Zeitschrift für Wirtschafts- u. Sozialwissenschaften (ZWS) 108 (1988), S. 43 - 61
Duncker & Humblot, Berlin 41

Beschäftigungseffekte privater F&E-Aufwendungen

Eine Paneldaten-Analyse*

Von Gebhard Flaig und Manfred Stadler

In diesem Beitrag wird aus einer Kostenfunktion ein Arbeitsnachfragemodell eines Unternehmens abgeleitet. Untersucht werden direkte Beschäftigungseffekte privater F&E-Aufwendungen sowie indirekte Produktivitätseffekte des durch die F&E-Aktivitäten produzierten technischen Wissens, das neben Arbeit, Kapital und Vorleistungen als vierter Produktionsfaktor behandelt wird. Das abgeleitete Arbeitsnachfragemodell wird unter Verwendung eines Paneldatensatzes für kleine und mittlere Unternehmen der Bundesrepublik Deutschland einer ökonometrischen Analyse unterzogen.

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 Know-how läßt sich wie Arbeit, Kapital oder Vorleistungen 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 Zusammenhänge 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 Know-how 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

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

DOI https://doi.org/10.3790/schm.108.1.43 | Generated on 2025-07-25 16:15:26
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

aus einer normierten beschränkten Kostenfunktion ein Modell der optimalen Arbeitsnachfrage ab. Im dritten Abschnitt schätzen wir die hergeleitete 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:

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

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. Quasi-fixe Produktionsfaktoren werden aufgrund ihrer steigenden Anpassungsgrenzkosten nur verzögert an ihren langfristig optimalen Wert angepaßt. Deshalb werden sie bei der Festlegung des gewinnmaximalen Einsatzes der variablen Produktionsfaktoren als gegeben unterstellt. Eine Erhöhung des technischen Wissens wird durch den Einsatz aller anderen Produktionsfaktoren erzielt[1]. 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 / Prucha* (1986) behaupteten Interpretationsschwierigkeiten bei gleichzeitiger Ver-

[1] Vgl. zu dieser „Produktionsfunktion des technischen Wissens" z. B. *Eisen* (1974).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.108.1.43 | Generated on 2025-07-25 16:15:26
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

wendung zweier Technologieindikatoren können wir zumindest auf der Analyseebene eines Einzelunternehmens nicht erkennen. Eine weitere wichtige Variable, die den Stand der Technologie wiedergibt, sind die F & E-Aufwendungen „technisch benachbarter" Unternehmen[2]. 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 wie z.B. in *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 (l/p_v), wobei l für den nominalen Lohnsatz steht. Die normierten variablen Kosten G eines Unternehmens sind dann gegeben als:

$$G = V + (l/p_v)\,A \;. \tag{2}$$

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

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

Die kostenminimalen Einsatzmengen von Arbeit und Vorleistungen erhält man durch die Minimierung der variablen Kosten in Gleichung (2) unter

[2] Vgl. *Jaffe* (1986).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.108.1.43 | Generated on 2025-07-25 16:15:26
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

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:

$$G^* = Y\left[\alpha_0 + \sum_j \alpha_j x_j + \frac{1}{2}\sum_i \sum_j \beta_{ij} x_i x_j\right], \tag{4}$$

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[3] 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 Know-how selbst mit Hilfe der anderen Produktionsfaktoren Arbeit, Kapital und Vorleistungen im Rahmen ihrer F&E-Aktivitäten. Deshalb sind die variablen Grenzkosten der Änderungen des technischen Wissens hier immer positiv.

Um eine sinnvolle Kostenfunktion darzustellen, muß G^* folgenden Anforderungen genügen: Sie muß mit steigenden Werten von (l/p_v), Y und F steigen, 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 (l/p_v) konkav sein[4].

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 (l/p_v) ableitet. Nach Division durch den Output – um das Heteroskedastie-Problem in der empirischen Analyse möglichst einzuschränken – erhält man den optimalen Arbeitskoeffizienten:

---

[3] Vgl. z.B. *Mohnen / Nadiri / Prucha* (1986).

