

Beschäftigungswirkungen des technischen Fortschritts

Eine Paneldaten-Analyse für Unternehmen des Verarbeitenden

Gewerbes in Deutschland

von Horst Rottmann und Monika Ruschinski

1. Einleitung

Die Zweischneidigkeit des technologischen Wandels, der zugleich alte Arbeitsplätze vernichtet und neue schafft, ist - betrachtet man die historische Entwicklung von marktwirtschaftlichen Ökonomien - kein eigentlich neues Thema¹. In den 80er Jahren wurden bereits tiefgehende Diskussionen über die Beschäftigungswirkungen neuer Technologien geführt, die sich in den Begriffen „Freisetzungs- versus Kompensationshypothese“ widerspiegeln². Die divergierenden Einschätzungen der gesamtwirtschaftlichen Beschäftigungswirkungen neuer Technologien sind auf unterschiedliche Bewertungen der direkten Freisetzungseffekte durch Rationalisierungsbestrebungen und der indirekten Kompensationseffekte durch Kosten- und Preissenkungen sowie durch Schaffung neuer Märkte zurückzuführen.

Die Theorie endogenen Wachstums, die Ideen von *Schumpeter* (1950) aufgreift, zeigt, daß das langfristige Wachstum einer Volkswirtschaft entscheidend von seinen innovativen Kräften abhängt. Der Wachstumsprozeß bedingt jedoch einen stetigen Strukturwandel, der durch den Schumpeterschen Begriff der „kreativen Zerstörung“ geprägt ist. In mikrofundierten Wachstumsmodellen, die der Theorie allgemeinen Gleichgewichts folgen, ist im langfristigen Gleichgewicht der stetige Strukturwandel mit einer konstanten, friktionslosen Reallokation der Arbeitskräfte verbunden³. Insbesondere die Verbreitung des technischen Wissens und die Akzeptanz neuer Technologien und Produkte stellt eine wichtige Bedingung für einen erfolgreichen, spannungsfreien Wachstumsprozeß dar. Daß bei technologischem Wandel kurzfristig

1 Bereits *Ricardo* (1821) analysiert in seinem Maschineriekapitel die Gefahr einer „technologischen Arbeitslosigkeit“.

2 Siehe hierzu die Übersichtsartikel von *Hagemann* (1985) und *Klauder* (1986) sowie den Sammelband von *Schettkat/Wagner* (1989).

„technologische Arbeitslosigkeit“ in Form von friktioneller Arbeitslosigkeit auftreten kann, wurde von *Schumpeter* (1954) nicht bestritten⁴. Seiner Ansicht nach könne bei ausreichender Flexibilität der Faktorpreise und Substituierbarkeit der Faktoren daraus jedoch kein dauerhaftes strukturelles Problem erwachsen.

Gerade in Zeiten hoher Arbeitslosigkeit wird von neuem über das Innovations- und Investitionsverhalten von Unternehmen, den damit verbundenen technischen Fortschritt und dessen Auswirkungen auf die Arbeitsnachfrage in der industriellen Produktion diskutiert. In dieser Arbeit wird eine partialanalytische Betrachtung angestellt, die mikrotheoretische Zusammenhänge zwischen dem firmenspezifischen Innovationsverhalten und der Beschäftigungsentwicklung des Unternehmens aufzeigen kann. Im Vordergrund der Analyse stehen unterschiedliche Beschäftigungsauswirkungen von Produkt- und Prozeßinnovationen. Die von *Katsoulacos* (1986) unterstützte mikroökonomische These von beschäftigungsfördernden Produktinnovationen und arbeitsplatzsparenden Prozeßinnovationen wird empirisch für das Verarbeitende Gewerbe in Deutschland untersucht. Innovationsinduzierte Nachfrageeffekte, die indirekt Einfluß auf die Arbeitsnachfrage ausüben, werden in dieser Arbeit nicht explizit untersucht.

Für die Bundesrepublik Deutschland liegen bereits einige wenige empirische Untersuchungen über die Beschäftigungswirkungen des technischen Fortschritts für das Verarbeitende Gewerbe vor (siehe z.B. *Zimmermann* 1989, *Zimmermann* 1991, *König/Buscher/Licht* 1995, *Smolny/Schneeweis* 1996). Diese Arbeiten sind aufgrund des verwendeten Datenmaterials teilweise auf Querschnittsanalysen beschränkt, teilweise werden gepoolte Daten verwendet, aber die Unternehmensheterogenität wird nicht berücksichtigt. Sind die Individualeffekte jedoch mit den Innovationsaktivitäten der Firmen korreliert, so wird der Einfluß des technischen Fortschritts auf die Beschäftigung verzerrt geschätzt (*Rottmann* 1995, S. 86ff.). Teilweise werden in den obengenannten empirischen Arbeiten aus Datenmangel die Faktorpreise nicht in die Analyse aufgenommen.

3 Vgl. *Grossman/Helpman* (1991) und *Aghion/Howitt* (1992).

4 Siehe hierzu auch *Aghion/Howitt* (1991), die unterschiedliche Effekte des technischen Wandels auf die friktionelle Arbeitslosigkeit analysieren.

Die vorliegende Untersuchung basiert auf dem ifo Unternehmenspanel für die Jahre 1980 bis 1992. Dieser Paneldatensatz, der auf einer Verknüpfung der Konjunkturtest-, Investitionstest- und Innovationstestumfragen des ifo Instituts beruht, ermöglicht die Berücksichtigung der Unternehmensheterogenität und die Erfassung dynamischer Effekte. In Abschnitt 2 werden die theoretischen Überlegungen dargestellt, die die Grundlagen für den empirischen Ansatz bilden. Im darauffolgenden Abschnitt wird das Datenmaterial, auf dem die Schätzungen beruhen, erläutert. Im 4. Abschnitt folgen die Darstellung des ökonometrischen Schätzverfahrens und die Diskussion der Schätzergebnisse. Schließlich beinhaltet Abschnitt 5 eine Zusammenfassung und Anmerkungen zu den Ergebnissen.

2. Theoretische Überlegungen

Auf einem Markt der monopolistischen Konkurrenz folgen die Unternehmen einem zweistufigen Entscheidungsprozeß mit zeitlicher Separabilität. Zuerst wird in der Vorperiode $t-1$ über die optimale Produkt- und Prozeßqualität im Zeitpunkt t entschieden. Unter Berücksichtigung dieser Vorentscheidung werden im Zeitpunkt t nach dem Prinzip der Kostenminimierung für die gegebene effektive Nachfrage und die exogenen Faktorpreise der Arbeits- und Kapitaleinsatz bestimmt.

