

Auswirkungen von Innovationen auf Lohn- und Produktivitätsangleichung zwischen ost- und west-deutschen Unternehmen^{*}

von

**Martin FALK und Friedhelm Pfeiffer
Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung**

Beitrag veröffentlicht:

Innovationen in Ostdeutschland,

M. Fritsch, F. Meyer-Kraemer, Pleschak (Hrsg), S. 145-168

Martin Falk
Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung
L7,1 D-68161 Mannheim
P.O. Box 103443
Tel: 0621 1235 153
Fax: 0621 1235 225
E-Mail: falk@zew.de

^{*} Wir danken Marian Beise für hilfreiche Kommentare und Florian Heiß für die stets kompetente und zuverlässige Forschungsassistenz. Für finanzielle Unterstützung danken wir der Deutschen Forschungsgemeinschaft im Rahmen des Programms "Industrieökonomik und Inputmärkte".

Abstract: In dieser Arbeit werden die Auswirkungen von technischen Innovationen (Produkt- und Prozeßinnovationen) auf den Anpassungsprozeß ostdeutscher Unternehmen untersucht. Die Ergebnisse der ökonometrischen Analyse auf der Basis des Mannheimer Innovationspanels der Jahre 1992-1994 zeigen, daß ostdeutsche Produkt- und Prozeßinnovatoren einen höheren Produktivitätszuwachs als Nichtinnovatoren erzielen. Ostdeutsche Prozeßinnovatoren und Unternehmen mit ausländischer oder westdeutscher Beteiligung weisen den höchsten Produktivitätsfortschritt auf. Das Tempo der Lohnangleichung wird ebenfalls positiv von Innovationen beeinflusst. Eine weiterführende Analyse zeigt, daß ein Teil des Produktivitätszuwachses auf Verbesserungen der Ressourcenallokation von Vorleistungen und Arbeit zurückzuführen ist.

Sichworte: Neue Bundesländer, totale Faktorproduktivität, Mikroökonomische Anpassung, technische Innovationen.

JEL Klassifikation: D24, L 60.

1 Einleitung

Trotz bemerkenswerter Anpassungsfortschritte liegt die Produktivität der ostdeutschen Industrieunternehmen unterhalb des westdeutschen Niveaus. Seit 1994 hat sich der Produktivitätszuwachs auf gesamtwirtschaftlicher Ebene verlangsamt und auch der Aufholprozeß der Unternehmen scheint ins Stocken zu geraten.¹ Allerdings gibt es erhebliche Unterschiede zwischen den Unternehmen, deren empirische Relevanz in der vorliegenden Arbeit für die Anpassungsfortschritte relativ zu westdeutschen Unternehmen untersucht werden.

Ziel der Arbeit ist es, die Auswirkungen von technischen Innovationen (Produkt- und Prozeßinnovationen) auf den Produktivitäts- und Lohnangleichungsprozeß ostdeutscher Industrieunternehmen zwischen 1992 und 1994 zu untersuchen. Desweiteren wird das Ausmaß von Allokationsverzerrungen im Transformationsprozeß quantifiziert. Auf das Vorhandensein von Allokationsverzerrungen im Einsatz von Arbeit und Kapital in den neuen Ländern hat besonders Sinn (1995) hingewiesen. Bisher gibt es in der Literatur unserer Wissens jedoch noch keine produktionstheoretisch fundierte empirische Messung des Ausmaßes der allokativen Ineffizienz und seiner zeitlichen Entwicklung. Da die Unternehmen in den neuen Bundesländern auch in Zukunft einem weiteren starken Anpassungs- und Umstrukturierungsdruck ausgesetzt sind, kann das Maß Aufschluß über die Richtung der Umstrukturierung hinsichtlich des Einsatzes von Vorleistungen, Arbeit und Kapital geben.

Die Produktivitätsangleichung zwischen Ost- und Westdeutschland ist bereits mehrfach mit verschiedenen Methoden und unterschiedlichen Produktivitätsmaßen untersucht worden, wobei sektorale und gesamtwirtschaftliche Untersuchungen vorherrschen (siehe Boltho et al., 1996, Brautzsch und Schneider, 1996, Hitchens et al., 1993, Hallet und Ma, 1994). Eine Ausnahme stellt die Arbeit von Fritsch (1995) dar, der auf der Basis eines Querschnitts von Unternehmensdaten aus dem Jahre 1993 auf die erhebliche Streuung der Arbeitsproduktivität ostdeutscher im Vergleich zu westdeutschen Unternehmen hinweist. Demnach hatten bei einer durchschnittlichen Arbeitsproduktivität von 45% des westdeutschen Niveaus bereits ein (kleiner) Teil der ostdeutschen Unternehmen das Produktivitätsniveau vergleichbarer westdeutscher Unternehmen erreicht bzw. überholt.

¹ Siehe Klodt (1996).

Im Unterschied zu den genannten Arbeiten werden in der vorliegenden Studie die Anpassungsfortschritte in den neuen Bundesländern im Vergleich zu den alten Bundesländern auf der Unternehmensebene auf der Basis von Paneldaten mikroökonomisch quantifiziert. Als Produktivitätsmaß wird die totale Faktorproduktivität verwendet. Zusätzlich wird die Angleichung der Arbeitskosten in den Unternehmen untersucht, wobei bei beiden Fragestellungen die Bedeutung von Produkt- und Prozeßinnovationen im Vordergrund der Untersuchung steht.

Im Aufholprozeß kommt, so das Ergebnis unserer Arbeit, der Innovationstätigkeit eine zentrale Rolle für die Stärkung der Wettbewerbsfähigkeit ostdeutscher Unternehmen zu. Weiterhin gibt es hinsichtlich der Faktoren Arbeit und Material nur noch geringe Allokationsverzerrungen. Ein weiterer Beschäftigungsrückgang in Folge einer verbesserten Ressourcenallokation ist für die betrachteten Unternehmen in der ostdeutschen Industrie nicht zu befürchten.

Die Arbeit gliedert sich wie folgt. In Abschnitt 2 werden die panelökonometrische Spezifikation der Produktionsfunktion, die Lohngleichung und das Maß der allokativen Effizienz vorgestellt. Im Abschnitt 3 und ergänzend im Anhang werden die für die Schätzung verwendeten Daten des Mannheimer Innovationspanel beschrieben. Abschnitt 4 diskutiert die Schätzergebnisse. Das Schlußkapitel schließt mit einer kritischen Würdigung der Anpassungsfortschritte der Unternehmen in der ostdeutschen Industrie ab.

2 Empirische Modellierung der Produktivitäts- und Lohnangleichung und allokativen Effizienz

2.1 Produktionsfunktion und mikroökonomische Anpassung

Ziel der Arbeit ist es, den Anpassungsfortschritt ostdeutscher im Vergleich zu westdeutschen Industrieunternehmen in den Jahren 1992 bis 1994 und dabei insbesondere die Bedeutung von Produkt- und Prozeßinnovationen zu bestimmen. Die in der Arbeit zentrale Hypothese, daß Innovationen das Produktivitätswachstum positiv beeinflussen, wird anhand der aus der mikroökonomischen Theorie bekannten Translog-Produktionsfunktion mit den drei metrisch meßbaren Inputfaktoren Arbeit (L), Kapital (K) und Vorleistungen (M) getestet. Für mehr als zwei Inputgüter sind Cobb-Douglas oder CES Produktionsfunktionen zur Beschreibung der Technologie

aufgrund der restriktiven Annahmen über die Substitutionselastizitäten in der Regel nicht geeignet.

Um eine möglichst flexible funktionale Form zu erhalten, werden für ost- und westdeutsche Unternehmen unterschiedliche Parameter der Translog-Produktionsfunktion zugelassen, die zudem für ostdeutsche Unternehmen im Zeitablauf als variabel modelliert werden. A priori kann nicht davon ausgegangen werden, daß bei unterschiedlichen Produktions- und Produktivitätsniveaus die Produktionselastizitäten gleich sind. Außerdem sind die ostdeutschen Unternehmen gerade in der äußerst dynamischen Anpassungsphase bis 1994 in erheblichem Maße restrukturiert worden. Zeitinvariante Produktionsbeiträge der einzelnen Faktoren, wie sie in dem Modell für Westdeutschland unterstellt (und getestet) werden, sind daher für die Unternehmen in den neuen Bundesländern eine zu restriktive Annahme.