[4] Vgl. *Lau* (1976).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.108.1.43 | Generated on 2025-07-25 16:15:26
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

$$(5) \qquad \frac{A^*}{Y} = b_0 + b_1 t + b_2 (l/p_v) + b_3 (K_{-1}/Y) + b_4 (W_{-1}/Y) + b_5 Y + \\ + b_6 (1/Y) + b_7 (F/Y) \ .$$

Um im folgenden eine unnötig komplizierte Schreibweise zu vermeiden, wurde die Nachfragefunktion (5) gegenüber der Kostenfunktion (4) neu parametrisiert. b_0 ist gleich demjenigen α, das zu (l/p_v) gehört, und die restlichen b-Koeffizienten sind gleich den β's, die zu den quadratischen Termen gehören, die die Variable (l/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:

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

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[5]. Daraus folgt die etwas 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 uns zur Verfügung stehenden Daten erfaßt wird, 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 wie etwa von *Pakes / Schankerman* (1984), die dieses Problem explizit untersucht haben, darauf hin, daß diese Wirkungsverzögerungen relativ gering sind, so daß die von uns gewählte Spezifikation durchaus eine brauchbare Approximation darstellt.

[5] Zu komplizierteren Wissensproduktionsfunktionen vgl. *Schott* (1978) und *Sato / Suzawa* (1983), Kap. 6.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.108.1.43 | Generated on 2025-07-25 16:15:26
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

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 der Bundesrepublik Deutschland 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[6]. Ein großer Teil der Unternehmen hat allerdings nicht alle für diese Studie relevanten Fragen beantwortet. So blieben für unsere Schätzgleichungen – unterschiedlich für einzelne Spezifikationen – ca. 290 Unternehmen übrig.

Das größte Problem bei der Erstellung des Datensatzes besteht in der 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 berechnen daher hilfsweise die Bestände des realen Kapitalstocks und des technischen Wissens durch Aufsummieren der jährlichen Investitionen bzw. F&E-Aufwendungen:

$$K_t = K_o + \sum_{\tau=1}^{t} I_\tau \tag{7}$$

und

$$W_t = W_o + \sum_{\tau=1}^{t} F_\tau \,. \tag{8}$$

Dabei symbolisieren 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 nur über maximal vier Jahre

[6] Vgl. den Überblick in *Hsiao* (1986) Kap. 1.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.108.1.43 | Generated on 2025-07-25 16:15:26
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

aufsummieren, sollte sich dieser Fehler allerdings nicht allzu stark auswirken.

Zur Konstruktion der realen Größen werden die von den Unternehmen angegebenen Wertgrößen durch branchenspezifische Preisindizes dividiert. Für die Investitionen wählen wir den Preisindex für die gesamten Investitionsaufwendungen einer Branche, für die F&E-Aufwendungen kommen wir der häufig geäußerten Forderung nach einem F&E-spezifischen Deflator[7] nach und berechnen 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}:

$$(9) \qquad \left(\frac{A}{Y}\right)_{it} = b_0 + b_1 t + b_2 (l/p_v)_{it} + b_3 K_{io} (1/Y)_{it} + b_3 \left(\sum_{\tau=1}^{t-1} I_{i\tau}/Y_{it}\right) + b_4 W_{io} (1/Y)_{it} + b_4 \left(\sum_{\tau=1}^{t-1} F_{i\tau}/Y_{it}\right) + b_5 Y_{it} + b_6 (1/Y)_{it} + b_7 (F/Y)_{it} + u_{it} \; .$$

Um den Paneldatencharakter der Variablen deutlich zu machen, werden 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:

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

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

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

[7] Vgl. z.B. OECD (1982).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.108.1.43 | Generated on 2025-07-25 16:15:26
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

