mit in die Schätzungen aufgenommen.

Quelle: IAB-Betriebspanel 2000

Tabelle 11: Getrennte Translog-Produktionsfunktionsschätzungen mit und ohne Selektionskorrektur für Westdeutschland

	ohne Selektionskorrektur		mit Selektionskorrektur	
	Betriebe ohne Zusatzleistungen	Betriebe mit Zusatzleistungen	Betriebe ohne Zusatzleistungen	Betriebe mit Zusatzleistungen
Kapital (lnK)	0,0163 (0,58)	-0,056 (1,02)	-0,133 (0,36)	-0,146 (1,57)
Arbeit (lnA)	0,146 (0,43)	1,012*** (16,59)	0,027 (0,09)	0,889*** (8,30)
$\frac{(\ln K)^2}{2}$	-0,007 (0,21)	0,025*** (5,17)	0,026 (0,65)	0,032*** (2,91)
$\frac{(\ln A)^2}{2}$	0,100* (1,78)	0,026 (1,40)	0,151** (2,47)	0,045* (1,87)
lnK·lnA	0,031 (0,81)	-0,022*** (2,76)	0,028 (0,79)	-0,022 (1,56)
QUAL	0,404** (2,39)	0,465*** (7,53)	0,386** (2,05)	0,299*** (4,31)
AZUBI	-0,333** (2,32)	0,110** (2,42)	-0,212 (1,21)	0,074 (1,42)
AAZUBI	-1,156*** (2,86)	-1,210*** (6,16)	-0,955* (1,70)	-0,648*** (2,74)
TEIL	-0,432* (1,81)	-0,560*** (6,36)	-0,229 (0,72)	-0,225* (1,94)
FRAU	0,039 (0,14)	0,053 (0,61)	-0,065 (0,22)	-0,164* (1,67)
TARIF	0,015 (0,13)	-0,134*** (3,89)	0,145 (1,11)	0,053 (1,26)
PZI	0,480*** (3,64)	0,145*** (3,12)	0,449*** (3,11)	0,111** (2,40)
TAN	0,115 (0,83)	-0,046 (1,24)	0,099 (0,58)	-0,083** (2,10)
TAA	0,271** (2,38)	-0,098*** (3,04)	0,375*** (3,42)	-0,054 (1,63)
AEIG	0,159 (0,59)	0,216*** (3,95)	0,405 (1,18)	0,226*** (4,01)
$\left[\frac{\phi(\hat{ZL})}{\Phi(\hat{ZL})} \right]$				1,621*** (8,23)
$\left[\frac{\phi(\hat{ZL})}{1 - \Phi(\hat{ZL})} \right]$			0,247* (1,68)	
Konstante	10,587*** (8,27)	11,156*** (31,29)	11,579*** (6,50)	12,368*** (25,56)
Fallzahl	160	3325	124	2410
R ²	0,9039	0,8636	0,9096	0,8973

Als abhängige Variable wurde der Umsatz verwendet. Es wurden jeweils heteroskedastie-konsistente Schätzungen durchgeführt. Alle Schätzungen erfolgten mit ungewichteten Daten. Angegeben sind die geschätzten Koeffizienten und die zugehörigen |t|-Werte in Klammern; */**/** bezeichnet statistische Signifikanz auf dem 10/5/1-%-Niveau. Zusätzlich zu den aufgeführten Variablen wurden 7 Branchen-Dummies und 3 Dummies für die Stellung des Betriebs mit in die Schätzungen aufgenommen.

Quelle: IAB-Betriebspanel 2000

Tabelle 12: Getrennte Translog-Produktionsfunktionsschätzungen mit und ohne Selektionskorrektur für Ostdeutschland