Für alle Unternehmen wird der Produktivitätsfortschritt im Zeitraum 1992-94 der zwischen den Jahren 1990 und 1992 durchgeführten Produkt- und Prozeßinnovationen bzw. alternativ der im Jahre 1992 vorherrschenden Beteiligungsform modelliert. Der Heterogenität der Unternehmen wird durch firmenspezifische Effekte und weitere Kontrollvariablen (Größe des Unternehmens und Wirtschaftszweig) Rechnung getragen.

Damit unterstellen wir zur Bestimmung des Anpassungsfortschrittes der Unternehmen in den neuen Bundesländern folgendes Modell:

$$\begin{aligned}
 \ln y_{it} = & \alpha_0 + \sum_h \alpha_1^h \ln x_{it}^h + \frac{1}{2} \sum_h \sum_k \alpha_2^{hk} \ln x_{it}^h \ln x_{it}^k + \\
 (1) \quad & \sum_t \left(\sum_h \alpha_3^{ht} \ln x_{it}^h + \frac{1}{2} \sum_h \sum_k \alpha_4^{hkt} \ln x_{it}^h \ln x_{it}^k \right) D_t \text{Ost}_i + \sum_m \alpha_{5,m} B_{i,m} \\
 & + \sum_n \alpha_{6,n} G_{i,n} + \sum_{t+1} \delta_1^{t+1} D_{t+1} + \sum_t \delta_2^t D_t \text{Ost}_i + e_{it}
 \end{aligned}$$

mit $t=92,93,94$ und $i=1,\dots,382$ Firmen, wobei die Variablen wie folgt definiert sind:

- y_{it} : Output zu konstanten Preisen;
- x_{it}^h : Produktionsfaktoren h: Arbeit (L), Kapital (K), Vorleistungen (M);
- Ost_i : 0,1 Variable; 1: Unternehmen hat ihren Sitz in Ostdeutschland;
- $B_{i,m}$: 0,1 Variable für elf Wirtschaftsbereiche (Referenz: Maschinenbau);

$G_{i,n}$: 0,1 Variable für vier Größenklassen (Referenz: weniger als 100 Beschäftigte);

D_t : 0,1 Variable jeweils für drei Zeitpunkte, $t=92,93,94$.

Die Ableitung des logarithmierten Produktionswertes y_{it} nach den Inputfaktoren x_{it}^h ergibt die Produktionselastizitäten, die über die Zeit und die Unternehmen variieren:

$$(2) \frac{\partial \ln y_{it}}{\partial \ln x_{it}^h} = \sum_h \alpha_1^h + \sum_k \alpha_2^{hk} \ln x_{it}^k + \sum_t \left(\sum_h \alpha_3^{ht} + \sum_k \alpha_4^{hkt} \ln x_{it}^k \right) D_t \text{Ost}_i$$

Die Parameter α_1^h und α_2^{hk} stellen die zu bestimmenden Parameter der Produktionstechnologie dar, während $\alpha_{5,m}$ und $\alpha_{6,n}$ Branchen- und Größeneffekte messen. Die Parameter α_3^{ht} und α_4^{hkt} messen die Abweichungen der ostdeutschen von der westdeutschen Produktionstechnologie, die auf die Inputfaktoren Arbeit, Kapital und Vorleistungen zurückgeführt werden können.

Der Zuwachs an Produktivität wird, gegeben den Faktoreinsatz und die anderen individuellen Variablen, durch die Zeiteffekte gemessen. Für das ostdeutsche Produktivitätswachstum können weitere Faktoren verantwortlich sein. Es ist zu erwarten, daß Innovatoren gegenüber Nichtinnovatoren einen Produktivitätsvorsprung erzielen, wobei die Höhe des Vorsprungs vom Innovationstyp abhängen kann. Falls mit neuen oder verbesserten Produkten Umsatzerfolge erzielt werden, ist bei gegebenem Einsatz von Inputfaktoren eine Produktivitätssteigerung zu erwarten. Die Einführung kostensparender Technologien führt bei konstanter Produktion zu einer Produktivitätssteigerung. Verglichen mit der Umstellung oder Erweiterung der Produktpalette dürften von neuen Produktionsanlagen- oder verfahren größere Produktivitätssteigerungen ausgehen.

Um die Abhängigkeit des Anpassungsprozesses der ostdeutschen Unternehmen von Innovationen bzw. von den Beteiligungsverhältnisse zu modellieren, werden für δ_2^t alternativ die folgenden Gleichungen unterstellt:

$$(3) \delta_2^t = \beta_1^t + \beta_2^t \text{PZ}_i + \beta_3^t \text{PZ} \cdot \text{PD}_i + \beta_4^t \text{PD}_i$$

$$(4) \delta_2^t = \beta_5^t + \beta_6^t \text{Tochter}_i$$

mit $t=92, 93, 94$ und $i=1, \dots, 382$ Firmen. Die Variablen sind wie folgt definiert:

PD_i : 0,1 Variable; 1: nur Produktinnovationen im Zeitraum 1990-1992;

PZ_i : 0,1 Variable; 1: nur Prozeßinnovationen im Zeitraum 1990-1992

PZ · PD_i: 0,1 Variable; 1: Produkt- und Prozeßinnovationen im Zeitraum 1990-1992;
Tochter_i: 0,1 Variable; 1: Unternehmen, die 1992 zu einer ausländischen oder westdeutschen Einheit zählten.

Zurückliegende Innovationen können im Zeitablauf unterschiedlich auf den Produktivitätsfortschritt wirken; wobei die Wirkung aufgrund von Lerneffekten typischerweise zunächst zunimmt und dann allmählich abklingt. Das Maß für die Innovationen ist qualitativer Natur und ergibt sich aus dem Mannheimer Innovationspanel (siehe Abschnitt 3). Als Produktinnovatoren werden solche Unternehmen bezeichnet, die in dem Zeitraum 1990-1992 neue oder verbesserte Produkte eingeführt haben. Als Prozeßinnovatoren gelten Firmen, die im gleichen Zeitraum neue Produktionstechniken eingeführt haben. Mit diesen im MIP erhobenen Angaben werden drei Arten von Innovationsstrategien unterschieden: Unternehmen des ersten Typs haben nur Prozeß-, solche vom zweiten Typ nur Produktinnovationen durchgeführt und Innovatoren des dritten Typs waren in beiden Bereichen aktiv.

Alternativ zu den Innovationsindikatoren wird eine Variable eingeführt, die den Wert eins annimmt, wenn an einem Unternehmen in Ostdeutschland eine westdeutsche oder ausländische Unternehmung beteiligt ist. Unternehmen, die Teil einer größeren Einheit sind, können vom Know-how und dem Vertriebsnetz der Stammfirma profitieren und insofern eine schnellere Anpassung an das westdeutsche Niveau erreichen.²

Anhand der Koeffizienten der Innovationsvariablen und der Beteiligungsvariablen (β_2 - β_6) in Gleichung 3 und 4 kann der prozentuale Produktivitätsvorsprung von Innovatoren im Vergleich zu Nichtinnovatoren bzw. von Unternehmen mit und ohne Beteiligung in Ostdeutschland ermittelt werden. Der gesamte prozentuale Produktivitätsabstand von ostdeutschen relativ zu westdeutschen Unternehmen über die Zeitperiode 1992-94 kann dann ausgehend von Gleichung 1 bzw. 3 und 4 mit Hilfe der partiellen Effekte in der jeweiligen Zeitperiode und deren Umrechnung in Prozentwerte bestimmt werden.

