

Wie produktiv sind Investitionen in industrielle Forschung und Entwicklung ?

Nachdem mit dem Beitrag „Konsistente empirische Modelle der Geldnachfrage“ von Dr. Klaus Eberl in Heft 3/2001 dieser Zeitschrift die erste der im Jahr 2000 mit dem Gerhard-Fürst-Preis ausgezeichneten Dissertationen vorgestellt wurde, folgt nun ein Auszug aus der gleichfalls prämierten Dissertation „Der Einfluss industrieller Forschung und Entwicklung auf die Produktivitätsentwicklung in der deutschen Industrie“ von Dr. Werner Bönte, Universität Hamburg.

Der Autor untersucht darin, welchen Einfluss Forschung und Entwicklung (F&E), die er als eigenständige Produktionsverfahren ansieht, auf das Outputwachstum und die Produktivitätsentwicklung des Verarbeitenden Gewerbes im früheren Bundesgebiet im Zeitraum 1979 bis 1993 hatten und inwieweit die Ergebnisse hinsichtlich der verwendeten Schätzmethoden und ökonomischen Spezifikationen robust sind.

Im nachfolgenden Beitrag werden wesentliche Ergebnisse des fünften Kapitels der Dissertation, einer ökonomischen Schätzung der Produktivitätseffekte industrieller Forschung und Entwicklung, dargestellt. Hierfür wurden die gepoolten Daten von 23 Wirtschaftsbereichen des Verarbeitenden Gewerbes im früheren Bundesgebiet in den Jahren von 1980 bis 1993 genutzt. Dem Ansatz von Griliches¹⁾ folgend, geht dabei der F&E-Kapitalstock als eigenständiger Produktionsfaktor in die Untersuchung ein. Die Schätzwerte der Produktionselastizität des F&E-Kapitals liegen zwischen 0,031 und 0,042. Demnach führt eine Erhöhung des F&E-Kapitals um 1% zu einer Erhöhung des Outputs um 0,031 bis 0,042%. Eine direkte Schätzung der Grenzproduktivität des F&E-Kapitals liefert Werte zwischen 0,2 und 0,3. Aus diesen vergleichsweise niedrigen Werten ergeben sich keine Anhaltspunkte für die Existenz intraindustrieller F&E-Spillover.

Dr. Werner Bönte

1 Einleitung

Das aus Forschung und Entwicklung (F&E) resultierende technische Wissen ist eine wichtige Determinante wirtschaftlichen Wachstums. Zu diesem Schluss kommt mittlerweile eine Vielzahl theoretischer und empirischer Arbeiten.²⁾ Während für andere Industrieländer die Ergebnisse zahlreicher Studien zu den Produktivitäts- bzw. Wachstumseffekten industrieller Forschung und Entwicklung vorliegen – dies gilt vor allem für die Vereinigten Staaten – steht die empirische Forschung in Deutschland noch am Anfang. In jüngster Zeit wurden für Deutschland die Produktivitätseffekte industrieller F&E von Harhoff³⁾ auf der Unternehmensebene und von Bönte⁴⁾ auf der Ebene der Wirtschaftsbereiche untersucht.

Die wirtschaftspolitische Bedeutung der Produktivitätseffekte von F&E-Aktivitäten ergibt sich aus den Eigenschaften des technischen Wissens. Das durch die F&E eines Unternehmens „produzierte“ technische Wissen steht zum Teil auch anderen Unternehmen kostenlos oder zu einem sehr niedrigen Preis zur Verfügung, da nicht das gesamte technische Wissen geschützt werden kann. Die anderen Unternehmen können dieses Wissen folglich für Produkt- und Prozessinnovation nutzen, ohne hierfür ein Entgelt an den Produzenten entrichten zu müssen.

Die Höhe der F&E-Investitionen der innovativen Unternehmen richtet sich freilich nach den privaten (appropriierbaren) Erträgen und folglich investieren die Unternehmen ceteris paribus aus gesamtwirtschaftlicher Sicht in zu geringem Umfang. Die Existenz solcher F&E-Externalitäten verursacht demnach Marktversagen und der Staat hat die Möglichkeit, durch eine geeignete F&E-Politik die soziale Wohlfahrt zu erhöhen.⁵⁾

Für die Produktivitätsmessung bedeutet die Existenz von F&E-Externalitäten, dass die Grenzproduktivität des Produktionsfaktors F&E auf höheren Aggregationsebenen, wie zum Beispiel auf Branchenebene oder nationaler Ebene, nicht nur die privaten Erträge widerspiegelt, sondern auch die sozialen Erträge. Umgekehrt lassen die gemessenen Produktivitätseffekte des Produktionsfaktors F&E Rückschlüsse auf die Existenz von F&E-Spillover zu: Falls die geschätzten Produktivitätseffekte wegen der internalisierten externen Effekte auf der Branchenebene deutlich höher sind als auf Unternehmensebene, kann dies als Hinweis auf die Existenz von F&E-Spillover zwischen den Unternehmen einer Branche (Industrie), so genannten intraindustriellen F&E-Spillover, gesehen werden.⁶⁾

In diesem Beitrag werden die Produktivitätseffekte industrieller Forschung und Entwicklung für die Wirtschaftsbereiche des Verarbeitenden Gewerbes im früheren Bundesgebiet im Zeitraum von 1980 bis 1993 untersucht. Die Ergebnisse anderer empirischer Untersuchungen deuten

1) Siehe Griliches, Z.: "Issues in Assessing the Contribution of Research and Development to Productivity Growth" in The Bell Journal of Economics, Vol. 10, 1979, S. 92 ff.

2) Siehe z.B. die Überblicksartikel über die Ergebnisse empirischer Studien von Helpman, E.: "R&D and Productivity: The International Connection", NBER Working Paper No. 6101, 1997, Mohnen, P. A.: "The relationship between R&D and productivity growth in Canada and other major industrialized countries", Ottawa 1992 und Nadiri, I. M.: "Innovations and technological spillovers", NBER Working Paper No. 4423, 1993. Zu den theoretischen Arbeiten siehe z.B. Romer, P. M.: "Increasing Returns and Long-Run Growth" in Journal of Political Economy, Vol. 94, 1986, S. 1002 ff., und "Endogenous Technological Change" in Journal of Political Economy, Vol. 98, 1990, part II, S. S71 ff., Jones, C. I./Williams, J. C.: "Too Much of a Good Thing? The Economics of Investment in R&D" in Journal of Economic Growth, Vol. 5, 2000, S. 65 ff.