Die theoretischen Überlegungen werden allgemein anhand einer Kostenfunktion dargestellt. Es gelte für die Firma i folgende Kostenfunktion $C_i(t)$:

$$C_i(t) = e^{\gamma_i t} f(W_i(t), UC_i(t), Y_i(t), Q_i(t), T_i(t)) \quad (1)$$

Die Variablen $W_i(t)$ und $UC_i(t)$ stehen für den nominalen Lohnsatz und die nominalen Kapitalnutzungskosten der Firma i zum Zeitpunkt t . $Y_i(t)$ stellt die effektive Nachfrage, $Q_i(t)$ die gewählte Produktqualität und $T_i(t)$ die eingesetzte Prozeßqualität dar. γ_i mißt die Änderung der firmenspezifischen Effizienz im Zeitablauf. Dadurch werden firmenspezifische Wachstumseinflüsse erfaßt, die mit den anderen erklärenden Variablen - insbesondere der firmeneigenen Innovationsaktivität - korreliert sein können. Beispielsweise spielt die Fähigkeit eines Unternehmens, allgemein zugängliches Grundlagenwissen und technisches „know how“ im Betrieb adäquat umzusetzen, eine bedeutende Rolle für die eigene Kostenentwicklung. Die Aneignung und Verwendung allgemeiner Kenntnisse beeinflußt nicht nur technische Bereiche

wie Produktionstechnologie und Forschung und Entwicklung, sondern z.B. auch die Organisationsstruktur eines Unternehmens. Es wird unterstellt, daß γ_i über die Zeit konstant ist. Außerdem ist davon auszugehen, daß die firmenspezifische Effizienz in der Zeit zunimmt resp. die Kosten sinken.

Die Kostenfunktion ist linear homogen in den Faktorpreisen mit folgenden partiellen Ableitungen: $C_W > 0$, $C_{UC} > 0$. Die Grenzkosten einer Outputveränderung sind positiv ($C_Y > 0$). Es wird angenommen, daß Prozeßinnovationen die Arbeitsproduktivität erhöhen und zu einer Verringerung der Produktionskosten führen ($C_T < 0$). Dagegen erfordert eine Verbesserung der Produktqualität mehr Aufwand in Form von längeren Maschinenlaufzeiten, besseren Materialien oder höherer Arbeitsintensität, insbesondere in der Qualitätskontrolle, so daß die Produktionskosten ansteigen⁵ ($C_Q > 0$).

Die bedingte Arbeitsnachfragefunktion L_i läßt sich wie folgt aus der Kostenfunktion ableiten (Shephard's Lemma):⁶

$$\frac{\partial C_i}{\partial W_i} = L_i = e^{\gamma_i t} g(W_i, UC_i, Y_i, Q_i, T_i) \quad (2)$$

Folgende Vorzeichen der partiellen Ableitungen der Arbeitsnachfragefunktion sind eindeutig bestimmt: $L_W < 0$, $L_{UC} > 0$, $L_Y > 0$. Die Auswirkungen der Produkt- und Prozeßqualität auf die Arbeitsnachfrage sind dagegen vom Bias des technischen Fortschritts abhängig⁷. Die Analyse vereinfacht sich erheblich unter Annahme einer Cobb-Douglas-Kostenfunktion, bei der die Vorzeichen der partiellen Ableitungen von Produkt- und Prozeßqualität eindeutig determiniert sind. In diesem speziellen Fall sind Prozeßinnovationen arbeitssparend ($L_T < 0$), während Produktinnovationen zu höheren Produktionsanforderungen und dadurch zu vermehrtem Arbeitseinsatz führen ($L_Q > 0$). Es wird die These 'arbeitssparende Prozeß- versus beschäftigungsfördernde Produktinnovationen' anhand einer log-linearen Approximation der Arbeitsnachfragefunktion untersucht:

⁵ Siehe hierzu *Zimmermann* (1989).

⁶ Zur Vereinfachung der Schreibweise wird nach Möglichkeit der Zeitindex weggelassen.

⁷ *Stoneman* (1983) geht ausführlich auf den Bias des technischen Fortschritts ein und diskutiert Hicks-, Harrod- und Solow-neutralen-Fortschritt.

$$\ln L_i = \gamma_i t + \varepsilon_{LW} \ln W_i + \varepsilon_{LUC} \ln UC_i + \varepsilon_{LY} \ln Y_i + \varepsilon_{LQ} \ln Q_i + \varepsilon_{LT} \ln T_i \quad (3)$$

Die ε_{Lj} mit $j=W,UC,Y,Q,T$ geben die entsprechenden konstanten Elastizitäten der Arbeitsnachfrage an. Es gelte: $\varepsilon_{LW}<0$, $\varepsilon_{LUC}>0$, $\varepsilon_{LY}>0$, $\varepsilon_{LQ}>0$, $\varepsilon_{LT}<0$.

Der Datensatz beinhaltet keine Variablen, die das Qualitätsniveau des Produkts resp. des Prozesses im Zeitpunkt t messen. Die Veränderung der Qualitätsniveaus kann jedoch durch Angaben der Unternehmen zu ihren Produkt- resp. Prozeßinnovationsaktivitäten erfaßt werden⁸. Daher wird für die empirische Umsetzung die Arbeitsnachfragefunktion in Wachstumsraten dargestellt, wobei die positive Veränderung der Qualitätsniveaus (ΔT_i , ΔQ_i) als realisierte Prozeß- resp. Produktinnovation interpretiert werden kann. Die Wachstumsgleichung lautet:

$$\frac{d \ln L_i}{dt} = \Delta L_i = \gamma_i + \varepsilon_{LW} \Delta W_i + \varepsilon_{LUC} \Delta UC_i + \varepsilon_{LY} \Delta Y_i + \varepsilon_{LQ} \Delta Q_i + \varepsilon_{LT} \Delta T_i \quad (4)$$

3. Datenbeschreibung

Für einen Zeitraum von 1980 bis 1992 sind die Daten des Konjunkturtests, des Investitionstests und des Innovationstests des ifo Instituts zusammengeführt worden⁹. Die drei Umfragen, die getrennt durchgeführt werden, weisen im Hinblick auf ihren Berichtskreis unterschiedliche Schwerpunkte auf. Die vorgenommene Verknüpfung bietet eine bislang einmalige Datengrundlage, insbesondere für Methoden der Paneldaten-Analyse.