² Aufgrund der relativ geringen Fallzahl konnte die Wirkung von Innovationen und Beteiligungsverhältnisse nicht in einem Modell geschätzt werden. Eine separate Modellierung erwies sich dennoch als aussagekräftig, weil es sich bei den Innovatoren und den abhängigen Unternehmen nicht um die gleiche Stichprobe handelt.

Die Translog-Produktionsfunktion wird mit Paneldatenmethoden geschätzt. Paneldaten erlauben die Zerlegung des Störterms ε_{it} in einen zeitinvarianten Firmeneffekt μ_i , der als Zufallsvariable behandelt wird, und ein zeitveränderlichen Teil ν_{it} , für den Normalverteilung mit der Varianz σ_ν^2 unterstellt wird, und der annahmegemäß nicht über die Zeit und zwischen den Unternehmen korreliert ist. Die Daten werden mittels der von Fuller-Battese (1973) vorgeschlagenen Methode umgeformt (in der transformierten Gleichung werden alle Regressoren mit einem gewichteten Firmenmittelwert bereinigt) und mittels der Kleinsten Quadrate Methode geschätzt. Die Methode ("Random-Effekt-Schätzer") liefert konsistente Schätzwerte, wenn der zeitinvariante Unternehmenseffekt nicht mit den Regressoren korreliert ist. Diese Annahme wird getestet. Im Falle der Ablehnung unkorrelierter Regressoren wird ein Instrumentenvariablenschätzer verwendet. Weitere Spezifikationstests werden in Abschnitt vier vorgestellt.

2.2 Innovation und Lohnangleichung

Innovationsaktivitäten können das Grenzprodukt des flexiblen Faktor steigern, mit der möglichen Folge einer Zunahme der Faktorentlohnung (Grossman, Helpman 1991). Unter der Annahme, daß Arbeit flexibler als Kapital eingesetzt werden kann, kann eine Innovation mit einer Wirkungsverzögerung zu einer höheren Entlohnung des Faktors Arbeit führen. Bisherige empirische Arbeiten mit Unternehmensdaten für Großbritannien (van Reenen, 1996), Frankreich (Entorf und Kramarz, 1994) und die Niederlande (Konings und Vandenbussche, 1994) finden einen positiven Zusammenhang zwischen Innovationen und Löhnen, wobei die zeitliche Verzögerung bis zu 4 Jahren beträgt. Zur Überprüfung dieses Zusammenhangs im ostdeutschen Anpassungsprozeß wird folgende Gleichung auf der Basis des Mannheimer Innovationspanels für die Jahre 1992 bis 1994 geschätzt:³

$$\begin{aligned}
 \ln w_{it} = & \gamma_0 + \sum_m \gamma_{1,m} B_{i,m} + \sum_n \gamma_{2,n} G_{i,n} + \sum_{t+1} \gamma_3^{t+1} D_{t+1} + \sum_t (\gamma_4^t + \gamma_5^t PZ_i \\
 (5) \quad & + \gamma_6^t PZ \cdot PD_i + \gamma_7^t PD_i) D_t \text{ Ost}_i + \kappa_{it} \cdot \\
 \text{bzw. } \ln w_{it} = & \dots \dots \dots (\gamma_8^t + \gamma_9^t \text{Tochter}_i).
 \end{aligned}$$

³ Dies ist eine vereinfachte empirische Variante des in der Literatur als Lohnfunktion bezeichneten Zusammenhangs zwischen den Arbeitskosten, der Anzahl der Beschäftigten, des Gewinns und weiteren Variable (siehe z.B. van Reenen, 1996).

Der Preis des Faktors Arbeit, w_{it} , im folgenden als Lohn bezeichnet, wird als Quotient von Personalaufwand und Beschäftigtenanzahl (Vollzeitbeschäftigten-äquivalent), deflationiert mit branchenspezifischen Produzentenpreisindices, gebildet. Zur Überprüfung des Zusammenhangs zwischen Löhnen und Innovationen bzw. den Beteiligungsverhältnissen wird analog zu der Produktivitätsgleichung im letzten Abschnitt die relative Lohnentwicklung zwischen Ost und West in Abhängigkeit von Produkt- und Prozeßinnovationen bzw. von der Beteiligung westdeutscher oder ausländischer Unternehmen modelliert ($\gamma_5^t, \gamma_6^t, \gamma_7^t$ und γ_9^t).

Desweiteren enthält die Lohngleichung die Anzahl der Beschäftigten, gemessen in vier Größenklassen ($G_{n,i}$), und die Branchenzugehörigkeit ($B_{m,i}$). Es ist zu erwarten, daß Großunternehmen und Unternehmen in kapitalintensiven Branchen aufgrund beispielsweise eines höheren Grades der Arbeitsteilung und einer stärkeren Spezialisierung der Arbeitskräfte eine andere Qualifikationsstruktur der Beschäftigten und somit andere Lohnkosten aufweisen. Der Störterm κ_{it} wird, wie in der Analyse der Produktivitätsanpassung auch, als Summe einer zeitinvarianten unternehmensspezifischen Zufallsgröße und einer zeitveränderlichen, über die Zeit und die Unternehmen nicht korrelierten Zufallsvariable modelliert. Für beide Größen wird die Normalverteilung unterstellt. Der zeitinvariante unternehmensspezifische Term fängt weitere absolute Lohnunterschiede zwischen den Unternehmen auf, die beispielsweise von der Organisation und der Unternehmenskultur der Belegschaft abhängen. Die Koeffizienten der Lohngleichung werden - wie die Koeffizienten der Produktionsfunktion - mit den weiter oben beschriebenen panelökonometrischen Verfahren und den Spezifikationstests bestimmt.

2.3 Zur Messung der allokativen Effizienz

Mit der in Abschnitt 2.1 beschriebenen flexiblen funktionalen Form, die Unterschiede in der Produktionstechnologie zwischen ost- und westdeutschen Unternehmen und in den ostdeutschen Unternehmen über die Zeit zuläßt, soll einerseits verhindert werden, daß die uns interessierenden Effekte von technischen Innovationen bzw. Beteiligungsverhältnissen fälschlicherweise den Einfluß einer eventuell nicht berücksichtigten zeitlich variablen Produktionsfunktion auffängt. Darüber hinaus erlaubt die Modellierung unterschiedlicher, zeitvariabler Parameter der Produktionstechnologie für ostdeutsche Unternehmen eine Messung der Entlohnung von Faktoren, die im Falle kostenminimierender Unternehmen nach der Grenzproduktregel erfolgen sollte. Gerade in der ersten Phase des Anpassungsprozesses dürfte

jedoch das unternehmerische Verhalten von dieser Regel eher abweichen, da die Faktormärkte, insbesondere die Arbeitsmärkte, kaum dem Modell der vollkommenen Konkurrenz entsprechen.

Im Fall der vollkommenen Konkurrenz entsprechen die relativen realen Faktorpreise dem Verhältnis der physischen Grenzprodukte, die allerdings dem Forscher unbekannt sind. Unter der Annahme, daß die Technologie der Unternehmen mit der Translog-Produktionsfunktion korrekt beschrieben wird, entspricht das Verhältnis der Produktionselastizitäten im Falle kostenminimierenden Verhaltens gerade den relativen Faktoranteilen d.h. es gilt:

$$(6) E_t^h / E_t^k = S_t^h / S_t^k \quad \forall h, k = M, L, K \text{ und } h \neq k.$$

Die im Zeitablauf variablen Produktionselastizitäten, E_t^h , lassen sich mit Hilfe von Gleichung 2 für jede Firma bestimmen und können geschätzt werden. Die Berechnung der Kostenanteile, S_t^h , wird in Abschnitt 3 vorgestellt. Die Hypothese der Grenzproduktentlohnung kann mittels eines Vergleichs des Verhältnisses der Produktionselastizitäten mit den entsprechenden relativen Kostenanteilen überprüft werden (zur Methode siehe Bregman et al. 1995).