3) Siehe Harhoff, D.: "R&D and Productivity in German Manufacturing Firms" in Economics of Innovation and New Technology, Vol. 6, 1998, S. 29 ff. und "R&D Spillovers, Technological Proximity, and Productivity Growth - Evidence from German Panel Data" in Schmalenbach Business Review, Vol. 52, 2000, S. 238 ff.

4) Siehe Bönte, W.: "F&E-Spillover und ihre Auswirkungen auf die Kosten der Produktion", Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Bd. 216/2, 1997, S. 209 ff.

5) Zu den Informationsproblemen einer solchen Politik siehe Pfähler, W./Bönte, W.: "F&E-Spillover und F&E-Politik. Zur theoretischen und empirischen Fundierung der deutschen F&E-Politik" in Kruse, J./Meyer O. G. (Hrsg.): „Aktuelle Probleme der Wettbewerbs- und Wirtschaftspolitik“, Baden-Baden, 1996, S. 58 ff.

6) Siehe Fußnote 1.

darauf hin, dass die Höhe der geschätzten Produktivitätseffekte in hohem Maße von den Schätzmethoden und der gewählten ökonometrischen Spezifikation abhängt.⁷⁾ Deshalb werden hier verschiedene Ansätze genutzt, um die Robustheit der Ergebnisse hinsichtlich solcher Variationen zu überprüfen.

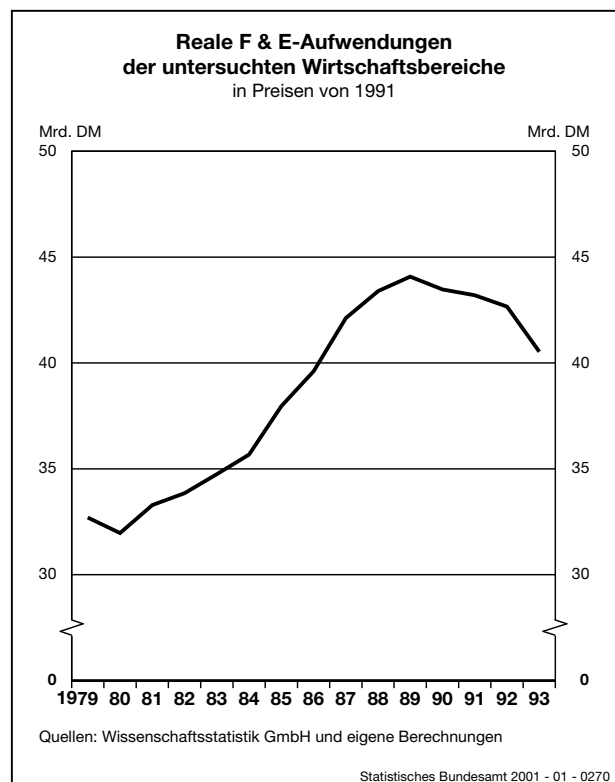
Der Beitrag ist wie folgt gegliedert: Im nächsten Abschnitt wird kurz die Entwicklung der F&E-Aktivitäten in den untersuchten Wirtschaftsbereichen beschrieben sowie das Konzept des F&E-Kapitals vorgestellt. Daran schließt eine Erläuterung der theoretischen Grundlagen an. Die Diskussion der ökonometrischen Spezifikationen sowie der Schätzergebnisse sind Gegenstand der Abschnitte vier bis sechs. Der Beitrag schließt mit einer Zusammenfassung der Ergebnisse und einigen Anmerkungen.

Die Datenbasis für die vorliegende Untersuchung von 23 Wirtschaftsbereichen bilden hauptsächlich die Ergebnisse der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen des Statistischen Bundesamtes (Fachserie 18, Reihe S. 19). Die zweite wichtige Datengrundlage sind die Ergebnisse der Unternehmensbefragungen der Wissenschaftsstatistik GmbH, einer Tochtergesellschaft des Stifterverbandes für die Deutsche Wissenschaft, in denen die F&E-Aktivitäten der Unternehmen erfragt werden.⁸⁾ Der Output der Wirtschaftsbereiche wird gemessen durch den realen Produktionswert, der Vorleistungsinput durch die realen Vorleistungen, der Arbeitsinput durch die geleisteten Arbeitsstunden⁹⁾ und der physische Kapitalinput durch den physischen Kapitalstock (Ausrüstungen und Bauten). Alle „traditionellen“ Inputs sind um F&E korrigiert. Eine ausführliche Beschreibung der Datenquellen und der Konstruktion der Datenbasis (insbesondere der F&E-Daten) findet sich in der diesem Aufsatz zugrunde liegenden Dissertation „Der Einfluss industrieller Forschung und Entwicklung auf die Produktivitätsentwicklung in der deutschen Industrie“.

Der Autor dankt der Wissenschaftsstatistik GmbH, einer Tochtergesellschaft des Stifterverbandes für die Deutsche Wissenschaft, für die Bereitstellung der Daten aus Forschung und Entwicklung, insbesondere Frau Christa Revermann, die ihn beim Aufbau der F&E-Datenbasis unterstützt hat.

2 Forschung und Entwicklung in der deutschen Industrie

Die realen F&E-Aufwendungen dienen in diesem Beitrag als Indikator für die F&E-Aktivitäten. Aus dem Schaubild geht die Entwicklung der realen F&E-Aufwendungen in den Jahren von 1979 bis 1993 für die untersuchten Wirtschaftsbereiche des Verarbeitenden Gewerbes hervor.¹⁰⁾ Die realen F&E-Aufwendungen zeigen von Beginn der



80er Jahre bis zum Jahr 1989 einen deutlichen Anstieg von rund 32 Mrd. DM auf 44 Mrd. DM. Nach dem Jahr 1989 ist dagegen ein stetiger Rückgang der realen F&E-Aufwendungen zu verzeichnen.

Die F&E-Aktivitäten tragen zur Erweiterung des Bestandes an technischem Wissen bei. Da sich technisches Wissen über viele Jahre akkumuliert, sind die F&E-Aufwendungen eines Jahres kein geeigneter Indikator für den Stand des technischen Wissens. Deshalb wird in diesem Beitrag – dem Ansatz von Griliches¹¹⁾ folgend – der F&E-Kapitalstock als Indikator für den Stand des technischen Wissens betrachtet. Nach der Perpetual-Inventory-Methode lässt sich der F&E-Kapitalstock (FE) eines Wirtschaftsbereiches (i) zum Zeitpunkt t aus den realen F&E-Aufwendungen (I_{Fi}) der Vorperioden berechnen:

$$FE_{it} = \sum_{\tau=0}^{\infty} (1 - \delta_F) I_{Fi,t-\tau}, \quad (1)$$

wobei δ_F die Abschreibungsrate des F&E-Kapitals bezeichnet. Der F&E-Kapitalstock ist allerdings nur unter bestimmten Annahmen ein geeigneter Indikator für den Stand des technischen Wissens. Insbesondere die fehlende Kenntnis der Abschreibungsrate des F&E-Kapitals und der Lags zwischen Wissensentstehung und den Produktivitätseffekten des Wissenskapitals stellen ein Problem dar.¹²⁾

7) Siehe Mohnen, P. A.: "The relationship between R&D and productivity growth in Canada and other major industrialized countries", Ottawa 1992.