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

$$(12) \qquad \left(\frac{A}{Y}\right)_{it} = b_0 + b_1 t + b_2 (l/p_v)_{it} + b_3 \left(\sum_{\tau=1}^{t-1} I_{i\tau}/Y_{it}\right) + b_4 \left(\sum_{\tau=1}^{t-1} F_{i\tau}/Y_{it}\right) + \\ + b_5 Y_{it} + \bar{b}_6 (1/Y)_{it} + b_7 (F/Y)_{it} + \tilde{u}_{it} \ ,$$

wobei

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

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 $\sigma_{it}^2 = (1/Y)_{it}^2 \sigma_v^2 + \sigma_u^2$. Vor allem bei Mikrodaten muß man generell mit heteroskedastisch verteilten Fehlertermen rechnen. Wie bei *Judge* u.a. (1985), Kap. 11, ausführlich dargestellt wird, können die Ursachen hierfür und die funktionale Beziehung zwischen den erklärenden Variablen des Regressionsmodells und der Varianz der Residuen vielfältiger Natur sein. Verallgemeinernd lassen wir deshalb zu, daß σ_{it}^2 auch von allen anderen erklärenden Variablen abhängig sein darf. Einem Vorschlag von *White* (1980) folgend spezifizieren wir σ_{it}^2 als:

$$(14) \qquad \sigma_{it}^2 = \delta_0 + \sum_{l=1}^{s} \delta_l z_{itl} + \varepsilon_{it} \ .$$

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

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

ε_{it} stellt einen stochastischen Störterm dar.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.108.1.43 | Generated on 2025-07-25 16:15:26
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Die heteroskedastiebereinigte Schätzung erfolgt in drei Schritten: Im ersten Schritt wird die Gleichung (12) mit OLS geschätzt. Die empirischen Residuen bezeichnen wir mit $\hat{\tilde{u}}_{it}$. Im zweiten Schritt werden die Parameter der Gleichung (14) geschätzt, wobei die unbekannten σ_{it}^2 hilfsweise durch die quadrierten empirischen Residuen $\hat{\tilde{u}}_{it}^2$ ersetzt werden. Mit den so geschätzten Parametern wiederum läßt sich in Gleichung (14) $\hat{\sigma}_{it}^2$ als Schätzwert für σ_{it}^2, die tatsächliche Varianz von $\tilde{u}_{it}$, berechnen. Diese $\hat{\sigma}_{it}^2$ 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 $\hat{\sigma}_{it}^2$ 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 $\hat{\sigma}_{it}^2$-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 $\hat{\sigma}_{it}^2$ positiv sind und daß sich die Gewichte der einzelnen Unternehmen um nicht mehr als den Faktor $\sqrt{10}$ unterscheiden. Die Wahl dieser 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 $1/\sqrt{\hat{\sigma}_{it}^2}$ 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[8].

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. Die berechneten Autokorrelationskoeffizienten ϱ 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. Bei allen geschätzten Versionen umfaßt der Schätzzeitraum die Jahre 1979 bis 1982.

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 einen negativ signifikanten Einfluß auf die Arbeitsnachfrage. Bei den quasi-fixen Produktionsfaktoren Kapital und technisches Wissen bedeutet ein positives Vorzeichen Komplementarität, ein negatives Vorzeichen Substitutionalität

[8] Vgl. z.B. *Schneeweiß* (1978), Kap. 5.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.108.1.43 | Generated on 2025-07-25 16:15:26
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 1

Arbeitsnachfragefunktion in absoluter und Differenzenform

	Absolute Form (Gleichung (12))		Differenzenform (Gleichung (6))	
	OLS	heteroskedastie-bereinigt	OLS	heteroskedastie-bereinigt
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	$-0{,}302 \cdot 10^{-3}$ (10,8)	$-0{,}234 \cdot 10^{-3}$ (10,8)	$-0{,}695 \cdot 10^{-3}$ (16,0)	$-0{,}514 \cdot 10^{-3}$ (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 $\bar{b}_6$.

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 Know-how längerfristig zur Arbeitssubstitution führen kann. Die geschätzten Parameter der Outputvariablen, die sämtlich hoch signifikant sind, belegen die Inhomogenität der Produktionsfunktion. Das negative Vorzeichen von Y und 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

DOI https://doi.org/10.3790/schm.108.1.43 | Generated on 2025-07-25 16:15:26
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

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.

