INSTITUT FÜR VOLKSWIRTSCHAFTSLEHRE

der

UNIVERSITÄT AUGSBURG

Volkswirtschaftliche Diskussionsreihe

BESCHÄFTIGUNGSEFFEKTE PRIVATER F&E-AUFWENDUNGEN

EINE PANELDATEN-ANALYSE

von

Gebhard Flaig und Manfred Stadler

Beitrag Nr. 28

01
QC
072
V922
-28

Universität Augsburg
Memminger Straße 14
April 1987

~~40/ QV 202 T576 5742~~
01/ QC 072 V922-28

INSTITUT FÜR VOLKSWIRTSCHAFTSLEHRE

der

UNIVERSITÄT AUGSBURG

Volkswirtschaftliche Diskussionsreihe

BESCHÄFTIGUNGSEFFEKTE PRIVATER F&E-AUFWENDUNGEN

EINE PANELDATEN-ANALYSE

von

Gebhard Flaig und Manfred Stadler

Beitrag Nr. 28

Universität Augsburg
Memminger Straße 14
April 1987

Zusammenfassung

In diesem Beitrag wird aus einer normierten beschränkten Kostenfunktion ein Modell der optimalen Arbeitsnachfrage unter Berücksichtigung privater F&E-Aufwendungen abgeleitet und in mehreren Versionen empirisch getestet. Danach haben F&E-Aufwendungen aufgrund der teilweisen Verwendung für Forschungspersonal einen direkten positiven Beschäftigungseffekt. Gleichzeitig erhöhen die F&E-Aufwendungen im Zeitablauf das technische Wissen, das als vierter Produktionsfaktor neben Arbeit, Kapital und Vorleistungen behandelt wird. Einen signifikant negativen Beschäftigungseffekt des technischen Wissens, der sich bei exogen vorgegebenem Output auch als Erhöhung der Arbeitsproduktivität interpretieren läßt, konnten wir jedoch nur in einer Version nachweisen.

Abstract

This paper deals with employment effects of private R&D-expenditures. The labor demand function is derived from a normalized restricted cost function and depends on the prices of variable inputs labor and material and the stocks of quasi-fixed inputs capital and technological knowhow. The last input variable is produced by R&D-expenditures. We estimate the model using a panel data set of German firms for 1979 to 1982. Our main empirical findings are: R&D-expenditures have a significant positive effect on the employment of R&D-personal, but have no effect on the employment of production workers in subsequent years.

Beschäftigungseffekte privater F&E-Aufwendungen
Eine Paneldaten-Analyse*

von

Gebhard Flaig und Manfred Stadler

1. Einführung

Neuere Arbeiten auf dem Gebiet der Produktionstheorie behandeln den technischen Fortschritt nicht mehr als eine exogen vorgegebene Größe, sondern als Ergebnis eines ständigen Innovationswettbewerbs zwischen konkurrierenden Unternehmen um neue Produkte und neue Produktionsverfahren. Dabei fällt den privaten Forschungs- und Entwicklungsaufwendungen (F&E) als Investitionen in technisches Wissen eine herausragende Rolle zu. Technisches Knowhow läßt sich ähnlich wie der Kapitalstock als eigenständiger Produktionsfaktor auffassen, so daß die F&E-Aufwendungen eines Unternehmens mit allen seinen anderen Aktionsparametern in einer ständigen wechselseitigen Beziehung stehen. Im Mittelpunkt dieses Beitrags stehen die Interaktionen zwischen den privaten F&E-Aufwendungen der Unternehmen und ihrer Nachfrage nach dem Produktionsfaktor Arbeit. Auf der einen Seite besteht zwischen beiden Aktionsparametern ein direkter Zusammenhang: Ein großer Teil der F&E-Aufwendungen wird unmittelbar zur Beschäftigung qualifizierten Forschungspersonals eingesetzt. Auf der anderen Seite erhöhen die daraus resultierenden Forschungsergebnisse das technologische Knowhow eines Unternehmens und lösen dadurch komplizierte Substitutionseffekte zwischen allen Produktionsfaktoren aus.

Um die Zusammenhänge zwischen Beschäftigung und F&E-Aufwendungen empirisch testen zu können, leiten wir zunächst im zweiten Abschnitt aus einer normierten beschränkten Kostenfunktion ein Modell der optimalen Arbeitsnachfrage ab. Im dritten Abschnitt schätzen wir die hergeleitete

* Wir danken Herrn Prof. Albach für die freundliche Überlassung des Datensatzes und der Stiftung Volkswagenwerk für finanzielle Unterstützung.

Arbeitsnachfragefunktion in absoluter und in Differenzenform. Zusätzlich bereinigen wir im Schätzansatz um unternehmensspezifische Individualeffekte. Für alle Versionen führen wir schließlich eine heteroskedastiebereinigte Schätzung durch. Eine abschließende Bewertung unseres Ansatzes im vierten Abschnitt rundet den Beitrag ab.

2. Das theoretische Modell

Wir nehmen an, ein Unternehmen i stelle in der Periode t den Output Y gemäß folgender Produktionsfunktion her:

$$(1) \qquad Y = Y\,(i,t,A,V,K_{-1},W_{-1},F).$$

Der Arbeitseinsatz A und die Vorleistungen V werden dabei als variable Inputfaktoren behandelt, die in jeder Periode ohne Verzögerung entsprechend dem gewinnoptimalen Wert eingesetzt werden. Die Produktionsfaktoren Kapitalbestand K_{-1} und Bestand an technischem Wissen W_{-1} - gemessen jeweils zum Ende der Periode(-1) - werden als quasi-fix behandelt. Quasifixe Produktionsfaktoren werden aufgrund ihrer steigenden Anpassungsgrenzkosten nur verzögert an ihren langfristig optimalen Wert angepaßt. Deshalb werden sie beim gewinnmaximalen Einsatz der variablen Produktionsfaktoren als gegeben unterstellt. Eine Erhöhung des technischen Wissens wird durch den Einsatz aller anderen Produktionsfaktoren erzielt (vgl. zu dieser "Produktionsfunktion des technischen Wissens" z.B. Eisen (1974)). Die hierfür eingesetzten Ressourcen stehen der direkten Outputproduktion nicht mehr zur Verfügung. Um diesen Effekt der Umwegproduktion zu erfassen, werden die realen F&E-Aufwendungen F explizit in Gleichung (1) mitberücksichtigt. Sie stellen jedoch im Gegensatz zum technischen Wissen keinen direkten Produktionsfaktor dar, wie dies etwa in Albach (1986) der Fall ist. Der Unternehmensindex i repräsentiert empirisch nicht meßbare unternehmensspezifische Einflußgrößen wie die Qualität der Produktionsfaktoren und des Managements, technische Gegebenheiten u.a. Durch den Zeitindex t werden Verschiebungen der Produktionsfunktion erfaßt, die allen Unternehmen gemeinsam sind. Diese Verbesserung der Produktionsbedingungen - wir unterstellen einen positiven Zusammenhang - wird als "autonomer" technischer Fortschritt interpretiert. Demgegenüber wird der zweite Technologieindikator, das technische Wissen, durch einen

aufwendigen Forschungs- und Entwicklungseinsatz von den Unternehmen selbst produziert. Die von Mohnen, Nadiri und Prucha (1986) behaupteten Interpretationsschwierigkeiten bei gleichzeitiger Verwendung zweier Technologieindikatoren können wir zumindest auf der Analyseebene eines Einzelunternehmens nicht erkennen. Eine weitere wichtige Variable, die den Stand der Technologie widergibt, sind die F&E-Aufwendungen "technisch benachbarter" Unternehmen (vgl. Jaffe 1986). Wegen fehlender Daten wird dieser Ansatz hier jedoch nicht weiter verfolgt.