8) Die F&E-Daten wurden auf die Systematik der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen umgerechnet, wodurch die Kompatibilität der Daten der F&E-Statistik mit den Daten des Statistischen Bundesamtes gewährleistet ist.

9) Für die Berechnung des Arbeitsinputs werden die vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) veröffentlichten Zahlen der jährlich in den einzelnen Wirtschaftsbereichen geleisteten Arbeitsstunden genutzt.

10) Ohne Schiffbau, Luft- und Raumfahrzeugbau, Ledergewerbe und Getränkeherstellung.

11) Siehe Fußnote 1.

12) Siehe hierzu Griliches, Z.: "R&D and Productivity: Econometric Results and Measurement Issues" in Stoneman, P. (Hrsg.): "Handbook of the Economics of Innovation and Technical Change", Oxford 1995 und Bönnte, W.: „Der Einfluss industrieller Forschung und Entwicklung auf die Produktivitätsentwicklung in der deutschen Industrie“, Dissertation, Universität Hamburg 1999.

3 Theoretische Grundlagen

Der Output (Y) eines Unternehmens j in dem Wirtschaftsbereich i sei eine Funktion der Inputs Vorleistungen (Z), Arbeit (L), physisches Kapital (K) und F&E-Kapital (FE). Zusätzlich wird exogener technischer Wandel durch den Zeitindex t berücksichtigt. Es wird unterstellt, dass die F&E eines Unternehmens nicht nur den eigenen Wissensstand erweitert, sondern über intraindustrielle F&E-Spillover auch das aggregierte Wissen des entsprechenden Wirtschaftsbereichs. In die Produktionsfunktion eines Unternehmens gehen der F&E-Kapitalstock des betreffenden Unternehmens (FE_i) und der – aus Sicht des Unternehmens – externe (öffentliche) F&E-Kapitalstock des Wirtschaftsbereichs (FE_i) ein:

$$Y_{jit} = F(Z_{jit}, L_{jit}, K_{jit}, FE_{jit}, FE_{it}, t). \quad (2)$$

Es wird vereinfachend angenommen, dass FE_{it} der Summe der F&E-Kapitalstöcke aller Unternehmen des Wirtschaftsbereichs i entspricht ($FE_i = \sum_j FE_{ji}$). Damit wird implizit ein vollständiger Spillover unterstellt, sodass das aggregierte F&E-Kapital ein öffentliches Gut darstellt.¹³⁾

Es wird eine Cobb-Douglas-Produktionsfunktion angenommen. Liegt Hicks-neutraler technischer Fortschritt vor, lässt sich die Produktionsfunktion eines Unternehmens wie folgt beschreiben:

$$Y_{jit} = A_j e^{\lambda t} Z_{jit}^{\beta_Z} L_{jit}^{\beta_L} K_{jit}^{\beta_K} FE_{jit}^{\beta_F} FE_{it}^{\beta_S}, \quad (3)$$

wobei β_Z , β_L , β_K und β_F die partiellen Outputelastizitäten der Kapital-, Arbeits-, Vorleistungs- und der privaten F&E-Inputs bezeichnen. Der Produktivitätseffekt intraindustrieller Spillover wird durch β_S erfasst. Liegen konstante Skalenerträge in den privaten Produktionsfaktoren vor, dann ist die Summe ihrer partiellen Produktionselastizitäten gleich eins ($1 = \beta_Z + \beta_L + \beta_K + \beta_F$). Falls alle Unternehmen des Wirtschaftsbereichs i Gewinnmaximierer sind und auf Produkt- und Faktormärkten vollkommener Wettbewerb herrscht, das heißt alle Unternehmen zahlen die gleichen relativen Faktorpreise, dann lassen sich die Faktoreinsatzverhältnisse von F&E-Kapital zu den traditionellen Inputs (V), dies sind die Vorleistungs-, Arbeits- und physischen Kapitalinputs, wie folgt darstellen:¹⁴⁾

$$\frac{FE_{jit}}{V_{jit}} = \frac{\beta_F}{\beta_V} \frac{q_{V_{jit}}}{q_{FE_{jit}}} = \chi_{it}, \quad (4)$$

wobei $q_{FE_{it}}$ den Faktorpreis des F&E-Kapitals bezeichnet und $q_{V_{it}}$ den Faktorpreis der traditionellen Inputs. Die Produktionselastizität der traditionellen Inputs wird durch ($\beta_V = 1 - \beta_F$) repräsentiert. Das Faktoreinsatzverhältnis ist in diesem Fall für alle Unternehmen gleich. Die ag-

gregierte Produktionsfunktion eines Wirtschaftsbereichs (i) lässt sich wie folgt beschreiben:¹⁵⁾

$$Y_{it} = \sum_j Y_{jit} = \sum_j V_{jit} \left(\frac{FE_{jit}}{V_{jit}} \right)^{\beta_F} FE_{it}^{\beta_S} \\ = \chi_{it}^{\beta_F} FE_{it}^{\beta_S} \sum_j V_{jit}, \quad (5)$$

$$Y_{it} = \left(\frac{FE_{it}}{V_{it}} \right)^{\beta_F} FE_{it}^{\beta_S} V_{it} = V_{it}^{(1-\beta_F)} FE_{it}^{(\beta_F + \beta_S)}.$$

Auf Grund dieser Überlegungen lässt sich die Cobb-Douglas-Produktionsfunktion eines Wirtschaftsbereichs i wie folgt beschreiben:

$$Y_{it} = A_i e^{\lambda t} Z_{it}^{\beta_Z} L_{it}^{\beta_L} K_{it}^{\beta_K} FE_{it}^{(\beta_F + \beta_S)}. \quad (6)$$

Falls (positive) intraindustrielle F&E-Spillover vorliegen, ist die Produktionselastizität des F&E-Kapitals des Wirtschaftsbereichs höher als die der einzelnen Unternehmen des entsprechenden Wirtschaftsbereichs ($\beta_F + \beta_S > \beta_F$). Die ökonometrischen Schätzgleichungen des nächsten Abschnitts basieren auf der Gleichung (6).

