Direkte und indirekte Beschäftigungseffekte von Innovationen

Eine empirische Paneldatenanalyse für Unternehmen des westdeutschen Verarbeitenden Gewerbes

von

Gebhard Flaig und Horst Rottmann

G. Flaig (e-mail: flaig@ifo.de; Tel.: (+)49-(0)89-92241379)

H. Rottmann (e-mail: rottmann@ifo.de; Tel.: (+)49-(0)89-92241394)

ifo Institut für Wirtschaftsforschung

Poschingerstr. 5

81679 München

November 1998

vorläufige Version!

JEL Classification: J23, C33, O33

1. Einleitung

Innovationen sind eine der wichtigsten Entscheidungsvariablen, die mannigfältige Effekte auf die Entwicklung eines Unternehmens haben. Im Vordergrund der empirischen Analyse in dieser Arbeit stehen die Beschäftigungswirkungen von Produkt- und Prozeßinnovationen. Während in der Öffentlichkeit Prozeßinnovationen als arbeitsplatzsparend und Produktinnovationen oft als beschäftigungsfördernd angesehen werden, ist die Antwort der theoretischen Wirtschaftswissenschaft nicht eindeutig. Beide Innovationsarten haben direkte und indirekte Effekte auf die Beschäftigung, wobei die Gesamteffekte beider Formen von Innovationen dem Vorzeichen nach unbestimmt sind. In vielen empirischen Studien für die Bundesrepublik Deutschland werden bei den Schätzungen nur Teilaspekte der verschiedenen Innovationseffekte berücksichtigt. Ziel dieser Arbeit ist es, die Zusammenhänge zwischen Innovationsaktivitäten, Output, Erwartungen und Beschäftigung auf der Unternehmensebene zu analysieren und die Gesamteffekte beider Innovationsarten auf die Arbeitsnachfrage in ihre jeweiligen Komponenten zu zerlegen.

Die Studie ist wie folgt aufgebaut. Im folgenden Abschnitt stellen wir kurz die Aussagen der ökonomischen Theorie zu den verschiedenen direkten und indirekten Beschäftigungseffekten von Innovationen zusammen und erörtern ihre Berücksichtigung in den bestehenden empirischen Analysen. Im Abschnitt 3 erläutern wir das verwendete ökonometrische Modell, mit dem wir anschließend die verschiedenen Beschäftigungseffekte von Innovationen überprüfen. Abschnitt 4 enthält eine Beschreibung des verwendeten Paneldatensatzes sowie die empirischen Ergebnisse. Ein Fazit und ein kurzer Ausblick runden im fünften Abschnitt den Beitrag ab.

2. Theoretische Vorüberlegungen und bisherige empirische Analysen für Deutschland

Die divergierenden Einschätzungen der Beschäftigungswirkungen neuer Technologien sind darauf zurückzuführen, daß die direkten Freisetzungseffekte durch Rationalisierungsbestrebungen und die indirekten Kompensationseffekte durch Kosten- und Preissenkungen sowie durch Schaffung neuer Märkte unterschiedlich bewertet werden. In der mikroökonomischen Theorie werden gerade Prozeßinnovationen überwiegend im Zusammenhang mit kostensenkenden Rationalisierungsmaßnahmen gesehen, während bei Produktinnovationen die Er-

weiterung der Produktpalette (Diversifizierung), die Verbesserung von bereits bekannten Produkten oder die Einführung von gänzlich neuen Produkten im Vordergrund der unternehmerischen Strategie stehen.[1] Beide Innovationsarten können die Wettbewerbsposition bzw. die Marktanteile des Unternehmens positiv beeinflussen. Die Auswirkungen auf die Arbeitsnachfrage des Unternehmens hingegen sind nicht eindeutig vorherzusagen.

Firmenspezifische Produktinnovationen verändern die Lage der Nachfragefunktion des Unternehmens; neue oder verbesserte Produkte führen üblicherweise zu einer Rechtsverschiebung der Nachfragefunktion und erhöhen damit den Output und die Beschäftigung des innovierenden Unternehmens. Die Größe des Outputeffekts ist allerdings von der Marktstruktur und deren durch Innovationen bedingten Veränderungen abhängig. Produktinnovationen ermöglichen beispielsweise Produktdifferenzierung, was zu einer Verringerung des Wettbewerbs führen kann. Die Stärkung der Marktmacht eines Unternehmens erlaubt kleine Mengen- gegenüber großen Preisanpassungen, so daß der Beschäftigungseffekt gering oder in Extremfällen sogar negativ sein kann. Die Einführung von Produktinnovationen kann aber auch einen direkten Einfluß auf den Arbeitseinsatz haben. Eine Verbesserung der Produktqualität erfordert aufgrund der gestiegenen Produktionsanforderungen eventuell einen höheren Arbeitseinsatz, zum Beispiel in der Arbeitsvorbereitung oder in der Qualitätskontrolle.

Bei Prozeßinnovationen treten gegenläufige Beschäftigungseffekte auf. Einerseits schlagen sich Prozeßinnovationen in einer Steigerung der totalen Faktorproduktivität nieder. Derselbe Output kann mit einer geringeren Faktoreinsatzmenge hergestellt werden, wodurch tendenziell auch der Arbeitseinsatz abnimmt. Dieser Rationalisierungseffekt wird noch verstärkt durch eine mögliche Komplementarität von Prozeßinnovationen und Sachkapitalinvestitionen. Da die Einführung einer Prozeßinnovation häufig Investitionen in Maschinen erfordert, besteht

---

[1] Siehe z.B. Katsoulacos (1986) und *Stoneman* (1983). Auch Modelle der endogenen Wachstumstheorie unterscheiden zwischen Produkt- und Prozeßinnovationen (*Romer* (1990), *Grossman/Helpman* (1991), *Aghion/Howitt* (1992) and *Barro/Sala-I-Martin* (1995)). Gesamtwirtschaftlich ist die Unterscheidung allerdings nicht immer so einfach, da Produktinnovationen in nachgelagerten Branchen unmittelbar zu Prozeßinnovationen führen können.

für die Firmen ein Anreiz, Arbeit durch Kapital zu substituieren. Der direkte Effekt der Prozeßinnovationen ist deshalb negativ, wenn man extreme Formen von arbeitsnutzendem technischen Fortschritt ausschließt. Andererseits verringern die mit den Prozeßinnovationen einhergehenden Produktivitätssteigerungen die Kosten des Unternehmens. Die Reduzierung der Stückkosten ermöglicht den Unternehmen, die Preise zu senken, dadurch ihre Wettbewerbsfähigkeit zu erhöhen und mehr Güter abzusetzen. Dieser initiierte positive Outputeffekt verringert den negativen Einfluß des Rationalisierungseffekts auf die Beschäftigung. Das Ausmaß des Outputeffekts hängt im wesentlichen von der Preiselastizität der Nachfrage ab. Je unelastischer die Nachfrage, desto eher führen Prozeßinnovationen zu einem Arbeitsplatzabbau im jeweiligen Unternehmen.