Bei der Zusammenführung der Umfragen wurden diejenigen Firmen ausgewählt, die im Untersuchungszeitraum mindestens einmal an allen drei Umfragen teilgenommen hatten. Der verwendete Paneldatensatz erfaßt 2405 Produktgruppen von 1982 Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes in der Bundesrepublik Deutschland. Da 310 „Mehrproduktunternehmen“ im Datensatz enthalten sind, stimmt die Anzahl der Produktgruppen nicht mit der Anzahl der

8 Aus der Sonderfrage des Konjunkturtests (KT) wird die Kategorie „realisiert“ als Indikator für das Innovationsverhalten herangezogen.

9 Eine detaillierte Datenbeschreibung findet sich in *Schneeweis/Smolny* (1996). Eine Verknüpfung der Umfragen des ifo Instituts für die Jahre 1979 bis 1986 wurde bereits für die Meta-Studie durchgeführt. Vgl. *Penzkofer/Schmalholz/Scholz* (1989).

Unternehmen überein¹⁰. Der Umfang der Stichprobe wird durch die Bildung von Wachstumsraten und durch die Berücksichtigung von verzögerten Variablen jedoch verringert.

Die für die empirische Umsetzung benötigten quantitativen Unternehmensgrößen, wie Umsatz und Beschäftigung, sind Variablen aus dem Investitionstest. Qualitative Größen, die das Innovationsverhalten abbilden, finden sich im Innovationstest sowie in der „Sonderfrage Innovation“ der Dezemberumfrage des Konjunkturtests. Es werden Dummy-Variablen für das Innovationsverhalten aus der „Sonderfrage Innovation“ verwendet¹¹, die eine Unterscheidung zwischen realisierten Produkt- und Prozeßinnovationen ermöglichen. Die beiden Dummy-Variablen geben an, ob ein Unternehmen in einem bestimmten Jahr mindestens eine Produkt- beziehungsweise Prozeßinnovation eingeführt hat. Angaben über Güter- und Faktorpreise sind im ifo Unternehmenspanel nicht enthalten. Daher werden weitere statistische Quellen herangezogen, die eine Zuordnung der Daten zumindest auf der zweistelligen SYPRO-Klassifikation zulassen.

Aus der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung des *Statistischen Bundesamts* 1994 (Fachserie 18, Reihe 1.3) wurden für 27 Branchen des Verarbeitenden Gewerbes folgende Größen entnommen¹²:

- Bruttowertschöpfung zu jeweiligen und konstanten Preisen von 1991
- Bruttolohn- u. -gehaltsumme im Inland
- Beschäftigte Arbeitnehmer im Inland

Mittels der Bruttowertschöpfung zu jeweiligen und konstanten Preisen wird der entsprechende Branchen-Preisindex berechnet, der zur Ermittlung des realen Umsatzes resp. der realen effektiven Nachfrage eines Unternehmens verwendet wird. Außerdem wird dem

10 Der Teilnehmerkreis des Konjunktur- und Innovationstests ist nach Produktgruppen geordnet, während bei der Investitionsumfrage Unternehmenseinheiten angeschrieben werden. Im Berichtskreis des Konjunkturtests sind 1672 „Einproduktunternehmen“ und 310 „Mehrproduktunternehmen“ vertreten, die zusammen 2405 Befragungseinheiten des Konjunkturtests nach Produktgruppen ergeben.

11 Beim Konjunkturtest liegen für etwa doppelt so viele Beobachtungen Angaben zum Innovationsverhalten vor wie beim Innovationstest. Zu weiteren Vor- und Nachteilen der Innovationstestfragen siehe *Rottmann* (1995).

12 Die Branchenklassifikation des ifo Unternehmenspanel erfaßt 27 statt 32 Sektoren. Einige Branchen der SYPRO-Klassifikation sind im ifo Datensatz nicht vertreten oder zusammengefaßt worden. Z.B. enthält das Ernährungsgewerbe den Sektor Getränkeherstellung.

Datensatz die effektiv geleistete Jahresarbeitszeit je Beschäftigtem hinzugespielt (*DIW* 1995), um den sektoralen Stundenlohnsatz aus den o.g. Größen bestimmen zu können. Die nominalen Kapitalnutzungskosten basieren auf Berechnungen des ifo-Instituts für die 27 Branchen des Verarbeitenden Gewerbes (vgl. *Gerstenberger/Heinze/Hummel/Vogler-Ludwig* 1989).

Ein Problem bei der empirischen Umsetzung stellt die mögliche Selektionsverzerrung des Teilnehmerkreises dar. Das Teilnahmeverhalten und die Zu- und Abgänge der Unternehmen während der Beobachtungsperiode des ifo Unternehmenspanels können genau genommen nicht als exogen betrachtet werden. Z.B. kann das Teilnahmeverhalten an den Umfragen dadurch geprägt sein, daß innovative Firmen häufiger die Innovationsumfragen beantworten als Firmen ohne Innovationsaktivitäten. Ein Problem sind auch die Abgänge von Unternehmen¹³, die z.B. aufgrund von Insolvenz aus dem Markt ausscheiden und deshalb an der Befragung nicht mehr teilnehmen. Es ist anzunehmen, daß der Marktaustritt eines Unternehmens nicht unabhängig von seinem vorherigen Investitions- und Innovationsverhalten ist. Ist das Innovationsverhalten eine wichtige Determinante der Wettbewerbsfähigkeit des Unternehmens, so verbleiben über einen längeren Betrachtungszeitraum nur die innovativen Firmen im Paneldatensatz. M.a.W., die betrachtete Stichprobe könnte überdurchschnittlich viele Innovatoren umfassen. Die Auswirkungen von Innovationen auf die Beschäftigung könnten dann gegen Null verzerrt sein, wenn das endogene Ausscheiden nicht-innovativer Firmen unberücksichtigt bliebe.