Die Totale Faktorproduktivität (TFP) ist für die Cobb-Douglas-Produktionsfunktion [Gleichung (6)] und unter Vernachlässigung externer Effekte ($\beta_S = 0$) wie folgt definiert:

$$TFP_{it} = \frac{Y_{it}}{Z_{it}^{\beta_Z} L_{it}^{\beta_L} K_{it}^{\beta_K} FE_{it}^{\beta_F}}. \quad (7)$$

Durch Einsetzen der Gleichung (7) in die Gleichung (6) ergibt sich die Totale Faktorproduktivität, die nur eine Funktion der Zeit bzw. des exogenen technischen Wandels ist:

$$TFP_{it} = A_i e^{\lambda t}. \quad (8)$$

Falls Grenzproduktivitäten und Einsatzmengen der Produktionsfaktoren bekannt sind, können TFP-Indizes der Wirtschaftsbereiche berechnet werden. Für die Indexberechnung wird in der Regel angenommen, dass die Bedingungen erster Ordnung für ein langfristiges Produktionsgleichgewicht erfüllt sind.¹⁶⁾ Diese besagen, dass für linearhomogene Produktionsfunktionen die partiellen Outputelastizitäten (β_X) der Produktionsfaktoren den jeweiligen Erlösanteilen (θ_X) entsprechen:

$$\beta_X = \theta_X = (q_X X) / (P_Y Y), \quad X = Z, L, K, FE, \quad (9)$$

wobei P_Y den Outputpreis und q_X die nominalen Faktorpreise bezeichnen. Die nominalen Faktorpreise ent-

13) Auf die Implikationen, welche sich daraus für die Bereitstellung des technischen Wissens ergeben, soll hier nicht eingegangen werden.

14) Siehe Griliches, Z.: "R&D and Productivity: Econometric Results and Measurement Issues" in Stoneman, P. (Hrsg.): "Handbook of the Economics of Innovation and Technical Change", Oxford 1995, S. 64.

15) Der Effizienzparameter und der exogene technische Wandel werden aus Gründen der Übersichtlichkeit vernachlässigt.

16) Siehe z.B. Jorgenson, D. W./Gollop, F./Fraumeni, B.: "Productivity and U.S. Economic Growth", Amsterdam, Oxford 1987.

sprechen dabei dem Wertgrenzprodukt der Inputs. Die Erlösanteile und Produktionselastizitäten weichen jedoch voneinander ab ($\beta_x \neq \theta_x$), falls die Annahme eines langfristigen Produktionsgleichgewichts verletzt ist. Ist beispielsweise die Anpassung des F&E-Kapitals an exogene Schocks mit Kosten verbunden, entspricht der Schattenpreis des F&E-Kapitals nicht dessen Faktorpreis (Nutzungskosten). Es liegt ein kurzfristiges Produktionsgleichgewicht vor.¹⁷⁾ Die *gemessene* TFP eines Wirtschaftsbereichs i ist dann eine Funktion seines F&E-Kapitals:¹⁸⁾

$$TFP_{it} = A_i e^{\lambda t} FE_{it}^{(\beta_F - \theta_F)}, \quad (10)$$

wobei θ_F den *gemessenen* Erlösanteil des F&E-Kapitals bezeichnet: $\theta_F = (q_F FE)/(P_Y Y)$. Weist das F&E-Kapital externe Effekte auf, dann stimmen Schattenpreis und Faktorpreis ebenfalls nicht mehr überein: $\partial Y / \partial FE = (\beta_F + \beta_S)(Y / FE) \neq q_F / P_Y$. Die *gemessene* TFP entspricht dann folgendem Ausdruck:

$$TFP_{it} = A_i e^{\lambda t} FE_{it}^{(\beta_F - \theta_F + \beta_S)}. \quad (11)$$

Falls $\beta_F = \theta_F$ gilt, so verbleibt als Exponent des F&E-Kapitals lediglich der Parameter β_S . In diesem Fall kommen in dem geschätzten Koeffizienten des F&E-Kapitals, der sich aus der Regression der TFP auf das F&E-Kapital ergibt, die sozialen Erträge des F&E-Kapitals zum Ausdruck.

Wenn die traditionellen Inputs und deren Erlösanteile nicht um die F&E-Anteile korrigiert werden, dann tritt zusätzlich das Problem der Doppelzählung der F&E-Inputs auf.¹⁹⁾ Der geschätzte Koeffizient des F&E-Kapitals wird dann häufig als „excess returns“ des F&E-Kapitals interpretiert. Diese „excess returns“ bezeichnen diejenigen Erträge des F&E-Kapitals, die über die „normalen“ Faktorpreise der traditionellen Faktoren hinausgehen.²⁰⁾ Für die vorliegende Untersuchung stellt sich dieses Problem jedoch nicht, da die traditionellen Inputs bzw. die TFP-Indizes der Wirtschaftsbereiche um F&E korrigiert sind.

4 Schätzung einer Produktionsfunktion

Die Gleichung (6) lässt sich in logarithmischer Form und unter Berücksichtigung eines Störterms u_{it} wie folgt schreiben:²¹⁾

$$\ln Y_{it} = \mu + \lambda t + \beta_Z \ln Z_{it} + \beta_L \ln L_{it} + \beta_K \ln K_{it-1} + \beta_{FE} \ln FE_{it-1} + u_{it}, \quad (12)$$

wobei der Parameter β_{FE} die partielle Produktionselastizität des F&E-Kapitals bezeichnet, die sich aus den privaten Produktivitätseffekten des F&E-Kapitals und den Produktivitätseffekten intraindustrieller Spillover ergibt ($\beta_{FE} = \beta_F + \beta_S$). Eine einfache Umformung der Gleichung (12) ermöglicht einen direkten Test der Hypothese, dass die geschätzte Produktionsfunktion konstante Skalenerträge aufweist. Hierfür wird auf beiden Seiten der Gleichung der Faktor Arbeit subtrahiert. Die abhängige Variable ist dann die logarithmierte durchschnittliche Arbeitsproduktivität:

$$\ln Y_{it} - \ln L_{it} = \mu + \lambda t + \beta_Z (\ln Z_{it} - \ln L_{it}) + (\kappa - 1) \ln L_{it} + \beta_K (\ln K_{it-1} - \ln L_{it}) + \beta_{FE} (\ln FE_{it-1} - \ln L_{it}) + u_{it}, \quad (13)$$

wobei $\kappa = \beta_Z + \beta_L + \beta_K + \beta_{FE}$. Folglich misst $(\kappa - 1)$ die Abweichung von einer Skaleneinheit mit dem Wert eins. Ist der geschätzte Koeffizient signifikant von null verschieden, dann kann die Hypothese konstanter Skalenerträge abgelehnt werden.