Zur Klärung der relativen Bedeutung der zahlreichen und gegenläufigen theoretisch möglichen Wirkungen der Innovationen auf die Beschäftigung sind empirische Analysen erforderlich. Die meisten für die Bundesrepublik Deutschland bisher vorliegenden Untersuchungen (siehe z.B. *Zimmermann* 1989, 1991, *König/Buscher/Licht* 1995, *Smolny/Schneeweis* 1996, *Smolny* 1996, *Pfeiffer/Blechinger* 1997, 1998) sind entweder aufgrund des verwendeten Datenmaterials auf Querschnittsanalysen beschränkt oder es werden nur gepoolte Daten verwendet, so daß die Unternehmensheterogenität in den Untersuchungen nicht berücksichtigt wird. Sind die Individualeffekte jedoch mit den Innovationsaktivitäten der Firmen korreliert, so wird der Einfluß des technischen Fortschritts auf die Beschäftigung verzerrt geschätzt. Die Studien von *Zimmermann* 1989, 1991, *König/Buscher/Licht* 1995 und *Pfeiffer/Blechinger* 1997, 1998 basieren implizit auf Kostenminimierungsansätzen, da der Output oder Indikatoren für den Output als exogene erklärende Variablen in der Beschäftigungsgleichung erscheinen. Somit ist es nicht möglich, die indirekten Effekte der Innovationen über den Output auf die Beschäftigung zu berücksichtigen. In *Rottmann/Ruschinsky* (1997) wird zwar die Unternehmensheterogenität berücksichtigt, der Output wird aber ebenfalls als exogen betrachtet.

Größtenteils vernachlässigen die oben aufgeführten Studien auch dynamische Effekte bei der Bestimmung des Arbeitseinsatzes. Sind Veränderungen der Beschäftigtenzahl im Unternehmen mit konvex verlaufenden Anpassungskosten verbunden, so wird die aktuelle Beschäftigung nicht sofort an das langfristige Gleichgewichtsniveau angepaßt. Bei intertemporaler Optimierung beeinflussen daher die Erwartungen über zukünftige Veränderungen der Absatzmenge bereits heute die Arbeitsnachfrage. Erwartet ein Unternehmen, beispielsweise

als Folge einer Innovation, in der Zukunft eine Zunahme seiner Absatzmengen, so erhöht es bereits heute seine Beschäftigung. *König/Buscher/Licht* (1995) verwenden daher in ihrer Beschäftigungsgleichung ordinale Variablen für die zukünftigen Absatzerwartungen der Unternehmen. Allerdings werden auch diese als exogen betrachtet. Da aber die Innovationsaktivitäten der Unternehmen in die Zukunft gerichtet sind, beeinflussen diese aller Wahrscheinlichkeit nach ihre Absatzerwartungen. Somit kann auch dieser indirekte Effekt der Innovationen via Absatzerwartungen auf die Beschäftigung nicht geschätzt werden. Im Gegensatz zu den genannten Studien gehen *Rottmann/Ruschinsky* (1998) von der Gewinnmaximierung der Unternehmen im Rahmen der monopolistischen Konkurrenz aus und schätzen eine dynamische Beschäftigungsfunktion unter Berücksichtigung von Individualeffekten. Allerdings handelt es sich hierbei um eine reduzierte Form, da die Lösung der Outputgleichung in die Beschäftigungsgleichung eingesetzt wurde. Somit können die direkten Effekte und die Outputeffekte der Innovationen auf die Beschäftigung nicht voneinander unterschieden werden, sondern es wird nur der Gesamteffekt geschätzt. Zudem enthält auch ihre Spezifikation die Absatzerwartungen der Unternehmen als exogene Variable.

Um die verschiedenen Effekte von Innovationen auf die Arbeitsnachfrage von Unternehmen trennen zu können, führen wir unsere empirische Analyse deshalb im Rahmen eines dynamischen Mehrgleichungsmodells durch. Dabei werden insbesondere die unbeobachtbare Unternehmensheterogenität sowie die potentielle Endogenität des Outputs und der Absatzerwartungen berücksichtigt. Deshalb gehen wir davon aus, daß die kontemporären und vergangenen Innovationsaktivitäten den Output des Unternehmens und seine Absatzerwartungen beeinflussen. Über diese beiden Variablen beeinflussen Innovationen zusätzlich zu ihren direkten Effekten die Arbeitsnachfrage des Unternehmens. Die Unternehmensheterogenität wird mit Hilfe eines random-effects-Ansatzes modelliert, der eine Korrelation zwischen den Individualeffekten und den Innovationsaktivitäten der Unternehmen zuläßt.

3. Ökonometrische Spezifikation

Wie im vorhergehenden Abschnitt bereits diskutiert, läßt sich der Gesamteffekt einer Innovation auf die Beschäftigung zerlegen in den direkten Effekt (beispielsweise Rationalisierungsmaßnahmen), den Outputeffekt und den Absatzerwartungseffekt. Da aber der Output eines Unternehmens und seine Erwartungen über zukünftige Outputänderungen auch von den realisierten Innovationen des Unternehmens abhängen, muß bei der ökonometrischen Spezifi-

kation die Endogenität des Outputs und der Absatzerwartungen berücksichtigt werden. Deswegen spezifizieren wir für ein Unternehmen i im Zeitpunkt t das folgende rekursive Dreigleichungsmodell:

„Output:“ $$y_{i,t,1} = \beta_1 x_{i,t} + v_{i,t,1} \quad (1)$$

„Erwartungen:“ $$y_{i,t,2} = \gamma_{2,1} y_{i,t,1} + \beta_2 x_{i,t} + v_{i,t,2} \quad (2)$$

„Beschäftigung:“ $$y_{i,t,3} = \gamma_{3,1} y_{i,t,1} + \gamma_{3,2} y_{i,t,2} + \beta_3 x_{i,t} + v_{i,t,3}, \quad (3)$$

wobei $y_1 \left(y_3\right)$ die Wachstumsrate des Outputs (der Beschäftigung) darstellen, y_2 die Erwartungen über die zukünftigen Veränderungen der Absatzmengen des Unternehmens angibt, und die v´s zunächst nicht näher spezifizierte Zufallsprozesse sind. Der x-Vektor enthält alle für die Erklärung der endogenen Variablen relevanten exogenen oder vorherbestimmten Variablen, insbesondere auch Dummies für die realisierten Produkt- und Prozeßinnovationen. Durch die a-priori-Setzung von Nullwerten wird der Ausschluß von bestimmten Elementen des x-Vektors in den einzelnen Gleichungen gesteuert.