Die Verwendung von Produktionsfunktionen zur Analyse der Zusammenhänge zwischen F&E- Aufwendungen und der Produktionstechnologie (vgl. z.B. Griliches, Mairesse 1984) führt bei fehlenden Inputdaten wie etwa den Vorleistungen i.a. zu inkonsistenten Parameterschätzungen. Darüber hinaus muß die Exogenität aller Produktionsfaktoren unterstellt werden. Wir schätzen daher anstelle einer Produktionsfunktion eine Faktornachfragefunktion, die demgegenüber exogene Faktorpreise und Kostenminimierung voraussetzt. Zur Herleitung dieser Faktornachfragefunktion gehen wir von einer Kostenfunktion aus, mit der die Produktionstechnologie eines Unternehmens unter der Annahme der Kostenminimierung äquivalent zur Produktionsfunktion dargestellt werden kann. Als besonders geeignet erscheint uns für die empirische Analyse eine normierte beschränkte Kostenfunktion. Sie gibt die minimalen normierten variablen Kosten bei gegebenen normierten Preisen der variablen Produktionsfaktoren, bei gegebenen Mengen der quasi-fixen Produktionsfaktoren und bei gegebenem Output an. Als Normierungsfaktor dient dabei der Preis eines beliebigen variablen Produktionsfaktors. Die theoretischen Eigenschaften dieser Kostenfunktionen wurden z.B. von Lau (1976) analysiert und von Denny, Fuss, Waverman (1981) oder Mohnen, Nadiri, Prucha (1986) im Rahmen vollständiger Faktornachfragesysteme mit expliziter Berücksichtigung von Anpassungskosten angewandt.

Im empirischen Teil dieser Arbeit verwenden wir als Normierungsfaktor den Vorleistungspreis p_V. Der normierte Preis des Faktors Arbeit ist somit $1/p_V$, wobei 1 für den nominalen Lohnsatz steht. Die normierten variablen Kosten G eines Unternehmens sind dann gegeben als:

(2) $$G \equiv V + (1/p_V)\ A.$$

Zur Vereinfachung der Schreibweise definieren wir zunächst einen Vektor x, der alle exogenen Einflußgrößen auf die kostenminimalen variablen Inputfaktoren Arbeit und Vorleistungen erfassen soll:

$$(3) \qquad x = (t,\ 1/p_v,\ K_{-1}/Y,\ W_{-1}/Y,\ Y,\ 1/Y,\ F/Y)'.$$

Die kostenminimalen Einsatzmengen von Arbeit und Vorleistungen erhält man durch die Minimierung der variablen Kosten in Gleichung (2) unter Beachtung der Produktionsfunktion in Gleichung (1). Setzt man diese optimalen Inputmengen als Funktion des Vektors x wieder in die Kostengleichung (2) ein, erhält man die normierte beschränkte Kostenfunktion G^*, wie sie oben bereits charakterisiert wurde. Wir parametrisieren diese Kostenfunktion durch folgende quadratische Form:

$$(4) \qquad G^* = Y \left[\alpha_o + \sum_j \alpha_j x_j + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \beta_{ij}\, x_i\, x_j\right],$$

wobei x_i bzw. x_j die i-te bzw. j-te Komponente des Vektors x darstellt. Weiterhin sei $\beta_{ij} = \beta_{ji}$.

Gegenüber früheren Anwendungen dieser Art von Kostenfunktionen (vgl. z.B. Mohnen, Nadiri, Prucha 1986) ist unser Ansatz in zweifacher Hinsicht erweitert: Zum einen setzen wir keine konstanten Skalenerträge der Produktion voraus. Mit den Komponenten Y und 1/Y im Vektor x können wir auch relativ komplizierte Formen der Skalenerträge abbilden. Zum zweiten berücksichtigen wir, daß auch die laufenden F&E-Aufwendungen die variablen Kosten beeinflussen. Wie bereits erwähnt, wird das technische Wissen nicht - wie dies in der traditionellen Behandlung quasi-fixer Faktoren unterstellt wird - von Unternehmen zu einem vorgegebenen Marktpreis gekauft, wobei zusätzliche interne Anpassungskosten nur durch Lern- oder Gewöhnungseffekte und dergleichen entstehen können. Vielmehr produzieren die Unternehmen ihr Knowhow selbst mit Hilfe der anderen Produktionsfaktoren Arbeit, Kapital und Vorleistungen im Rahmen ihrer F&E-Aktivitäten. Deshalb sind die variablen Grenzkosten der Änderungen des technologischen Wissens hier immer positiv.

Um eine sinnvolle Kostenfunktion darzustellen, muß G^* folgenden Anforderungen genügen: Sie muß mit steigenden Werten von $(1/p_v)$, Y und F stei-

gen, dagegen mit steigenden Werten von t,(K_{-1}/Y) und (W_{-1}/Y) fallen. Darüber hinaus muß sie in t, (K_{-1}/Y), (W_{-1}/Y) und F konvex und in ($1/p_v$) konkav sein (vgl. Lau 1976).

Durch Anwendung von Shephard's Lemma läßt sich nun die optimale Arbeitsnachfrage eines Unternehmens bestimmen, indem man die normierte Kostenfunktion G^* nach dem normierten Lohnsatz ($1/p_v$) ableitet. Nach Division durch den Output (um das Heteroskedastie-Problem in der empirischen Analyse möglichst einzuschränken) erhält man den optimalen Arbeitskoeffizienten:

$$(5) \qquad \frac{A^*}{Y} = b_o + b_1 t + b_2(1/p_v) + b_3(K_{-1}/Y) + b_4(W_{-1}/Y) + b_5\, Y + b_6(1/Y) + b_7(F/Y).$$

Um im folgenden eine unnötig komplizierte Schreibweise zu vermeiden, wird die Nachfragefunktion (5) gegenüber der Kostenfunktion (4) neu parametrisiert. b_o ist gleich demjenigen α, das zu ($1/p_v$) gehört und die restlichen b-Koeffizienten sind gleich den β's, die zu den quadratischen Termen gehören, die die Variable ($1/p_v$) enthalten.

Da für den Bestand an technischem Wissen gar keine und für den Kapitalbestand nur schlecht geeignete Bilanzdaten erhoben wurden, transformieren wir die Gleichung (5) durch Differenzenbildung in eine Form, in der keine Bestände mehr enthalten sind. Unter Vernachlässigung der unsystematischen Restglieder ($K_{-1}/Y - K_{-1}/Y_{-1}$) und ($W_{-1}/Y - W_{-1}/Y_{-1}$) ergibt sich approximativ:

$$(6) \qquad \Delta\left(\frac{A^*}{Y}\right) = b_1 + b_2\, \Delta(1/p_v) + b_3(I/Y)_{-1} + b_4(F/Y)_{-1} + b_5\, \Delta Y + b_6\, \Delta(1/Y) + b_7\, \Delta(F/Y),$$

wobei ΔK_{-1} durch die Investitionen I_{-1} und ΔW_{-1} durch die F&E- Aufwendungen F_{-1} ersetzt wurden.