Da die Gleichung mit den gepoolten Daten der untersuchten Wirtschaftsbereiche geschätzt wird, muss die Heterogenität der Wirtschaftsbereiche berücksichtigt werden. Die spezifischen Effekte der einzelnen Wirtschaftsbereiche μ_i , die nicht beobachtet werden können, werden als ein Teil des Störterms u_{it} modelliert: $u_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it}$.²²⁾ Für die Störgröße ε_{it} werden die üblichen Standardannahmen getroffen: $\varepsilon_{it} \sim i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$. Falls keine branchenspezifischen Effekte vorliegen, das heißt $\mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_N = 0$, können die Parameter der Produktionsfunktion konsistent unter Verwendung der OLS-Methode geschätzt werden.²³⁾ Sind die branchenspezifischen Effekte μ_i hingegen fixe Parameter, dann sind die Regressoren und der Störterm u_{it} nicht unabhängig. Der OLS-Schätzer ist in diesem Fall verzerrt. Allerdings kann die Gleichung als LSDV-*(least squares dummy variable)* Modell bzw. *fixed-effects*-Modell (FE-Modell) unter Verwendung der OLS-Methode geschätzt werden. Die durch Fehlspezifikationen verursachte Störgröße bzw. alle nicht durch das Modell erfassten branchenspezifischen Charakteristika (μ_i) werden als zeitlich fix angenommen. Sind die branchenspezifischen Effekte hingegen zufällig, können auch für μ_i die Standardannahmen getroffen werden: $\mu_i \sim i.i.d.(0, \sigma_\mu^2)$, wobei μ_i und ε_i unabhängig sind. Die Regressoren sind in diesem Fall unabhängig von μ_i und ε_i . Das *random-effects*-Modell (RE-Modell) kann mit Hilfe

17) Siehe hierzu Berndt, E. R./Fuss, M. A.: "Productivity Measurement with Adjustments for Variations in Capacity Utilization and Other Forms of Temporary Equilibrium" in Journal of Econometrics, Vol. 33, 1986, S. 7 ff.

18) Es wird unterstellt, dass für die traditionellen Inputs die notwendigen Bedingungen für die korrekte Berechnung der TFP erfüllt sind.

19) Schankerman hat auf dieses Problem hingewiesen. Er kommt zu dem Ergebnis, dass der Beitrag der F&E wegen der Doppelzählung deutlich unterschätzt wird. Siehe Schankerman, M.: "The effects of double-counting and expensing on the measured returns to R&D" in The Review of Economics and Statistics, Vol. 63, 1981, No. 3, S. 454 ff.

20) Siehe hierzu Schankerman, M.: "The effects of double-counting and expensing on the measured returns to R&D" in The Review of Economics and Statistics, Vol. 63, 1981, No. 3, S. 454 ff. und Cuneo, P./Mairesse, J.: "Productivity and R&D at the Firm Level in French Manufacturing" in Griliches, Z. (Hrsg.): "R&D, Patents and Productivity", Chicago 1984.

21) Die physischen und die F&E-Kapitalstöcke gehen um eine Periode verzögert in die Schätzung ein. Der F&E-Kapitalstock wird anhand der realen internen F&E-Aufwendungen und mit einer Abschreibungsrate von 15% berechnet. Üblicherweise werden in empirischen Studien Abschreibungsraten zwischen 10 und 25% angenommen.

22) Siehe Baltagi, B. H.: "Econometric Analysis of Panel Data", New York 1995, S. 9 ff.

23) Die Parameter einer Produktionsfunktion lassen sich konsistent mit Hilfe der OLS-Methode schätzen, wenn die Störgröße nur zufällige Einflüsse reflektiert. Siehe hierzu Zellner, A./Kmenta, J./Dréze, J.: "Specification and Estimation of Cobb-Douglas Production Function Models" in Econometrica, Vol. 34, 1966, S. 784 ff.

der GLS-Methode geschätzt werden. Bei Vorliegen fixer Effekte, das heißt bei Korrelation der Regressoren mit dem Störterm, ist der OLS-Schätzer des Dummy-Modells konsistent, und der GLS-Schätzer ist verzerrt. Im Fall stochastischer Effekte sind beide Schätzer konsistent, allerdings ist der GLS-Schätzer auch effizient.

Bisher wurde unterstellt, dass die Leistungsabgabe der Produktionsfaktoren proportional zu ihrem Einsatz ist. Dies impliziert eine sofortige Anpassung der Faktoreinsätze an exogene Schocks. Da diese Annahme wenig realistisch ist, wird in die Schätzgleichung zusätzlich eine Variable (cu) aufgenommen, welche die branchenspezifischen Auslastungsschwankungen repräsentiert.²⁴⁾ Als Indikator für die Auslastungsschwankungen dienen die Auslastungsgrade, welche vom Ifo-Institut für Wirtschaftsforschung für einzelne Wirtschaftsbereiche ausgewiesen werden.²⁵⁾ Es wird angenommen, dass diese Größe die Auslastungsschwankungen hinreichend kontrolliert.²⁶⁾

Die Schätzergebnisse für die Gleichung (12), die auf den Daten von 23 Wirtschaftsbereichen beruhen, gibt Tabelle 1 wieder.²⁷⁾ In der ersten Spalte sind die Ergebnisse der einfachen OLS-Schätzung ohne Berücksichtigung branchenspezifischer Effekte dargestellt. Die geschätzten

Koeffizienten der Inputs weisen plausible Werte auf und sind statistisch signifikant. Die Hypothese, dass keine branchenspezifischen Effekte vorliegen, lässt sich durch einen einfachen F-Test überprüfen. Die Nullhypothese wird deutlich abgelehnt (siehe Tabelle 1). Die geschätzten Koeffizienten der Inputs Vorleistungen, Arbeit und physisches Kapital sind sowohl beim FE-Modell als auch beim RE-Modell mindestens auf einem Signifikanzniveau von 5% von null verschieden. Der Auslastungsgrad hat für das FE- und das RE-Modell einen signifikanten positiven Einfluss. Ein wesentlicher Unterschied besteht jedoch für den geschätzten Koeffizienten des F&E-Kapitals. Im FE-Modell ist er negativ und statistisch nicht signifikant. Der Hausman-Test spricht jedoch nicht gegen das RE-Modell. Das RE-Modell wird deshalb als das relevante Modell betrachtet. Der anhand des RE-Modells geschätzte Koeffizient des F&E-Kapitals ist positiv und signifikant von null verschieden. Der geschätzte Wert impliziert eine partielle Produktionselastizität des F&E-Kapitals in Höhe von 0,031, das heißt eine Erhöhung des F&E-Kapitals um 1% erhöht den realen Produktionswert um 0,031%.

