

Innovationen und Produktivitätswachstum ostdeutscher Unternehmen 1992-95 *

von

Martin Falk und Friedhelm Pfeiffer
Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung

Erscheint in den Beiträgen zur
Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg, demnächst

Überblick: Die Studie untersucht die Determinanten der Produktivitätsentwicklung ostdeutscher Unternehmen mit den Daten des Mannheimer Innovationspanels für den Zeitraum 1992-95. Innovationen und die Zugehörigkeit zu einer Unternehmensgruppe beeinflussen das Wachstum der totalen Faktorproduktivität positiv. Unternehmen, die im Zeitraum 1990-92 bzw. 1991-93 sowohl Produkt- als auch Prozeßinnovationen durchgeführt haben, konnten in der Periode 1992-94 gegenüber Nichtinnovatoren einen Produktivitätsvorsprung von 4% bis 7% jährlich erzielen. Für Unternehmen, die zu einem Unternehmensverbund zählen, betrug der Produktivitätsfortschritt im gleichen Zeitraum zwischen 6% und 8%. Dagegen hängt die Produktivitätsentwicklung im Zeitraum 1994/95 nicht von der Zugehörigkeit zu einem Unternehmensverbund - und mit Ausnahme der Prozeßinnovationen - auch nicht von Innovationen ab. Die Resultate sind robust hinsichtlich der verwendeten Schätzverfahren.

Stichworte: Neue Bundesländer, technische Innovationen; totale Faktorproduktivität, mikroökonomische Anpassung.

JEL Klassifikation: D24, L 60.

* Wir danken Florian Heiß für die stets kompetente und zuverlässige Forschungsassistenz. Für finanzielle Unterstützung danken wir der Deutschen Forschungsgemeinschaft im Rahmen des Programms "Industrieökonomik und Inputmärkte".

1 Einleitung

Ziel der Arbeit ist es, die Auswirkungen von technischen Innovationen (Produkt- und Prozeßinnovationen) auf die Produktivitätsentwicklung ostdeutscher Industrieunternehmen im Zeitraum zwischen 1992 und 1995 zu untersuchen. Empirische Untersuchungen für die alten Bundesländer zeigen positive, aber mit jährlich etwa 1% vergleichsweise bescheidene Produktivitätseffekte von Innovationen.¹ Über die Auswirkungen von Innovationen im ostdeutschen Transformationsprozeß ist noch vergleichsweise wenig bekannt. Insbesondere ist wenig bekannt darüber, ob neue Produkte, verbesserte Produktionsverfahren oder eine Kombination von beidem im Transformationsprozeß der ersten Hälfte der neunziger Jahre den Unternehmen in den neuen Bundesländern zu Produktivitätsfortschritten verholfen haben. Eine fundierte Kenntnis der tatsächlichen Produktivitätseffekte ist für die Wirtschaftspolitik wichtig, da Forschungs- und Entwicklungsaktivitäten in Industrieunternehmen als Vorstufe von Innovationen im Transformationsprozeß in hohem Maße gefördert werden (vgl. Felder und Spielkamp, 1997).

Während Prozeßinnovationen definitionsgemäß zu Produktivitätsfortschritten führen, sind die Wirkungen von Produktinnovationen und einer Kombination der beiden Arten von Innovationen theoretisch nicht eindeutig bestimmt. Hier ist eine empirische Analyse notwendig, die auf Unternehmensdaten basieren muß, da Produkt- und Prozeßinnovationen sinnvoll nur auf der Ebene von einzelnen Unternehmen, nicht jedoch auf der Ebene von Branchen oder der gesamten Volkswirtschaft zugeordnet werden können.² Mit dem Mannheimer Innovationspanel (MIP) steht für die Analyse

¹ Smolny (1997); das Ergebnis basiert auf einer ökonometrischen Studie mit den IFO-Daten für den Zeitraum 1981 bis 1992.

² Die Determinanten des unternehmerischen Produktivitätswachstums werden in der Literatur mit unterschiedlichen Schwerpunkten und Fragestellungen erforscht, vgl. z.B. Adams und Jaffe (1996) und Mairesse und Hall (1995). Für empirische Untersuchungen zur Angleichung der totalen Faktorproduktivität bzw. der Arbeitsproduktivität zwischen Ost- und Westdeutschland vgl. Boltho et al. (1996), Fritsch (1995) und Hallet und Ma (1994). Für eine aktuelle Darstellung der Determinanten der Produktivitätsentwicklung und des Produktivitätsrückstandes zwischen west- und ostdeutschen Unternehmen vgl. Lukas (1997), Müller et. al. (1998) und Ragnitz et. al. (1998).

der Auswirkungen von Innovationen auf das Produktivitätswachstum im ostdeutschen Transformationsprozeß ein einmaliger Datensatz zur Verfügung, der seit 1993 jährlich erhoben wird. Das MIP enthält Informationen zu den unternehmerischen Innovationen rückwirkend bis zum Jahre 1990, also rückwirkend bis zum Beginn der Einführung der Marktwirtschaft in den neuen Bundesländern.

Die vorliegende Arbeit baut auf einer früheren Arbeit (Falk und Pfeiffer, 1998) auf, in der die Bedeutung von technischen Innovationen für den Anpassungsfortschritt ostdeutscher im Vergleich zu westdeutschen Industrieunternehmen im Zeitraum zwischen 1992 und 1994 untersucht wird. Die Untersuchung basiert auf einer ausgeglichenen Stichprobe von Unternehmen der ersten drei Erhebungen des MIP in den neuen und alten Bundesländern. Die produktionstheoretisch fundierte quantitative Abschätzung des Produktivitätswachstums erfolgt im Rahmen eines Paneldatenmodells mit firmenspezifischen Zufallseffekten. Einer möglichen Verzerrung der Schätzergebnisse aufgrund der potentiellen Simultaneität von Kapital, Arbeit und Vorleistungen, die als unternehmerische Entscheidungsparameter das Produktivitätswachstum und die Anpassungsfortschritte im Transformationsprozeß mitbestimmen dürften, konnte mit dem dreiwelligen Panel nicht im eigentlich wünschenswerten Umfang Rechnung getragen werden.

Ein Ergebnis der früheren Arbeit ist, daß zurückliegende Innovationsaktivitäten keine signifikanten Auswirkungen auf das Produktivitätswachstum der westdeutschen, wohl aber der ostdeutschen Unternehmen haben. Aufgrund der geringen Fallzahl von 138 ostdeutschen Unternehmen in der Stichprobe werden die positiven Auswirkungen von Innovationen, insbesondere von Prozeßinnovationen, eventuell jedoch überschätzt. Dazu trägt nicht nur das oben bereits genannte Simultaneitätsproblem bei. Es kommt ein potentielles Selektivitätsproblem hinzu, da das Teilnahme- und Antwortverhalten bei der jährlich wiederholten Befragung der ostdeutschen Unternehmen aufgrund des hohen Anpassungsdrucks und der dynamischen Entwicklung in der ersten Hälfte der neunziger Jahre vom Produktivitätsfortschritt und von erfolgreichen Innovationen abhängen kann.

Um die Stichhaltigkeit der früheren Ergebnisse zu überprüfen, werden in der vorliegenden Arbeit die ersten vier Erhebungen des MIP für die neuen Bundesländer verwendet. Die Schätzung der Produktionsfunktion für die Jahre 1992/93, 1993/94 und 1994/95 in ersten Differenzen hat gegenüber einem ausgewogenen Panel den Vorteil, daß der Informationsgehalt des MIP besser ausgeschöpft werden kann. Schließlich wird die Robustheit der Schätzergebnisse durch den Vergleich verschiedener Schätzverfahren, darunter auch verallgemeinerte Momentenmethoden, überprüft.

In der Tendenz werden die qualitativen Ergebnisse der früheren Arbeit bestätigt, wobei aufgrund der größeren Beobachtungszahl zum Teil eine präzisere Messung positiver Produktivitätseffekte ermöglicht wird. Darüber hinaus tritt in der jetzigen Arbeit die im Transformationsprozeß sich wandelnde Bedeutung von Innovationen deutlicher zu Tage. Während die Innovationen zu Beginn der Marktwirtschaft signifikante Produktivitätsfortschritte erzielten, gehen von den jüngsten Innovationsaktivitäten - ähnlich wie in den alten Bundesländern - geringere und in der Regel statistisch schlechter abgesicherte Wirkungen auf das Produktivitätswachstum aus, zumindest in der kurzen, hier betrachteten, Frist.