Aufgrund der Datenlage ist es nicht möglich, die Endogenität des Teilnahmeverhaltens adäquat bei der Schätzung des ökonometrischen Modells zu berücksichtigen. Da auch eine ungenügende Spezifikation der Selektionsgleichung die Schätzergebnisse des Modells (*Greene* 1993, S. 706ff.) beeinträchtigt, wird auf ein „sample selection“-Korrekturverfahren verzichtet. Um dennoch einer Selektionsverzerrung entgegenzuwirken, wird in dieser Untersuchung ein „unbalanced panel design“ gewählt, d.h. die betrachteten Unternehmen müssen nicht über den gesamten Beobachtungszeitraum an der Befragung teilgenommen haben. Bei dieser Vorgehensweise können 1614 Produktbereiche miteinbezogen werden. Während des Beobachtungs-

13 Fast jedes vierte Unternehmen ist während des Beobachtungszeitraums ausgeschieden (vgl. *Schneeweis/Smolny* 1996). Es läßt sich aber nicht feststellen, welche dieser Abgänge auf Insolvenzen zurückzuführen sind.

zeitraums beantworteten die Betriebe im Durchschnitt 4,3 mal alle für die Untersuchung relevanten Fragen¹⁴.

Die Stichprobe¹⁵ zeigt folgende Innovationsaktivitäten der Teilnehmer (vgl. Tabelle 1): Bei 33% der Beobachtungen werden weder Produkt- noch Prozeßinnovationen durchgeführt ($IPR_{t-1} = 0$, $IPZ_{t-1} = 0$), bei 10% treten nur Prozeßinnovationen auf ($IPR_{t-1} = 0$, $IPZ_{t-1} = 1$), während bei 12% nur Produktinnovationen realisiert werden ($IPR_{t-1} = 1$, $IPZ_{t-1} = 0$). 45% der Beobachtungen weisen Innovationen sowohl im Produkt- als auch im Prozeßbereich auf ($IPR_{t-1} = 1$, $IPZ_{t-1} = 1$) auf. Die Stichprobe beinhaltet damit einen großen Anteil von Teilnehmern, die in bestimmten Jahren keine Innovationen vorgenommen haben. Bedeutend ist die hohe Korrelation beim Auftreten von Produkt- und Prozeßinnovationen. Diese Prozentanteile von realisierten Produkt- und Prozeßinnovationen am gesamten Beobachtungskreis entsprechen den Ergebnissen aus anderen Panelstudien¹⁶.

Die deskriptive Statistik in Tabelle 1 macht deutlich, daß Unternehmen, die in der Vorperiode innovativ waren, ein höheres Beschäftigungswachstum aufweisen als nicht-innovative. Die durchschnittliche, ungewichtete jährliche Wachstumsrate der Beschäftigung im Verarbeitenden Gewerbe liegt für die gesamte Stichprobe bei 0,18%. Firmen, die in der Vorperiode sowohl Produkt- als auch Prozeßinnovationen durchgeführt haben, weisen ein durchschnittliches Beschäftigungswachstum von 0,76% auf gegenüber Firmen ohne Innovationsaktivitäten, die einen Beschäftigungsrückgang von -0,63% hinnehmen mußten. Interessant ist das Ergebnis bei Firmen, die entweder Produkt- oder Prozeßinnovationen vorgenommen haben. So weisen die Firmen mit Produktinnovationen ein Beschäftigungswachstum von 0,48% auf, während die Prozeßinnovatoren ihre Beschäftigung nicht erhöhten, resp. gering um -0,12% verringerten. Aus diesen Prozentangaben lassen sich allerdings noch keine Aussagen über den Einfluß von Produkt- und Prozeßinnovationen auf die Beschäftigung treffen, da das Beschäftigtenwachstum nicht monokausal erklärt werden kann (siehe Abschnitt 2). Im nächsten

14 Bei der ökonomischen Analyse, die verzögerte Variablen beinhaltet, werden für jedes Unternehmen neun Beobachtungen berücksichtigt. D.h., bei der Schätzung ist das „Durchschnittsunternehmen“ in etwa während des halben Beobachtungszeitraums vertreten.

15 Diese Stichprobe mit 6926 Beobachtungen bildet gleichfalls die Grundlage für die ökonomische Schätzung. Die betrachtete realisierte Produkt- resp. Prozeßinnovation ist um eine Periode verzögert, da Anpassungsfriktionen hinsichtlich der Beschäftigung unterstellt werden.

16 König/Buscher/Licht (1995) verwenden in ihrer Studie das Mannheimer Unternehmenspanel des Zentrums für Europäische Wirtschaftsforschung, das ähnliche Prozentanteile von innovierenden Firmen aufzeigt.

Abschnitt wird deshalb eine multiple ökonomische Analyse mit Paneldaten vorgenommen, die die These ‘arbeitssparende Prozeß- versus beschäftigungsfördernde Produktinnovation’ überprüft.

Tabelle 1: Beschäftigungswachstum und Innovationsaktivitäten

Klassifikation nach Innovationsaktivitäten*	Stichprobenanteil in Prozent	Jährliche Wachstumsrate der Beschäftigten in Prozent (ungewichteter Durchschnitt)	Standardabweichung der Wachstumsraten
Nur Produktinnovation: ($IPR_{t-1} = 1, IPZ_{t-1} = 0$)	12	0,48	9,91
Nur Prozeßinnovation: ($IPR_{t-1} = 0, IPZ_{t-1} = 1$)	10	-0,12	9,51
Produkt- und Prozeßinnovation: ($IPR_{t-1} = 1, IPZ_{t-1} = 1$)	45	0,76	8,57
Keine Innovationen: ($IPR_{t-1} = 0, IPZ_{t-1} = 0$)	33	-0,63	9,21
Alle Unternehmen	100	0,18	9,07

* $IPR_{t-1}=1$ und $IPZ_{t-1}=1$ stellen im Zeitpunkt (t-1) realisierte Produkt- resp. Prozeßinnovationen dar.

4. Ökonometrische Spezifikation und empirische Ergebnisse

Ausgangspunkt der empirischen Untersuchung ist Gleichung (4) aus Abschnitt 2. Es wird folgende Kurzschreibweise für Gleichung (4) verwendet:

$$\Delta L_{i,t} = \gamma_i + \beta' \mathbf{x}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad i = 1, 2, \dots, N$$

$$t = 1, 2, \dots, T \quad (4')$$

wobei in $\mathbf{x}_{i,t}$ alle Wachstumsraten der erklärenden Variablen und in β die zu schätzenden Parameter enthalten sind. i stellt einen Firmenindex, t einen Zeitindex und $\varepsilon_{i,t}$ einen Zufallsterm mit den folgenden Eigenschaften dar: $\varepsilon_{i,t} \equiv \text{iid}(0, \sigma_\varepsilon^2)$.