	ohne Selektionskorrektur		mit Selektionskorrektur	
	Betriebe ohne Zusatzleistungen	Betriebe mit Zusatzleistungen	Betriebe ohne Zusatzleistungen	Betriebe mit Zusatzleistungen
Kapital (lnK)	-0,119 (0,57)	-0,197** (2,02)	-0,008 (0,05)	-0,350*** (2,98)
Arbeit (lnA)	1,225*** (6,46)	1,231*** (11,05)	1,034*** (5,83)	1,145*** (9,72)
$\frac{(\ln K)^2}{2}$	0,029 (1,29)	0,049*** (4,42)	0,010 (0,55)	0,050*** (3,94)
$\frac{(\ln A)^2}{2}$	0,058 (1,41)	0,044 (1,25)	0,043 (1,03)	-0,019 (0,61)
lnK·lnA	-0,038* (1,94)	-0,046*** (2,77)	-0,023 (1,24)	-0,023 (1,51)
QUAL	0,574*** (3,60)	0,298*** (2,65)	0,462*** (2,89)	0,426*** (3,82)
AZUBI	-0,162 (1,49)	0,110 (1,60)	-0,148 (1,42)	0,102 (1,44)
AAZUBI	-0,315 (0,93)	-1,250*** (6,74)	0,009 (0,02)	-0,708*** (2,82)
TEIL	-0,189 (0,79)	-0,336*** (2,94)	-0,051 (0,18)	-0,086 (0,70)
FRAU	-0,421** (2,30)	0,029 (0,27)	-0,587*** (3,50)	-0,287*** (2,66)
TARIF	-0,001 (0,01)	-0,131*** (2,83)	0,294*** (3,09)	0,144*** (2,81)
PZI	0,074 (0,82)	-0,039 (0,60)	0,036 (0,44)	-0,127** (2,11)
TAN	-0,020 (0,20)	0,063 (1,00)	-0,126 (1,38)	0,004 (0,78)
TAA	-0,043 (0,56)	-0,092* (1,92)	0,034 (0,45)	0,088* (1,72)
AEIG	0,164 (0,62)	0,250** (1,55)	0,195 (0,65)	0,303*** (3,18)
$\left[\frac{\phi(\hat{ZL})}{\Phi(\hat{ZL})} \right]$				1,125*** (10,16)
$\left[\frac{\phi(\hat{ZL})}{1 - \Phi(\hat{ZL})} \right]$			0,751*** (4,98)	
Konstante	10,866*** (10,36)	11,229*** (20,47)	9,967*** (10,37)	12,923*** (20,55)
Fallzahl	281	1473	238	840
R ²	0,8985	0,8356	0,9230	0,8918

Als abhängige Variable wurde der Umsatz verwendet. Es wurden jeweils heteroskedastie-konsistente Schätzungen durchgeführt. Alle Schätzungen erfolgten mit ungewichteten Daten. Angegeben sind die geschätzten Koeffizienten und die zugehörigen |t|-Werte in Klammern; */**/** bezeichnet statistische Signifikanz auf dem 10/5/1-%-Niveau. Zusätzlich zu den aufgeführten Variablen wurden 7 Branchen-Dummies und 3 Dummies für die Stellung des Betriebs mit in die Schätzungen aufgenommen.