Abweichungen von der Grenzproduktentlohnung (Gleichung 6 ist nicht erfüllt), die eine Lücke zwischen dem realen Grenzprodukt und dem Faktorpreis implizieren, können Aufschluß über die Richtung des weiteren Anpassungs- und Rationalisierungsdruckes in den Unternehmen geben, wenn die Unternehmen in Zukunft kostenminimierend produzieren werden. Liegt beispielsweise das Verhältnis der Produktionselastizitäten von Kapital und Arbeit (E_t^L / E_t^K) über dem Verhältnis der Kostenanteile beider Faktoren (S_t^L / S_t^K), d.h. es gilt $E_t^L / E_t^K > S_t^L / S_t^K$ dann wird bei gegebenem Einsatz der anderen Inputfaktoren und nicht flexiblen Faktorpreisen eine Reallokation mit vermehrtem Arbeits- und vermindertem Kapitaleinsatz zu einer Produktivitätssteigerung führen. Alternativ kann, muß aber nicht, Innovation die Effizienz des Faktoreinsatzes steigern. Im Beispiel wäre eine Innovation hilfreich, die das Grenzprodukt des Kapitals steigert.

3 Datenbasis

Die Schätzungen erfolgen auf der Grundlage des Mannheimer Innovationspanels (MIP) der Jahre 1993, 1994 und 1995, das insbesondere Informationen zu Produkt-

und Prozeßinnovationen in Unternehmen enthält. Aus den ersten drei Wellen des MIP wird für die empirische Analyse ein ausgewogenes Panel von 382 Unternehmen, davon 134 in Ostdeutschland und 248 in Westdeutschland gebildet. Für die Schätzung der Produktionsfunktion werden die Größen Umsatz, Kapitalstock, Vorleistungen, die Anzahl von Beschäftigten und die qualitativen Informationen für Produkt- und Prozeßinnovationen, sowie die Eigentumsform benötigt. Informationen zum MIP, die Details der Stichprobenselektion ebenso wie die zum Teil aufwendige Konstruktion und Berechnung der Variablen werden im Anhang erläutert.

Tabelle 3-1 zeigt die Mittelwerte der verwendeten Variablen getrennt für die beiden Stichproben. Etwa die Hälfte der Unternehmen haben in den Jahren 1990 bis 1992 Prozeß- und Produktinnovationen zusammen durchgeführt. Der Anteil von ostdeutschen Unternehmen, die Innovationen nur im Produktbereich durchgeführt haben, liegt bei 22%. Die kleinste Gruppe der Innovatoren sind mit 8% die reinen Prozeßinnovatoren. Fast ein Viertel der ostdeutschen Unternehmen hat im Zeitraum 1990-92 keine Innovationen durchgeführt. 35% Prozent der ostdeutschen Unternehmen gehören zu einer übergeordneten Einheit, deren Stammfirma ihren Sitz in den alten Bundesländern oder im Ausland hat. In dieser Gruppe liegt der Anteil der Nichtinnovatoren mit 20% etwas unter dem Durchschnitt.

Der Arbeitskostenanteil ist für west- und ostdeutsche Unternehmen über die drei Jahre relativ konstant geblieben und liegt etwas über 40% der Gesamtkosten (Tabelle 3-1). Im Unterschied dazu liegt der Anteil der Arbeitskosten am Umsatz in den ostdeutschen Unternehmen in den Jahren 1992 und 1993 über dem westdeutschen Wert, wobei dafür u.a. die hohen Lohnsteigerungen in der ersten Transformationsphase verantwortlich sind. Zwischen 1992 und 1994 haben sich die Werte stärker angeglichen. Im Unterschied dazu ist der Vorleistungsanteil relativ konstant geblieben. In beiden Stichproben entfallen auf die Vorleistungen etwa 40% des Umsatzes bzw. 50% der Gesamtkosten. Damit ist der Anteil der Vorleistungen am Umsatz oder an den Gesamtkosten in der MIP-Stichprobe um etwa 10-15 Prozentpunkte niedriger als in der amtlichen Statistik (Statistisches Bundesamt, Fachserie 4, Reihe 4.3.1/4.3.2/4.3.3 verschiedene Jahrgänge). Das könnte damit zusammenhängen, daß die befragten Unternehmen einen Teil der sonstigen Vorleistungen (wie z.B. Kosten für Lohnarbeiten, Kosten für handwerkliche Dienstleistungen, Mieten und Pachten, Bankspesen, Versicherungsprämien) nicht den Vorleistungen zuordnen. Der Kapitalkostenanteil liegt in Ostdeutschland 2 Prozentpunkte oberhalb des westdeutschen Niveaus.

Tabelle 3-1: Mittelwerte der verwendeten Variablen^a

Region	Westfirmen (N=248)			Ostfirmen (N=134)		
Jahr	1992	1993	1994	1992	1993	1994
<i>Zeitvariante Variablen:</i>						
Umsatz in Mill. DM	118	112	114	28	29	32
Beschäftigte, Anzahl	466	441	425	261	213	189
Umsatz je Beschäftigten, Tsd. DM	242	241	252	105	123	141
Wertschöpfung je Beschäftigte, Tsd. DM	131	129	137	52	64	72
Nettokapitalstock je Beschäftigte, Tsd. DM	97	102	105	76	96	103
Lohnkosten je Beschäftigten, Tsd. DM.	67	68	73	34	39	43
Vorleistungsanteil S ^M	0,52	0,51	0,51	0,50	0,50	0,52
Arbeitskostenanteil S ^L	0,43	0,44	0,43	0,41	0,42	0,40
Kapitalkostenanteil S ^K	0,06	0,06	0,06	0,09	0,08	0,08
Anteil der Vorleistungen <u>am Umsatz</u>	0,41	0,40	0,41	0,48	0,46	0,47
Anteil der Arbeitskosten <u>am Umsatz</u>	0,33	0,35	0,35	0,41	0,39	0,37
<i>Zeitinvariante Variablen (Erhebung 1993):</i>						
PD Produktinnovatoren 1990-92	0,25			0,22		
PZ Prozeßinnovatoren 1990-92	0,09			0,08		
PD*PZ Produkt- u. Prozeßinnovatoren 90-92	0,53			0,46		
Tochterfirma Stand 1992	0,36			0,35		
darunter Innovativ	0,78			0,79		

Quelle: MIP 1993, 1994, 1995; Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung; zur Berechnungsmethode siehe Anhang; ^a Branchenzugehörigkeit und Unternehmensgrößenstruktur sind nicht aufgeführt.

Tabelle 3-2: Ost-West Vergleich: Arbeitsproduktivität, Nettokapitalstock und Lohnkosten (West=100)

Jahr	1992	1993	1994
Umsatz je Beschäftigten	43,3	51,2	56,0
Wertschöpfung je Beschäftigten	39,5	49,3	52,1
Nettokapitalstock je Beschäftigten	78,4	94,0	98,1
Lohnkosten je Beschäftigten	50,8	57,5	59,8
<i>Sektordaten, Verarbeitendes Gewerbe</i>			
Wertschöpfung je Beschäftigten	32,0	42,0	49,0

Quelle: MIP 1993, 1994, 1995, Sachverständigen Gutachten 1996/97; für die Beschäftigten werden Vollzeitäquivalentbeschäftigte verwendet. Alle Wertgrößen sind mit dem Produzentenpreis bzw. mit dem Investitionsdeflator deflationiert.

Im Jahre 1994 erreichten die ostdeutschen Unternehmen einen Umsatz von 140 Tsd DM je Beschäftigten. Dies entspricht 56% des westdeutschen Wertes, nach 43% im Jahre 1992 (siehe Tabelle 3.2). Die Bruttowertschöpfung je Beschäftigten liegt mit einem Wert von 52% etwas darunter. Im Unterschied dazu hat die Kapitalintensität (Nettokapitalstock je Beschäftigten) dagegen bereits im Jahre 1994 den westdeutschen Vergleichswert erreicht. Demnach sind die ostdeutschen Unternehmen in der Stichprobe bei der Modernisierung ihrer Anlagen erfolgreich vorangekommen sind.