Die Arbeit gliedert sich wie folgt. In Abschnitt 2 wird die Spezifikation der Produktionsfunktion vorgestellt. In Abschnitt 3 werden die für die Schätzung verwendeten Daten des Mannheimer Innovationspanel beschrieben. Abschnitt 4 diskutiert die Schätzergebnisse. Das Schlußkapitel faßt die wichtigsten Ergebnisse zusammen.

2 Modellierung der Determinanten des Produktivitätswachstums und Anmerkungen zur ökonometrischen Vorgehensweise

Die Produktivitätsentwicklung im Transformationsprozeß hängt entscheidend davon ab, wie schnell die Unternehmen den aktuellen Stand der Technik beherrschen lernen. Gleichzeitig müssen sich die Unternehmen auf Gütermärkten positionieren und be-

haupten. Dabei sind sie seit der Vereinigung der weltweiten Konkurrenz ausgesetzt. Die zu bewältigenden Lernprozesse können durch Prozeßinnovationen beschleunigt und verbessert werden. Mit Produktinnovationen können neue Märkte geschaffen werden, wobei einige Unternehmen an Markennamen und Unternehmenserfolge aus der Zeit vor der Vereinigung, andere aus der Zeit vor dem zweiten Weltkrieg anknüpfen konnten. Wieder andere Unternehmen in den neuen Bundesländern sind Teil eines überregionalen Unternehmensverbundes und können insofern vom Know-how und den Vertriebsnetzen dieses Verbundes profitieren. In der Übergangsphase zur Marktwirtschaft und in den ersten Jahren der Bewährung kann sich daher eine Beteiligung von Unternehmen aus den alten Bundesländern oder aus dem Ausland als hilfreich für die Produktivitätsentwicklung erweisen.

Ziel der Arbeit ist es, die Bestimmungsfaktoren der Produktivitätsfortschritte ostdeutscher Unternehmen in den neunziger Jahren zu untersuchen, wobei unser Hauptinteresse in der Quantifizierung des Beitrags von technischen Innovationen (Produkt- und Prozeßinnovationen) und ergänzend den Beteiligungsverhältnissen (abhängiges, unabhängiges Unternehmen) liegt. Da die Produktivitätsfortschritte von der Entwicklung und dem Produktionsbeitrag aller Inputfaktoren abhängen, ist es notwendig, den partiellen Einfluß von Innovationen und Beteiligungsverhältnissen im Anpassungsprozeß produktionstheoretisch abzubilden. Es wird daher für die Industrieunternehmen in den neuen Bundesländern eine einfache Produktionsfunktion mit den metrisch meßbaren Inputfaktoren Arbeit, l , Kapital, k , und Vorleistungen, m , unterstellt. Weiter wird unterstellt, daß Innovationen und Beteiligungsform als nicht metrische Faktoren ebenfalls einen Einfluß auf das Produktionswachstum haben.

Um das Wachstum der totalen Faktorproduktivität (ΔTFP)³ und dessen Bestimmungsfaktoren zu quantifizieren, kann man die Produktionsfunktion direkt schätzen.

³ Als alternatives Maß bietet sich auch die Arbeitsproduktivität an. Dieses Maß ist für die neuen Bundesländer in der ersten Hälfte der neunziger Jahre insofern problematisch, weil der Zuwachs an Arbeitsproduktivität durch die hohen Lohnsteigerungen in den ersten Jahren nach der Vereinigung bestimmt wurde, und wird daher hier nicht verwendet.

Unter der Annahme vollständigen Wettbewerbs auf den Faktor- und Gütermärkten, sowie der Existenz konstanter Skalenerträge der Produktionsfunktion ist eine Schätzung der Produktionsfunktion demgegenüber nicht erforderlich. Denn in diesem Fall entsprechen die Produktionselastizitäten gerade dem Faktoranteil an der Produktion. Stehen Daten für die Faktorpreise und damit für die Faktoranteile zur Verfügung, dann ergibt sich das Wachstum der totalen Faktorproduktivität als Änderung der Produktionsentwicklung über die Zeit und den mit den Faktoranteilen gewichteten Änderungen des Faktoreinsatzes. Unterstellt man eine stetige Änderung in der Zeit, so läßt sich ΔTFP demnach mit der folgenden Gleichung bestimmen, wobei Innovationen noch nicht berücksichtigt sind:

$$(1) \Delta TFP = \frac{\partial \ln y_{n,t}}{\partial t} - \sum_j s_{n,t,j} \frac{\partial \ln x_{n,t,j}}{\partial t}.$$

Dabei steht t als Index für die Zeit (1992 - 1995), n für die Anzahl der Unternehmen und j für die Anzahl der Inputfaktoren. Die weiteren Variablen sind wie folgt definiert:

$y_{n,t}$	Output in konstanten Preisen;
$x_{n,t,j}$	Vorleistungen, m , in konstanten Preisen, Anzahl der Beschäftigten, l , (Vollzeitäquivalent) und Nettokapitalstock, k , in konstanten Preisen;
$s_{n,t,j}$	Faktoranteile an der Produktion.

Die Annahme vollkommenen Wettbewerbs auf Güter- und Faktormärkten ist in den neuen Bundesländern gerade in der ersten Transformationsphase wenig realistisch. Auf dem Arbeitsmarkt und den anderen Faktormärkten müssen sich erst die benötigten Qualifikationen und ihre betriebliche Bewertung neu bilden. Entscheidungen für Investitionen, Innovationen und den Arbeitseinsatz sind daher in den Unternehmen von großer Unsicherheit gekennzeichnet. Auch das Ausmaß und die Art der staatlichen Förderung war am Anfang wenig überschaubar. Aus diesem Grund kann das Wachstum der totalen Faktorproduktivität nicht mit der obigen Formel bestimmt werden. Vielmehr ist eine direkte Schätzung der Produktionsfunktion erforderlich.

Berücksichtigt man die drei Faktoren Arbeit, Vorleistungen und Kapital und ferner

Innovationen und Beteiligungsverhältnisse im Ausgangsjahr und früher, und unterstelle eine Cobb-Douglas Produktionsfunktion, dann ergibt sich nach einer einfachen Umformung folgende Schätzgleichung:

$$(2) \Delta \ln y_{n,t} = \alpha_0 + \sum_j \alpha_j \Delta \ln x_{n,t,j} + \sum_h \beta_h z_{n,t,h} + \varepsilon_{n,t}.$$

Dabei bezeichnet in Gleichung (2) t jetzt die vier diskreten Zeitpunkte 1992, 93, 94 und 95, n indiziert die Anzahl der Unternehmen, j die metrischen Inputfaktoren, h die verschiedenen Innovationstypen und das Beteiligungsverhältnis. y steht für Output in konstanten Preisen (berechnet zur Basis 1993) und x für die drei Inputfaktoren Arbeit, Kapital und Vorleistungen. Der Differenzenoperator Δ ist wie folgt definiert:

$$\Delta \ln x_{n,t,j} = \ln x_{n,t,j} - \ln x_{n,t-1,j} \text{ bzw. } \Delta \ln y_{n,t,j} = \ln y_{n,t,j} - \ln y_{n,t-1,j}.$$

Der Vektor z enthält neben branchen- und weiteren firmenspezifischen Charakteristika (Unternehmensgrößenklassen) die Variablen Innovation und Beteiligungsverhältnisse. Es ist zu erwarten, daß Innovatoren gegenüber Nichtinnovatoren in der Folgeperiode 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. Eine Veränderung der Fertigungsorganisation oder eine Verbesserung der maschinellen Ausstattung senkt bei gegebener Produktion die Menge der Einsatzfaktoren. Solche Prozeßinnovationen tragen zur Produktivitätssteigerung bei. Verglichen mit der Umstellung oder Erweiterung der Produktpalette dürften von neuen Produktionsanlagen oder -verfahren größere Produktivitätssteigerungen ausgehen. Typischerweise werden Produktinnovationen mit einer Umstellung von Produktionsprozessen verbunden sein (vgl. Licht et al., 1997).