Für die Veränderung des technischen Wissens wurde implizit unterstellt, daß die laufenden realen F&E-Aufwendungen das technische Wissen in der gleichen Periode erhöhen und daß die "Vergessensrate" vernachlässigbar gering ist (zu komplizierteren Wissensproduktionsfunktionen vgl. Schott (1978) und Sato, Suzawa 1983). Daraus folgt die restriktive Annahme, daß die F&E-Aufwendungen einer Periode über den dadurch erzielten Wissenszuwachs bereits in der nächsten Periode die Arbeitsnachfrage beeinflussen. Angesichts des kurzen Zeitraums, der durch die Daten erfaßt wird (vgl. Abschnitt 3.1), haben wir jedoch keine Möglichkeit, kompliziertere Lagfunktionen zwischen den F&E-Aufwendungen und den daraus resultierenden Änderungen des relevanten technischen Wissens zu schätzen. Andererseits deuten die Ergebnisse von Studien, die dieses Problem explizit untersucht haben (vgl. z.B. Pakes, Schankerman 1984), darauf hin, daß diese Wirkungsverzögerungen relativ gering sind, so daß die von uns gewählte Spezifikation durchaus eine brauchbare Approximation darstellt.

3. Die ökonometrischen Schätzungen

3.1 Die Daten

Das beschriebene Arbeitsnachfragemodell wird mit Unternehmenspaneldaten, kombiniert mit Branchendaten aus der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung, empirisch geschätzt. Die Paneldaten wurden vom Institut für Gesellschafts- und Wirtschaftswissenschaften der Universität Bonn in einer schriftlichen Unternehmensbefragung erhoben. Dabei wurden für 463 kleine und mittlere Unternehmen Variablen wie Branchenzugehörigkeit sowie die Entwicklung von Beschäftigtenzahl, Umsatz, Investitionen, F&E-Aufwendungen u.a. während der Jahre 1978 bis 1982 ermittelt. Ein großer Vorteil dieses Datensatzes liegt in der Möglichkeit, Querschnitts- und Zeitreihendaten miteinander verknüpfen zu können. Dies läßt gegenüber der alleinigen Verwendung von Zeitreihen- oder Querschnittsdaten eine wesentlich sicherere Kausalanalyse zu (vgl. den Überblick in Hsiao 1986, Kap. 1). Ein großer Teil der Unternehmen hat allerdings nicht alle für diese Studie relevanten Fragen beantwortet. So blieben für unsere Schätzgleichungen - je nach Spezifikation - ca. 290 Unternehmen übrig.

Das größte Problem bei der Erstellung des Datensatzes war die Konstruktion der Bestandsdaten Kapital und technisches Wissen einerseits, sowie von geeigneten Preisen für die Produktionsfaktoren andererseits. Für den

Kapitalstock gibt es lediglich nominale Bilanzwerte zu Anschaffungspreisen. Deren Umrechnung in einen realen Kapitalstock ist praktisch unmöglich, da keine geeigneten Daten über die Altersstruktur des Kapitals vorliegen und da die bilanzmäßigen Abschreibungen i.d.R. wenig mit dem ökonomischen Wertverlust gemeinsam haben. Wir berechneten daher hilfsweise die Bestände des realen Kapitalstocks und des technischen Wissens durch Aufsummieren der jährlichen Investitionen bzw. F&E-Aufwendungen:

$$(7) \qquad K_t = K_o + \sum_{\tau=1}^{t} I_\tau \quad ;$$

$$(8) \qquad W_t = W_o + \sum_{\tau=1}^{t} F_\tau \quad ;$$

Dabei sympolisieren K_o und W_o die (unbekannten) Bestandswerte zu Beginn des Schätzzeitraumes. Sicherlich sollten idealerweise auch von den hier verwendeten Bruttoinvestitionen die ökonomischen Abschreibungen abgezogen werden. Dies ist aber aufgrund der fehlenden Informationen nicht möglich. Da wir bei jedem Unternehmen über maximal vier Jahre aufsummieren, sollte sich dieser Fehler allerdings nicht allzu stark auswirken.

Zur Konstruktion der realen Größen wurden die von den Unternehmen angegebenen Wertgrößen durch branchenspezifische Preisindizes dividiert. Für die Investitionen wählten wir den Preisindex für die gesamten Investitionsausgaben einer Branche, für die F&E-Ausgaben kamen wir der häufig geäußerten Forderung nach einem F&E-spezifischen Deflator (vgl. z.B. OECD 1982) nach und berechneten einen F&E-Preisindex als gewichtetes Mittel der Preisindizes für Vorleistungsgüter und Investitionsgüter sowie der Lohnsätze. Eine detaillierte Beschreibung der Datenkonstruktion findet sich im Anhang.

3.2 Das Schätzverfahren und empirische Ergebnisse

Um festzustellen, inwieweit die Arbeitsnachfragefunktion der Unternehmen neben den üblicherweise untersuchten Determinanten wie Output, Kapital und relative Faktorpreise auch durch F&E-Aufwendungen und den damit induzierten Wissensfortschritt beeinflußt wird, ziehen wir alternativ die

Gleichungen (5) und (6) heran. Zur Schätzung in der absoluten Form setzen wir zunächst die Gleichungen (7) und (8) in die Gleichung (5) ein und erhalten nach Addition eines stochastischen Störterms u_{it}:

$$(9) \quad \left(\frac{A}{Y}\right)_{it} = b_o + b_1 t + b_2(1/p_v)_{it} + b_3 K_{io}(1/Y)_{it} + b_3\left(\sum_{\tau=1}^{t-1} I_{i\tau}/Y_{it}\right) + b_4 W_{io}(1/Y)_{it} + b_4\left(\sum_{\tau=1}^{t-1} F_{i\tau}/Y_{it}\right) + b_5 Y_{it} + b_6 (1/Y)_{it} + b_7(F/Y)_{it} + u_{it} \quad .$$

Um den Paneldatencharakter der Variablen deutlich zu machen, wurden alle Variablen mit dem Unternehmensindex i und dem Zeitindex t gekennzeichnet.

Die Bestandswerte K_{io} und W_{io} sind nicht direkt beobachtbar. Wir definieren daher:

$$(10) \quad \tilde{b}_{i6} = b_3 K_{io} + b_4 W_{io} + b_6$$

und nehmen an, daß $\tilde{b}_{i6}$ wie folgt parametrisiert werden kann:

$$(11) \quad \tilde{b}_{i6} = \bar{b}_6 + v_i \quad ,$$

wobei $\bar{b}_6$ für den Erwartungswert von $\tilde{b}_{i6}$ über alle Unternehmen und v_i für eine Zufallsvariable mit dem Erwartungswert null und der Varianz σ_v^2 stehen. Zudem sei v_i von allen erklärenden Variablen sowie den Residuen u_{it} unabhängig. Damit lassen wir für jedes Unternehmen spezifische Anfangsbestandsgrößen K_{io} und W_{io} zu.