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[9].

Für die weitere Analyse nehmen wir an, daß sich diese unbeobachteten Individualeffekte additiv auf die Arbeitsnachfrage auswirken und sich durch einen Parameter 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 in Gleichung (11) als solche Effekte interpretiert werden. Die a_i's sollen im folgenden alle Individualeffekte repräsentieren.

Regressionsanalytisch läßt sich dieses Modell formal folgendermaßen darstellen:

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

wobei die Dummy-Variable definiert ist als

$$D_j = \begin{cases} 1, \text{ falls } i = j \\ 0, \text{ sonst,} \end{cases} \tag{17}$$

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

---

[9] Vgl. *Hsiao* (1986), Kap. 1.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.108.1.43 | Generated on 2025-07-25 16:15:26
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Die notwendigen Bedingungen für ein Minimum der Fehlerquadratsumme $S = \sum_{it} \varepsilon_{it}^2$ lauten[10]:

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

$$\left\{ \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \left(x_{it} - \bar{x}_i \right) \left[\left(\frac{A}{Y} \right)_{it} - \overline{\left(\frac{A}{Y} \right)}_i \right] \right\}$$

und

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

wobei $\overline{\left(\frac{A}{Y} \right)}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \left(\frac{A}{Y} \right)_{it}$ 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 $\overline{\left(\frac{A}{Y} \right)}_i$ 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, konsistent aber nur, 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 $\left(\frac{A}{Y} \right)$ beschreiben, unberücksichtigt. b) Das Problem möglicher Meßfehler wird tendenziell verstärkt[11]. c) Die Annahme, daß die Unternehmenseffekte über die Zeit konstant sind, ist willkürlich.

---

[10] Vgl. *Hsiao* (1986), Kap. 3.

[11] Vgl. hierzu *Griliches / Hausmann* (1986).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.108.1.43 | Generated on 2025-07-25 16:15:26
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

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 $\left(\frac{A}{Y}\right)_{it} - \psi \overline{\left(\frac{A}{Y}\right)}_i$ und den erklärenden Variablen $x_{it} - \psi \bar{x}_i$, wobei ψ vom Verhältnis der Varianzen von a_i und ε_{it} abhängig ist[12]. Dieser Schätzer ist jedoch nur konsistent, wenn a_i unabhängig von x_i ist. Dies stellt unseres Erachtens eine zu restriktive Annahme dar.

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.

In der Tabelle 2 sind die Regressionsergebnisse für die Arbeitsnachfragefunktion mit jeweils mittelwertbereinigten Variablen, d.h. unter Ausschluß der unternehmensspezifischen Einflußfaktoren, analog zu der Tabelle 1 angegeben. Der Kausalzusammenhang zwischen den erklärenden Variablen und der Arbeitsnachfrage entspricht in etwa dem der nicht-mittelwertbereinigten Version: Die Vorzeichen bleiben – zumindest in den signifikanten Fällen – 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

[12] Vgl. *Hsiao* (1986), Kap. 3.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.108.1.43 | Generated on 2025-07-25 16:15:26
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 2

Arbeitsnachfragefunktion in absoluter und Differenzenform – mittelwertbereinigt

	Absolute Form (Gleichung (12))		Differenzenform (Gleichung (6))	
	OLS	heteroskedastie-bereinigt	OLS	heteroskedastie-bereinigt
b_0	–	–	–	–
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	$-0{,}488 \cdot 10^{-3}$ (11,8)	$-0{,}459 \cdot 10^{-3}$ (12,2)	$-0{,}826 \cdot 10^{-3}$ (19,7)	$-0{,}681 \cdot 10^{-3}$ (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)	2,280 (6,1)	0,469 (0,8)	0,640 (1,3)
$\bar{R}^2$	0,393	0,419	0,552	0,527
ϱ	0,003	−0,003	−0,251	−0,218
Anzahl Beobachtungen:	1145	1145	1188	1188

Tabelle 3

Regression: Individualeffekt auf Branchendummies

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

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 Einführung von Branchendummies allein kann die Sampleheterogenität nicht beseitigen.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.108.1.43 | Generated on 2025-07-25 16:15:26
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

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 Grundlage 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 Arbeitsnachfragefunktion 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 zusammengefaßt 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 Versionen hoch signifikant ist, kann das Ergebnis nicht durch Sampleheterogenität erklärt werden.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.108.1.43 | Generated on 2025-07-25 16:15:26
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

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 weitere 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 viel variabler. 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[13].