Das Maß für die Innovationen ist qualitativer Natur und ergibt sich aus dem Mannheimer Innovationspanel (siehe Abschnitt 3). Innovierende Unternehmen werden drei Gruppen zugeordnet. Als Produktinnovatoren, PD, werden solche Unternehmen bezeichnet, die neue oder verbesserte Produkte eingeführt haben, aber keine Prozeßinnovationen. Als Prozeßinnovatoren, PZ, gelten Firmen, die im gleichen Zeitraum

ausschließlich neue Produktionstechniken eingeführt haben oder die maschinelle Ausstattung verbessert haben. Häufig sind Produktinnovationen mit Prozeßinnovationen verbunden. Innovatoren dieses Typs, PZ*PD, sind in beiden Bereichen aktiv. Die qualitativen Variablen sind somit im einzelnen wie folgt definiert:

$PZ_{n,(t-1)-(t-3)}$	1: nur Prozeßinnovationen, die das Unternehmen im Zeitraum 1990/92, 1991/93 bzw. 1992/94 durchgeführt hat; 0 sonst.
$PD_{n,(t-1)-(t-3)}$	1: nur Produktinnovationen, die das Unternehmen im Zeitraum 1990/92, 1991/93 bzw. 1992/94 durchgeführt hat; 0 sonst.
$PZ * PD_{n,(t-1)-(t-3)}$	1: Produkt- und Prozeßinnovationen, die das Unternehmen im Zeitraum 1990/92, 1991/93 bzw. 1992/94 durchgeführt hat; 0 sonst.
UN - Gruppe $_{n,t-1}$	1: Unternehmen, die im Jahre 1992, in 1993 oder 1994 zu einem ausländischen oder westdeutschen Unternehmensverbund zählen.

Zusätzlich zu den Innovationsindikatoren wird eine Variable eingeführt, die den Wert eins annimmt, wenn ein ostdeutsches Unternehmen zu einer Unternehmensgruppe mit Sitz in den alten Ländern oder im Ausland zählt, UN-Gruppe. 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. Für jede Gleichung beziehen sich die Angaben zu den Innovationen jeweils auf den Dreijahreszeitraum vor dem Jahr der Erhebung, also für 1990-1992, 1991-93 bzw. 1992-94.

Die Koeffizienten β_h (siehe Gleichung 2) stellen die kurzfristigen Produktivitätseffekte der Innovationen und des Beteiligungsverhältnisses dar.⁴ Die Parameter α_j repräsentieren die Produktionselastizitäten für Vorleistungen, Arbeit und Kapital. Die Produktionsfunktion in ersten Differenzen (Gleichung 2) wird für alle drei Zeiträume 1992/93, 1993/94 und 1994/95 separat mit der Methode der kleinsten

⁴ In neueren Studien zu den Beschäftigungswirkungen von Innovationen lassen sich auch längerfristige Wirkungen nachweisen, vgl. Blechinger und Pfeiffer (1998), Rottmann und Ruschinsky (1997) und van Reenen (1997). Auch die Ergebnisse unserer früheren Arbeit deuten auf länger anhaltende zeitliche Wirkungszusammenhänge hin, die in der vorliegenden Arbeit nicht weiter berücksichtigt werden konnten.

Quadrate geschätzt. Die t-Werte werden auf Basis heteroskedastie-konsistenter Schätzfehler berechnet. Die Schätzung in ersten Differenzen hat den Vorteil, daß für die Schätzung jeder Gleichung relativ viele Beobachtungen vorhanden sind, da die Informationen nur für jeweils zwei Wellen zur Verfügung stehen müssen. Das hat den weiteren Vorteil, daß die Produktionsfunktion im Zeitablauf flexibel modelliert wird und unterschiedliche Elastizitäten von Arbeit, Kapital und Vorleistungen möglich sind. In der für die Unternehmen sehr dynamisch verlaufenden ersten Transformationsphase mit ihren dramatischen Umbrüchen und Verwerfungen kann nicht davon ausgegangen werden, daß der partielle Beitrag der Inputfaktoren zum Produktionsergebnis der Unternehmen wie in Westdeutschland auch (Falk und Pfeiffer, 1998) annähernd konstant geblieben ist. Die Unternehmen sind vielmehr gezwungen, die für ihre Zwecke optimale oder passende Technologie zu finden. Ferner wird in den Schätzungen getestet, ob die Annahme der Cobb-Douglas Produktionsfunktion von den Daten im Vergleich zu der flexibleren Translogproduktionsfunktion verworfen wird oder nicht.

In unserer früheren Arbeit schätzen wir eine flexible Produktionsfunktion in Niveaus in einer ausgeglichenen Panelstichprobe der ersten drei Erhebungen des MIP. Dabei gehen fast 70% der Beobachtungen aufgrund fehlender Informationen verloren. Ein Problem der Schätzungen in Niveaus oder in ersten Differenzen ist die potentielle Simultaneität zwischen dem Output und den Inputfaktoren. Unternehmen entscheiden simultan über die Produktionshöhe und den Einsatz der Produktionsfaktoren. Aufgrund der potentiellen Simultaneität der zu erklärenden und der erklärenden Variablen können die mit der Methode der kleinsten Quadrate oder dem Modell mit Zufallseffekten geschätzten Parameter verzerrt sein.

Um einen Anhaltspunkt für Richtung und Ausmaß der Verzerrung mit den Daten des MIP zu erhalten, werden die Parameter des Produktivitätswachstums in einer reduzierten Stichprobe von Unternehmen zusätzlich mit Hilfe des Instrumentenvariablenmethode geschätzt, in der eine zeitliche Korrelation der Fehlerterme zwischen

den einzelnen Gleichungen zugelassen wird - mit einer entsprechenden Verbesserung der Effizienz der Schätzwerte.⁵ Als Instrumente für die ersten Differenzen werden ihre verzögerten Niveauvariablen verwendet. Dazu müssen wieder Informationen aus drei Wellen verfügbar sein, mit einem im Vergleich zu den einfachen Differenzenschätzern entsprechend geringeren Stichprobenumfang. Mit dieser Stichprobe wird zusätzlich unter der Annahme der schwachen Exogenität die Verallgemeinerte Momentenmethode angewendet.⁶

3 Datenbasis

Die Schätzungen erfolgen auf der Grundlage des MIP, das vom ZEW in Zusammenarbeit mit dem Institut für angewandte Sozialwissenschaften (infas) im Auftrag des Bundesministeriums für Bildung, Wissenschaft, Forschung und Technologie seit 1993 in jährlichem Abstand durchgeführt wird.⁷ Für die vorliegende Analyse stehen die Erhebungen aus den Jahren 1993, 1994, 1995 und 1996 zur Verfügung. Zwischen 1993 und 1995 wurden jährlich etwa 3.000 west- und ostdeutsche Unternehmen befragt, im Jahre 1996 knapp 2.300, wobei sich Angaben zu Umsätzen, Beschäftigten usw. jeweils auf das abgeschlossene Jahr vor der Befragung beziehen. 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 sowie wirtschaftliche Effekte von Innovationen und Innovationshemmnisse erhoben.

Für die Schätzung der Produktionsfunktionen werden die Größen Umsatz, Kapital-

⁵ Vgl. z.B. Baltagi (1995) und Keane und Runkle (1992).

⁶ Aufgrund des Beobachtungsausfalls in dem vierwelligen Panel sind Tests auf schwache Exogenität nicht durchführbar. Für vier Wellen stehen nur 65 Beobachtungen zur Verfügung, für die Angaben zu allen hier benötigten Variablen für alle Jahre erhältlich sind.

⁷ Die Konzeption des MIP wird in Harhoff und Licht (1994) beschrieben. Die Fragebögen sind in den jährlich erscheinenden Berichten des ZEW abgedruckt, vgl. z.B. Licht und Stahl (1996).

stock, Vorleistungen, die Anzahl von Beschäftigten und die qualitativen Informationen zu Produkt- und Prozeßinnovationen, sowie zur Eigentumsform benötigt. Da sich die Untersuchung auf die neuen Bundesländer bezieht, werden ausschließlich Unternehmen mit Sitz in den neuen Ländern betrachtet. Weiterhin werden die Unternehmen ausgewählt, die in jeweils zwei aufeinanderfolgenden Erhebungen teilnehmen und für die valide Angaben zu den entsprechenden Variablen vorhanden sind. Für eine bedeutende Zahl von Unternehmen sind nicht alle Angaben für die verwendeten Variablen erhältlich. Häufig fehlen die Angaben zu Investitionen, zum Buchwert des Kapitals und zu den Vorleistungen.