Wir setzten die Gleichungen (10) und (11) in die Gleichung (9) ein und erhalten folgende Schätzfunktion:

$$(12)\quad \left(\frac{A}{Y}\right)_{it} = b_o + b_1 t + b_2(1/p_v)_{it} + b_3 \left(\sum_{\tau=1}^{t-1} I_{i\tau}/Y_{it}\right) + b_4\left(\sum_{\tau=1}^{t-1} F_{i\tau}/Y_{it}\right) + b_5 Y_{it} + \bar{b}_6(1/Y)_{it} + b_7(F/Y)_{it} + \tilde{u}_{it},$$

wobei

$$(13)\quad \tilde{u}_{it} = (1/Y)_{it}\, v_{it} + u_{it} \quad .$$

Wir nehmen an, daß u_{it} alle Eigenschaften des klassischen Regressionsmodells erfüllt, also keine Autokorrelation und keine Heteroskedastie aufweist. Die Parameter der Gleichung (12) sind dann zwar mittels einer OLS-Schätzung erwartungstreu und konsistent schätzbar. Da $\tilde{u}_{it}$ jedoch nach Gleichung (13) heteroskedastisch verteilt ist, ist die geschätzte Varianz - Kovarianz - Matrix der Parameter verzerrt. Aus diesem Grund führen wir zusätzlich eine heteroskedastiebereinigte Schätzung durch. Gemäß Gleichung (13) hat $\tilde{u}_{it}$ die Varianz $\sigma^2_{it} = (1/Y)^2_{it}\ \sigma^2_v + \sigma^2_u$. Verallgemeinernd lassen wir jedoch zu, daß σ^2_{it} auch von allen anderen erklärenden Variablen abhängig sein darf. Einem Vorschlag von White (1980) folgend, spezifizieren wir σ^2_{it} als:

$$(14)\quad \sigma^2_{it} = \delta_o + \sum_{l=1}^{s} \delta_l\, z_{itl} + \epsilon_{it}.$$

Bezeichnen wir mit x_{itm} die m-te von insgesamt M erklärenden Variablen in Gleichung (12), so sind die Variablen z_{itl} definiert als

$$(15)\quad z_{itl} = x_{itm}\, x_{itn} \qquad \text{mit } l = 1,\ldots,s; m = 1,\ldots,M;\ n = 1,\ldots,m \text{ und } s = M\,(M+1)/2.$$

ϵ_{it} stellt einen stochastischen Störterm dar.

Die heteroskedastiebereinigte Schätzung erfolgt in drei Schritten: Im ersten Schritt wird die Gleichung (12) mit OLS geschätzt. Die empirischen Residuen bzeichnen wir mit $\hat{\tilde{u}}_{it}$. Im zweiten Schritt werden die Parameter

der Gleichung (14) geschätzt, wobei die unbekannten σ^2_{it} hilfsweise durch die quadrierten empirischen Residuen $\hat{\tilde{u}}^2_{it}$ ersetzt werden. Mit den so geschätzten Parametern wiederum läßt sich in Gleichung (14) $\hat{\sigma}^2_{it}$ als Schätzwert für σ^2_{it}, die tatsächliche Varianz von $\tilde{u}_{it}$, berechnen. Diese $\hat{\sigma}^2_{it}$ sollten im nächsten Schritt zur Gewichtung der Unternehmen herangezogen werden. Es zeigte sich aber, daß sowohl sehr große als auch sehr kleine und sogar negative Werte für $\hat{\sigma}^2_{it}$ auftraten. Um die daraus folgenden allzu großen bzw. allzu kleinen Gewichtungen zu vermeiden, wählten wir deshalb folgende Vorgehensweise: Zunächst bestimmten wir einen unteren Grenzwert g_u derart, daß 5% der $\hat{\sigma}^2_{it}$ - Werte kleiner als g_u sind und setzten diese gleich g_u. Als oberen Grenzwert wählten wir $g_o = 10\ g_u$ und setzten alle größeren Werte gleich g_o. Durch dieses Vorgehen wurde gewährleistet, daß sämtliche geschätzten Varianzen $\hat{\sigma}^2_{it}$ positiv sind und daß sich die Gewichte der einzelnen Unternehmen um nicht mehr als den Faktor $\sqrt{10}$ unterscheiden. Die Wahl der Grenzwerte ist sicher etwas willkürlich, aber Schätzungen mit alternativen Grenzwerten erbrachten nur wenig abweichende Ergebnisse. Im dritten Schritt werden die Variablen der Gleichung (12) mit dem Gewichtungsfaktor $1/\sqrt{\hat{\sigma}^2_{it}}$ multipliziert und die entsprechend transformierte Gleichung (12) erneut mit OLS geschätzt. Dieses Schätzverfahren entspricht der GLS-Schätzung, wie sie für Modelle mit heteroskedastischen Fehlertermen verwendet wird (vgl.z.B. Schneeweiß 1978).

Die Regressionsergebnisse für die Arbeitsnachfragefunktion in absoluter und in Differenzenform sind in Tabelle 1 zusammengefaßt. Dabei sind jeweils neben den OLS-Schätzungen (Spalten 1 und 3) die heteroskedastiebereinigten Schätzungen (Spalten 2 und 4) aufgeführt. In den Klammern stehen die entsprechenden t-Werte. ρ gibt den Autokorrelationskoeffizienten an. Bei allen geschätzten Versionen umfaßt der Schätzzeitraum die Jahre 1979 bis 1982.

Tabelle 1: Arbeitsnachfragefunktion in absoluter und Differenzenform

	Absolute Form (Gleichung (12))		Differenzenform (Gleichung (6))	
	OLS	heterosk. ber.	OLS	heterosk. ber.
b_0	3,233 (2,9)	4,619 (4,4)	-	-
b_1	-0,021 (1,5)	-0,039 (3,0)	-0,018 (3,7)	-0,016 (4,0)
b_2	-1,213 (4,9)	-1,314 (5,9)	-0,479 (1,5)	-0,649 (2,6)
b_3	0,074 (0,6)	0,198 (1,5)	0,098 (1,5)	0,085 (1,4)
b_4	0,047 (0,1)	0,306 (0,7)	0,146 (1,1)	-0,030 (0,3)
b_5	$-0{,}302 \cdot 10^{-3}$	$-0{,}234 \cdot 10^{-3}$	$-0{,}695 \cdot 10^{-3}$	$-0{,}514 \cdot 10^{-3}$
	(10,8)	(10,8)	(16,0)	(12,4)
b_6	11,456 (4,5)	14,640 (6,6)	70,759 (20,3)	104,873 (21,5)
b_7	4,446 (4,1)	4,508 (4,2)	1,622 (3,1)	1,885 (4,0)
$\bar{R}^2$	0,205	0,258	0,470	0,463
ρ	0,943	0,944	0,011	0,080
Anzahl Beobachtungen:	1145	1145	1188	1188

Bei der Gleichung (12) ist b_6 gleich dem im theoretischen Modell definierten Parameter $\bar{b}_6$.

Der Zeittrend hat bis auf die nicht-heteroskedastiebereinigte absolute Version einen negativ signifikanten Einfluß auf die Arbeitsnachfrage. Diesen Effekt interpretieren wir als autonomen technischen Fortschritt. Der relative Faktorpreis Lohnsatz zu Vorleistungspreis hat ebenfalls - bis auf die nicht heteroskedastiebereinigte Differenzenform - einen negativ signifikanten Einfluß auf die Arbeitsnachfrage, wie es aufgrund der relativen Verteuerung des Faktors Arbeit bei gegebenem Output theoretisch zu erwarten ist. Bei den quasi-fixen Produktionsfaktoren Kapital und technisches Wissen bedeutet ein positives Vorzeichen Komplementarität, ein negatives Vorzeichen Substitutionalität zwischen diesen Produktionsfaktoren und dem Faktor Arbeit. Da die geschätzten Koeffizienten in dieser Spezifikation sämtlich insignifikant sind, können wir hierüber keine

gesicherten Aussagen machen. Dagegen haben die laufenden F&E-Aufwendungen jeweils klar positiv signifikante Beschäftigungseffekte. Dies führen wir vor allem darauf zurück, daß ein Teil der Arbeitnehmer eines Unternehmens direkt in F&E beschäftigt wird, ehe das daraus resultierende Knowhow langfristig zur Arbeitssubstitution führen kann. Die geschätzten Parameter der Outputvariablen, die sämtlich hoch signifikant sind, belegen die Inhomogenität der Produktionsfunktion. Das negative Vorzeichen von Y bzw. das positive Vorzeichen von 1/Y implizieren steigende Skalenerträge.