Bei der ökonometrischen Analyse von Paneldaten ist zu berücksichtigen, daß nicht beobachtbare unternehmensspezifische Effekte (γ_i) das Beschäftigungswachstum beeinflussen können. Die Wahl einer geeigneten Schätztechnik für Gleichung (4') hängt von Annahmen über die Eigenschaften der Effizienzparameter γ_i ab (*Greene* 1993, S. 465ff., *Hsiao* 1986, S. 25ff.). Betrachtet man die γ_i als feste Parameter, dann handelt es sich bei (4') um ein fixed-effects-Modell. Werden die γ_i allerdings als Zufallsvariablen interpretiert, wird (4') als random-effects-Modell bezeichnet. Die Effizienzparameter setzen sich im letzten Fall aus einem unbekanntem Parameter γ und einem Zufallsterm η_i mit den Eigenschaften $\eta_i \equiv \text{iid}(0, \sigma_\eta^2)$ zusammen, wobei η_i unabhängig von allen $\varepsilon_{i,t}$ ist. Es gilt: $\gamma_i = \gamma + \eta_i$.

Da im fixed-effects-Modell die γ_i als Parameter von Dummy-Variablen interpretiert werden können, dürfen die Unternehmenseffekte mit den anderen Regressoren korreliert sein. Ist dies der Fall, so ist das random-effects-Modell inkonsistent. Andernfalls ist das fixed-effects-Modell ineffizient, da bei ihm im Gegensatz zum random-effects-Modell N Achsenabschnitte geschätzt werden müssen. A priori kann nicht davon ausgegangen werden, daß die Effizienzparameter mit den Variablen in \mathbf{x} unkorreliert sind. Mißt γ_i die Fähigkeit der Unternehmen, neues allgemein zugängliches Wissen und technisches „know how“ in der eigenen Firma zu nutzen, so kann diese Fähigkeit beispielsweise mit den eigenen Innovationsaktivitäten korreliert sein. Auch Brancheneffekte können zu einer Korrelation zwischen γ_i und den erklären-

den Variablen führen. Daher testen wir die Orthogonalitätsbedingung zwischen den Individualeffekten γ_i und den Regressoren mit Hilfe des Hausman-Tests (*Hausman* 1978).

Bei der Schätzung des Modells werden Wirkungsverzögerungen berücksichtigt. Da es möglich ist, daß ein Großteil der Innovationen erst am Ende eines Jahres eingeführt wurde, kann ihr Einfluß auf die Beschäftigung der laufenden Periode noch gering sein. Außerdem ist es möglich, daß im Rahmen von Prozeßinnovationsaktivitäten die Einführung neuer Maschinen in den Produktionsprozeß die Umgestaltung des Fertigungsablaufs und die Schulung von Mitarbeitern erfordert. Deshalb muß die aktuelle Beschäftigung nicht zurückgehen. Somit kann erwartet werden, daß die um eine Periode zurückliegenden Innovationsaktivitäten einen stärkeren Einfluß auf die Beschäftigung haben als die der laufenden Periode. Auch ist anzunehmen, daß der Einfluß weiter zurückliegender Innovationen auf die Beschäftigung wieder abnimmt, wenn die Arbeitsproduktivität nicht mehr ansteigt. Ebenso muß beim Output und bei den Faktorpreisen mit Wirkungsverzögerungen gerechnet werden. Hohe Einstellungs- und Entlassungskosten sowie gesetzliche und tarifliche Kündigungsvorschriften verhindern beispielsweise eine sofortige Reaktion der Beschäftigung auf Veränderungen der Faktorpreise und des Outputs.

Es wurde mit Verzögerungen der in x enthaltenen Variablen bis zu drei Jahren experimentiert. Alle dreifach verzögerten Variablen waren bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von zehn Prozent insignifikant. Von den nicht verzögerten Variablen war nur der Output signifikant. Deshalb sind in Tabelle 2 die Schätzungen ohne diese Variablen sowohl für das random-effects- als auch das fixed-effects-Modell angegeben. Die Veränderung der Produkt- resp. Prozeßqualität wird durch Dummy-Variablen für realisierte Produkt- und Prozeßinnovationen erfaßt.

Für das random-effects- sowie fixed-effects-Modells führen die Tests, LM und F2 (siehe Tabelle 2), auf das Nichtvorhandensein der unternehmensspezifischen Effekte zu einer klaren Ablehnung der Nullhypothese auf jedem relevanten Signifikanzniveau. Beim random-effects-Modell dürfen die Individualeffekte nicht mit den Regressoren korreliert sein. Die Nullhypothese, nach der das random-effects-Modell die korrekte Spezifizierung darstellt, wird eindeutig abgelehnt ($H = 103$ bei elf Freiheitsgraden). Deshalb wird die fixed-effects-Schätzung als die relevante erachtet und diese im folgenden interpretiert. Die Nichtberücksichtigung der Individualeffekte würde zu verzerrten Ergebnissen führen.

Generell haben die Parameter die richtigen Vorzeichen und der gemeinsame Einfluß der Variablen ist hoch signifikant (siehe F1 in der Tabelle 2). Der Einfluß der Arbeitskosten (ΔW) auf die Beschäftigung ist eindeutig negativ und hochsignifikant. Die langfristige Elastizität der Arbeitsnachfrage in bezug auf den Lohnsatz beträgt etwa -0,5. Im Vergleich zu anderen empirischen Studien, die den Arbeitskosten-Beschäftigungs-Zusammenhang mit Hilfe von aggregierten Zeitreihendaten für Westdeutschland untersuchen, erscheint die geschätzte Elastizität sehr hoch (*Flaig/Steiner* 1989, *Franz* 1996). Mit hochaggregierten Daten geschätzte Elastizitäten sind jedoch mit mikroökonomischen Ergebnissen wenig vergleichbar: „Even in an economy with relatively uniform wage growth, exploitation of sectoral panel data greatly increases the power of econometric tests and will hopefully stimulate more research with less aggregate data“ (*FitzRoy/Funke* 1994). Mit Hilfe von Paneldaten für das Verarbeitende Gewerbe schätzt *Breitung* (1994) unter Berücksichtigung von Individualeffekten eine Lohnelastizität von -0,59. Auch andere Panelstudien für Deutschland kommen zu ähnlichen Ergebnissen (*König/Buscher/Licht* 1995, *FitzRoy/Funke* 1994).