Jeweils zwischen 10-15% der Unternehmen werden nicht berücksichtigt, weil die von den Unternehmen berichtete jährliche Veränderungsrate der Anzahl der Beschäftigten und des Kapitalstocks (Bestandsgrößen) über 150%, diejenige der Variablen Umsatz und Vorleistungen (Flußgrößen) über 200% beträgt. Nach dieser Selektion stehen für die Schätzung der Produktionswachstumsgleichungen für 1992/93 177⁸, für 1993/94 436 bzw. für 1994/95 353 ostdeutsche Unternehmen zur Verfügung. Für das Dreijahrespanel 1992 bis 1994 stehen 117 Beobachtungen zur Verfügung.⁹ Die Unternehmen sind mit 85% überwiegend im verarbeitenden Gewerbe angesiedelt. Der Rest entfällt auf das Baugewerbe.

Die Variablen der Produktivitätsgleichung (Gleichung 2) 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 branchenspezifischen

⁸ Der relativ niedrige Wert für 1992/93 resultiert daraus, daß die Frage zum Kapitalstock in der ersten Erhebung fehlt. Der Kapitalstock des Jahres 1992 wird daher aus den Investitionsangaben berechnet, die ebenfalls fehlende Werte aufweist.

⁹ Für das verarbeitende Gewerbe in Ostdeutschland sind nach Angaben von Schäfer und Wahse (1997) über 100.000 Unternehmen gemeldet. Angesichts der relativ dazu geringen Anzahl von Unternehmen in der MIP-Stichprobe kann nicht von einem repräsentativen Panel ausgegangen werden. Ein nicht unerheblicher Teil von ostdeutschen Unternehmen schied über die vier Jahre aus. In einem ausgeglichenen Panel sind Firmen, die konkursbedingt ausscheiden, nicht vertreten. Erfolgreiche Unternehmen, eventuell die produktiveren, sind überrepräsentiert. Ein Vergleich mit Sektordaten (Falk und Pfeiffer, 1998) zeigt jedoch eine ähnliche Entwicklung für den realen Umsatz und die Beschäftigung auf.

schen Preise für Kapital, Investitionen und Vorleistungen sind mit Hilfe der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung berechnet. 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, BW_{93} , (Millionen DM) und der Abschreibungsrate, δ :

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

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

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

$$k_{95,JAN} = k_{94,JAN} + I_{94} / P_{94}^I - k_{94,JAN}$$

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

Tabelle 1 zeigt die Mittelwerte und Standardabweichungen der Wachstumsraten der verwendeten Variablen sowie die Anzahl und Prozentanteile von Innovatoren und Tochterfirmen. Ein Unternehmen wird als innovativ eingestuft, wenn es zum Befragungszeitpunkt in den vergangenen drei Jahren Produkt- und/oder Prozeßinnovationen durchgeführt hat. Die Einteilung erfolgt aufgrund der Selbsteinschätzung der Unternehmen. Bei der Befragung wird den Unternehmen jeweils eine auf dem Oslo Manual von 1992 basierende genaue Definition von Produkt- bzw. Prozeßinnovationen vorgelegt.¹⁰

¹⁰„Produktinnovationen sind neue oder verbesserte Produkte bzw. Dienstleistungen aus der Sicht

Etwa die Hälfte der Unternehmen haben in dem Dreijahreszeitraum 1990/92, 1991/93 und 1992/94 sowohl Prozeß- als auch Produktinnovationen durchgeführt. Zwischen 6% und 17% der ostdeutschen Unternehmen beschränken ihre Innovationen ausschließlich auf den Produktbereich. Die kleinste Gruppe der Innovatoren sind mit ca. 5-7% die reinen Prozeßinnovatoren. Ungefähr 40% der ostdeutschen Unternehmen haben im Zeitraum 1991/93 bzw. 1992/94 keine Innovationen durchgeführt. Etwa ein Viertel der ostdeutschen Unternehmen ist Teil eines Unternehmensverbundes mit Sitz in den alten Ländern oder im Ausland. In dieser Gruppe liegt der Anteil der Innovatoren mit Werten zwischen 67% und 76% etwas oberhalb des Durchschnitts.

Ihres Unternehmens. Keine Produktinnovationen sind rein ästhetische Modifikationen von Produkten (z.B. Farbgebung, Styling). Auch Produktvariationen, z.B. aufgrund von Kundenspezifikationen, bei denen das Produkt hinsichtlich seiner technischen Grundzüge und Verwendungseigenschaften weitgehend unverändert bleibt, sollten nicht als Produktinnovationen betrachtet werden.”... “Prozeßinnovationen beziehen sich auf den unternehmensinternen Einsatz neuer oder verbesserter Fertigungs-/Verfahrenstechniken (inkl. Automation) und/oder Fertigungsorganisationen. Von Ihnen neu entwickelte Produktionsprozesse, die an andere Unternehmen/Geschäftsbereiche verkauft werden, werden hier als Produktinnovationen angesehen” (Licht et al., 1996).

Tabelle 1: Mittelwerte der verwendeten Variablen^a

Zeitraum t-1, t	1992/93		1993/94		1994/95	
	Mittelwert	Std.-abw eich.	Mittelwert	Std.-abwei ch.	Mittelwert	Std.-abwe ich.
Veränderungsrate bezogen auf t-1 in %						
Umsatz in konst. Preisen	0,04	0,34	0,10	0,28	0,04	0,22
Vorleistungen in k. Preisen	0,04	0,50	0,09	0,47	0,04	0,47
Beschäftigte	-0,13	0,29	-0,05	0,25	-0,03	0,20
Kapital in konst. Preisen	0,27	0,36	0,08	0,45	0,07	0,47
Anzahl der Unternehmen	177		436		353	
Qualitative Variable, t-1	Anzahl	in %	Anzahl	in %	Anzahl	in %
<u>Innovatoren davon :</u>						
nur Prozeßinnovatoren	13	0,07	24	0,06	19	0,05
Produkt- u. Prozeßinnov.	103	0,58	210	0,48	172	0,49
nur Produktinnovatoren	30	0,17	35	0,08	21	0,06
keine Innovationen	31	0,18	167	0,38	141	0,40
<u>Unternehmensgruppe^b</u>	45	0,25	89	0,20	83	0,24
davon innovativ	34	0,76	60	0,67	56	0,67

Quellen: MIP 1993, 1994, 1995, 1996; Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung; zur Berechnungsmethode siehe Anhang; ^a Branchenzugehörigkeit und Unternehmensgrößenstruktur sind nicht aufgeführt; ^b mit Sitz im westlichen Ausland oder in den alten Bundesländern.

Die Beschäftigungsentwicklung fällt in den Stichproben im betrachteten Zeitraum negativ aus. Zwischen 1992 und 1993 reduzierte sich die Beschäftigung um 13%, danach schrumpft die Beschäftigung langsamer, zwischen 1994 und 1995 noch um 3%. Damit entspricht die Beschäftigungsentwicklung den Werten der amtlichen Statistik.¹¹ Im Unterschied zu dem Arbeitseinsatz ist das Anlagevermögen deutlich gewachsen, zwischen 26% zwischen der ersten und zweiten Welle und ca. 8% in den Folgeperioden. Die Umsätze sind den vier betrachteten Jahren real mit einer durchschnittlichen Jahresrate zwischen 4 und 10% gestiegen, wobei die höchsten Werte zwischen 1993 und 1994 liegen. Die Veränderungsraten bei den Vorleistungen ent-

¹¹ Das Verarbeitende Gewerbe in Ostdeutschland insgesamt verzeichnete zwischen 1992 und 1993 einen Beschäftigungsrückgang von 16%, für die beiden anderen Zeiträume betrug der Rückgang 3% bzw. 1%. Berücksichtigt man, daß das MIP auch Unternehmen der bis 1997 expandierenden Baubranche enthält, liegen die ausgewiesenen Zahlen hinsichtlich der Beschäftigungsentwicklung in einem realistischen Bereich.

sprechen denjenigen beim Umsatz.