Die relativ niedrigen Werte des multiplen Bestimmtheitsmaßes $\bar{R}^2$ in der absoluten Version führen wir vor allem auf zwei Gründe zurück: Erstens wurden die Anfangsbestände K_o und W_o nur unbefriedigend erfaßt. Dies zeigen die deutlich besseren multiplen Bestimmtheitsmaße von knapp 0,5 in der Differenzenform, die dieses Problem umgeht. Zweitens werden autonome unternehmensspezifische Einflußfaktoren, wie wir sie in der Produktionsfunktion (1) zugelassen haben, nicht berücksichtigt. Darauf deuten auch die hohen Autokorrelationskoeffizienten ρ in der absoluten Version hin, die in der Differenzenform nahezu vernachlässigbar klein werden. Die berechneten ρ-Werte geben nur den zeitlichen Zusammenhang der Residuen innerhalb der einzelnen Unternehmen wieder, d.h. die Korrelation zwischen den Residuen im Datensatz aufeinanderfolgender Unternehmen bleibt unberücksichtigt.

3.3 Unbeobachtete unternehmensspezifische Effekte

Bei der empirischen Analyse von Paneldaten stellen unbeobachtete Individualeffekte, die mit den in der Regressionsgleichung berücksichtigten erklärenden Variablen korreliert sein können, ein ernsthaftes ökonometrisches Problem dar. So besteht die Möglichkeit, daß Kapitalstock, Wissensbestand, Output und Arbeitseinsatz von denselben unbeobachteten Preis-, Wettbewerbs- oder Technologiefaktoren beeinflußt werden. Hat ein Unternehmen z.B. ein günstiges technologisches Betätigungsfeld gefunden, werden alle genannten Entscheidungsvariablen relativ hoch sein. Zumindest ein Teil der beobachteten Korrelationen zwischen diesen Variablen ist also möglicherweise nicht auf kausale Zusammenhänge, sondern auf die gemeinsame Abhängigkeit von dritten, latenten Variablen zurückzuführen. In diesem Fall ist der Kleinst-Quadrate-Schätzer nicht mehr konsistent (vgl. z.B. Hsiao 1986)

Für die weitere Analyse nehmen wir an, daß sich diese unbeobachteten Individualeffekte additiv auf die Arbeitsnachfrage auswirken und sich durch einen Paramter a_i, $i = 1, \ldots, N$, beschreiben lassen, wobei N die Anzahl der Unternehmen ist. a_i soll nur zwischen den Unternehmen, nicht aber über die Zeit variieren. Formal könnten auch bereits die nicht beobachteten Anfangsbestände an Kapital und technischem Wissen als solche Effekte interpretiert werden (vgl. Gleichung (11)). Die a_i's sollen im folgenden alle Individualeffekte repräsentieren.

Regressionsanalytisch läßt sich dieses Modell formal folgendermaßen darstellen

$$(16) \qquad \left(\frac{A}{Y}\right)_{it} = \sum_{j=1}^{N} a_j D_j + b' x_{it} + \epsilon_{it},$$

wobei die Dummy-Variable definiert ist als

$$(17) \qquad D_j = \begin{cases} 1, & \text{falls } i = j \\ 0, & \text{sonst,} \end{cases}$$

und x_{it} der in Gleichung (3) definierte Vektor ist.

Die notwendigen Bedingungen für ein Minimum der Fehlerquadratsumme $S = \sum_{it} \epsilon_{it}^2$ lauten (vgl. Hsiao 1986):

$$(18) \quad \hat{b} = \left[\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)\left(\left(\frac{A}{Y}\right)_{it} - \left(\frac{\bar{A}}{Y}\right)_i\right) \right]$$

und

$$(19) \qquad \hat{a}_i = \left(\frac{\bar{A}}{Y}\right)_i - \hat{b}' \bar{x}_i,$$

wobei $\left(\frac{\bar{A}}{Y}\right)_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \left(\frac{A}{Y}\right)_{it}$ und $\bar{x}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} x_{it}$;

Von jedem Beobachtungswert der Variablen $\left(\frac{A}{Y}\right)_{it}$ bzw. x_{it} wird also zunächst der unternehmensspezifische Mittelwert $\left(\frac{\bar{A}}{Y}\right)_i$ bzw. $\bar{x}_i$ abgezogen. Für die Schätzung von b wird auf die so transformierten Variablen dann die

OLS-Regressionsformel angewandt. Der Kleinst-Quadrate-Schätzer $\hat{b}$ ist erwartungstreu und konsistent, falls entweder N oder T gegen ∞ geht. Der geschätzte Individualeffekt $\hat{a}_i$ ist gleich dem unternehmensspezifischen Mittelwert der abhängigen Variablen minus den mit den entsprechenden Regressionskoeffizienten gewichteten unternehmensspezifischen Mittelwerten der erklärenden Variablen. Der Kleinst-Quadrate-Schätzer $\hat{a}_i$ ist erwartungstreu, aber nur konsistent, wenn T gegen ∞ geht.

Gegen die Verwendung eines fixen Parameters a_i zur Modellierung der unbeobachteten Effekte sind unter anderem die folgenden Kritikpunkte vorgebracht worden: a) Alle Informationen über die Unterschiede zwischen den Unternehmen bleiben bei der Schätzung der strukturellen Parameter b, die den kausalen Zusammenhang zwischen den erklärenden Variablen x und der abhängigen Variablen $(\frac{A}{Y})$ beschreiben, unberücksichtigt. b) Das Problem möglicher Meßfehler wird tendenziell verstärkt (vgl. hierzu Griliches, Hausman 1986). c) Die Annahme, daß die Unternehmenseffekte über die Zeit konstant sind, ist willkürlich.

Als Alternative zu unserer Vorgehensweise ist vorgeschlagen worden, alle a_i als Zufallsvariablen zu behandeln. Der in diesem Fall effiziente GLS-Schätzer ist äquivalent zu einer OLS-Schätzung mit der abhängigen Variablen $(\frac{A}{Y})_{it} - \Psi\,(\overline{\frac{A}{Y}})_i$ und den erklärenden Variablen $x_{it} - \Psi\,\bar{x}_i$, wobei Ψ vom Verhältnis der Varianzen von a_i und ϵ_{it} abhängig ist (vgl. Hsiao 1986). Dieser Schätzer ist jedoch nur konsistent, wenn a_i unabhängig ist von x_i. Dies ist unseres Erachtens eine zu restriktive Annahme.

Eine weitere Möglichkeit, das Endogenitätsproblem zu lösen, wäre eine Instrumentvariablenschätzung, wie sie z.B. von Jaffe (1986) propagiert wird. Das größte Problem liegt dabei darin, wirklich exogene Variablen zu finden. Bei den uns zur Verfügung stehenden Daten erscheint uns dies kein gangbarer Weg zu sein.

Tab. 2: Arbeitsnachfragefunktion in absoluter und Differenzenform - mittelwertbereinigt.