Da die inhaltliche Spezifikation des Modells im nächsten Kapitel im Detail beschrieben wird, sollen hier zwei allgemeine Anmerkungen genügen:

1.: Das rekursive System impliziert eine eindeutige Reihenfolge der Entscheidungen. In jeder Periode entscheidet das Unternehmen in Abhängigkeit von exogenen Variablen über den Output, der dann einen Effekt auf die Erwartung über die zukünftige Outputentwicklung und die kontemporäre Beschäftigung haben kann. Unter theoretischen Gesichtspunkten mag dies als etwas willkürlich erscheinen, da man sich auch andere kontemporäre Wirkungsketten zwischen den endogenen Variablen vorstellen kann. Das Problem wird noch dadurch verschärft, daß wir bei den in dieser Arbeit verwandten Jahresdaten sicher zeitliche Aggregationseffekte haben, die eine Modellierung der „wahren“ kontemporären Kausalstruktur zwischen den endogenen Variablen zu einem hoffnungslosen Unterfangen machen. Die Alternative eines voll simultanen Gleichungssystems ist nicht attraktiv, da die Identifikation der Parameter dann theoretisch unglaubwürdige Ausschlußrestriktionen bei den exogenen Variablen erfordern würde. Für die hier gewählte Kausalstruktur spricht, daß sie eine Arbeitsnachfragefunktion impliziert, die als Einzelgleichung vielen anderen Studien zugrundeliegt. Unser Ansatz ermöglicht es, die potentiell endogenen Variablen Output und

Outputerwartungen zu modellieren und damit auch den Endogenitätsbias bei der Schätzung zu vermeiden.

2.: Das Modell enthält keine verzögert endogenen Variablen, wie sie etwa ein (multivariates) partielles Anpassungsmodell implizieren würde. Da wir nur relativ wenige Beobachtungen über die Zeit haben, würde ein konsistenter Schätzer in diesem Fall erfordern, daß auch die Anfangsbedingungen modelliert und simultan mit den eigentlichen Strukturgleichungen geschätzt werden. Diese Aufgabe haben wir in diesem Papier dadurch umgangen, daß wir nicht nur die kontemporären, sondern auch die um ein Jahr verzögerten Werte der exogenen Variablen in die Regressionsgleichungen aufgenommen haben. Diese Spezifikation ist sicher restriktiv. Andererseits sind aber partielle Anpassungsmodelle, die auf konvexen Anpassungskosten basieren, für Mikrodaten ebenfalls sehr problematisch. Auf Unternehmensebene beobachten wir oft Zeitperioden mit relativ geringen Beschäftigungsschwankungen, die dann plötzlich durch drastische Anpassungen abgelöst werden. Die Modellierung solcher Prozesse erfordert die Berücksichtigung von fixen Anpassungskosten, die über eine Art von regime-switching-Modellen ökonometrisch implementiert werden können. Dies ist eine sehr schwierige Aufgabe (vgl. etwa *Bresson/Kramarz/Sevestre* 1996), die wir späterer Forschung überlassen.

Für die ökonometrische Schätzung müssen noch die Eigenschaften der Störterme v spezifiziert werden. Bei Paneldaten kann man aufgrund nicht beobachteter Individualeffekte nicht von einer zeitlichen Unabhängigkeit der Störterme ausgehen. Um das Modell empirisch handhabbar zu gestalten, nehmen wir an, daß sich die Störterme additiv in zwei Komponenten aufspalten lassen:

$$v_{i,t,j} = \rho_j h_i + \varepsilon_{i,t,j}, \text{ j=1,2,3} \tag{4}$$

Dabei mißt ρ_j die Stärke des firmenspezifischen Effekts h_i auf die Aktivität j, und ε sowie h seien normalverteilte Störterme mit $h_i \cong iid(0,1)$ und $\varepsilon_{i,t,j} \cong iid(0,\sigma_j^2)$ für alle i und t. Um die Spezifikation möglichst allgemein zu halten, lassen wir für die Störterme ε zunächst eine beliebige Korrelation zwischen den Gleichungen zu. Aus Identifikationsgründen nehmen wir aber in der empirischen Analyse an, daß die ε zwischen den Gleichungen unkorreliert sind.

Beim "gewöhnlichen" random-effects-Modell darf keine Korrelation zwischen den Variablen x und den Individualeffekten h auftreten. In der empirischen Literatur gibt es aber viele Hinweise für einen Einfluß von unbeobachteten Individualeffekten auf die Innovationsaktivitäten der Unternehmen (*Flaig/Rottmann* 1994, *Rottmann* 1995, S. 86 ff., *Flaig/Stadler* 1998). Deshalb lassen wir eine potentielle Korrelation zwischen den erklärenden Variablen x und dem Individualeffekt zu. Einem Vorschlag von *Mundlack* (1978) und *Chamberlain* (1980, 1985a) folgend, modellieren wir diese Abhängigkeit durch eine lineare Projektion von h auf die Mittelwerte der Innovationsvariablen jedes Unternehmens:

$$h_i = E\left[h_i / x_i\right] + \tilde{h}_i = \delta \bar{x}_i + \tilde{h}_i \tag{5}$$

Dabei nehmen wir an, daß $\tilde{h}_i$ normalverteilt mit Erwartungswert 0 und Varianz 1 sowie unabhängig von x und ε ist. Diese Vorgehensweise erfordert die Aufnahme der empirischen Mittelwerte der Innovationsvariablen in den x-Vektor. Zudem muß der ursprüngliche Individualeffekt h_i durch $\tilde{h}_i$ ersetzt werden.