4 Empirische Ergebnisse

4.1 Überblick

Die Ergebnisse der Schätzung der drei Produktionsfunktionen in ersten Differenzen sind in der Tabelle 2 und 3 enthalten, der Vergleich der Ergebnisse verschiedener Schätzmethoden (Methode der kleinsten Quadrate; dreistufige Methode der kleinsten Quadrate; Verallgemeinerte Momentenmethode) folgt in Tabelle 4. Bei den Schätzungen wird in zwei Schritten vorgegangen. Zunächst wird die Signifikanz von Branchen- und Größenklasseneffekten getestet. Generell sind die Standardfehler für die Branchen- und Größenklasseneffekten sehr hoch. Likelihood Ratio Tests lehnen die gemeinsame Signifikanz von Branchen- und Größenklasseneffekten mit der Ausnahme der Brancheneffekte in der 1994/95er Gleichung ab. Da weder die Schätzwerte der Produktivitätseffekte von Innovationen noch deren Standardfehler von der Hinzunahme von Branchen- oder Größendummies beeinflusst werden, enthalten die Tabellen die Schätzungen ohne Branchen- und Größendummies.

Im zweiten Schritt wird die funktionale Form der unterstellten Produktionsfunktion einem einfachen Test unterzogen. Dazu wird ein Modell in ersten Differenzen ausgehend von einer Translog-Produktionsfunktion geschätzt. Da die Cobb-Douglas ein Spezialfall der Translog-Produktionsfunktion ist, wird mittels eines Likelihood-Ratio-Tests die Hypothese überprüft, ob die einfachere Cobb-Douglas-Form von den Daten verworfen wird. Die Ergebnisse sind in der Tabelle 2 ausgewiesen. Der Test wird in zwei Fällen zum 5%-Signifikanzniveau verworfen (allerdings nicht zum 1%), so daß die Cobb-Douglas-Funktion eher zu restriktiv scheint. Da sich die uns vorwiegend interessierenden Ergebnisse bezüglich der Produktivitätseffekte von Innovationen für die Translogproduktionsfunktion inhaltlich vollständig gleich bleiben, beschränken wir die Diskussion aus Gründen der Übersichtlichkeit auf die

Schätzwerte für die Cobb-Douglas-Funktion (Tabelle 2).¹²

Für alle drei Wachstumsgleichungen liegt das bereinigte R^2 zwischen 0,46 und 0,67. In der Tendenz bestätigen die Schätzergebnisse die qualitativen Ergebnisse der früheren Arbeit. Aufgrund der größeren Beobachtungszahl wird vielfach eine präzisere Messung der Produktivitätseffekte von Innovationen möglich. Darüber hinaus tritt in der jetzigen Arbeit die zeitlich unterschiedliche Wirkung von Innovationen deutlicher zu Tage. Während die frühen Innovationen zu Beginn der Marktwirtschaft signifikante Produktivitätsfortschritte erzielten, gehen von den jüngsten Innovationsaktivitäten - ähnlich wie in den alten Bundesländern - geringere und statistisch schlechter abgesicherte Wirkungen auf das Produktivitätswachstum aus, zumindest in der kurzen Frist.

4.2 Diskussion der Schätzergebnisse

Der Produktivitätsvorsprung von Innovatoren bzw. von Unternehmen mit Beteiligung kann anhand der Koeffizienten für die unterschiedlicher Innovationstypen bzw. der Zugehörigkeit zu der Unternehmensgruppe direkt aus den Tabellen abgelesen werden. Die entsprechenden Koeffizienten weisen in der Regel ein positives Vorzeichen auf und sind vor allem für die Gleichung 1993/94 statistisch signifikant von null verschieden. Damit führten die Innovationsaktivitäten, die im Zeitraum 1991-93 durchgeführt wurden, zu dem höchsten Produktivitätsfortschritt in ostdeutschen Unternehmen.

Zwischen 1993 und 1994 konnten Produkt- und Prozeßinnovatoren gegenüber Nichtinnovatoren einen 4% höheren Produktivitätszuwachs¹³ erzielen, wobei die Aussage für ein gegebenes Beteiligungsverhältnis gilt. Der positive Effekt betrifft 210 Unternehmen und damit fast die Hälfte der Unternehmen in der Stichprobe. In den Gleichungen für den Zeitraum 1992/93 bzw. 1994/95 ist ebenfalls ein positiver

¹² Die Ergebnisse der Translog-Produktionsfunktion sind im Anhang enthalten.

¹³ Der Produktivitätszuwachs entspricht der Outputsteigerung, welche nicht auf den Mehreinsatz von

Einfluß von Produkt- und Prozeßinnovationen auf die Produktivitätsentwicklung feststellbar, wenngleich der Koeffizient in der Wachstumsgleichung 1994/95 nicht statistisch von null verschieden und in der Gleichung 1992/93 nur schwach signifikant ist.

Mit 7-8% fällt der Produktivitätszuwachs in den Unternehmen am stärksten aus, die ausschließlich Prozeßinnovationen durchführten. Dies betrifft 1993 24 und 1994 19 Unternehmen, bzw. 5-6% der Unternehmen in der jeweiligen Stichprobe. Der Effekt ist der ersten Schätzung aufgrund des geringeren Beobachtungsumfangs nicht nachweisbar.

Unternehmen, die ausschließlich Produktinnovationen durchführen, wachsen in keiner der drei Zeiträume schneller als Unternehmen, die keine Innovationen durchführten. Für diese Unternehmen und für die Nichtinnovatoren betrug der jährliche Zuwachs der totalen Faktorproduktivität im Beobachtungszeitraum zwischen 3% und 5%. Damit widersprechen die Werte der geschätzten Koeffizienten für die unterschiedlichen Innovationstypen nicht den theoretischen Vorhersagen. Das spricht für die Konsistenz der Antworten der Unternehmen. Insbesondere Prozeßinnovationen erhöhen die Produktivität.

Die Zugehörigkeit zu einer Unternehmensgruppe hat ebenfalls, mit Ausnahme der aktuellsten Schätzung für 1994/95, einen positiven Produktivitätseffekt zur Folge. Ostdeutsche Unternehmen, die im Jahre 1992 oder 1993 zu einem Unternehmensverbund zählten, konnten im Zeitraum bis zum Jahre 1994 gegenüber unabhängigen Firmen einen Produktivitätsvorsprung von 6% bzw. 8% erzielen. Damit wirkt sich ein gut organisiertes überregionales Vertriebsnetz und der Austausch von Know-how im Rahmen der Beteiligung produktivitätssteigernd aus. Nach den Ergebnissen von Steil und Wolf (1997) hat eine Beteiligung westdeutscher Unternehmen einen positiven Effekt auf die Beschäftigungsentwicklung. Somit scheint der in unserer Arbeit gemessene Produktivitätszuwachs vor allem auf eine Outputsteigerung zurückzu-

Inputfaktoren zurückzuführen ist.

führen sein.

Die Produktionselastizitäten für den Faktor Arbeit liegen mit Werten zwischen 0,39 und 0,50 in einer plausiblen Größenordnung, die insbesondere in den neueren Erhebungswellen nur wenig von dem entsprechendem Faktoranteil abweicht. Für Vorleistungen sinken die Werte von 0,35 in der ersten Gleichung auf 0,21 für den jüngsten Zeitraum. Diese Werte liegen damit deutlich unterhalb den Werten für die entsprechenden Faktoranteile in den jeweiligen Jahren, mit steigender Tendenz. Als Ursache für die niedrigen Schätzwerte der Produktionselastizitäten kommen Meßfehler und zeitlich unterschiedliche Erfassungsmodalitäten im MIP in Betracht, die neben Kapital besonders auch die Vorleistungen betreffen.¹⁴ Meßfehler lassen sich auch durch die Differenzenbildung nicht beseitigen, wenn sich gleichzeitig die Erfassungsmodalitäten ändern.