Der Parameter der user costs (ΔUC_{t-1}) ist positiv und signifikant. Allerdings erscheint die geschätzte Elastizität von etwa 0,03 sehr niedrig. Es ist zu vermuten, daß der Koeffizient nach unten verzerrt ist. Da die Kapitalnutzungskosten auf Unternehmensebene im Datensatz nicht vorhanden sind, wurden nur die entsprechenden Branchenwerte verwendet. Die Kapitalnutzungskosten der Unternehmen können sich aber aufgrund von individuellen Risikozuschlägen innerhalb einer Branche deutlich unterscheiden. Da die Risikozuschläge unter anderem vom Firmenalter und vom Verschuldungsgrad abhängen, ist anzunehmen, daß sie im Zeitablauf variieren. Es gelingt deshalb nicht, die Risikozuschläge mit Hilfe des fixed-effects Schätzers vollkommen zu absorbieren. Die mögliche Verzerrung der geschätzten Elastizität kann auch im Zusammenhang mit dem fehlenden Vorleistungspreisindex stehen¹⁷.

Eine weitere wesentliche Determinante von Beschäftigungsveränderungen sind Outputvariationen (ΔY). Die geschätzten Koeffizienten ergeben eine langfristige Beschäftigungselastizität in bezug auf den Output von etwa 0,4, wobei der Einfluß von Outputvariationen mit der Länge der Lags kontinuierlich abnimmt. Interpretiert man die geschätzte Elastizität als Inverse der Skalanelastizität, so wäre letztere ungewöhnlich hoch. Bei der Interpretation sollte allerdings

beachtet werden, daß der Arbeitseinsatz bei Outputveränderungen auch durch Veränderungen der effektiv geleisteten Arbeitsstunden variiert. Outputerhöhungen führen also nicht nur zu einer Erhöhung der Beschäftigtenzahlen, sondern auch zu einer Erhöhung der Arbeitszeit. Andere Studien kommen zu ähnlichen Ergebnissen (*Villa/Muet/Boutillier* 1990, *FitzRoy/Funke* 1994). Untersuchungen, die den Arbeitseinsatz durch das Produkt aus geleisteten Arbeitsstunden und der Anzahl der Beschäftigten messen, weisen höhere Beschäftigtenelastizitäten aus (*Flaig/Steiner* 1993). *König/Pohlmeier* (1988) untersuchten sowohl die Reaktion der Beschäftigten als auch der geleisteten Arbeitsstunden mit dem Ergebnis, daß die übertarifliche Arbeitszeit überproportional auf Outputveränderungen reagiert. Für die entsprechende Elastizität der Beschäftigtenanzahl auf den Output erhielten sie einen Wert von 0,37. Unsere Ergebnisse sollten daher nicht als Vorliegen von extrem hohen Skalenerträgen interpretiert werden.

Tabelle 2: Schätzergebnisse für ΔL

	fixed-effects		random-effects	
	Parameter	t-Werte	Parameter	t-Werte
Υ	-, -	-, -	0,012	3,31*
ΔW_{t-1}	-0,208	-3,56*	-0,157	-3,01*
ΔW_{t-2}	-0,337	-5,42*	-0,319	-5,59*
ΔUC_{t-1}	0,027	2,46*	0,017	1,65
ΔUC_{t-2}	-0,005	-0,54	-0,010	-1,06
ΔY_t	0,238	27,57*	0,264	37,28*
ΔY_{t-1}	0,099	11,78*	0,130	18,12*
ΔY_{t-2}	0,040	4,60*	0,068	9,32*
IPR_{t-1}	0,011	3,26*	0,009	3,39*
IPR_{t-2}	0,000	0,02	-0,001	-0,50
IPZ_{t-1}	-0,004	-1,41	-0,001	-0,27
IPZ_{t-2}	-0,003	-1,27	-0,002	-0,83
	Teststatistik	Signifikanzniveau	Teststatistik	Signifikanzniveau
F1	89,41	0,00	155,65	0,00
F2	1,25	0,00	-, -	-, -
LM	-, -	-, -	19,88	0,00
	Teststatistik		Signifikanzniveau	
H	103,23		0,00	

* bedeutet Signifikanz bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von fünf Prozent. F1 ist ein F-Test auf die gemeinsame Signifikanz der Variablen in x . F1 hat beim fixed-effects-Modell 11 und 5301, beim random-effects-Modell 12 und 6914 Freiheitsgrade. F2 testet im fixed-effects-Modell die Nullhypothese, daß keine unternehmensspezifischen Effekte existieren. F2 hat 1613 und 5301 Freiheitsgrade. LM stellt den entsprechenden Lagrange-Multiplikator-Test von *Breusch/Bagan* (1980) für das random-effects-Modell dar. Er ist chi-quadrat verteilt mit einem Freiheitsgrad. H gibt die Hausman-Teststatistik wieder für die Nullhypothese, daß das random-effects-Modell die korrekte Spezifizierung ist. H ist chi-quadrat verteilt mit elf Freiheitsgraden.

Die geschätzten Einflüsse von Produkt- und Prozeßinnovationen stimmen mit den theoretischen Überlegungen überein. Produktinnovationen haben einen signifikant positiven Effekt auf die Beschäftigungsentwicklung des jeweiligen Unternehmens. Bei Unternehmen, die im Vorjahr eine Produktinnovation (IPR_{t-1}) durchgeführt haben, erhöht sich die Beschäftigung ceteris paribus um etwa 1,1 Prozent. Prozeßinnovationen haben einen negativen Einfluß auf die Beschäftigung des innovierenden Unternehmens. Ceteris paribus senkt die Einführung einer Prozeßinnovation in der Vorperiode (IPZ_{t-1}) die Beschäftigung um 0,4 Prozent, und langfristig führen Prozeßinnovationen zu einer Verringerung des Beschäftigtenwachstums von knapp 0,8 Prozentpunkten. Die einzelnen Einflüsse von IPZ_{t-1} und IPZ_{t-2} sind jedoch nicht signifikant,

was aufgrund der hohen Korrelation zwischen Produkt- und Prozeßinnovationen (siehe Abschnitt 3) Multikollinearitätsprobleme vermuten läßt. Schließt man IPR_{t-2} bei der Regression aus, so haben die verzögerten Prozeßinnovationsaktivitäten bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10% einen signifikant negativen Einfluß. Treten Produkt- und Prozeßinnovationen gemeinsam auf, so überwiegt der Einfluß der Produktinnovationen. Da die Realisation beider Innovationsarten hoch miteinander korreliert ist und Prozeßinnovationen nicht häufiger als Produktinnovationen auftreten, gehen insgesamt für diese Stichprobe von den eigenen Innovationsaktivitäten der Unternehmen keine negativen Effekte auf die Beschäftigung aus.