Quelle: IAB-Betriebspanel 2000

LITERATUR

- Backes-Gellner, Uschi; Kay, Rosemarie; Schröer, Sanita; Wolff, Karin: Mitarbeiterbeteiligung in kleinen und mittleren Unternehmen. Verbreitung, Effekte, Voraussetzungen. Wiesbaden (Deutscher Universitäts-Verlag) 2002.
- Backes-Gellner, Uschi; Pull, Kerstin: Betriebliche Sozialpolitik und Maximierung des Shareholder Value: ein Widerspruch? Eine empirische Analyse alternativer Erklärungsansätze. In: Zeitschrift für Betriebswirtschaft, 69. Jg. (1999), H. 1, S. 51-70.
- Baltagi, Badi H.: Econometrics. Berlin, Heidelberg, New York u.a. (Springer) 1998.
- Bellmann, Lutz: Das IAB-Betriebspanel. Konzeption und Anwendungsbereiche. In: Allgemeines Statistisches Archiv, 86. Jg. (2002), S. 177-188.
- Bellmann, Lutz; Frick, Bernd: Umfang, Bestimmungsgründe und wirtschaftliche Folgen betrieblicher Zusatz- und Sozialleistungen. In: Frick, Bernd; Neubäuer, Renate; Sesselmeier, Werner (Hrsg.): Die Anreizwirkungen betrieblicher Zusatzleistungen. München, Mering (Rainer Hampp) 1999. S. 95-120.
- Blum, Ulrich; Leibbrand, Frank: Produktivitätswirkung von Mitarbeiterbeteiligungsmodellen in Deutschland. In: Wagner, Klaus-R. (Hrsg.): Mitarbeitermotivation: Visionen für eine Gesellschaft von Teilhabern. Festschrift für Michael Lezius zum 60. Geburtstag. Wiesbaden (Gabler Verlag) 2002. S. 199-213.
- Brandes, Wolfgang; Weise, Peter: Motivation, Moral und Arbeitsleistung. In: Gerlach, Knut; Schettkat, Ronald (Hrsg.): Determinanten der Lohnbildung. Theoretische und empirische Untersuchungen. Berlin (Edition Sigma) 1995. S. 233-254.
- Davies, Stephen W.; Lyons, Bruce R.: Characterising Relative Performance. The Productivity Advantage of Foreign Owned Firms in the UK. In: Oxford Economic Papers, 43. Jg. (1991), S. 584-595.
- Dougherty, Christopher: Introduction to Econometrics. New York (Oxford University Press) 2002.
- Doyé, Thomas: Analyse und Bewertung von betrieblichen Zusatzleistungen. München, Mering (Rainer Hampp) 2000.
- Engel, Peter: Betriebliche Sozialleistungen. Leitfaden für das betriebliche Sozialwesen. Köln (Peter Hanstein) 1977.
- FitzRoy, Felix R.; Kraft, Kornelius: Mitarbeiterbeteiligung und Produktivität: Eine ökonometrische Untersuchung. In: Zeitschrift für Betriebswirtschaft, 55. Jg. (1985), H. 1, S. 21-36.
- Frick, Bernd; Frick, Joachim; Schwarze, Johannes: Zusatzleistungen, Arbeitszufriedenheit und Fluktuationsneigung: Empirische Analysen mit dem "Sozio-ökonomischen Panel". In: Frick, Bernd; Neubäuer, Renate; Sesselmeier, Werner (Hrsg.): Die Anreizwirkungen betrieblicher Zusatzleistungen. München, Mering (Rainer Hampp) 1999. S. 9-31.
- Gaugler, Eduard: Betriebswirtschaftlich-soziologische Grundprobleme bei der Gewährung betrieblicher Sozialleistungen. In: Tomandl, Theodor (Hrsg.): Betriebliche Sozialleistungen. Wien, Stuttgart (Wilhelm Braumüller) 1974. S. 1-22.

- Grawert, Achim: Die Motivation der Arbeitnehmer durch betrieblich beeinflussbare Sozialleistungen. München, Mering (Rainer Hampp) 1989.
- Greene, William H.: Econometric Analysis. New York, London (Macmillan) 1990.
- Haberkorn, Kurt: Betriebliche Sozialpolitik. München (V. Florentz) 1978.
- Heckman, James: The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models. In: Annals of Economic and Social Measurement, 5. Jg. (1976), S. 475-492.
- Hentze, Joachim: Personalwirtschaftslehre 2. Personalerhaltung und Leistungsstimulation, Personalfreistellung und Personalinformationswirtschaft. Bern, Stuttgart (Paul Haupt) 1986.
- Hopfenbeck, Waldemar: Allgemeine Betriebswirtschafts- und Managementlehre. Das Unternehmen im Spannungsfeld zwischen ökonomischen, sozialen und ökologischen Interessen. Landsberg (Verlag moderne Industrie) 1989.
- Hübler, Olaf: Ökonometrie. Stuttgart, New York (Gustav Fischer) 1989.
- Hübler, Olaf: Produktivitätssteigerung durch Mitarbeiterbeteiligung in Partnerschaftsunternehmen? In: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 28. Jg. (1995), S. 214-223.
- Jirjahn, Uwe; Stephan, Gesine: Betriebliche Sonderzahlungen: Theoretische Überlegungen und empirische Befunde. In: Frick, Bernd; Neubäuer, Renate; Sesselmeier, Werner (Hrsg.): Die Anreizwirkungen betrieblicher Zusatzleistungen. München, Mering (Rainer Hampp) 1999. S. 33-67.
- Maddala, G.S.: Limited-dependent and qualitative variables in econometrics. Cambridge, London, New York u.a. (Cambridge University Press) 1983.
- Möller, Iris: Produktivitätswirkung von Mitarbeiterbeteiligung. In: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 33. Jg. (2000), H. 4, S. 565-582.
- Pindyck, Robert S.; Rubinfeld, Daniel L.: Econometric Models and Economic Forecasts. Boston, Burr Ridge, Dubuque u.a. (Irwin/McGraw-Hill) 1998.
- Pleiß, Ulrich: Freiwillige soziale Leistungen der industriellen Unternehmung. Versuch einer Wesenserfassung und systematischen Ordnung. Berlin (Duncker&Humblot) 1960.
- Pull, Kerstin: Übertarifliche Entlohnung und freiwillige betriebliche Leistungen. Personalpolitische Selbstregulierung als implizite Verhandlung. München, Mering (Rainer Hampp) 1996.
- Reichwein, Roland: Funktionswandlungen der betrieblichen Sozialpolitik. Köln, Opladen (Westdeutscher Verlag) 1965.
- Schank, Thorsten: The Impact of Working Time on Employment, Wages and Productivity. Evidence from IAB Establishment Panel Data. Nürnberg 2003.
- Schnabel, Claus: Mitarbeiterbeteiligung - ein guter Weg zu höherer Produktivität und Flexibilität. In: Sozialer Fortschritt, 53. Jg. (2004), H. 4, S. 81-87.