Der geschätzte Produktionsbeitrag von Kapital geht im Beobachtungszeitraum ebenfalls zurück, von 10% auf nur noch 3%, und ist in der letzten Gleichung statistisch sogar insignifikant. Substantiell würde das Ergebnis bedeuten, daß eine Zunahme des Kapitaleinsatzes zwischen 1994 und 1995 zu keiner Produktionszunahme mehr führte und damit der Grenzertrag von Kapital bei null liegt. Das bestätigt zwar eindrucksvoll die häufig geäußerte Vermutung des volkswirtschaftlich ineffizienten Einsatzes von Kapital durch die massive Förderung von Investitionen (siehe Sinn, 1995), könnte aber auch durch Meßfehler verursacht sein.

¹⁴In der ersten Welle des MIP sind z.B. die Energiekosten nicht in den Vorleistungen enthalten.

Tabelle 2: Determinanten des Produktivitätswachstums für die Jahre 1992/93, 1993/94 und 1994/95, Abhängige Variable: Veränderung des realen Umsatzes^a

Variable	1992/93		1993/94		1994/95	
	Koeff.	t-Wert	Koeff.	t-Wert	Koeff.	t-Wert
Konstante	0,00	0,0	0,05	2,7	0,03	2,0
$\Delta \ln m_{n,t}^b$	0,35**	9,4	0,27**	9,2	0,21**	9,7
$\Delta \ln l_{n,t}$	0,50**	9,6	0,39**	7,8	0,46**	8,6
$\Delta \ln k_{n,t}$	0,10**	2,3	0,06**	2,9	0,03	1,4
$PZ_{n,(t-1)-(t-3)}$	0,00	0,1	0,08**	2,2	0,07**	2,2
$PD_{n,(t-1)-(t-3)} * PZ_{n,(t-1)-(t-3)}$	0,07	1,8	0,04**	2,1	0,02	1,2
$PD_{n,(t-1)-(t-3)}$	0,01	0,2	0,02	0,6	-0,02	-0,4
UN-Gruppe _{n,t-1}	0,06	1,7	0,08**	3,3	-0,01	-0,3
Korrigiertes R ²	0,66		0,47		0,46	
Beobachtungen	177		436		353	
LR-Test: Brancheneffekte ^c	5,5		10,2		17,3**	
LR-Test: Größeneffekte ^c	3,8		0,2		1,9	
Wald-Test: konstante Skalenerträge ^d	0,9		34,5**		33,5**	
LR-Test: Cobb-Douglas Funktion ^e	20,7**		18,0**		13,2	

^a ** Signifikant bei 5% Irrtumswahrscheinlichkeit. t-Werte beruhen auf heteroskedastie-konsistenten Schätzfehlern.

^b Der Differenzoperator ist definiert als $\Delta \ln x_{n,t,j} = \ln x_{n,t,j} - \ln x_{n,t-1,j}$.

^c Likelihood Ratio Test auf das Vorhandensein von Branchen- und Größeneffekten. Für die Brancheneffekte stehen 7 Freiheitsgrade, für die Größeneffekte 3 bzw. 4 Freiheitsgrade zur Verfügung. Für die 1992/93er Gleichung wurden aufgrund der geringen Fallzahl nur vier statt fünf Klassen verwendet.

^d Mit $PZ_{n,(t-1)-(t-3)}$, $PD_{n,(t-1)-(t-3)} * PZ_{n,(t-1)-(t-3)}$ und $PZ_{n,(t-1)-(t-3)}$ sind die Innovationsaktivitäten im Zeitraum 1990-92, 1991-93 und 1992-94 bezeichnet. UN-Gruppe: Unternehmen, die im jeweiligen Jahr (92, 93 und 94) zu einem Unternehmensverbund mit Sitz im Ausland oder in den alten Ländern zählen.

^e Wald-Test: H_0 -Hypothese konstante Skalenerträge; der Test ist χ^2 -verteilt mit einem Freiheitsgrad.

^e Kritische Werte für den Likelihood Ratio Test sind $\chi^2 [6]_{0,95} = 14,1$ und $\chi^2 [6]_{0,99} = 18,5$.

In der Literatur wird die Hypothese vertreten, daß sich die Produktivitätseffekte von Innovationen stärker in ostdeutschen Tochterunternehmen und weniger in unabhängigen Unternehmen entfalten (vgl. Lukas, 1997). Diese These haben wir empirisch überprüft, indem die ersten Differenzen der Produktionsfunktionen zusätzlich zu den

schon vorhandenen Variablen mit Interaktionstermen zwischen den drei Innovationstypen und dem Beteiligungsverhältnis erneut geschätzt werden. Die Schätzergebnisse der Gleichungen für die Jahre 1993/94 und 1994/95 sind in der Tabelle 3 dargestellt.¹⁵

Tabelle 3: Einfluß von Innovationen ostdeutscher Töchter auf das Produktivitätswachstum, Interaktionsterme zwischen Beteiligung und Innovationstyp; abhängige Variable: Veränderung des realen Umsatzes^a

Zeitraum Variable	1993/94		1994/95	
	Koeff.	t-wert	Koeff.	t-wert
Konstante	0,06**	3,1	0,03	1,9
$\Delta \ln m_{n,t}$	0,27**	9,2	0,21**	9,7
$\Delta \ln l_{n,t}$	0,40**	7,7	0,47**	8,6
$\Delta \ln k_{n,t}$	0,06**	2,9	0,01	0,4
$PZ_{n, (t-1)-(t-3)}$	0,07**	2,0	0,07**	2,1
$PD * PZ_{n, (t-1)-(t-3)}$	0,03	1,3	0,02	1,1
$PD_{n, (t-1)-(t-3)}$	-0,01	-0,2	-0,03	-0,7
<i>Interaktion Innovationstypen mit Zugehörigkeit zu einer Unternehmensgruppe</i>				
UN-Gruppe* $PZ_{n, (t-1)-(t-3)}$	0,01	0,1	0,04	0,3
UN-Gruppe* $PD * PZ_{n, (t-1)-(t-3)}$	0,10**	3,3	-0,01	-0,4
UN-Gruppe* $PD_{n, (t-1)-(t-3)}$	0,21**	2,0	0,04	0,6
UN-Gruppe*Keine Innovation	0,03	0,7	-0,01	-0,3
Korrigiertes R ²	0,48		0,46	
Beobachtungen	436		353	

^a** Signifikant bei 5% Irrtumswahrscheinlichkeit; t-Werte beruhen auf heteroskedastie-konsistenten Schätzfehlern.

Aufgrund der Schätzergebnisse kann die Hypothese verworfen werden, daß die Produktivitätseffekte von Produkt- und Prozeßinnovationen in ostdeutschen Tochterunternehmen oder unabhängigen Unternehmen gleich sind.¹⁶ Produkt- und Prozeßinnovationen führen in abhängigen Unternehmen insbesondere im Zeitraum

¹⁵ Für die erste Gleichung ist die Anzahl der Beobachtungen in den einzelnen Zellen für die Bildung von Interaktionstermen zu gering.

¹⁶ Die übrigen Interaktionstermen sind aufgrund der geringen Fallzahl vorsichtig zu interpretieren.

1993/94 zu einem deutlichen Produktionsvorsprung, während in unabhängigen Unternehmen (noch) kein Effekt nachweisbar ist. Damit ist der Produktivitätsfortschritt von Produkt- und Prozeßinnovationen vor allem auf die Innovationsaktivität von ostdeutschen Zweigniederlassungen zurückzuführen. Produkt- und Prozeßinnovationen führen in abhängigen Unternehmen insbesondere im Zeitraum 1993/94 zu einem deutlichen Produktionsvorsprung, während in unabhängigen Unternehmen (noch) kein Effekt nachweisbar ist. Damit ist der Produktivitätszuwachs von Produkt- und Prozeßinnovationen vor allem auf die Innovationsaktivität von ostdeutschen Zweigniederlassungen zurückzuführen.

4.3 Vergleich verschiedener Schätzmethoden

Abschließend werden die Ergebnisse des Vergleichs unterschiedlicher Schätzverfahren vorgestellt und diskutiert (siehe Tabelle 4). Ziel des Vergleichs ist es, Aussagen über die Robustheit der geschätzten Innovations- und Beteiligungseffekte zu erhalten. Die Schätzgleichungen basieren auf der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion und werden für die Unternehmen durchgeführt, die an den ersten drei Wellen an der Befragung teilnahmen und für die Angaben zu den verwendeten Variablen vorhanden sind.