4 Empirische Ergebnisse

4.1 Überblick

Die Ergebnisse der Random-Effekts Schätzung der Translog-Produktionsfunktion (Gleichung 1) sind in der Tabelle 4-1 enthalten, diejenigen der Lohngleichung in Tabelle 4-2. Bei der Schätzung wird in mehreren Schritten vorgegangen. Weiterhin werden einfachere funktionale Formen der Gleichungen und das Vorhandensein von zufälligen Firmeneffekten getestet. In einem ersten Schritt wird die Produktionsfunktion mit allen Interaktionstermen zwischen Region, Zeit, Innovationstyp bzw. Beteiligungsform geschätzt. In den folgenden sukzessiven Schritten werden auf der Basis von F-Tests nicht signifikante Terme identifiziert,⁴ die dann jeweils nicht weiter verwendet werden und in der Endschätzung nicht mehr enthalten sind.

In allen Spezifikationen liegt das unbereinigte R^2 bei 0,98. Die weiteren Tests lehnen eindeutig die Cobb-Douglas Technologie mit Substitutionselastizitäten von eins ab. Überwiegend werden auch die aus der Theorie resultierenden Regularitätsbedingungen für Produktionsfunktionen nicht von den Daten abgelehnt. Das Resultat des Hausman-Tests weist allerdings daraufhin, daß die Regressoren mit dem Unternehmenseffekten korreliert sind. Da eine Schätzung mit der Instrumentenvariablenmethode nach dem Vorschlag von Hausman und Taylor (1981) zu keinen anderen inhaltlichen Ergebnissen führt, diskutieren wir im folgenden die Schätzergebnisse des Random-Effekts Modells.

Mit einfachen Umrechnungen können aus den Parametern der Translog-Produktionsfunktion bzw. der Lohngleichungsfunktion die Produktionselastizi-

⁴ Diese, ebenso wie die im weiteren genannten Tests, sind auf Anfrage bei den Autoren erhältlich.

täten, den Produktivitätsvorsprung von ostdeutschen Innovatoren bzw. Tochtergesellschaften, die Produktivitäts- und Lohndifferentiale zwischen ost- westdeutschen Unternehmen im Zeitablauf berechnet werden (Abbildung 4-1, Tabelle 4-1, 4-2, 4-3). Für das Modell mit zeitvariablen Parametern der Produktionsfunktion ist das Ost-West Produktivitätsdifferential nicht in der Tabelle 4-1 ausgewiesen, da es nicht direkt mit den Schätzparametern β übereinstimmt.

Aufgrund der Testergebnisse wird die Annahme einer zwischen Ost- und Westunternehmen einheitliche Produktionstechnologie verworfen. Auch eine im Zeitablauf konstante Produktionstechnologie ostdeutscher Unternehmen wird eindeutig verworfen. Auf der Basis der totalen Faktorproduktivität schneiden ostdeutsche Unternehmen weit besser ab als der Vergleich der Arbeitsproduktivität in Tabelle 3-1 vermuten läßt. Im Jahre 1994 liegt das Produktivitätsniveau ostdeutscher Unternehmen je nach Innovationstyp und Beteiligungsverhältnissen zwischen 69% und 78% der westdeutschen Produktivität. Die Lohnangleichung in Ostdeutschland vollzieht sich in Unternehmen mit Prozeßinnovationen bzw. überregionaler Beteiligung ebenfalls vergleichsweise schneller als in den anderen Unternehmen.

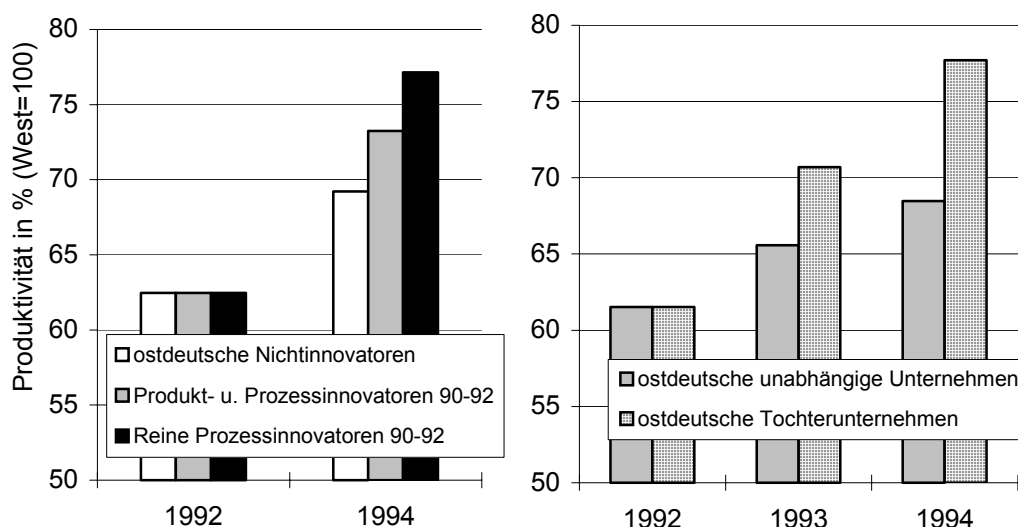
Die allokativen Effizienz im Einsatz von Arbeit, Vorleistungen und Arbeit hat sich in den ostdeutschen Unternehmen zwischen 1992 und 1994 deutlich verbessert. Das trifft vor allem für die Faktoren Arbeit und Vorleistungen zu. Allerdings bleiben in ostdeutschen Unternehmen immer noch erhebliche Unterschiede zwischen dem relativen Kostenanteil und den relativen Produktionselastizitäten bestehen.

4.2 Produktivitätsangleichung zwischen Ost und West

In Ostdeutschland weisen innovative im Vergleich zu nicht-innovativen Unternehmen, ebenso wie Unternehmen an denen westdeutsche oder ausländische Unternehmen beteiligt sind, eine signifikant bessere Produktivitätsentwicklung auf. Dabei haben sowohl Innovationen als auch Beteiligungsverhältnisse im zeitlichen Verlauf zunehmende Produktivitätseffekte zur Folge (Abbildung 4-1). In den alten Bundesländern läßt sich der Einfluß dieser Variablen auf die Produktivitätsentwicklung nicht nachweisen. Ostdeutsche Unternehmen, die zu Beginn der Reformperiode Produkt- und Prozeßinnovationen durchführten, konnten innerhalb von zwei Jahren gegenüber Nichtinnovatoren einen Produktivitätsvorsprung von 6% erzielen und erreichten im Jahre 1994 73% des westdeutschen Wertes nach 62% zwei Jahre zuvor.

Das entspricht einem durchschnittlichen jährlichen Wachstum der totalen Faktorproduktivität von 8,3%. Der Aufholprozeß hängt vom Innovationstyp ab. Produktinnovatoren konnten im Vergleich zu Nichtinnovatoren keinen höheren Produktivitätszuwachs erzielen. Reine Prozeßinnovatoren, die die kleinste Gruppe der Innovatoren darstellen, holten dagegen mit 77 % des westdeutschen Wertes am stärksten auf (die geringe Zahl von 11 reinen Prozeßinnovatoren schränkt allerdings die Allgemeingültigkeit der Aussage ein). Für Nichtinnovatoren sind die Anpassungsfortschritte am geringsten und liegen bei einem jährlichen Zuwachs der totalen Faktorproduktivität um 5,3%.

Abbildung 4-1: Innovationen, Beteiligung und Produktivitätsdifferential in ostdeutschen Unternehmen



^a Das Produktivitätsdifferential wird mit Hilfe der Parameter in Tabelle 4.1 berechnet. Die in der Tabelle 4-1 nicht ablesbaren Werte aus Modell 2 bzw. 4 stimmen mit den in der Tabelle ablesbaren Werten der Modelle 1 bzw. 3 überein.

Unternehmen mit westdeutscher oder ausländischer Beteiligung erzielten bereits im Jahre 1993 einen 8%, ein Jahr später einen 13,5% höheren Produktivitätsfortschritt als unabhängige Unternehmen. Im Jahre 1994 betrug die totale Faktorproduktivität in dieser Gruppe bereits 78% des westdeutschen Niveaus im Vergleich zu den unabhängigen Unternehmen mit 68%.