In den Spalten 4 und 5 der Tabelle 1 sind die Ergebnisse der Between-Schätzung der Gleichung (13) aufgeführt. Die Between-Schätzung entspricht der OLS-Schätzung unter Verwendung der Mittelwerte (über die Zeit) der

Tabelle 1: Ergebnisse der Schätzung der Produktionsfunktion mit den Daten von 23 Wirtschaftsbereichen

Parameter	Abhängige Variable				
	Ln Y	ln Y	ln Y	ln (Y/L)	ln (Y/L)
	OLS	FE-Modell	RE-Modell	Between	Between
	1	2	3	4	5
β_Z	0,547** (36,1)	0,467** (10,77)	0,515** (16,97)	0,549** (10,63)	0,573** (14,60)
β_L	0,322** (28,23)	0,441** (7,90)	0,353** (13,06)	-	-
β_K	0,107** (8,18)	0,086* (2,09)	0,122** (4,67)	0,107** (2,39)	0,085* (2,56)
β_{FE}	0,038** (12,66)	-0,001 (-0,11)	0,031** (4,39)	0,038** (3,8)	0,042** (4,85)
λ	0,005** (6,22)	0,010** (5,23)	0,006** (5,97)	-	-
μ	-11,66** (6,51)		-13,84** (-6,16)	2,09 (2,06)	2,14 (2,14)
cu	0,060 (1,28)	0,143** (2,77)	0,140** (3,13)	-0,029 (-0,12)	-0,047 (-0,21)
$(\kappa-1)$				0,012 (0,75)	-
R^2_{koriert}	0,997	0,999	0,999	0,965	0,965
Standardfehler	[0,056]	[0,036]	[0,038]	[0,049]	[0,049]
F-Test	$H_0: \mu_i = 0$	$H_1: \mu_i \neq 0$	F(23,293) = 19,9**		
Hausman-Test	$H_0: RE$	$H_1: FE$	$\chi^2(5) = 7,92$		

Anmerkungen: Signifikanzniveau für die Ablehnung der Nullhypothese: * = 5%, ** = 1%. Die Zahlen in den runden Klammern sind die t-Werte. Die Zahlen in eckigen Klammern sind die Standardfehler der Regression. Zahl der Wirtschaftsbereiche: 23. Zahl der Beobachtungen: 322. Die F&E-Kapitalstöcke wurden mit einer Abschreibungsrate von 15% berechnet.

24) Eine andere Möglichkeit, Auslastungsschwankungen zu berücksichtigen, ist die Berücksichtigung fixer Zeiteffekte. Eine Trennung zwischen den Effekten des exogenen technischen Wandels und Auslastungsschwankungen ist bei dieser Vorgehensweise nicht mehr möglich.

25) Diese beruhen auf subjektiven Einschätzungen der Unternehmen. Siehe hierzu Oppenländer, K. H./Poser, G., Ifo-Institut für Wirtschaftsforschung (Hrsg.): „Handbuch der IFO-Umfragen: 40 Jahre Unternehmensbefragungen des Ifo-Instituts“, Berlin; München 1989, S. 135.

26) Im Rahmen dieses einfachen produktionstheoretischen Ansatzes ist die Implementierung eines theoretisch fundierten Auslastungskonzepts nicht möglich.

27) Einige Wirtschaftsbereiche des Verarbeitenden Gewerbes wurden wegen fehlender oder problembehafteter Daten von der Analyse ausgeschlossen. Siehe hierzu Bönke, W.: „Der Einfluss industrieller Forschung und Entwicklung auf die Produktivitätsentwicklung in der deutschen Industrie“, Dissertation, Universität Hamburg 1999.

Variablen der einzelnen Wirtschaftsbereiche.²⁸⁾ Hierdurch wird der Querschnittscharakter der Daten betont. Die Ergebnisse von Between-Schätzungen spiegeln eher langfristige Zusammenhänge wider.²⁹⁾ Mit einem Wert von 0,038 liefert die Between-Schätzung einen etwas höheren Schätzer für die Produktionselastizität des F&E-Kapitals und einen etwas niedrigeren für die des physischen Kapitals als die Schätzung des RE-Modells. Der geschätzte Koeffizient, der die Abweichung von den konstanten Skalenerträgen misst, weist einen niedrigen Wert auf und ist statistisch nicht signifikant von null verschieden.³⁰⁾ Der Koeffizient der branchenspezifischen Auslastungsgrade ist ebenfalls statistisch nicht signifikant von null verschieden. Da zu erwarten ist, dass sich die Auslastungsschwankungen längerfristig ausgleichen und somit keinen Einfluss haben, entspricht dieses Ergebnis den Erwartungen. In Spalte 5 der Tabelle 1 sind die Ergebnisse der Between-Schätzung angegeben, die sich unter der Annahme konstanter Skalenerträge ergeben. Die geschätzte Produktionselastizität des F&E-Kapitals liegt mit einem Wert von 0,042 etwas über derjenigen, welche sich für die Between-Schätzung ohne diese Restriktion ergibt.

5 Schätzung eines Fehlerkorrekturmodells

Die in dieser Untersuchung verwendeten Daten weisen in den meisten Fällen einen Trend auf. Die übliche Interpretation der Schätzergebnisse und Teststatistiken ist nicht ohne weiteres zulässig, falls die Zeitreihen nichtstationär sind.³¹⁾ Der Nachteil der Verwendung nichtstationärer Daten besteht darin, dass bei der traditionellen Interpretation der t-Werte fälschlicherweise die Nullhypothese abgelehnt wird, obwohl sie richtig ist. Dieses Problem ist zwar insbesondere für reine Zeitreihenanalysen relevant, jedoch zeigen neuere Studien, dass auch Panelanalysen von diesem Problem betroffen sein können.³²⁾ Es können dennoch langfristige Gleichgewichtsbeziehungen bestimmt werden, wenn die verwendeten Variablen vom gleichen Grade integriert sind. Falls eine Linearkombination von nichtstationären Variablen stationär ist, dann sind diese kointegriert. Stock³³⁾ zeigt, dass die Schätzer der statischen Regression dann superkonsistent sind, das heißt sie konvergieren schneller gegen die wahren Parameter als dies bei stationären Daten der Fall ist.³⁴⁾ Tests auf die Stationarität der einzelnen Zeitreihen werden in diesem Beitrag nicht ausgewiesen.