Wir fassen nun die Gleichungen (1) bis (3) für das Unternehmen i im Zeitpunkt t in Matrixschreibweise zusammen:

$$\Gamma y_{i,t} = Bx_{i,t} + v_{i,t} = Bx_{i,t} + \rho\tilde{h}_i + \varepsilon_{i,t}\,, \tag{6}$$

mit $\rho = \left(\rho_1, \rho_2, \rho_3\right)'$ und $v_{i,t} = \left(v_{i,t,1}, v_{i,t,2}, v_{i,t,3}\right)'$. $y_{i,t}$ und $\varepsilon_{i,t}$ sind in gleicher Art und Weise definiert. B stellt eine 3xk Matrix dar, die in der j-ten Zeile den Parametervektor β_j (j = 1,2,3) enthält. Γ ist wie folgt definiert:

$$\Gamma = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ -\gamma_{2,1} & 1 & 0 \\ -\gamma_{3,1} & -\gamma_{3,2} & 1 \end{bmatrix} \tag{7}$$

Wir definieren:

$$y_i = \left(y'_{i,1}, y'_{i,2}, \ldots, y'_{i,T}\right)' \tag{8}$$

$$v_i = \left(v'_{i,1}, v'_{i,2}, \ldots, v'_{i,T}\right)' \tag{9}$$

$$x_i = \left(x'_{i,1}, x'_{i,2}, \ldots, x'_{i,T}\right)' \tag{10}$$

Für alle T Beobachtungen können wir damit das Modell für das Unternehmen i wie folgt schreiben:

$$\left(I_T \otimes \Gamma\right) y_i = \left(I_T \otimes B\right) x_i + v_i, \tag{11}$$

wobei $\otimes$ das Kronecker-Produkt und I_T die Einheitsmatrix der Dimension T darstellen. Mit der Spezifikation in Gleichung 4 ist die Varianz-Kovarianz-Matrix Ω von v_i gegeben durch

$$\Omega = I_T \otimes \Sigma + e_T e_T' \otimes \rho\rho', \tag{12}$$

mit e_T als den Einsvektor der Dimension T und $\Sigma = E\left[\varepsilon_{i,t} \varepsilon_{i,t}'\right]$.

Der Beitrag des Unternehmens i zur Likelihoodfunktion ist die gemeinsame Dichte aller endogenen Variablen über alle Zeitpunkte:

$$L_i = \left|\det(\Gamma)\right|^T \left(\det(\Omega)\right)^{-1/2} \left((2\pi)^{3T}\right)^{-1/2} \exp^{-v_i' \Omega^{-1} v_i / 2} \tag{13}$$

Im Fall eines triangulären Systems vereinfacht sich dieser Ausdruck, da $\det(\Gamma) = 1$:

$$L_i = \left(\det(\Omega)\right)^{-1/2} \left((2\pi)^{3T}\right)^{-1/2} \exp^{-v_i' \Omega^{-1} v_i / 2} \tag{14}$$

Da alle Störterme zwischen den Unternehmen unkorreliert sind, ist die gemeinsame Likelihoodfunktion das Produkt der Beiträge der einzelnen Unternehmen. Die logarithmierte Likelihoodfunktion für alle Beobachtungen ist dann gegeben durch:

$$\ln L = \sum_{i=1}^{N} \ln L_i \ , \tag{15}$$

wobei N die Anzahl der Unternehmen ist.

4. Empirische Ergebnisse

4.1. Daten

Wir schätzen unser Modell für das Verarbeitende Gewerbe in den Jahren 1986 bis 1992 mit dem ifo Unternehmenspanel, das sich aus drei regelmäßig wiederholten Umfragen (Konjunkturtest, Investitionstest und Innovationstest) des ifo Instituts zusammensetzt.[2] Hierbei beschränken wir uns auf Unternehmen mit einem Erzeugnisbereich. Die für die empirische Umsetzung benötigten quantitativen Unternehmensgrößen, wie Umsatz und Beschäftigung, sind Variablen aus dem ifo Investitionstest. Der Konjunkturtest beinhaltet die realisierten Produkt- und Prozeßinnovationen als Dummy-Variablen, die Absatzerwartungen sowie die Branchenzugehörigkeit der Erzeugnisbereiche. Diese Branchenzuordnung ermöglichte uns die Zuspielung von Daten auf der Zweisteller-Ebene. Die reale Bruttowertschöpfung und der Vorleistungspreis stammen aus der disaggregierten VGR des Statistischen Bundesamtes, Fachserie 18. Aus den in der VGR ausgewiesenen Einkommen aus unselbständiger Tätigkeit und den jährlich effektiv geleisteten Arbeitsstunden (Quelle: Görzig u.a. (1997)) berechneten wir den nominalen Stundenlohn. Die nominalen Kapitalnutzungskosten basieren auf Berechnungen des ifo Instituts (vgl. zur Vorgehensweise *Gerstenberger/Heinze/Hummel/Vogler-Ludwig* 1989). Aus schätztechnischen Gründen beschränken wir uns auf Unternehmen, deren Daten über den gesamten Beobachtungszeitraum hinweg vorliegen und erhalten somit einen Paneldatensatz von 268 Unternehmen. Für unsere Schätzungen verwenden wir folgende Variablensymbolik:

Unternehmensdaten:

WA: Wachstumsrate der Beschäftigtenanzahl

WY: Wachstumsrate des realen Umsatzes (deflationiert mit dem Bruttowertschöpfungspreisindex der Branche)

IPD: realisierte Produktinnovationen (0: nein; 1: ja)

IPZ: realisierte Prozeßinnovationen (0: nein; 1: ja)

---

[2] Eine detaillierte Datenbeschreibung findet sich in Th. Schneeweis, W. Smolny, Das ifo Unternehmenspanel 1980-1992 - Einige Ergebnisse einer Verknüpfung der Umfragen des ifo Instituts, in: Center for International Labor Economics, Diskussionspapier Nr. 32, Universität Konstanz 1996.

$\overline{IPD}$: unternehmensspezifische Mittelwerte von IPD

$\overline{IPZ}$: unternehmensspezifische Mittelwerte von IPZ

Q: Absatzerwartungen (0,2: deutlich wachsend, 0,1: leicht wachsend, 0: stagnierend, -0,1: leicht schrumpfend, -0,2: deutlich schrumpfend)

Branchendaten:

WYBR: Wachstumsrate der realen Bruttowertschöpfung

WPAV: Wachstumsrate des Verhältnisses von Stundenlohn zu Vorleistungspreis

WPKV: Wachstumsrate des Verhältnisses von nominalem Kapitalnutzungspreis zu Vorleistungspreis.