	Absolute Form (Gleichung (12))		Differenzenform (Gleichung (6))	
	OLS	heterosk. ber.	OLS	heterosk.ber
b_o	-	-	-	-
b_1	-0,024(6,5)	-0,021(5,2)	-	-
b_2	-0,982(3,2)	-1,169(4,8)	-0,303(0,9)	-0,597(2,1)
b_3	0,174(3,5)	0,008(1,7)	-0,003(0,1)	-0,029(0,4)
b_4	0,008(0,9)	0,124(1,5)	-1,323(1,8)	-1,376(2,4)
b_5	$-0,488 \cdot 10^{-3}$	$-0,459 \cdot 10^{-3}$	$-0,826 \cdot 10^{-3}$	$-0,681 \cdot 10^{-3}$
	(11,8)	(12,2)	(19,7)	(15,2)
b_6	50,508(15,5)	65,693(17,7)	80,817(23,6)	110,505(23,5)
b_7	2,782(5,4)	22,800(6,1)	0,469(0,8)	0,640(1,3)
R^2	0,393	0,419	0,552	0,527
ρ	0,003	-0,003	-0,251	-0,218
Anzahl Beobachtungen:	1145	1145	1188	1188

In der Tabelle 2 sind die Regressionsergebnisse für die Arbeitsnachfragefunktionen mit jeweils mittelwertbereinigten Variablen, d.h. unter Ausschluß der unternehmensspezifischen Einflußfaktoren, analog zu der Tabelle 1 angeordnet. Der Kausalzusammenhang zwischen den erklärenden Variablen und der Arbeitsnachfrage entspricht in etwa dem der nicht-mittelwertbereinigten Version: Die Vorzeichen bleiben unverändert, die t-Statistiken und die multiplen Bestimmtheitsmaße sind jedoch nahezu durchgehend verbessert. Dies spricht gleichzeitig für eine gewisse Stabilität des von uns gewählten Schätzansatzes. Die Autokorrelation in der absoluten Form verschwindet völlig, die dafür auftretende negative Autokorrelation in der Differenzenform läßt sich auch theoretisch begründen. Lediglich bzgl. des technischen Wissens ergibt sich in der heteroskedastiebereinigten Differenzenform eine interessante Änderung: Der Bestand an technischem

Wissen hat hier nun einen signifikant negativen Einfluß auf die optimale Arbeitsnachfrage. Da wir theoretisch von einem exogen gegebenen Output ausgegangen sind, läßt sich dieser Effekt auch als technologisch bedingte Erhöhung der Arbeitsproduktivität interpretieren. Der direkte Beschäftigungseffekt der F&E-Aufwendungen ist in diesem Fall allerdings nicht mehr signifikant.

Eine interessante Frage ist, wie unternehmensspezifische Individualeffekte inhaltlich interpretiert werden können. Eine Möglichkeit besteht darin, den geschätzten Wert dieses Koeffizienten mit beobachteten Variablen zu korrelieren. Wir beschränken uns hier darauf, die Bedeutung von Brancheneffekten zu überprüfen. Dazu regressieren wir den geschätzten Individualeffekt auf eine Konstante und 21 Branchendummies (wir haben 22 Branchen). Die Tabelle 3 zeigt für die vier verschiedenen Schätzansätze das korrigierte $\bar{R}^2$ sowie den Wert der F-Test-Statistik für die Hypothese, daß die Parameter aller Branchendummies null sind. Diese Test-Statistik ist F-verteilt mit (21,270) Freiheitsgraden. Bei einem Signifikanzniveau von 1% ist der kritische Wert 1,9. Die Nullhypothese wird also immer abgelehnt. Aus den Ergebnissen können wir schließen, daß die Individualeffekte teilweise Brancheneinflüsse repräsentieren. Die relativ kleinen Werte des $\bar{R}^2$ zeigen jedoch, daß andere Einflußvariablen viel wichtiger sind. Die Berücksichtigung von Branchendummies allein kann die Sampleheterogenität nicht beseitigen.

Tab. 3: Regression: Individualeffekt auf Branchendummies

Schätzansatz	$\bar{R}^2$	F-Wert
1.Differenz,nicht het.ber.	0,112	2,75
1.Differenz,heterosk.ber.	0,095	2,46
absolut, nicht het.ber.	0,099	2,52
absolut, heterosk.ber.	0,074	2,11

4. Eine zusammenfassende Interpretation der Ergebnisse

In diesem Beitrag haben wir versucht, die Zusammenhänge zwischen den F&E-Aufwendungen eines Unternehmens und seiner Arbeitsnachfrage theoretisch zu modellieren und ökonometrisch zu schätzen. Theoretische Grundla-

ge war eine quadratische normierte beschränkte Kostenfunktion, die als Argumente neben verschiedenen Outputtermen und einem Zeittrend die Preise der variablen Inputfaktoren Arbeit und Vorleistungen, die Periodenanfangsbestände der quasi-fixen Faktoren Kapital und technisches Wissen sowie die realen F&E-Aufwendungen enthält. In unserem Modell wird das technische Wissen von den Unternehmen selbst mit Hilfe ihrer F&E-Aufwendungen erzeugt. Durch Anwendung von Shephard's Lemma leiteten wir den optimalen Arbeitseinsatz ab, der von den genannten Argumentvariablen der Kostenfunktion abhängig ist.

Die Parameter dieser Arbeitsnachfrage wurden auf der Grundlage eines Paneldatensatzes von kleinen und mittleren Unternehmen verschiedener Branchen über die Jahre 1979 bis 1982 geschätzt. Um Fehlspezifikationen zu erkennen, haben wir die Arbeitsnachfragefunktion in absoluter und in Differenzenform verwandt. Um inkonsistente Parameterschätzungen aufgrund unbeobachteter Individualeffekte zu vermeiden, haben wir die Daten um die unternehmensspezifischen Mittelwerte bereinigt. Außerdem haben wir heteroskedastiebereinigte Schätzungen durchgeführt.

Die empirischen Ergebnisse liefern in etwa folgendes Bild:
Zum ersten sinkt unabhängig von der Entwicklung der Preise und der unternehmensspezifischen Variablen der Arbeitskoeffizient im Zeitablauf. Dies kann man als "autonomen" technischen Fortschritt interpretieren. Dabei ist aber zu bedenken, daß "autonom" hier nicht bedeutet "wie Manna vom Himmel gefallen". Die Verbesserung der Arbeitsproduktivität kann z.B. auch auf organisatorische Veränderungen, auf Qualitätsverbesserungen der Produktionsfaktoren, auf Spillover-Effekte der Forschung anderer Unternehmen u.ä. zurückzuführen sein. Zum zweiten hat der Lohnsatz l (normiert durch den Preis der Vorleistungsgüter p_v) einen signifikant negativen Einfluß auf die Arbeitsnachfrage. Bei diesem Ergebnis zeigt sich deutlich der ökonometrische Vorteil von Paneldaten im Vergleich zu reinen Querschnittsdaten, bei denen die Variabilität von Preisvariablen nur auf Branchenunterschieden beruht und die deshalb meist keine klaren empirischen Ergebnisse zulassen. Schließlich impliziert das negative Vorzeichen von (l/p_v), daß Arbeit und Vorleistungen Substitute sind, daß also bei gegebenem Output der Arbeitseinsatz erhöht wird, wenn die Vorleistungspreise steigen. Drittens zeigen die Parameter der Outputterme, daß zunehmende Skalenerträge vorliegen. Da dieser Effekt in allen geschätzten Ver-