Tabelle 4-1: Random-Effekt Schätzung der Translog-Produktionsfunktion: Abhängige Variable: logarithmierter Umsatz zu konstanten Preisen, 1146 Beobachtungen, 1992-94

Parameter	Modell mit zeitinvarianten Parametern der TL-Funktion mit PD u. PZ-Dummies (1)				Modell mit zeitvarianten Parametern der TL-Funktion mit PD u. PZ-Dummies (3)			
	Koeff.	t-Wert	Koeff.	t-Wert	Koeff.	t-Wert	Koeff.	t-Wert
α_1^m	0,98**	15,8	0,99**	15,9	1,04**	14,2	1,04**	15,1
α_1^l	-0,01	-0,1	-0,01	-0,1	-0,21	-1,6	-0,33**	-2,7
α_1^k	-0,02**	-0,3	-0,04	-0,7	0,06	0,6	0,12	1,4
α_2^{mm}	0,16**	10,8	0,15**	10,6	0,19**	9,9	0,18**	10,7
α_2^{ml}	-0,14**	-7,8	-0,14**	-8,0	-0,17**	-7,5	-0,18**	-8,2
α_2^{mk}	-0,06**	-4,7	-0,05**	-4,3	-0,06**	-3,7	-0,06**	-3,7
α_2^{ll}	0,14**	4,2	0,14**	4,2	0,22**	5,5	0,25**	6,8
α_2^{lk}	0,01	0,6	0,02	1,0	0,00	0,1	-0,01	-0,4
α_2^{kk}	0,07**	3,8	0,06**	3,1	0,06**	2,0	0,06**	2,2
<i>Interaktion der Parameter mit Zeit und Ost</i>								
$\sum_h \alpha_{3,ht}^h, \sum_h \sum_k \alpha_{4,hkt}^h$	nein		nein		ja ^b		ja ^b	
<i>Ost-West Produktivitätsabstand</i>								
$\beta_1^{92}/\text{bzw. } \beta_5^{92}$	-0,47**	-19,8	-0,49**	-21,2	--		--	
$\beta_1^{93}/\text{bzw. } \beta_5^{93}$	-0,39**	-17,4	-0,42**	-17,2	--		--	
$\beta_1^{94}/\text{bzw. } \beta_5^{94}$	-0,37**	-14,1	-0,38**	-15,4	--		--	
<i>Interaktion von Zeit und Ost mit Dummy für Innovationen oder Tochter</i>								
β_2^{94}	0,11**	2,4			0,12**	2,5		
β_3^{94}	0,06**	2,3			0,06**	2,1		
β_4^{92}	-0,06**	-2,0			-0,06	-1,8		
β_6^{93}			0,08**	2,8			0,05**	2,0
β_6^{94}			0,13**	4,7			0,11**	4,1
<i>Branchen- und Unternehmensgrößendummies</i>								
$\sum_m \alpha_{5,m}^m, \sum_m \alpha_{6,m}^m$	ja		ja		ja		ja	
α_0	0,50**	2,3	0,53**	2,4	0,70**	3,0	0,93**	4,1
R^2	0,98		0,98		0,98		0,98	
LM-Test ^c	494**		497**		482**		483**	

** Signifikant bei 5% Irrtumswahrscheinlichkeit.

^a Die Konkavitätsbedingung ist für ca. 500 Beobachtungen erfüllt. Die Produktionselastizitäten sind in 95% der Beobachtungen positiv.

^b Ein Wald-Test auf ein einheitliche Parameter der Translog-Produktionsfunktion zwischen West und Ost wird für alle Jahre abgelehnt. Die empirische Werte der Teststatistik sind 161 für 1992, 96 für 1993 und 79 für 1994. Der kritische Wert für 9 Freiheitsgrade ist $\chi^2_{9,0,05} = 16,9$.

^c Lagrange Multiplikator Test auf das Vorhandensein von Firmeneffekten.

Dies entspricht einem jährlichen Produktivitätsfortschritt in Höhe von 12,4%. Damit wirkt sich ein gut organisiertes überregionales Vertriebsnetz und der Austausch von Know-how im Rahmen der Beteiligung produktivitätssteigernd aus.

4.3 Determinanten der Lohnangleichung zwischen Ost und West

Die Schätzergebnisse der Lohngleichung (Tabelle 4.2) zeigen, daß die durch Innovationen und Beteiligungsform erzielten positiven Differentiale in der totalen Faktorproduktivität in ostdeutschen Unternehmen nur bedingt mit höheren Löhnen einhergehen. Aufgrund der Tests kann kein Einfluß von Produkt- und Prozeßinnovationen auf das Lohnangleichungstempo festgestellt werden.

Tabelle 4-2: Determinanten der Lohnangleichung (reale Arbeitskosten pro Beschäftigte) zwischen ost- und westdeutschen Unternehmen

Variable	mit Innovationsdummies			mit Tochterdummy	
	Para-meter	Koeff.	t-Wert	Koeff.	t-Wert
Branchendummies					
			ja	ja	
<i>Unternehmensgrößenklassen (Referenz>100)</i>					
L: 100-249	γ_{21}	0,09**	2,8	0,08**	4,5
L: 250-499	γ_{22}	0,10**	2,6	0,09**	2,5
L>=500	γ_{23}	0,17**	4,8	0,16**	4,7
<i>Zeitindikator</i>					
D ₉₄	γ_3^{94}	0,08**	4,5	0,08**	2,5
<i>Interaktion Zeit und OST</i>					
D ₉₂ *OST	γ_4^{92} / bzw. γ_8^{92}	-0,65**	-20,6	-0,65**	-20,6
D ₉₃ *OST	γ_4^{93} / bzw. γ_8^{92}	-0,51**	-16,2	-0,51**	-16,3
D ₉₄ *OST	γ_4^{94} / bzw. γ_8^{92}	-0,51**	-15,3	-0,55**	-14,8
<i>Interaktion Zeit und Ost mit Innovation oder Tochter</i>					
D ₉₄ *OST*PZ	γ_5^t	0,14	1,7		
D ₉₄ *OST Tochter*	γ_9^t			0,12**	2,7
Konstante		-2,80**	-112,6	-2,80**	-112,6
R ²		0,52		0,52	
LM-Test f. Firmeneffekte		217**		216**	

** Signifikant bei 5% Irrtumswahrscheinlichkeit.

Im Unterschied dazu ist der Lohnzuwachs in ostdeutsche Unternehmen mit Beteiligungen gegenüber unabhängigen Unternehmen bzw. in abgeschwächter Form auch für ausschließlich prozessinnovative Unternehmen erheblich höher. In ostdeutschen

Unternehmen mit Beteiligung sind im Zeitraum 1992-1994 die Löhne um jährlich 7% stärker gestiegen als in den unabhängigen Unternehmen. Die Arbeitskosten in den ostdeutschen Unternehmen lagen im Durchschnitt im Jahre 1994 bei 63% des westdeutschen Vergleichswerts, während Unternehmen mit westdeutscher oder ausländischer Beteiligung oder prozeßinnovative Firmen bereits bei einem Wert von 73 % angelangt sind (der Wert für abhängige Unternehmen ergibt sich aus der Schätzgleichung wie folgt: $\exp(-0,55+0,08+0,12)=0,73$).