Zimmermann (1991) kommt bei seiner Untersuchung zu einem negativen Einfluß des technischen Fortschritts auf die Beschäftigung. Diese Studie beinhaltet aber aufgrund des verwendeten Datenmaterials keine Produktinnovationen. *König/Buscher/Licht* (1995) erhalten in ihrer Untersuchung, die ebenfalls auf einer Kostenfunktion basiert, einen positiven Einfluß der Prozeßinnovationen auf die Beschäftigung, der sogar größer als derjenige der Produktinnovationen ist. Die unterstellte Modellspezifikation legt dagegen einen eindeutig negativen Effekt der Prozeßinnovationen nahe. Die empirische Untersuchung von *König/Buscher/Licht* (1995) basiert auf einer Querschnittserhebung mit Angaben über die Realisation von Produkt- und Prozeßinnovationen. Diese Dummy-Variablen werden in ihrer ökonomischen Spezifikation als Niveauvariablen und nicht als Veränderung der Produkt- resp. Prozeßqualität verwendet. Darüber hinaus ist eine Berücksichtigung der individualspezifischen Effekte nicht möglich. In der vorliegenden Untersuchung zeigte sich aber, daß selbst bei einer Spezifikation in Wachstumsraten Individualeffekte von Bedeutung sind.

5. Schlußbemerkungen

Bisher gibt es nur wenige mikroökonomische Untersuchungen, die auf Zusammenhänge zwischen dem Arbeitsnachfrage- und dem Innovationsverhalten der Unternehmen eingehen. Da für diese Arbeit Daten des ifo Unternehmenspanels zur Verfügung standen, war es möglich, eine Paneldaten-Analyse durchzuführen, die interessante Ergebnisse zu diesem Forschungsgebiet beiträgt.

Die empirische Untersuchung zeigt, daß wachstumsspezifische Individualeffekte der Unternehmen bei der ökonometrischen Umsetzung berücksichtigt werden müssen, um konsistente Schätzer ermitteln zu können. Die Unternehmensheterogenität ist dabei nicht auf reine Zufallseinflüsse zurückzuführen, sondern sie kann in Zusammenhang mit anderen erklärenden Variablen - beispielsweise mit der eigenen Innovationsaktivität - stehen („fixed-effects-model“).

Außerdem wird deutlich, daß Wirkungsverzögerungen in der Realität bestehen. Unter Berücksichtigung der Wirkungsverzögerungen werden die theoretischen Überlegungen durch die empirischen Ergebnisse bestätigt. Eine Erhöhung der Arbeitskosten beeinflußt die Beschäftigung eindeutig negativ, während bei einer Zunahme der Kapitalnutzungskosten Kapital durch Arbeit substituiert wird. Eine weitere wesentliche Determinante von kurzfristigen Beschäftigungsschwankungen stellen Nachfrageveränderungen dar. Auch die These ‘arbeitssparende Prozeß- versus beschäftigungsfördernde Produktinnovation’ wird durch die empirischen Resultate gestützt. Produktinnovationen haben einen deutlich positiven Effekt auf die Beschäftigung, dagegen geht von Prozeßinnovationen eine negative, jedoch statistisch nicht signifikante Wirkung aus.

Bei der Interpretation der Ergebnisse hinsichtlich wirtschaftspolitischer Schlußfolgerungen dürfen Vereinfachungen und Auslassungen in der Untersuchung nicht unbeachtet bleiben. Politikempfehlungen, die ausschließlich Produktinnovationen in den Vordergrund rücken, sollten u.E. aus diesen empirischen Ergebnissen nicht abgeleitet werden. Zum einen geht aus der empirischen Analyse hervor, daß Prozeß- und Produktinnovationen hoch miteinander korreliert sind. D.h., oftmals ist eine Produktverbesserung nur mit Einsatz einer neuen Technologie

möglich, die produktivitätssteigernd und arbeitssparend ist. Zum Beispiel kann eine einseitige Förderung von Produktinnovationen nicht sicherstellen, daß gleichzeitig auch notwendige Prozeßinnovationen durchgeführt werden. Insbesondere dann, wenn - wie zu vermuten ist - positive spillover-Effekte von technischen Neuerungen ausgehen, die wichtige Anreizmechanismen für weitere Forschungs- und Entwicklungsaktivitäten darstellen, ist auch die Förderung von Prozeßinnovationen von wirtschaftspolitischer Relevanz.

Zum anderen wurden bei der Analyse Nachfrageeffekte, die durch Innovationen initiiert werden, nicht berücksichtigt. Prozeßinnovationen verringern die Stückkosten, so daß für das Unternehmen Preissenkungen möglich sind, die je nach Höhe der Preiselastizität nachfrage- und damit beschäftigungswirksam werden. Dieser positive Nachfrageeffekt der Prozeßinnovationen muß bei einer Bewertung den hier festgestellten negativen Beschäftigungseffekten gegenübergestellt werden¹⁸.

Die Existenz von technologischer Arbeitslosigkeit wird durch diese mikroökonomische Untersuchung, die rein partialanalytisch ausgerichtet ist, noch nicht belegt. Dazu bedarf es weitergehender gesamtwirtschaftlicher Analysen, die auf dem dargestellten mikroökonomischen Kalkül aufbauen könnten.

Zusammenfassung

In dieser Arbeit werden die Zusammenhänge zwischen den Innovationsaktivitäten und der Arbeitsnachfrage von Unternehmen anhand des ifo-Unternehmenspanels empirisch untersucht. Die Ergebnisse der Paneldaten-Analyse lassen sich wie folgt zusammenfassen: Erstens müssen Unternehmensheterogenitäten und Wirkungsverzögerungen bei der ökonomischen Analyse berücksichtigt werden, um konsistente Schätzungen zu erhalten. Zweitens beeinflussen hohe Arbeitskosten die Beschäftigung negativ, während Nachfragewachstum die Beschäftigung signifikant erhöht. Drittens üben Produktinnovationen einen signifikant positiven Effekt auf die Beschäftigung aus. Dagegen hat die Einführung von Prozeßinnovationen zur Folge, daß Arbeitsplätze abgebaut werden.