sionen hoch signifikant ist, kann das Ergebnis nicht durch Sampleheterogenität erklärt werden. Viertens haben die realen F&E-Aufwendungen eine unmittelbar positive Auswirkung auf den Arbeitseinsatz. Dieser Effekt repräsentiert die Beschäftigung von Forschern und deren Mitarbeitern. Fünftens sind die Parameter des Kapitalstocks und des mit früheren F&E-Aufwendungen vom jeweiligen Unternehmen selbst produzierten technischen Wissens im allgemeinen insignifikant. Beim Kapitalstock mag dies auf Meßfehler zurückzuführen sein. Beim technischen Wissen kann es dafür zwei wichtige Gründe geben: a) Unsere Annahme, daß sich F&E-Aufwendungen innerhalb eines Jahres auf die Arbeitsproduktivität und damit auf die Arbeitsnachfrage auswirken, ist möglicherweise zu restriktiv. Der Time-lag ist vielleicht länger, vor allem aber wohl sehr variabel. Dieses Problem kann jedoch nur dann erfolgreich gelöst werden, wenn längere Zeitreihen zur Verfügung stehen. b) In dem von uns verwandten Datensatz können wir nicht trennen zwischen F&E-Aufwendungen für neue oder verbesserte Outputgüter und solchen für die Verbesserung der eigenen Produktionstechnologie. Überwiegt die erste Kategorie, ist nur ein schwacher Zusammenhang zwischen den F&E-Aufwendungen und der Arbeitsproduktivität zu erwarten. Zumindest für das dieser Studie zugrundeliegende Sample scheint diese Bedingung zuzutreffen. F&E-Aufwendungen erhöhen gemäß unseren Ergebnissen nicht die eigene Produktivität eines Unternehmens, sondern wohl eher über verbesserte Outputgüter die anderer Unternehmen (vgl. zu diesem Effekt auch Scherer 1985).

Die Wirkungskette zwischen F&E-Aufwendungen und Änderungen der Faktorproduktivitäten und damit auch der Arbeitsnachfrage ist komplex: F&E-Aufwendungen führen nach einer mehr oder weniger langen Zeit je nach Anwendungsnähe zu einer technisch verwertbaren Erfindung - oder auch nicht. Eine Erfindung kann ökonomisch in sehr unterschiedlicher Art verwendet werden. Sie kann im eigenen Unternehmen zu einer Prozeßinnvoation führen oder sie kann in Form von neuen Produkten oder auch Lizenzen an andere Unternehmen weitergegeben werden. Um ein empirisch zuverlässiges Bild dieser Prozesse zu erhalten, ist es notwendig, Daten zu erheben, die alle genannten Entscheidungsvariablen von Unternehmen abbilden. Solange ein solcher Datensatz noch nicht vorhanden ist, muß es bei partiellen Studien bleiben. Aber auch damit sind wichtige Erkenntnisse zu gewinnen.

Anhang: Beschreibung des Datensatzes

Die Unternehmensdaten wurden von der Betriebswirtschaftlichen Abteilung I (Prof. Dr. H. Albach) der Universität Bonn im Rahmen einer Untersuchung "Kritische Wachstumsschwellen in der Unternehmensentwicklung" in Form einer retrospektiven schriftlichen Befragung für die Jahre 1978 bis 1982 erhoben. Der uns zur Verfügung gestellte Datensatz umfaßt 463 Unternehmen.

55 dieser Unternehmen wurden von uns permanent aus dem Sample ausgeschlossen:

a) 42 Unternehmen hatten in weniger als 3 Jahren sowohl Umsatz als auch die Beschäftigtenzahl angegeben. Die meisten dieser Unternehmen hatten in keinem Jahr ihren Umsatz angegeben.

b) Die Daten von 4 Unternehmen enthielten offensichtlich Fehler. Beim ersten Unternehmen fiel innerhalb eines Jahres der nominale Umsatz von 18,8 auf 10,6 Mio DM, obwohl die Beschäftigtenzahl stieg. Beim zweiten Unternehmen stiegen die Beschäftigten von 1000 auf 9100, obwohl der Umsatz fiel. Beim dritten Unternehmen stiegen die Beschäftigten von 224 auf 270, obwohl der Umsatz fiel. Beim vierten Unternehmen sanken die Beschäftigten von 300 auf 200, obwohl der Umsatz um 50% stieg. Daß es sich in diesen Fällen um Datenfehler handelt, wurde durch Überprüfung anderer Variablen wie Auslastungsgrad oder Investitionen erhärtet.

c) In Anlehnung an Albach, Bock, Warnke (1984) haben wir das Sample auf die Unternehmen mit bis zu 2500 Beschäftigte beschränkt. Dadurch gingen 7 Unternehmen verloren. Unter den verbliebenen Unternehmen wurde das mit dem größten Umsatz herausgenommen, da dieser mehr als doppelt so groß war wie der des nächst größten Unternehmens.

d) Das einzige Unternehmen aus der Branche Schiffbau wurde eliminiert, da wir keinen passenden Erzeugerpreis hatten.

Mit diesen Unternehmensdaten wurden branchenspezifische Preisindizes verknüpft, um den realen Umsatz, die realen Investitionen und die realen F&E-Aufwendungen zu berechnen.

Die im Text theoretisch definierten Variablen wurden empirisch wie folgt berechnet:

A : Beschäftigtenzahl (Jahresdurchschnitt)

Y : Realer Umsatz (= Umsatz/Erzeugerpreisindex der Branche)

I : Reale Investitionen (= Investitionen/Preisindex der Anlageinvestitionen der Branche)

F : Reale F&E-Aufwendungen (=F&E-Aufwendungen/Preisindex der F&E-Aufwendungen der Branche)

l : Jahresdurchschnittslohn der Beschäftigten der Branche

P_v : Vorleistungspreisindex der Branche.

Den Preisindex der Investitionen und den nominalen Lohnsatz entnehmen wir den VGR-Daten des Statistischen Bundesamtes (1984). Zur Konstruktion des Erzeuger- und des Vorleistungspreisindexes vgl. Gahlen (1987).

Der Preisindex für die F&E-Aufwendungen wurde wie folgt errechnet: Aus Angaben des Stifterverbandes für die Deutsche Wissenschaft (1985) über die Anteile von Vorleistungen, Löhne und Investitionen an den branchenspezifischen F&E-Aufwendungen in den Jahren 1979 und 1981 wurden durch lineare Interpolation diese Anteile für alle Jahre berechnet. Der Preisindex für die F&E-Aufwenungen ist die mit diesen Anteilen gewichtete Summe der Preisindizes für Vorleistungen, Arbeit und Investitionen.

Literaturverzeichnis

Albach, H. (1986), Innovation und Imitation als Produktionsfaktoren. In: G. Bombach, G. Gahlen, A.E. Ott (Hrsg.), Technischer Wandel - Analyse und Fakten. Schriftenreihe des wirtschaftswissenschaftlichen Seminars Ottobeuren, Bd. 15, Tübingen, S. 47-63.

Albach, H., Bock, K., Warnke, Th. (1984), Wachstumskrisen von Unternehmen. In: Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung, Bd. 36, Heft 10, S. 779-793.

Denny, M., Fuss, M.A., Waverman, L. (1981), Substitution Possibilities for Energy: Evidence from U.S. and Canadian Manufacturing Industries. In: E.R. Berndt, B.C. Field (eds.), Modeling and Measuring National Resource Substitution, Cambridge S. 230-258.