4.4 Allokative Effizienz

Für die westdeutschen Unternehmen der Stichprobe stimmen die Kostenanteile weitgehend mit den Produktionselastizitäten überein (Tabelle 4-3), für die ostdeutschen Unternehmen ergibt sich ein differenzierteres Bild. Die im Jahre 1992 in ostdeutschen Unternehmen im Durchschnitt noch bei einem Wert von 0,28 liegende Produktionselastizität von Arbeit steigt auf den Wert von 0,38 im Jahre 1994 (Tabelle 4-3). Bei steigender Arbeitsproduktivität ist das Grenzprodukt der Arbeit somit erheblich gestiegen. Die Produktionselastizität der Arbeit liegt zwar um 20% unterhalb des Wertes der westdeutschen Unternehmen. Allerdings stimmen im Jahre 1994 die Arbeitskostenanteile (oder Reallöhne) fast mit dem Grenzprodukt der Arbeit (der Produktionselastizität) überein. Zwei Jahre vorher lag der Anteil der Arbeitskosten noch weit über dem Grenzprodukt der Arbeit. Damit kann für ostdeutsche Unternehmen die These der allokativen Ineffizienz beim Einsatz des Faktors Arbeit bereits für das Jahr 1994 verworfen werden.

Die gleiche Entwicklung ist für die Vorleistungen zu beobachten. In den ostdeutschen Unternehmen liegt der größte Unterschied zwischen dem Kostenanteil und der Produktionselastizität im Kapitaleinsatz vor. Dieser Unterschied ist im Beobachtungszeitraum auch nicht geringer geworden. Der Vergleich der relativen Faktoranteile mit den relativen Produktionselastizitäten bestätigt, daß im Zeitraum 1992-94 im Vergleich zu Kapital zuwenig Arbeit oder im Vergleich zu Arbeit zuviel Kapital eingesetzt wurde (ähnlich Sinn, 1995). Während die Abweichung zwischen dem Faktoranteilsverhältnis und dem relativen Produktionselastizitäten von 1992 auf 1993 schrumpft, hat sie seitdem wieder zugenommen.

Zusammenfassend deuten die Schätzergebnisse auf erhebliche allokativen Ineffizienzen hin, die in der kurzen Periode zwischen 1992 und 1994 zum Teil abgebaut werden konnten. Ein Teil der Ineffizienzen wird durch die massive Förderung zu-

gunsten von Kapital verstärkt, wobei der Nebeneffekte allokativer Ineffizienzen wohl nicht ausreichend berücksichtigt worden ist. Im Unterschied dazu stimmen im Jahre 1994 die relativen Faktoranteile von Vorleistungen und Arbeit mit ihren relativen Produktionselastizitäten bereits weitgehend überein. Insbesondere können die Unternehmen durch eine Reallokation im Einsatz von Arbeit bei gegebenen anderen Faktoren keine Effizienzsteigerung mehr erzielen.

Tabelle 4-3: Relative Produktionselastizitäten und Kostenanteile im Vergleich

	OST			WEST
	1992	1993	1994	1992-94
<i>Kostenanteile</i>				
Vorleistungen S^M	0,50	0,50	0,52	0,51
Arbeitskosten S^L	0,41	0,42	0,40	0,44
Kapitalkosten S^K	0,09	0,08	0,08	0,06
<i>Produktionselastizitäten</i>				
Vorleistungen E^M	0,59	0,54	0,55	0,48
Arbeit E^L	0,28	0,35	0,38	0,47
Kapital E^K	0,05	0,05	0,04	0,06
<i>Verhältnis von relativen Kostenanteilen und rel. Produktionselastizitäten</i>				
$(E^M/E^L)/(S^M/S^L)$	1,75	1,30	1,12	0,90
$(E^M/E^K)/(S^M/S^K)$	2,18	1,44	1,92	0,91
$(E^L/E^K)/(S^L/S^K)$	1,25	1,11	1,72	1,02

^a Zu den Schätzergebnisse siehe Tabelle 4-1, Modell 3. E_L , E_K , E_M bezeichnen die Produktionselastizitäten für die Produktionsfaktoren Arbeit, Kapital und Vorleistungen. S_L , S_K , S_M bezeichnen die Faktoranteile.

Die Schätzergebnisse für die Produktionselastizitäten von Kapital müssen allerdings mit Vorsicht interpretiert werden. Die hohen Abweichungen zwischen der Produktionselastizität und dem Faktoranteil für Kapital könnte nicht nur auf allokativer Ineffizienz sondern auch auf Meßfehler und die Nichtbeachtung der potentiellen Simultanität zwischen Produktion und Faktoreinsatz zurückzuführen sein. Zur weiteren Überprüfung der Ergebnisse ist ein stärker industrieökonomisch fundierter Ansatz erforderlich, in dem die Grenzproduktregel sowie Abweichungen davon, die z.B. von unvollkommenen Güter- und Faktormärkte herrühren können, explizit modelliert werden.

5 Abschließende Bemerkungen

In der Arbeit werden die Auswirkungen von technischen Innovationen und der Beteiligungsform auf den Produktivitäts- und Lohnangleichungsprozeß von 134 ostdeutschen und 248 westdeutschen Unternehmen im Zeitraum 1992-94 empirisch untersucht. Die Paneldatenanalyse zeigt, daß Unternehmen, die im Zeitraum 1990-92 Produkt- und Prozeßinnovationen durchführten, im Jahre 1994 einen höheren Produktivitätszuwachs erzielen konnten als Nichtinnovatoren oder solche Unternehmen, die nur Produktinnovationen durchführten. Für ostdeutsche Unternehmen, die 1992 zu einer westdeutschen oder ausländischen Einheit zählten, kann bereits ab dem Jahre 1993 ein positiver Effekt auf die Produktivität festgestellt werden.

Die unterschiedliche Produktivitätsentwicklung der Unternehmen in Ostdeutschland spiegelt sich auch in der Entlohnung der Beschäftigten wieder. Das Lohnangleichungstempo ist bei Unternehmen mit Beteiligungen und mit Prozeßinnovationen höher. Darüber hinaus deutet die relativ schnelle Annäherung der Produktionselastizität für Arbeit an das westdeutsche Niveau darauf hin, daß Allokationsverzerrungen im Einsatz von Arbeit in der Industrie in den neuen Bundesländern keine wesentliche Rolle mehr spielen. Kosteneinsparungspotentiale beim Einsatz von Arbeit sind somit in der ostdeutschen Industrie weitgehend ausgeschöpft.

Der immer noch vorhandene Produktivitätsabstand zwischen Ost und Westdeutschen Unternehmen könnte dagegen schneller durch einen effizienteren Einsatz von Kapital und eine Steigerung der Innovationstätigkeit zurückgeführt werden. Ob damit kurzfristig zusätzliche Arbeitsplätze entstehen, kann bezweifelt werden. Mittel- und langfristig werden die Unternehmen aber kaum an der Steigerung der Effizienz auch im Einsatz von Kapital vorbeikommen.

Die Berechnung der Produktivitäts- und Lohndifferentiale sowie der allokativen Effizienz erfolgte mit einer ausgeglichenen Stichprobe von Unternehmen, die über einen dreijährigen Zeitraum beobachtet wurden. Die Ergebnisse beziehen sich auf die erste Transformationsphase und können mittlerweile angesichts der Dynamik der Anpassungsfortschritte in der Industrie bereits überholt sein. Zur weiteren Überprüfung der Ergebnisse ist neben der Verwendung zusätzlicher Erhebungswellen und einer besseren Ausschöpfung des MIP insbesondere ein stärker mikroökonomisch fundierter Modellansatz notwendig, in dem die Grenzproduktregel und eventuelle Abweichungen davon explizit modelliert werden.