¹⁸ Die Untersuchung von *Smolny/Schneeweis* (1996), in der sektorale Nachfrageeffekte berücksichtigt werden, zeigt positive Beschäftigungseffekte von Prozeßinnovationen auf.

Literaturverzeichnis

- AGHION, Philippe, HOWITT, Peter (1991), Unemployment. A symptom of stagnation or a side-effect of growth? *European Economic Review* 35, S.535-541.
- AGHION, Philippe, HOWITT, Peter (1992), A Model of Growth through Creative Destruction. *Econometrica* 60, S.323-351.
- BREITUNG, Jörg (1994), Die Arbeitsnachfrage niedersächsischer Industriebetriebe: Eine dynamische Paneldatenanalyse mit Zeitreihenmethoden. In: Wagner, J., Hochuth, U.: *Firmenpanelstudien in Deutschland*. Tübingen, S. 17-38.
- DIW (DEUTSCHES INSTITUT für WIRTSCHAFTSFORSCHUNG) (1995), Produktionsvolumen und -potential, Produktionsfaktoren des Bergbaus und des Verarbeitenden Gewerbes. Berlin.
- FLAIG, Gebhard, STEINER, Viktor (1989), Stability and Dynamic Properties of Labor Demand in West-German Manufacturing. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 51 (4), S. 395-412.
- FLAIG, Gebhard, STEINER, Viktor (1993), Markup Differentials, Cost Flexibility, and Capacity Utilization in West-German Manufacturing. In: Schneeweiß, H., Zimmermann, K.F.: *Studies in Applied Econometrics*. Heidelberg, S. 150 - 181.
- FRANZ, Wolfgang (1996), *Arbeitsmarktökonomik*. Heidelberg.
- FITZROY, Felix, FUNKE, Michael (1994), Real Wages, Investment and Employment: New Evidence from West German Sectoral Data. *Weltwirtschaftliches Archiv* 130 (2), S. 258-272.
- GERSTENBERGER, Wolfgang, HEINZE, Johannes, HUMMEL, Marlies, VOGLER-LUDWIG, Kurt (1989), Sektorale Kapitalbildung in der deutschen Wirtschaft nach dem Eigentümer- und Benutzerkonzept. *ifo Studien zur Strukturforchung* (12).
- GREENE, William H. (1993), *Econometric Analysis*. New York.
- GROSSMAN, Gene M., HELPMAN, Elhanan (1991), *Innovation and Growth in the Global Economy*. Cambridge.
- HAGEMANN, Harald (1985), Freisetzungs- und Kompensationseffekte neuer Technologien: Zur Gefahr einer technologischen Arbeitslosigkeit. In: Buttler, F. Kühl, J., Rahmann, B. (Hrsg.): *Staat und Beschäftigung. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 88, S. 291-335.
- HAUSMAN, Jerry A. (1978), Specification Tests in Econometrics. *Econometrica* 46 (6), S. 1251-1271.
- HSIAO, Cheng (1986), *Analysis of Panel Data*. Cambridge.

- KATSOULACOS, Yannis S. (1986), *The Employment Effect of Technical Change*. Brighton.
- KLAUDER, Wolfgang (1986), *Technischer Fortschritt und Beschäftigung*. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 19, S. 1-19.
- KÖNIG, Heinz, POHLMEIER, W. (1988), *Employment, Labour Utilization and Factor Demand*. *Review of Economics and Statistics* 68, S. 423-431.
- KÖNIG, Heinz, BUSCHER Herbert S., LICHT, Georg (1995), *Employment, Investment and Innovation at the Firm Level*. In: OECD: *The OECD Jobs Study - Investment, Productivity and Employment*, S. 67-80.
- OPPENLÄNDER, Karl Heinrich, POSER, Günter (1989), *Handbuch der Ifo-Umfragen*. München.
- PENZKOFER, Horst, SCHMALHOLZ, Heinz, SCHOLZ, Lothar (1989), *Innovation, Wachstum und Beschäftigung*. Berlin.
- ROTTMANN, Horst (1995), *Das Innovationsverhalten von Unternehmen. Eine ökonometrische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland*. Frankfurt am Main.
- SCHETTKAT, Ronald, WAGNER, Michael (Hrsg.) (1989), *Technologischer Wandel und Beschäftigung. Fakten, Analysen, Trends*. Berlin.
- SCHNEEWEIS, Thomas, SMOLNY, Werner (1996), *Das ifo Unternehmenspanel 1980-92 - Einige Ergebnisse einer Verknüpfung der Umfragen des ifo Instituts*. Center for International Labor Economics, Universität Konstanz, Diskussionspapier 32.
- SCHUMPETER, Joseph A. (1950), *Kapitalismus, Sozialismus und Demokratie*. Bern.
- SCHUMPETER, Joseph A. (1954), *History of Economic Analysis*. London.
- SMOLNY, Werner, SCHNEEWEIS, Thomas (1996), *Innovation, Wachstum und Beschäftigung. Eine empirische Untersuchung auf der Basis des ifo Unternehmenspanels*. Center for International Labor Economics, Universität Konstanz, Diskussionspapier 33.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (1994), *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung. Fachserie 18, Reihe 1.3, Konten und Standardtabellen, Hauptbericht*. Stuttgart.
- STONEMAN, Paul (1983), *The Economic Analysis of Technological Change*. Oxford.
- RICARDO, David (1821), *Principles of Political Economy and Taxation*. Cambridge.
- VILLA, Pierre, MUET, Pierre-Alain, BOUTILLIER, Michel (1990), *A Joint Estimation of Demand for Investment and Labor*. In: Artus, P., Muet, P.A. (eds.): *Investment and Factor Demand*, S. 123-144.
- ZIMMERMANN, Klaus F. (1989), *Technologieentwicklung und Beschäftigung: Endogene Produkt- und Prozeßinnovationen und die Rolle von Lohnkosten und Nachfrage*. In: Scherf, H. (Hrsg.): *Beschäftigungsprobleme hochentwickelter Volkswirtschaften*. Berlin, S. 131-143.

ZIMMERMANN, Klaus F. (1991), The Employment Consequences of Technological Advance, Demand and Labor Costs in 16 German Industries. *Empirical Economics* 16, S. 253-266.