- Schnabel, Claus; Wagner, Joachim: Betriebliche Altersversorgung: Verbreitung, Bestimmungsgründe und Auswirkungen auf die Personalfuktuation. In: Frick, Bernd; Neubäuer, Renate; Sesselmeier, Werner (Hrsg.): Die Anreizwirkungen betrieblicher Zusatzleistungen. München, Mering (Rainer Hampp) 1999. S. 69-93.
- Schröder, Gerhard: Mitarbeiterbeteiligung als ein Weg zur Teilhabegesellschaft. In: Gewerkschaftliche Monatshefte, 51. Jg. (2000), H. 6, S. 321-327.
- Uhle, Carlhans: Betriebliche Sozialleistungen. Entwicklungslinien und Ansätze einer Erklärung ihrer Bereitstellung. Köln (Müller Botermann) 1987.
- Wagner, Dieter; Grawert, Achim: Sozialleistungsmanagement. Mitarbeiter-motivation mit geringem Aufwand. München (C. H. Beck'sche Verlagsbuch-handlung) 1993.
- Wolf, Elke; Zwick, Thomas: Produktivitätswirkung von Mitarbeiterbeteiligung. Der Einfluss von unbeobachteter Heterogenität. In: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 35. Jg. (2002), H. 1, S. 123-132.
- Wolf, Elke; Zwick, Thomas: Höhere Produktivität durch modernes Personalmanagement? Schwierigkeiten bei der Messung und Beurteilung des Beitrags innovativer HR-Maßnahmen zur Produktivität. In: Personalführung, 36. Jg. (2003), H. 3, S. 54-58.
- Zou, Liang: Incentive Roles of Fringe Benefits in Compensation Contracts. In: Journal of Economics, 65. Jg. (1997), H. 2, S. 181-199.

In der Diskussionspapierreihe sind zuletzt erschienen:

Recently published Discussion Papers:

33	Lutz, R.	Produktivitätseffekte betrieblicher Zusatzleistungen	04/2005
32	Addison, J.T., Schank, T., Schnabel, C., Wagner, J.	Do Works Councils Inhibit Investment?	01/2005
31	Schnabel, C., Wager, J.	Determinants of Union Membership in 18 EU Countries: Evidence from Micro Data, 2002/03	01/2005
30	Brixy, U., Kohaut, S., Schnabel, C.	How fast do newly founded firms mature? Empirical analyses on job quality in start-ups	11/2004
29	Andrews, M.J., Schank, T., Upward, R.	Practical estimation methods for linked employer-employee data	09/2004
28	Brixy, U., Kohaut, S., Schnabel, C.	Do newly founded firms pay lower wages? First evidence from Germany	07/2004
27	Schank, T., Schnabel, C., Wagner, J.	Exporting firms do not pay higher wages, <i>ceteris paribus</i> . First evidence from linked employer-employee data	06/2004
26	List, J., Schnabel, C.	Bildungsstagnation bei abnehmender Erwerbsbevölkerung – Bildungspolitische Herausforderungen durch Geringqualifizierte	05/2004
25	Andrews, M.J., Schank, T., Simmons, R.	Does Worksharing Work? Some Empirical Evidence from the IAB Panel	05/2004
24	Schank, T., Schnabel, C.	Betriebliche Determinanten des Überstundeneinsatzes	02/2004
23	Kohaut, S., Schnabel, C.	Verbreitung, Ausmaß und Determinanten der übertariflichen Entlohnung	12/2003

Eine aktualisierte Liste der Diskussionspapiere findet sich auf der Homepage:
<http://www.arbeitsmarkt.wiso.uni-erlangen.de/>

An updated list of discussion papers can be found at the homepage:
<http://www.arbeitsmarkt.wiso.uni-erlangen.de/>