4.2. Spezifikation der Gleichungen

Ziel dieser Studie ist es, den Gesamteffekt einer Innovation auf die Beschäftigung in den direkten Effekt, den Outputeffekt und den Absatzerwartungseffekt zu zerlegen. Wie bereits besprochen, verwenden wir ein trianguläres System, um auch die indirekten Effekte messen zu können. Deswegen müssen in der Beschäftigungsgleichung neben den Innovationsvariablen zusätzlich die Wachstumsrate des Firmenoutputs und die Erwartungen über zukünftige Veränderungen der Absatzmengen enthalten sein. Die Arbeitsnachfragefunktion (Gleichung (3)) enthält somit die im Gesamtsystem endogene Variable Output als erklärende und kann deshalb als bedingte Arbeitsnachfrage (Kostenminimierungsansatz) interpretiert werden. Deswegen berücksichtigen wir in Gleichung (3) noch die relativen Inputpreise auf Branchenebene. Die Absatzerwartungen des Unternehmens modellieren wir als eine Funktion der Wachstumsrate des Firmenoutputs und des Outputwachstums der gesamten Branche. Das Unternehmen berücksichtigt also bei seiner Erwartungsbildung die eigene momentane Situation und die der gesamten Branche. Die Innovationsaktivitäten sind in die Zukunft gerichtet und beeinflussen potentiell die Absatzerwartungen der Unternehmen. Wir nehmen daher auch die Innovationsvariablen in die Erwartungsgleichung (Gleichung (2)) mit auf und können somit den indirekten Effekt der Innovationen über die Absatzerwartungen auf die Beschäftigung berücksichtigen. Das Outputwachstum eines Unternehmens hängt theoretisch ab von der Entwicklung aller Inputpreise und der momentanen Nachfragesituation, die beispielsweise durch die Preise der Konkurrenten und die konjunkturelle Situation bestimmt wird. Da wir auf Unternehmensebene nicht über solche Informationen verfügen, konditionieren wir die Out-

putwachstumsrate des Unternehmens auf die Wachstumsrate des Outputs der jeweiligen Branche. Die in dieser Gleichung enthaltenen Innovationsdummies zeigen also an, ob es einem Unternehmen möglich ist, durch Innovationsaktivitäten sein Outputwachstum im Vergleich zur Branche zu erhöhen. Aufgrund von potentiellen Wirkungsverzögerungen enthalten alle Gleichungen neben den kontemporären auch die um eine Periode zurückliegenden Innovationsaktivitäten.

4.3. Schätzergebnisse

Wir schätzen unser rekursives Dreigleichungsmodell mit unterschiedlichen Spezifikationen der Störterme. In Tabelle 1 ist die Schätzung ohne die Berücksichtigung von Individualeffekten dargestellt (Version 1). Tabelle 2 (Version 2) und Tabelle 3 beinhalten dagegen die random-effects-Spezifikation, wobei in Tabelle 3 zusätzlich noch eine Korrelation zwischen den Individualeffekten und den Innovationsaktivitäten zugelassen ist (Version 3). Wie bereits in Abschnitt 3 besprochen, sind die Individualeffekte in Tabelle 3 eine lineare Funktion der durchschnittlichen Prozeß- und Produktinnovationsaktivitäten des Unternehmens.

Die Parameter der endogenen Variablen differieren hinsichtlich Größe und Signifikanz in den drei unterschiedlichen Versionen relativ wenig. Das Outputwachstum und die Absatzerwartungen des Unternehmens haben einen signifikanten positiven Einfluß auf die Wachstumsrate der Beschäftigung. Die Absatzerwartungen hängen wiederum positiv von dem momentanen Outputwachstum des Unternehmens ab, wobei dieser Effekt bei der Spezifikation ohne Individualeffekte am stärksten ausgeprägt ist.

Die Parameter der Branchenvariablen haben die erwarteten Vorzeichen, sind signifikant und unterscheiden sich kaum bei den drei geschätzten Versionen unseres Modells. In der Output- und Erwartungsgleichung dient die Wachstumsrate des Branchenoutputs als Indikator für die Nachfragebedingungen auf dem Absatzmarkt. In der Beschäftigungsgleichung schließen wir diese Variable a-priori aus, da bei gegebenem Output des Unternehmens und gegebenen Erwartungen der gesamte Output der Branche theoretisch keinen Effekt auf die Arbeitsnach-

Tabelle 1: **ML-Schätzergebnisse für Simple Pooling (Version 1)**

	WY		Q		WA	
WY	–	(–)	0,114	(7,2)	0,299	(19,8)
Q	–	(–)	–	(–)	0,106	(4,8)
WA	–	(–)	–	(–)	–	(–)
Const	-0,016	(-3,5)	0,017	(5,2)	0,003	(0,8)
IPD	0,015	(2,6)	0,027	(6,9)	-0,001	(-0,4)
IPZ	0,009	(1,6)	0,017	(4,4)	0,005	(1,4)
IPD-1	–	(–)	–	(–)	0,006	(1,4)
IPZ-1	–	(–)	–	(–)	-0,007	(-1,7)
WPAV-1	–	(–)	–	(–)	-0,090	(-2,1)
WPKV-1	–	(–)	–	(–)	0,031	(1,9)
WYBR	0,745	(14,0)	0,122	(3,2)	–	(–)
WYBR-1	0,067	(1,2)	0,102	(2,7)	–	(–)
Log-Likelihood			5 844,85			

Tabelle 2: **ML-Schätzergebnisse für unkorrelierten random effect (Version 2)**

	WY		Q		WA	
WY	–	(–)	0,060	(4,4)	0,299	(19,9)
Q	–	(–)	–	(–)	0,080	(2,6)
WA	–	(–)	–	(–)	–	(–)
Const	-0,012	(-2,6)	0,030	(6,9)	0,005	(1,2)
IPD	0,010	(1,8)	0,013	(3,2)	-0,001	(-0,4)
IPZ	0,007	(1,2)	0,009	(2,6)	0,006	(1,4)
IPD-1	–	(–)	–	(–)	0,005	(1,3)
IPZ-1	–	(–)	–	(–)	-0,007	(-1,7)
WPAV-1	–	(–)	–	(–)	-0,096	(-2,2)
WPKV-1	–	(–)	–	(–)	0,029	(1,8)
WYBR	0,751	(14,2)	0,184	(5,7)	–	(–)
WYBR-1	0,063	(1,2)	0,102	(2,8)	–	(–)
Heterogenität	0,014	(4,7)	0,049	(18,8)	0,003	(1,2)
Log-Likelihood			6 088,01			