Neben einer Schätzung der Produktionsfunktion in ersten Differenzen mit der Methode der kleinsten Quadrate (KQ, 1. Spalte der Tabelle 4), enthält die Tabelle auch die Ergebnisse der Schätzung mit der dreistufigen Methode der kleinsten Quadrate (3sKQ, 2. Spalte), sowie zwei verschiedene Schätzungen mit der Verallgemeinerten Momentenmethode (GMM), in denen zwischen schwacher (3. Spalte) und strikter Exogenität (4. Spalte) unterschieden wird. Für diese zwei Gleichungen werden unterschiedliche Instrumentenmatrizen verwendet (siehe Tabelle 4, Erläuterungen). Die erste Wachstumsgleichung wird mit verzögerten Niveauvariablen instrumentiert, in der zweiten Gleichung werden zusätzlich die Niveauvariablen von 1993 verwendet. Tests auf überidentifizierende Restriktionen können bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% nicht abgelehnt werden ($p=0,09$). Das heißt, daß die Instrumente nicht mit dem Fehlerterm korreliert sind.

In allen Schätzungen für den Zeitraum 1992/93 wird der positive Produktivitätseinfluß von Innovationen und der Zugehörigkeit zu einem Unternehmensverbund bestätigt, obwohl die Anzahl der Unternehmen in der jetzigen verkleinerten Stichprobe im Vergleich zu Tabelle 2 deutlich geringer ist.

Tabelle 4: Determinanten der Produktivität, 1992/93 und 1993/94; Alternative Schätzverfahren; Abhängige Variable: Veränderung des realen Umsatzes (N=117, T=2)^a

Schätz-methode	KQ getrennte Schätzung		3sKQ ^b		GMM, schwache Exogenität ^c		GMM, strikte Exogenität ^c		
	Koeff.	t-wert	Koeff.	t-wert	Koeff.	t-wert	Koeff.	t-wert	
1992/93 Gleichung									
$\Delta \ln m_{n,t}$	0,43**	7,3	0,44**	9,8	0,41**	3,2	0,49**	9,6	
$\Delta \ln l_{n,t}$	0,47**	6,4	0,46**	6,1	0,38	1,5	0,44**	6,7	
$\Delta \ln k_{n,t}$	0,11**	2,3	0,12**	2,3	0,07**	2,0	0,10**	2,6	
PZ _{n,90-92}	0,01	0,1	0,03	0,4	0,04	0,5	0,09	1,1	
PD*PZ _{n,90-92}	0,09	1,8	0,10**	2,2	0,10	1,8	0,10**	2,2	
PD _{n,90-92}	0,01	0,2	0,04	0,8	0,03	0,4	0,06	1,1	
UN-Gruppe _{n,92}	0,09**	2,0	0,10**	2,2	0,12**	2,2	0,10**	2,3	
Konstante	-0,03	-0,5	-0,05	-1,0	-0,02	-0,3	-0,05	-1,0	
1993/94 Gleichung									
$\Delta \ln m_{n,t}$	0,33**	5,1	0,41**	3,5	0,46**	3,8	0,34**	6,3	
$\Delta \ln l_{n,t}$	0,48**	5,8	0,62**	3,6	0,70**	5,0	0,50**	9,9	
$\Delta \ln k_{n,t}$	0,06	1,4	-0,07	-0,6	-0,08	-0,7	0,07	1,9	
PZ _{n,91-93}	0,09	1,6	0,08	1,1	0,09	1,4	0,04	0,9	
PD*PZ _{n,91-93}	0,06	1,5	0,07	1,6	0,08	1,9	0,04	1,4	
PD _{n,91-93}	0,02	0,3	0,01	0,1	0,01	0,2	-0,02	-0,3	
UN-Gruppe _{n,93}	0,05	1,6	0,02	0,4	0,00	-0,1	0,04	1,5	
Konstante	0,06	1,6	0,08	2,1	0,08**	2,4	0,08**	2,9	
J-Test ^d						12,4	(0,09)	19,1	(0,26)
KorrigiertesR ²	0,72; 0,64								

^a ** Signifikant bei 5% Irrtumswahrscheinlichkeit. T-Werte beruhen auf heteroskedastie konsistente Schätzfehler.

^b 3sKQ: Folgende Instrumente werden verwendet: Konstante, m_{92} , l_{92} , k_{92} , PZ₉₂, PD*PZ₉₂, PD₉₂, UN-Gruppe₉₂, m_{93} , l_{93} , k_{93} , PZ₉₃, PD*PZ₉₃, PD₉₃, UN-Gruppe₉₃.

^c GMM-Schätzung (mittlere Spalte): Die Instrumentenliste ist für jede Gleichung unterschiedlich. Die Instrumentenliste der ersten Produktivitätsgleichung enthält folgende Instrumentvariablen m_{92} , l_{92} , k_{92} , PZ₉₂, PD*PZ₉₂, PD₉₂, UN-Gruppe₉₂. Die zweite Gleichung enthält zusätzlich m_{93} , l_{93} , k_{93} , PZ₉₃, PD*PZ₉₃, PD₉₃, UN-Gruppe₉₃. GMM-Schätzung (rechte Spalte): Die Liste der Instrumentenvariablen enthält zusätzlich (außer den Dummyvariablen) alle Niveauvariablen 1992-94 als Instrumente.

^d Tests auf identifizierende Restriktionen, χ^2 -verteilt.

Der Produktivitätsvorsprung von Produkt- und Prozeßinnovatoren beträgt in beiden Perioden zwischen 8% und 10%. Für den Zeitraum 1993/94 sind die Werte zwar auch positiv, aber etwas niedriger und statistisch schlechter abgesichert. Dabei werden die Ergebnisse bezüglich der Produktivitätseffekte von Innovationen weniger durch den Vergleich unterschiedlicher Methoden, als durch die Auswahl der Stichprobe bestimmt. Die Koeffizienten der Differenzschätzungen mit der Methode der kleinsten Quadrate dürften somit weniger unter dem Problem der Simultaneitätsverzerrung leiden.

Die Produktionselastizitäten für Vorleistungen nehmen sogar etwas höhere und damit auch plausiblere Werte an. Allerdings ergeben die Schätzungen mit der dreistufigen Methode der kleinsten Quadrate und der Verallgemeinerten Momentenmethode keine Verbesserung hinsichtlich der Werte für die anderen Produktionselastizitäten. Insbesondere die Produktionselastizität für Arbeit ist mit einem Wert von 0,7 im Modell mit der Annahme der schwachen Exogenität eher hoch. Für den effizienten Einsatz von Instrumenten sind daher Daten und Informationen über einen längeren Zeitraum notwendig. Inhaltlich deutet die Sensibilität der Koeffizienten hinsichtlich der gewählten Stichprobe auf die erhebliche Heterogenität der Unternehmen im ostdeutschen Transformationsprozeß hin, die durch die starken Turbulenzen und die Ungleichgewichtssituation in der ersten Hälfte der neunziger Jahre bedingt ist.

5 Abschließende Bemerkungen

In der Arbeit werden die Auswirkungen von technischen Innovationen und der Beteiligungsform auf das Produktivitätswachstum von Unternehmen in den neuen Bundesländern in der Zeit von 1992 bis 1995 empirisch untersucht. Die ökonomische Analyse zeigt, daß Innovatoren gegenüber Nichtinnovatoren ein höheres Produktivitätswachstum erzielen. Nicht nur Prozeßinnovationen führen zu Produktivitätssteigerungen in den Folgeperioden. Vielmehr erzielen auch Unternehmen, die Produkt- und Prozeßinnovationen durchgeführt haben, einen Produktivitätsvor-

sprung.

Unternehmen, die ausschließlich Produktinnovationen durchführten, weisen im Vergleich dazu in keiner Periode positive Produktivitätseffekte auf. Auch die Zugehörigkeit zu einer Unternehmensgruppe mit Sitz in den alten Bundesländern oder im Ausland beeinflusst das Produktivitätswachstum positiv. Weiterhin gibt es empirische Evidenz dafür, daß Innovationsaktivitäten vorwiegend in Unternehmen, die zu einem überregionalen Unternehmensverbund gehören, mit Produktivitätsfortschritten verbunden sind. Die Schätzergebnisse sind relativ robust hinsichtlich der Verwendung unterschiedlicher Schätzmethoden. Potentielle Simultaneitäten zwischen den Einsatzfaktoren und dem Produktivitätswachstum führen kaum zu Verzerrungen. Die Schätzergebnisse sind allerdings weniger robust hinsichtlich der Auswahl der Stichprobe.