Literatur:

- Boltho, A., W. Carlin und P. Scaramozzino (1996): Will East Germany become a new Mezzogiorno? *CEPR Discussion Paper* No. 1256, London.
- Bregman, A., M. Fuss und H. Regev (1995): The Production and Cost Structure of Israeli Industry. Evidence of Individual Data, *Journal of Econometrics*, 65, S. 45-81.
- Brautzsch, H.-U. und H. Schneider (1996): Lohnangleichung, Beschäftigung und Produktivität in der Metall- und Elektroindustrie Sachsen-Anhalts, *Wirtschaft im Wandel*, 2, S. 5-12.
- Entorf H. und F. Kramarz (1994): The Impact of New Technologies on Wages: Lessons from Matching Panels on Workers and Their Firms, *INSEE Working Paper*, Paris.
- Fritsch, M. (1995): Productivity in Small East and West German Industrial Establishments - A matched Pair Analysis, mimeo.
- Fuller, W.A und G.E. Battese (1973): Transformation for Estimation of Linear Models with Nested Error Structure, *Journal of American Statistical Association*, 68, S. 626-632.
- Hausman, J. und W. Taylor (1981): Panel data and Unobservable Individual Effects, *Econometrica*, 49, S. 1377-1398.
- Grossman G., und E. Helpman (1991): Innovation and Trade in the Global Economy. MIT Press, Cambridge.
- Hitchens, D-M., K. Wagner und J.E. Bernie (1993): East German Productivity and the Transition to the Market Economy - Comparisons with West Germany and Northern Ireland, Aldershot, Avebury.
- Klodt, H. (1996): West-Ost Transfers und Strukturprobleme in den neuen Ländern, *Weltwirtschaft*, 2, S. 158-170.
- Konings, J. und H. Vandenbussche (1994): The Effect of Foreign Competition on UK Employment and Wages: Evidence from Firm-level Panel data, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 130, S. 654-672.
- Licht G. und H. Stahl (1997): *Ergebnisse der Innovationserhebung 1997*, ZEW-Dokumentation, Mannheim.

Hallett A. J. H. und Y. Ma (1994): Real Adjustment in a Union of Incompletely Converged Economies: An Example from East and West Germany, *European Economic Review*; 38, S. 1731-1761.

Schäfer R. und J. Wahse (1997): Weiterer Personalabbau in Ostdeutschland trotz wirtschaftlicher Konsolidierung vieler Betriebe: Ergebnisse der ersten Welle des IAB-Betriebspanels Ost 1996, *IAB-Werkstattbericht*; 9.

Sinn, H.-W. (1995): Staggering Alone Wages Policy and Investment Support in East Germany, *Economics of Transition*, 3 (4), S. 403-426.

van Reenen J. (1996): The Creation and Capture of Rents: Wages and Innovation in a Panel of U.K. Companies, *Quarterly Journal of Economics*, 111, S. 195-226.

Anhang: Stichprobenauswahl und Konstruktion der Variablen

Die Untersuchung basiert auf den Daten des Mannheimer Innovationspanels (MIP). Diese Unternehmensbefragung wird seit dem Jahre 1993 in jährlichen Abständen vom Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW) in Zusammenarbeit mit dem Institut für angewandte Sozialwissenschaften (infas) im Auftrag des Ministeriums für Bildung, Wissenschaft, Forschung und Technologie durchgeführt. Ziel des MIP ist es, die Innovationsaktivitäten der deutschen Wirtschaft repräsentativ zu erfassen. Neben ausführlichen Informationen zur Struktur der Unternehmung, zu allgemeinen Unternehmensangaben (Beschäftigte, Umsätze, Exporte, Personalkosten, etc.) werden insbesondere die Innovationsaktivitäten, Indikatoren von Produkt- und Prozeßinnovationen, wirtschaftliche Effekte von Innovationen und Innovationshemmnisse sowie Angaben zur Qualifikationsstruktur und zur Qualifizierung erhoben (zur Konzeption des MIP vgl. Licht und Stahl 1996).

Zwischen 1993 und 1995 wurden jährlich etwa 3.000 Unternehmen befragt, wobei sich Angaben zu Umsätzen, Beschäftigten usw. jeweils auf das abgeschlossene Jahr vor der Befragung beziehen. Für 600 Unternehmen liegen in allen drei Erhebungswellen verwertbare Interviews vor. Diese Stichprobe wurde weiter auf Unternehmen beschränkt, die mehr als 20 Beschäftigte angeben. Für etwa 15 % der Beobachtungen sind nicht alle Angaben für alle drei Jahre erhältlich. Häufig fehlen die Angaben zu Investitionen, zum Buchwert des Kapitals und zu den Vorleistungen, so daß ein Sample mit 420 Unternehmen übrigbleibt. Davon werden 38 Beobachtungen nicht verwendet, da die Verteilung der metrischen Größen Umsatz je abhängig Beschäftigten, Kapitalintensität und Anteil der Vorleistungen am Umsatz extreme Ausreißer aufweisen. Ein Unternehmen wird als Ausreißer klassifiziert, wenn die genannten Größen aus dem 0.01 und 0.99 Percentil herausfallen. Die Ausreisserbereinigung wurde für ost- und westdeutschen Unternehmen getrennt durchgeführt.

Angesichts der kleinen Stichprobe kann nicht von einem repräsentativen Panel ausgegangen werden. Für das verarbeitende Gewerbe in Ostdeutschland sind nach Angaben von Schäfer und Wahse (1997) über 100.000 Unternehmen gemeldet. Ein nicht unerheblicher Teil von ostdeutschen Unternehmen schied über die drei Jahre aus. In einem ausgeglichenen Panel sind Firmen, die konkursbedingt ausscheiden, nicht vertreten. Erfolgreiche Unternehmen, eventuell die produktiveren, sind überrepräsentiert. Ein Vergleich zeigt, daß das Niveau der Arbeitsproduktivität in der MIP-Stichprobe im Jahre 1992 mit 40% in der Tat etwas höher als der Wert der

Arbeitsproduktivität in der Industrie insgesamt war, der bei 32% lag (Tabelle 3-2). Da die Unterschiede in den Werten der Arbeitsproduktivität aus beiden Quellen über die Zeit abnehmen dürften Meßfehler aufgrund der Selektionsverzerrung durch ausscheidende Unternehmen weniger stark ins Gewicht fallen.

Die Variablen der Produktivitätsgleichung (Gleichung 1) werden wie folgend definiert: Output wird gemessen als Umsatz in Millionen DM deflationiert mit dem Produzentenpreisindex auf zweistelliger Branchenklassifikation (siehe Statistisches Bundesamt Fachserie 17, Reihe 2, verschiedene Jahrgänge). Die Preise für Kapital, Investitionen und Vorleistungen sind der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung entnommen. Der Arbeitseinsatz wird durch die Zahl der Beschäftigten (Vollzeitäquivalent) gemessen.

Typischerweise ist den Firmen der Kapitalstock nicht bekannt und muß berechnet werden. Da Buchwerte zu Anschaffungspreisen bewertet werden, wurde eine Umrechnung mit dem Verhältnis von dem Buchwert zu Anschaffungspreisen zu dem zu Wiederbeschaffungspreisen BW, vorgenommen. Der Nettokapitalstock zu konstanten Preisen, K, wurde errechnet aus den Investitionen, I, (Millionen DM), aus dem Preisindex für Investition (1992=1), dem Buchwert des Kapitals aus der 1994er Erhebung, BW₉₃, (Millionen DM) und der Abschreibungsrate, δ :

$$K_{92,JAN} = \frac{1}{1-\delta} (K_{93,JAN} - I_{92} / P_{92}^I)$$

$$K_{93,JAN} = BW_{93,JAN} / P_{93}^I$$

$$K_{94,JAN} = K_{93,JAN} + I_{93} / P_{93}^I - \delta \cdot K_{93,JAN}$$

$$K_{95,JAN} = K_{94,JAN} + I_{94} / P_{94}^I - \delta \cdot K_{94,JAN}$$

Als Abschreibungsraten werden branchenspezifische Durchschnittswerte aus der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung verwendet. Schließlich wird aus den Anfangswerten des Nettokapitalstocks ein Jahresdurchschnitt gebildet.

Die Vorleistungen werden mit dem branchenspezifischen Vorleistungspreisindex deflationiert. Die Faktoranteile „Sⁿ“, werden als Anteil der Faktoreinkommen an den Gesamtkosten, C, berechnet, wobei sich die Gesamtkosten aus Arbeits- Vorleistungen- und Kapitalkosten zusammensetzen. Der Kapitalkostenanteil, S^k, ist berechnet als Produkt aus Nettokapitalstock zu laufenden Preisen und den *user costs of capital* (Summe aus Abschreibungsrate und Realzinssatz multipliziert mit dem Investitionsdeflator).