Eisen, R. (1974), "Forschungsinduzierter" technischer Fortschritt und Kapitalakkumulation in einem neoklassischen Wachstumsmodell. In: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Bd. 188, S. 97-118.

Gahlen, B. (1987), Relative Preise, gesamtwirtschaftliche Aktivität und Strukturwandel. Erscheint in: Ifo-Studien.

Griliches, Z., Hausman, J.A. (1986), Errors in Variables in Panel Data. In: Journal of Econometrics, Vol. 31, S. 93-118.

Griliches, Z., Mairesse, J. (1984), Productivity and R&D at the Firm Level. In: Z. Griliches (eds.), R&D, Patents and Productivity, Chicago,S. 339-374.

Hsiao, C. (1986), Analysis of Panel Data, Cambridge u.a.

Jaffe, A.G. (1986), Technological Opportunity and Spillovers of R&D: Evidence from Firms' Patents, Profits, and Market Value. In: American Economic Review, Vol. 76, S. 984-1001.

Lau, L.J. (1976), A Characterization of the Normalized Restricted Profit Function. In: Journal of Economic Theory, Vol. 12, S. 131-163.

Mohnen, P.A., Nadiri, M.I., Prucha, I.R. (1986), R&D, Production Structure and Rates of Return in the U.S., Japananese and German Manufacturing Sectors. A Non-Separable Dynamic Factor Demand Model. In: European Economic Review, Vol. 30, 1986, S. 749-771.

OECD (1982), Die Messung wissenschaftlicher und technischer Tätigkeiten (Frascati-Handbuch 1980), Hrsg.: Bundesministerium für Forschung und Technologie.

Pakes, A., Schankerman, M. (1984), The Rate of Obsolescence of Patents, Research Gestation Lags, and the Private Rate of Return to Research Resources. In: Z. Griliches (eds.), R&D, Patents and Productivity, Chicago, S. 73-88.

Sato, R., Suzawa, G.S. (1983), Research and Productivity. Endogenous Technical Change, Boston.

Scherer, F.M. (1985), Stand und Perspektiven der Industrieökonomik.In: G. Bombach, B. Gahlen, A.E. Ott (Hrsg.), Industrieökonomik: Theorie und Empirie. Schriftenreihe des wirtschaftswissenschaftlichen Seminars Ottobeuren. Bd. 14, Tübingen,S. 3-19.

Schneeweiß, H. (1978), Ökonometrie, Würzburg.

Schott, K. (1978), The Relations between Industrial Research and Development and Factor Demands. In: Economic Journal, Vol. 88, S. 85-106.

Statistisches Bundesamt (1984), Konten und Standardtabellen 1983, Fachserie 18, Stuttgart.

Stifterverband für die Deutsche Wissenschaft (1985), Forschung und Entwicklung in der Wirtschaft 1979 und 1981. Arbeitsschrift A 1985.

White, H. (1980), A Heteroskedasticity - Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. In: Econometrica, Vol. 48, S. 817-838.

Bisher erschienen unter der Fachgruppe Makroökonomie

Beitrag Nr. 1:	Bernhard Gahlen	Neuere Entwicklungstendenzen und Schätzmethoden in der Produktionstheorie
Beitrag Nr. 2:	Ulrich Schittko	Euler- und Pontrjagin-Wachstumspfade
Beitrag Nr. 3:	Rainer Feuerstack	Umfang und Struktur geburtenregelnder Maßnahmen
Beitrag Nr. 4:	Reinhard Blum	Der Preiswettbewerb im § 16 GWB und seine Konsequenzen für ein "Neues Wettbewerbskonzept"
Beitrag Nr. 5:	Martin Pfaff	Measurement Of Subjective Welfare And Satisfaction
Beitrag Nr. 6:	Arthur Strassl	Die Bedingungen gleichwertigen Wachstums

Bisher erschienen unter dem Institut für Volkswirtschaftslehre

Beitrag Nr. 7:	Reinhard Blum	Thesen zum neuen wettbewerbspolitischen Leitbild der Bundesrepublik Deutschland
Beitrag Nr. 8:	Horst Hanusch	Tendencies In Fiscal Federalism
Beitrag Nr. 9:	Reinhard Blum	Die Gefahren der Privatisierung öffentlicher Dienstleistungen
Beitrag Nr. 10:	Reinhard Blum	Ansätze zu einer rationalen Strukturpolitik im Rahmen der marktwirtschaftlichen Ordnung
Beitrag Nr. 11:	Heinz Lampert	Wachstum und Konjunktur in der Wirtschaftsregion Augsburg
Beitrag Nr. 12:	Fritz Rahmeyer	Reallohn und Beschäftigungsgrad in der Gleichgewichts- und Ungleichgewichtstheorie
Beitrag Nr. 13:	Alfred E. Ott	Möglichkeiten und Grenzen einer Regionalisierung der Konjunkturpolitik
Beitrag Nr. 14:	Reinhard Blum	Wettbewerb als Freiheitsnorm und Organisationsprinzip

Beitrag Nr. 15:	Hans K. Schneider	Die Interdependenz zwischen Energieversorgung und Gesamtwirtschaft als wirtschaftspolitisches Problem
Beitrag Nr. 16:	Eberhard Marwede und Roland Götz	Durchschnittliche Dauer und zeitliche Verteilung von Großinvestitionen in deutschen Unternehmen
Beitrag Nr. 17:	Reinhard Blum	Soziale Marktwirtschaft als weltwirtschaftliche Strategie
Beitrag Nr. 18:	Klaus Hüttinger Ekkehard von Knorring Peter Welzel	Unternehmensgröße und Beschäftigungsverhalten - Ein Beitrag zur empirischen Überprüfung der sog. Mittelstands- bzw. Konzentrationshypothese -
Beitrag Nr. 19:	Reinhard Blum	Was denken wir, wenn wir wirtschaftlich denken?
Beitrag Nr. 20:	Eberhard Marwede	Die Abgrenzungsproblematik mittelständischer Unternehmen - Eine Literaturanalyse -
Beitrag Nr. 21:	Fritz Rahmeyer Rolf Grönberg	Preis- und Mengenanpassungen in den Konjunkturzyklen der Bundesrepublik Deutschland 1963 - 1981
Beitrag Nr. 22:	Peter Hurler Anita B. Pfaff Theo Riss Anna Maria Theis	Die Ausweitung des Systems der sozialen Sicherung und ihre Auswirkungen auf die Ersparnisbildung
Beitrag Nr. 23:	Bernhard Gahlen	Strukturpolitik für die 80er Jahre
Beitrag Nr. 24:	Fritz Rahmeyer	Marktstruktur und industrielle Preisentwicklung
Beitrag Nr. 25:	Berhard Gahlen Andrew J. Buck Stefan Arz	Ökonomische Indikatoren in Verbindung mit der Konzentration. Eine empirische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland
Beitrag Nr. 26	Christian Hermann	Die Auslandsproduktion der deutschen Industrie - Versuch einer Quantifizierung
Beitrag Nr. 26	Gebhard Flaig	Ein Modell der Elektrizitätsnachfrage privater Haushalte mit indirekt beobachteten Variablen
Beitrag Nr. 27	Anita B. Pfaff Martin Pfaff	Distributive Effects of Alternative Health-Care Financing Mechanisms: Cost-Sharing and Risk-Equivalent Contributions

Beitrag Nr. 28 Gebhard Flaig
Manfred Stadler

Beschäftigungseffekte privater F&E-Aufwendungen - Eine Paneldaten-Analyse

UNIVERSITÄTSBIBLIOTHEK AUGSBURG