Es wird hier ein Modell geschätzt, welches die gleichzeitige Schätzung von kurz- und langfristigen Produktionselastizitäten erlaubt.³⁵⁾ Hierfür wird zunächst ein autoregressives distributed lag-Modell mit einer Verzögerung von einer Periode unterstellt:

$$\ln Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_{t-1} + \beta_{Z0} \ln Z_{it} + \beta_{Z1} \ln Z_{it-1} + \beta_{L0} \ln L_{it} + \beta_{L1} \ln L_{it-1} + \beta_{K0} \ln K_{it-1} + \beta_{K1} \ln K_{it-2} + \beta_{FE0} \ln FE_{it-1} + \beta_{FE1} \ln FE_{it-2} + \beta_t t + u_{it} \quad (14)$$

Durch Erweitern der Gleichung (14) mit $(\beta_{X0} + \beta_{X1}) \ln X_{it-1} - (\beta_{X0} + \beta_{X1}) \ln X_{it-1}$, ($X = Z, L, K, FE$) und Subtrahieren von $\ln Y_{it-1}$ auf beiden Seiten der Gleichung ergibt sich folgendes Fehlerkorrekturmodell:

$$\Delta_1 \ln Y_{it} = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1) [\ln Y_{t-1} + \tilde{\beta}_Z \ln Z_{it-1} + \tilde{\beta}_L \ln L_{it-1} + \tilde{\beta}_K \ln K_{it-2} + \tilde{\beta}_{FE} \ln FE_{it-2} + \tilde{\beta}_t t] + \beta_{Z0} \Delta_1 \ln Z_{it} + \beta_{L0} \Delta_1 \ln L_{it} + \beta_{K0} \Delta_1 \ln K_{it-1} + \beta_{FE0} \Delta_1 \ln FE_{it-1} + u_{it} \quad (15)$$

wobei die Parameter $\tilde{\beta}_X$ ($\tilde{\beta}_X = (\beta_{X0} + \beta_{X1}) / (1 - \alpha_1)$) die langfristigen Produktionselastizitäten bezeichnen und $\tilde{\beta}_t = \beta_t / (1 - \alpha_1)$ für den exogenen technischen Wandel steht. Die Parameter der differenzierten Variablen β_{X0} stehen für die kurzfristigen Produktionselastizitäten. Der Ausdruck in eckigen Klammern entspricht den Abweichungen vom Gleichgewicht in der Vorperiode. Falls $0 < \alpha_1 < 1$, dann werden diese Abweichungen mit dem Fehlerkorrekturparameter $(\alpha_1 - 1)$ korrigiert.³⁶⁾ Es wird angenommen, dass $\ln Y$ integriert ist vom Grade 1. Falls dieses so ist, dann ist $\Delta \ln Y$ stationär.³⁷⁾ Demzufolge müssen auch alle Variablen auf der rechten Seite der Gleichung (15) stationär sein, was wiederum nur gegeben ist, wenn der Ausdruck in den eckigen Klammern eine Kointegrationsbeziehung darstellt.³⁸⁾ Durch Ausmultiplizieren der Klammer ergibt sich die folgende Schätzgleichung:

$$\Delta_1 \ln Y_{it} = \alpha_0 + \varphi_0 \ln Y_{t-1} + \varphi_Z \ln Z_{it-1} + \varphi_L \ln L_{it-1} + \varphi_K \ln K_{it-2} + \varphi_{FE} \ln FE_{it-2} + \varphi_t t + \beta_{Z0} \Delta_1 \ln Z_{it} + \beta_{L0} \Delta_1 \ln L_{it} + \beta_{K0} \Delta_1 \ln K_{it-1} + \beta_{FE0} \Delta_1 \ln FE_{it-1} + u_{it} \quad (16)$$

Bei Nichtkointegration sollte der Fehlerkorrekturparameter gleich bzw. nahe null sein: $\varphi_0 \approx 0$. Kremers und andere³⁹⁾ schlagen vor, anhand des t-Wertes auf Kointe-

28) Aus der Between-Schätzung ergeben sich konsistente Schätzer für die Parameter der Produktionsfunktion, wenn die Nullhypothese des Hausman-Tests nicht verworfen werden kann.

29) Siehe Baltagi, B. H./Griffin J. M.: "Short and long run effects in pooled models" in International Economic Review, Vol. 25, 1984, S. 631 ff. und Baltagi, B. H.: "Econometric Analysis of Panel Data", New York 1995, S. 193 f.

30) Die Ergebnisse der GLS-Schätzung der Gleichung (13) werden nicht ausgewiesen, da die geschätzten partiellen Produktionselastizitäten identisch mit denen der Spalte 3 sind. Der geschätzte Koeffizient, der die Abweichung von den konstanten Skalenerträgen repräsentiert, deutet auf leicht steigende Skalenerträge hin. Er ist jedoch lediglich auf einem Signifikanzniveau von 5% von 0 verschieden.

31) Nelson, C. R./Plosser, C. I.: "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series" in Journal of Monetary Economics, Vol. 10, 1982, S. 139 ff. zeigen anhand von Zeitreihen der VGR (US-Daten), dass für viele ökonomische Zeitreihen die Nullhypothese eines I(1)-Prozesses nicht abgelehnt werden kann.

32) Siehe z.B. Entorf, H.: "Random walks with drifts: Nonsense regression and spurious fixed-effect estimation" in Journal of Econometrics, Vol. 80, 1997, S. 287 ff.

33) Siehe Stock, J. H.: "Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors" in Econometrica, Vol. 55, 1987, S. 1035 ff.

34) Für kleine Stichproben können die Schätzer verzerrt sein.

35) Schroer, G./Stahlecker, P.: "Zur Schätzung einer makroökonomischen Produktionsfunktion für die Bundesrepublik Deutschland", Beiträge aus dem Institut für Statistik und Ökonometrie der Universität Hamburg, 1/1995, wählen eine ähnliche Vorgehensweise zur Schätzung einer gesamtwirtschaftlichen Produktionsfunktion.

36) Siehe hierzu Hansen, G.: „Quantitative Wirtschaftsforschung“, München 1993, S. 133 f.

37) Für die Wachstumsraten des Outputs ist die Annahme der Stationarität plausibel. Siehe hierzu Banerjee, A./Dolado, J. J./Galbraith, J. W./Hendry, D. F.: "Co-Integration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Nonstationary Data", Oxford 1993, S. 29.

38) Das Modell ist korrekt spezifiziert, wenn eine Kointegrationsbeziehung zwischen den I(1)-Variablen vorliegt. Dies ergibt sich aus dem Repräsentationstheorem von Engle, R. F./Granger, C. W. J.: "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing" in Econometrica, Vol. 55, 1987, S. 255 ff.