Tabelle 3: **ML-Schätzergebnisse für korrelierten random effect (Version 3)**

	WY		Q		WA	
WY	–	(–)	0,061	(4,5)	0,299	(19,9)
Q	–	(–)	–	(–)	0,079	(2,6)
WA	–	(–)	–	(–)	–	(–)
Const	-0,021	(-4,1)	-0,001	(-0,2)	0,003	(0,8)
IPD	0,008	(1,5)	0,005	(1,3)	-0,002	(-0,5)
IPZ	0,006	(1,1)	0,006	(1,6)	0,005	(1,4)
IPD-1	–	(–)	–	(–)	0,005	(1,2)
IPZ-1	–	(–)	–	(–)	-0,007	(-1,7)
WPAV-1	–	(–)	–	(–)	-0,096	(-2,2)
WPKV-1	–	(–)	–	(–)	0,029	(1,8)
WYBR	0,751	(14,2)	0,186	(5,8)	–	(–)
WYBR-1	0,061	(1,2)	0,085	(2,7)	–	(–)
Heterogenität	0,013	(4,7)	0,046	(18,7)	0,003	(1,3)
Mean effect	$\overline{IPD}$:	0,813 (3,2)	$\overline{IPZ}$:	0,548 (2,0)		
Log-Likelihood			6 102,70			

frage hat. Bei Kostenminimierung ist aber zu erwarten, daß die relativen Inputpreise relevante Erklärungsfaktoren für die Faktornachfrage sind. In Voruntersuchungen haben sich die kontemporären Wachstumsraten meist als insignifikant und wenig stabil erwiesen. Deshalb haben wir in die hier präsentierten Versionen nur die verzögerten Werte aufgenommen. Die Eigenpreiselastizität der Arbeitsnachfrage liegt bei ungefähr -0,1, die Kreuzpreiselastizität bezüglich der user cost of capital (Vorleistungspreise) ist etwa 0,03 (0,07).

Unser Hauptinteresse gilt den Einflüssen der Innovationsaktivitäten. In den Gleichungen (1) und (2) berücksichtigen wir keine verzögerten Innovationsdummies, da deren t-Werte in allen drei Versionen sehr klein waren und auch die Likelihood-Ratio-Tests deren gemeinsame Insignifikanz anzeigten. Ohne Berücksichtigung von Individualeffekten (vgl. Tabelle 1) haben sowohl Produkt- als auch Prozeßinnovationen einen signifikant positiven Einfluß auf die Wachstumsrate des Outputs und die Absatzerwartungen. So erhöhen Produkt- und Prozeßinnovationen das Outputwachstum um 1,5 beziehungsweise 0,9 Prozent, die Effekte auf die Absatzerwartungen betragen ungefähr 0,03 und 0,02 Einheiten auf einer Skala, die von -0,2 bis 0,2 reicht. In der Beschäftigungsgleichung heben sich der kontemporäre und der verzögerte direkte Effekt der Prozeßinnovationen in etwa auf. Produktinnovationen üben

einen leicht positiven direkten Effekt auf die Beschäftigung aus. Nichtsdestotrotz haben die Innovationsaktivitäten aber durch ihre indirekten Wirkungen über das Outputwachstum und die Absatzerwartungen einen positiven Effekt auf die Wachstumsrate der Beschäftigung. Produktinnovationen und Prozeßinnovationen erhöhen die Wachstumsrate der Beschäftigung insgesamt um ungefähr 1,2 beziehungsweise 0,4 Prozent.

Vergleichen wir diese Ergebnisse mit der Schätzung in Tabelle 2, so sehen wir, daß sowohl der Einfluß der Innovationsaktivitäten als auch die Signifikanz der Parameter in den Gleichungen (1) und (2) abnimmt. Bei Version 2 ergeben sich gegenüber Version 1 in der Beschäftigungsgleichung keine Unterschiede. Die Individualeffekte sind in Gleichung (1) und (2) signifikant. Lassen wir zusätzlich noch eine Korrelation zwischen den Individualeffekten und den Innovationsaktivitäten zu (Version 3), so haben nur noch die Produktinnovationen auf das Outputwachstum, die Prozeßinnovationen auf die Absatzerwartungen und die verzögerten Prozeßinnovationen auf die Wachstumsrate der Beschäftigung bei großzügiger Festlegung der Irrtumswahrscheinlichkeit einen signifikanten Einfluß. Auch hier sind die Individualeffekte nur in Gleichung (1) und (2) signifikant.

Die Versionen 1 und 2 sind genestete Spezifikationen der allgemeinen Version 3. Likelihood-Ratio-Tests lehnen die restringierten Versionen eindeutig ab. Hieraus den Schluß zu ziehen, Innovationsaktivitäten hätten keinen Einfluß auf die endogenen Variablen, ist möglicherweise zu voreilig. Die Individualeffekte sind nämlich signifikant positiv korreliert mit den durchschnittlichen Innovationsaktivitäten der Unternehmen. Wie ist das zu interpretieren? Bekanntlich sagt ja eine Korrelation nichts über die Kausalität aus. Die Individualeffekte stellen unbeobachtbare Eigenschaften der Unternehmen dar, wie beispielsweise Risikoneigung, Kreativität und technologische Bedingungen. Wir messen in unserem Modell, daß der Individualeffekt kausal Output, Erwartungen und Beschäftigung beeinflußt und mit den Innovationsaktivitäten positiv korreliert ist. Wenn man die - aus unserer Sicht plausible - Annahme trifft, der Individualeffekt beeinflusse nicht direkt die abhängigen Variablen, sondern daß Innovationen eine notwendige Bedingung dafür sind, daß beispielsweise eine gute technologische Situation sich in Output- und Beschäftigungswachstum umsetzt, dann können die Effekte der durchschnittlichen Innovationsaktivitäten mit einiger Vorsicht durchaus „kausal“ interpretiert werden.