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 Prozeßinnovation 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.

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-Auf-

[13] Vgl. zu diesem Effekt auch *Scherer* (1985).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.108.1.43 | Generated on 2025-07-25 16:15:26
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

wendungen 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.

Summary

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 know-how. 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 significant effect on the employment of production workers in subsequent years.

Anhang

Beschreibung des Datensatzes

Die Unternehmensdaten wurden von der Betriebswirtschaftlichen Abteilung I (Prof. 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 ihren Umsatz als auch die Beschäftigtenzahl angegeben. Die meisten dieser Unternehmen hatten in gar 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 Beschäftigten beschränkt, da größere Unternehmen nicht zur eigentlichen Zielgruppe der Umfrage zählten und daher auch nicht repräsentativ vertreten sind. Dadurch gingen 7 Unternehmen verloren. Unter den restlichen Unternehmen wurde das mit dem größten Umsatz herausgenommen, da dessen Umsatz mehr als doppelt so groß war als der des nächst größten Unternehmens.

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

DOI https://doi.org/10.3790/schm.108.1.43 | Generated on 2025-07-25 16:15:26
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Diese Unternehmensdaten wurden mit branchenspezifischen Preisindizes verknüpft, um den realen Umsatz, die realen Investitionen und die realen F&E-Aufwendungen berechnen zu können.

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

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 entnahmen wir den VGR-Daten des Statistischen Bundesamtes (1984). Die Konstruktion des Erzeuger- und des Vorleistungspreisindexes ist in Gahlen (1987) beschrieben.

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, Löhnen 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-Aufwendungen ist die mit diesen Anteilen gewichtete Summe der Preisindizes für Vorleistungen, Arbeit und Investitionen.

Literatur

Albach, H. (1986), Innovation und Imitation als Produktionsfaktoren, in: G. Bombach / B. Gahlen / A. E. Ott (Hrsg.), Technologischer Wandel – Analyse und Fakten. Schriftenreihe des wirtschaftswissenschaftlichen Seminars Ottobeuren 15. Tübingen, 47 - 63.

Albach, H. / *Bock,* K. / *Warnke,* Th. (1984), Wachstumskrisen von Unternehmen. Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung 10, 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 Natural Resource Substitution. Cambridge, 230 - 258.

Eisen, R. (1974), „Forschungsinduzierter" technischer Fortschritt und Kapitalakkumulation in einem neoklassischen Wachstumsmodell. Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik 188, 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. Journal of Econometrics 31, 93 - 118.

Griliches, Z. / *Mairesse,* J. (1984), Productivity and R&D at the Firm Level, in: Z. Griliches (ed.), R&D, Patents and Productivity. Chicago, 339 - 374.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.108.1.43 | Generated on 2025-07-25 16:15:26
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

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. American Economic Review 76, 984 - 1001.

Judge, G. G. u. a. (1985), The Theory and Practice of Econometrics. New York u. a.

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

Mohnen, P. A. / *Nadiri,* M. I. / *Prucha,* I. R. (1986), R&D, Production Structure and Rates of Return in the U. S., Japanese and German Manufacturing Sectors. A Non-Separable Dynamic Factor Demand Model. European Economic Review 30, 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 (ed.), R&D, Patents and Productivity. Chicago, 73 - 88.

Sato, R. / *Suzawa,* G. S. (1983), Research and Productivity. Endogeneous 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 14. Tübingen, 3 - 19.

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

Schott, K. (1978), The Relations between Industrial Research and Development and Factor Demands. Economic Journal 88, 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. Econometrica 48, 817 - 838.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.108.1.43 | Generated on 2025-07-25 16:15:26
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/