Die gemessenen Produktivitätseffekte von Innovationen und der Beteiligungsform liegen in der Größenordnung von 5% bis 10% jährlich und gelten vor allem für den Zeitraum von 1992 bis 1994 und können für den jüngsten Zeitraum zwischen 1994 und 1995 nicht (mehr) nachgewiesen werden. Das kann zwei Ursachen haben. Entweder gilt auch bei den Wirkungen von Innovationen auf die Produktivität das eherne Gesetz des abnehmenden Grenzertrags. Dafür spricht, daß für Innovationen in den alten Bundesländern in den neunziger Jahren keine besonderen Produktivitätseffekte nachweisbar sind (Falk und Pfeiffer, 1998). Oder aber, die zeitliche Struktur der Wirkungen hat sich verändert.

Die vorliegende Arbeit stellt jeweils auf den Effekt von im Durchschnitt etwa zwei Jahren zurückliegenden Innovationen ab. Die Wirkung von Innovationen können sich theoretisch über einen längeren Zeitraum entfalten. Ohne allzu sehr spekulieren zu wollen, spricht doch einiges für die erstere Interpretation. In der ersten Phase des Transformationsprozeß erhöhten Innovationen stärker die Produktivität als in der nachfolgenden. Andere, hier nicht explizit erfaßte Faktoren wie Lernen, Unternehmenskultur und organisatorische Umstellungen gewinnen dagegen mit zunehmender Dauer des Experiments Marktwirtschaft an Bedeutung.

Literatur

- Adams, J. D. und Jaffe A. B. (1996): Bounding the Effects of R&D : An Investigation using Matched Establishment-Firm Data, *Rand Journal of Economics*, 27, 4 , S. 700 - 721.
- Baltagi, B.H. (1995): *Econometric Analysis of Panel Data*, Chichester, Wiley.
- Blechinger D. und F. Pfeiffer (1998): Qualifikation, Beschäftigung und technischer Fortschritt -Weitere empirische Evidenz mit den Daten des Mannheimer Innovationspanels, *ZEW-Discussion Paper* No. 98-1, Manheim.
- Boltho, A., W. Carlin und P. Scaramozzino (1996): Will East Germany become a new Mezzogiorno? CEPR Discussion Paper No. 1256, London.
- Falk, M. und F. Pfeiffer (1998): Auswirkungen von Innovationen auf Lohn- und Produktivitätsangleichung zwischen ost- und westdeutschen Unternehmen, erscheint in: *Innovationen in Ostdeutschland*, von M. Fritsch, M.; F. Meyer-Krahmer und F. Pleschak, Physica-Verlag.
- Felder, J. und A. Spielkamp (1997): *Innovationsstrategien und Forschungsaktivitäten ostdeutscher Unternehmen*, Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung, mimeo, Mannheim.
- Fritsch, M. (1995): *Productivity in Small East and West German Industrial Establishments - A matched Pair Analysis*, mimeo.
- 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.
- Harhoff, D. und G. Licht (1994) "Das Mannheimer Innovationspanel", in: U. Hochmuth und J. Wagner (Hrsg.): Firmenpanelstudien in Deutschland. Konzeptionelle Überlegungen und empirische Analysen, *Tübinger Volkswirtschaftliche Schriften*, S. 255-284.
- Keane, M. P und D. E. Runkle (1992): On the estimation of panel-data models with serial correlation when instruments are not strictly exogenous, *Journal of Business & Economic Statistics*, 10, 1 , S. 1 - 9.

- Licht, G., H. Stahl und W. Schnell (1996) "Ergebnisse der Innovationserhebung 1995", *ZEW-Dokumentation* 96-05, Mannheim.
- Licht, G. und H. Stahl (1997): Ergebnisse der Innovationserhebung 1997, *ZEW-Dokumentation*, Mannheim.
- Lukas, R. (1997): Kooperation, Innovationserfolg und Produktivitätsentwicklung, *Tagung des IWH*, November 1997.
- Müller, G., J. Rothfels und Anita Wöfl (1998): Determinanten der Produktivitätslücke in Ostdeutschland - Teil 2, *Wirtschaft im Wandel*, Nr. 2, S. 15-21.
- Mairesse, J. und Hall, B. H (1996): Estimating the Productivity of Research and Development : An Exploration of GMM Methods using Data on French and United States Manufacturing Firms, *NBER Working paper* Nr. 5501.
- Ragnitz, J., J.Rothfels und A. Wöfl (1998): Determinanten der Produktivitätslücke in Ostdeutschland - Teil 1, *Wirtschaft im Wandel*, Nr. 1, S. 3-11.
- Rottmann, R. und M. Ruschinski (1997): Beschäftigungswirkungen des technischen Fortschritts : eine Paneldaten-Analyse für Unternehmen des verarbeitenden Gewerbes in Deutschland, *Ifo-Studien*, Vol. 43, Nr. 1, S. 55 - 70.
- 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.
- Smolny, W. (1997): Sources of Productivity Growth at the Firm Level : A Production Function Approach, *Diskussionspapier, Konstanz* Nr. 44.
- Steil F. und E. Wolf (1997): Welche Bedeutung haben Unternehmenscharakteristika und regionales Umfeld für die Beschäftigungsdynamik?: Eine mikroökonomische Analyse für das ostdeutsche verarbeitende Gewerbe. *ZEW-Diskussionspapier*, Nr. 22.
- Van Reenen, J. (1997) "Employment and Technological Innovation: Evidence from U.K. Manufacturing Firms", *Journal of Labor Economics*, Vol. 15, No. 2, S. 255-284.

Anhang: Determinanten des Produktivitätswachstums für die Jahre 1992/93, 1993/94 und 1994/95 auf Basis der Translog-Produktionsfunktion:
Abhängige Variable: Veränderung des realen Umsatz^a

Variable	1992/93		1993/94		1993/94	
	Koeff.	t-Wert	Koeff.	t-Wert	Koeff.	t-Wert
Konstante	0,00	0,0	0,04**	2,7	0,03	1,8
$\Delta \ln m_{n,t}^a$	0,79**	4,4	0,29	1,8	0,20**	2,0
$\Delta \ln l_{n,t}$	-0,03	-0,1	0,25	1,3	0,29	1,3
$\Delta \ln k_{n,t}$	0,07	0,4	0,25**	2,4	-0,01	-0,1
$\Delta(\ln m_{n,t} * \ln l_{n,t})$	-0,13**	-2,7	-0,01	-0,4	0,00	0,0
$\Delta(\ln m_{n,t} * \ln k_{n,t})$	-0,07	-1,9	0,01	0,5	-0,03	-1,6
$\Delta(0,5 * \ln m_{n,t} * \ln m_{n,t})$	0,10**	4,2	0,02	1,0	0,02	1,7
$\Delta(\ln l_{n,t} * \ln k_{n,t})$	0,01	0,4	-0,06**	-2,1	0,01	0,2
$\Delta(0,5 \ln l_{n,t} * \ln l_{n,t})$	0,14	1,8	0,06	1,0	0,04	0,7
$\Delta(0,5 \ln k_{n,t} * \ln k_{n,t})$	0,05	1,3	0,04**	2,0	0,03	1,6
$PZ_{n,(t-1)-(t-3)}$	0,00	0,0	0,07**	2,0	0,08**	2,2
$PD_{n,(t-1)-(t-3)} * PZ_{n,(t-1)-(t-3)}$	0,06	1,6	0,05**	2,0	0,03	1,4
$PD_{n,(t-1)-(t-3)}$	0,02	0,3	0,03	1,0	-0,02	-0,5
UN-Gruppe $n,t-1$	0,05	1,4	0,07**	2,7	0,00	-0,2
Beobachtungen	177		436		353	
Korrigiertes R ²	0,69		0,49		0,47	

^a ** Signifikant bei 5% Irrtumswahrscheinlichkeit. t-Werte beruhen auf heteroskedastie-konsistenten Schätzfehlern.