Im folgenden vergleichen wir deshalb in einem Gedankenexperiment ein Unternehmen, das nie innoviert ($\overline{IPD}$, $\overline{IPZ}=0$), mit einem Unternehmen, das ständig innoviert($\overline{IPD}$, $\overline{IPZ}=1$).

Unternehmen, die jedes Jahr Produktinnovationen (Prozeßinnovationen) realisieren, haben permanent ein um gut ein Prozent (0,7 Prozent) höheres Outputwachstum. Die Differenzen bei den Absatzerwartungen betragen jeweils 0,038 (Produktinnovationen) und 0,026 (Prozeßinnovationen) Einheiten. Die durchschnittlichen Innovationsaktivitäten haben keinen direkten Einfluß auf die Wachstumsrate der Beschäftigung, da der Individualeffekt in der Gleichung (3) insignifikant ist. Möglicherweise heben sich die direkten Effekte der Produktinnovationen (Mehrarbeit aufgrund von Qualitätsverbesserungen) und der Prozeßinnovationen (Rationalisierungseffekt) gerade auf. Für diese Vermutung spricht auch das Ergebnis von *Rottmann/Ruschinski* (1997). Bei gegebenem Output stellten sie einen negativen Effekt der Prozeßinnovationen und einen positiven Effekt der Produktinnovationen auf die Wachstumsrate der Beschäftigung fest. Trotzdem haben die durchschnittlichen Innovationsaktivitäten aber durch ihre indirekten Effekte über das Outputwachstum und die Absatzerwartungen einen positiven Effekt auf die Wachstumsrate der Beschäftigung.

Wie bereits erläutert, hängt diese Interpretation ganz entscheidend an der Annahme, daß die unbeobachtete Heterogenität zwischen den Unternehmen nicht ausschließlich einen direkten und unmittelbaren kausalen Einfluß auf das Output- und Beschäftigungswachstum hat, sondern zumindest teilweise indirekt über die „Vermittlung“ erfolgreicher Innovationen wirkt. Diese Annahme ist im Rahmen unseres Modells nicht testbar, und hier zeigt sich in der ganzen Schärfe das Problem „kausaler“ Interpretation von Schätzergebnissen, wenn nicht-experimentelle Daten verwandt werden müssen (vgl. zu diesem Punkt beispielsweise die sehr instruktiven Ausführungen in *Sobel*, 1996). Eine letztlich zufriedenstellende Analyse erfordert die simultane Modellierung aller Entscheidungsvariablen eines Unternehmens in Abhängigkeit von allen relevanten exogenen Variablen. Nur dann lassen sich methodisch überzeugende Politikempfehlungen begründen. Diese Probleme sind aber nicht ein spezielles Resultat unseres Modells, sondern Bestandteil jedes Ansatzes mit unbeobachteter Heterogenität, die mit beobachteten Erklärungsvariablen korreliert ist.

Um den gesamten Einfluß der Innovationsaktivitäten auf die Beschäftigung zu analysieren, haben wir die reduzierte Form der Version 3 berechnet. Die Ergebnisse sind in Tabelle 4 wiedergegeben. Bei Gleichung (1) entspricht die strukturelle der reduzierten Form. Aufgrund des geringen Einflusses von WY auf die Absatzerwartungen weichen auch bei Gleichung 2 die direkten von den gesamten Effekten kaum voneinander ab. Einmalige Produktinnovationen erhöhen die Wachstumsrate der Beschäftigung um 0,6 Prozent, von Prozeßinnovationen geht

kein nennenswerter Einfluß aus. Unternehmen, die ständig Produktinnovationen (Prozeßinnovationen) hervorbringen, haben dauerhaft ein um 0,9 Prozent (0,6 Prozent) höheres Beschäftigungswachstum. Beide Innovationsarten erhöhen somit sowohl bei einmaliger als auch bei ständiger Realisation die Arbeitsproduktivität. Insgesamt haben aber Produktinnovationen einen größeren Effekt auf Output und Beschäftigung als Prozeßinnovationen.

In allen drei Versionen zeigte sich, daß die indirekten Effekte im Vergleich zu den direkten Effekten einen größeren Einfluß auf die Wachstumsrate der Beschäftigung haben. Deshalb sind bedingte, d. h. auf den Output konditionierte, Arbeitsnachfragefunktionen nicht geeignet, den gesamten Einfluß von Innovationsaktivitäten auf die Beschäftigung zu messen.

Tabelle 4: **Reduzierte Form (Version 3)**

	WY	Q	WA
IPD	0,008	0,006	0,001
IPZ	0,006	0,006	0,008
IPD-1	–	–	0,005
IPZ-1	–	–	-0,007
WPAV-1	–	–	-0,097
WPKV-1	–	–	0,029
WYBR	0,752	0,232	0,243
WYBR-1	0,062	0,089	0,026
Heterogenität	0,013	0,048	0,011
$\overline{\text{IPD}}$	0,011	0,039	0,009
$\overline{\text{IPZ}}$	0,007	0,026	0,006

5. Zusammenfassung und Schlußfolgerungen

In diesem Papier haben wir mit Hilfe eines rekursiven Systems die direkten und indirekten Beschäftigungseffekte von Produkt- und Prozeßinnovationen modelliert. Direkt sind die Wirkungen, die bei gegebenem Output die Arbeitsnachfrage verändern, indirekt sind jene, die über induzierte Output- und Erwartungsänderungen zustandekommen. Im Vergleich zu Einzelgleichungsmodellen läßt sich damit ein wesentlich differenzierteres Bild gewinnen.

Das Modell wurde mit einem Balanced Panel aus dem ifo Unternehmenspanel in drei Versionen geschätzt. In Version 1 wurde keine unbeobachtete Heterogenität berücksichtigt, in

Version 2 wurden stochastische Individualeffekte eingebaut und in Version 3 wurde zusätzlich zugelassen, daß diese mit den Innovationsaktivitäten korreliert sein dürfen.

Die Punktschätzungen der von uns präferierten Version 3 lassen sich kurz so zusammenfassen: Eine Produktinnovation erhöht innerhalb eines Zweijahreszeitraums den Output um knapp ein Prozent und die Beschäftigung um gut ein halbes Prozent, eine Prozeßinnovation erhöht den Output um gut ein halbes Prozent und läßt die Beschäftigung unverändert. Zu beachten ist dabei allerdings, daß einige der geschätzten Parameter nur bei großzügiger Interpretation als statistisch signifikant angesehen werden können.

Folgt man jedoch unserer Interpretation der mit den durchschnittlichen Innovationen korrelierten Individualeffekte, scheinen Innovationsaktivitäten eine größere Bedeutung für Output und Beschäftigung zu haben, als es auf den ersten Blick erscheint. Ohne eine vollständige Spezifikation des Innovationsprozesses selbst ist es aber unmöglich, eine vollständige Kausalanalyse durchzuführen.

Dies bleibt eine Aufgabe für unsere zukünftige Forschung. Dabei sollen auch einige weitere Problemfelder angegangen werden. Hier werden nur zwei Punkte angesprochen: Zum ersten ist eine bessere Modellierung der dynamischen Anpassungsprozesse notwendig. Partielle Anpassungshypothesen sind nur schwerlich in der Lage, die abrupten und drastischen Änderungen der Beschäftigung abzubilden. Zum anderen ist es für ein Gesamtbild dringend erforderlich, die Interaktionen zwischen den Unternehmen zu modellieren. Dabei sind sowohl Verdrängungseffekte als auch positive Wissensspillovers zu berücksichtigen.

Innovationsforschung bleibt ein spannendes Themenfeld.

6. Literaturverzeichnis

AGHION, Philippe, HOWITT, Peter (1992), A Model of Growth through Creative Destruction. Econometrica 60, 323-351.

BARRO, Robert J., SALA-I-MARTIN, Xavier (1995), Economic Growth, New York: McGraw-Hill.

BLECHINGER, Doris, PFEIFFER, Friedhelm (1998), Qualifikation, Beschäftigung und technischer Fortschritt. Weitere empirische Evidenz mit den Daten des Mannheimer Innovationspanels. ZEW Discussion Paper No. 98-04 (Erscheint in: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik).

BLECHINGER, Doris, PFEIFFER, Friedhelm (1997) Qualifikation, Beschäftigung und technischer Fortschritt. ZEW Discussion Paper No. 97-12.

BRESSON, Georges, KRAMARZ, Francis, SEVESTRE, Patrick (1996), Dynamic Labour Demand Models. In: Matejas, L., Sevestre, P. (eds.), The Econometrics of Panel Data. A Handbook of the Theory with Applications, 2nd rev. ed., Kluwer Academic Publishers.

CHAMBERLAIN, Gary (1985a), Heterogeneity, Omitted Variable Bias, and Duration Dependence. In: Heckman, J., Singer, B. (eds.): Longitudinal Analysis of Labour Market Data. Cambridge University Press, 3 - 38

CHAMBERLAIN, Gary (1985b), Panel Data. In: Griliches, Z., Intrilligator, M.D. (eds.): Handbook of Econometrics, Vol. 2, North Holland Publishing, 1248 - 1318

FLAIG, Gebhard, ROTTMANN, Horst (1994), Dynamische Interaktionen zwischen Innovationsplanung und -realisation. Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik 213, 545 - 560.

FLAIG, Gebhard, STADLER, Manfred (1998), On the Dynamics of Product and Process Innovations - A Bivariate Random Effects Probit Model. Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik 217, 401-417.

GERSTENBERGER, Wolfgang, HEINZE, Johannes, HUMMEL, Marlies, VOGLER-LUDWIG, Kurt (1989), Sektorale Kapitalbildung in der deutschen Wirtschaft nach dem Eigentümer- und Benutzerkonzept. ifo Studien zur Strukturforschung (12).

GÖRZIG, Bernd, SCHINTKE, Joachim, SCHMIDT, Manfred (1997), Produktion und Faktoreinsatz nach Branchen des Verarbeitenden Gewerbes Westdeutschlands. Berechnungen für 31 Branchen in europäischer Klassifikation. DIW, Berlin.

GROSSMAN, Gene M., HELPMAN, Elhanan (1991), Innovation and Growth in the Global Economy. Cambridge.

KATSOULACOS, Yannis S. (1986), The Employment Effect of Technical Change. Oxford University Press.

KATSOULACOS, Yannis S. (1991), Technical Change and Employment under Imperfect Competition with Perfect and Imperfect Information. Journal of Evolutionary Economics 1, 207-218.

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, 67-80.

MUNDLAK, Yair (1978), On the Pooling of Time Series and Cross Section Data. Econometrica 46 (1), 69 - 85

ROMER, Paul M. (1990), Endogenous Technological Change. Journal of Political Economy 98, 71-102.

ROTTMANN, Horst (1995), Das Innovationsverhalten von Unternehmen. Eine ökonometrische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland. Europäische Hochschulschriften: Reihe 5, Volks- und Betriebswirtschaft, Lang Verlag.

ROTTMANN, Horst, RUSCHINSKI, Monika (1997), Beschäftigungswirkungen des technischen Fortschritts, Eine Paneldaten-Analyse für Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes in Deutschland. ifo Sudien 43, 55-70.

ROTTMANN, Horst, RUSCHINSKI, Monika (1998), The Labour Demand and the Innovation Behaviour of Firms. An Empirical Investigation for West German Manufacturing Firms. Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik 217, 741-752.

SCHNEEWEIS, Thomas, SMOLNY, Werner (1996), Das ifo Unternehmenspanel 1980-92 - Einige Ergebnisse einer Verknüpfung der Umfragen des ifo Instituts. Center for International Labor Economics, Universtät Konstanz, Diskussionspapier 32.

SMOLNY, Werner (1996), Innovations, Prices, and Employment, A Theoretical Model and an Empirical Application for West-German Manufacturing Firms. Center for International Labor Economics, Universtät Konstanz, Diskussionspapier 37.

SMOLNY, Werner, SCHNEEWEIS, Thomas (1996), Innovation, Wachstum und Beschäftigung. Eine empirische Untersuchung auf der Basis des ifo Unternehmenspanels. Center for International Labor Economics, Universtät Konstanz, Diskussionspapier 33 (Erscheint in: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik).

SOBEL, Michael (1996), Causal Inference in the Social and Behavioral Sciences. In: Arminger, G., Clogg, C., Sobel, M. (eds.): Handbook of Statistical Modeling for the Social and Behavioral Sciences. Plenum Press, 1-38.

STATISTISCHES BUNDESAMT (1994), Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung. Fachserie 18, Reihe 1.3, Konten und Standardtabellen, Hauptbericht.

STONEMAN, Paul (1983), The Economic Analysis of Technological Change. Oxford University Press.

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, 131-143.

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