39) Siehe Kremers, J. J. M./Ericsson, N. R./Dolado, J. J.: "The Power of Cointegration Tests" in Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 54, 1992, No. 3, S. 325 ff.

gration zu testen ($H_0: \varphi_0 = 0$ gegen $H_1: \varphi_0 < 0$). Ist der Koeffizient φ_0 statistisch signifikant und negativ, so kann Kointegration angenommen werden. Aus der OLS-Schätzung ergeben sich folgende Koeffizienten und t-Werte (in Klammern):⁴⁰⁾

$$\begin{aligned} \Delta_1 \ln \hat{Y}_{it} = & 1,021 - 0,115 \ln Y_{t-1} + 0,074 \ln Z_{it-1} + 0,021 \ln L_{it-1} \\ & (1,07) \quad (-5,46) \quad (5,79) \quad (2,65) \\ & + 0,015 \ln K_{it-2} + 0,0035 \ln FE_{it-2} \\ & (2,52) \quad (2,73) \\ & - 0,0005t + 0,649 \ln Z_{it} \quad (17) \\ & (-1,05) \quad (17,95) \\ & + 0,312 \Delta_1 \ln L_{it} + 0,099 \Delta_1 \ln K_{it-1} \\ & (6,33) \quad (1,65) \\ & + 0,049 \Delta_1 \ln FE_{it-1} \\ & (1,89) \end{aligned}$$

$R^2_{(\text{korrigiert})} = 0,87$; Standardfehler = 0,019; Anzahl der Beobachtungen: 299.

Bei dem Fehlerkorrekturmodell handelt es sich lediglich um eine Reparameterisierung der Produktionsfunktion, sodass branchenspezifische fixe Effekte vorliegen können. Die Nullhypothese, dass keine branchenspezifischen Effekte vorliegen, wird mit Hilfe eines F-Tests überprüft. Der Test zeigt, dass die Nullhypothese nicht verworfen werden kann.⁴¹⁾ Die Schätzung im Rahmen eines RE-Modells führt zu ähnlichen Ergebnissen wie die OLS-Schätzung.⁴²⁾ Die geschätzten Koeffizienten der Niveauvariablen sind mit Ausnahme des Zeitindex signifikant von null verschieden. Der t-Wert des geschätzten Koeffizienten $\hat{\varphi}_0$ beträgt (-5,46) und führt zu einer Ablehnung von H_0 .⁴³⁾ Dieses Ergebnis deutet darauf hin, dass die Cobb-Douglas Produktionsfunktion eine Langfrist- bzw. Kointegrationsbeziehung darstellt. Die langfristigen Produktionselastizitäten lassen sich aus den Schätzergebnissen berechnen ($\hat{\beta}_X = -\varphi_X / \varphi_0$):

$$\begin{aligned} \ln Y = & 0,644 \ln Z + 0,185 \ln L \\ & + 0,132 \ln K + 0,031 \ln FE. \quad (18) \end{aligned}$$

Die Höhe der langfristigen Produktionselastizitäten des physischen und des F&E-Kapitals liegen danach in ähnlicher Höhe wie die Schätzwerte des RE-Modells und der Between-Schätzung. Größere Abweichungen ergeben sich für die Produktionselastizitäten der Vorleistungen und für den Faktor Arbeit. Die Elastizität des Faktors Arbeit ist deutlich niedriger und die des Faktors Vorleistungen deutlich höher. Die Summe der langfristigen partiellen Produktionselastizitäten (0,99) deutet auf konstante Skalenerträge hin.

Die geschätzten Koeffizienten der differenzierten Variablen können als die kurzfristigen Produktionselastizitäten interpretiert werden. Nur für die Vorleistungen und für den Faktor Arbeit sind diese signifikant von null verschieden. Das F&E-Kapital und das physische Kapital haben den Ergebnissen der Schätzung zufolge keine kurzfristigen Effekte auf den Output.

Die Ergebnisse sind allerdings unter einem Vorbehalt zu interpretieren. Pesaran und Smith⁴⁴⁾ weisen darauf hin, dass die Schätzung dynamischer Modelle mit gepoolten Daten zu inkonsistenten Schätzergebnissen führen kann, wenn sich die Koeffizienten der untersuchten Gruppen unterscheiden. Allerdings weisen Pesaran und Smith auch darauf hin, dass mit der Between-Schätzung auch bei integrierten Variablen eine konsistente Schätzung der langfristigen Effekte möglich ist.⁴⁵⁾

6 Empirische Evidenz für „übernormale“ Ertragsraten des F&E-Kapitals

Aus den theoretischen Überlegungen des dritten Abschnitts folgt, dass die bisher diskutierten Schätzergebnisse die privaten und externen Produktivitätseffekte des F&E-Kapitals widerspiegeln. Die Gleichung (11) eröffnet die Möglichkeit, die „sozialen“ Erträge des F&E-Kapitals zu quantifizieren, wenn $\beta_F = \theta_F$ gilt. Diese Gleichung lässt sich in logarithmischer Form wie folgt schreiben:

$$\ln TFP_{it} = \mu + \lambda t + \beta_{FES} \ln FE_{it-1} + u_{it}. \quad (19)$$

Der Koeffizient β_{FES} repräsentiert nicht mehr die gesamten Erträge des F&E-Kapitals, sondern dessen „übernormale“ Erträge ($\beta_{FES} = \beta_F - \theta_F + \beta_S$), da die „normalen“ Erträge schon in der gemessenen TFP berücksichtigt sind.⁴⁶⁾

Bisher wurde unterstellt, dass die Produktionselastizität des F&E-Kapitals, welche die „übernormalen“ Erträge widerspiegelt, über die Zeit konstant ist ($(\partial Y_{it} / \partial FE_{it})(FE_{it} / Y_{it}) = \text{const}$). Daraus ergibt sich eine im Zeitablauf variiierende Grenzproduktivität ($\rho_{S,it}$). Für die Schätzung der Produktionsfunktion wird zusätzlich unterstellt, dass die Produktionselastizitäten des F&E-Kapitals für alle Wirtschaftsbereiche identisch sind. Diese Annahme wird im Folgenden durch die Annahme einer über die Zeit konstanten und für alle Wirtschaftsbereiche identischen sozialen (bzw. übernormalen) Grenzproduktivität des F&E-

40) Die berechneten t-Werte beruhen auf Heteroskedastie-robusten Standardfehlern. Siehe White, H.: "A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity" in *Econometrica*, Vol. 48, 1980, S. 817 ff.

41) Die F-Statistik liegt mit $F(22,266)=1,22$ bei einem Signifikanzniveau von 5% deutlich unter dem kritischen Wert von 1,55.

42) Auf eine Darstellung wird deshalb verzichtet.

43) Unter H_0 liegen die kritischen Werte der Verteilung der t-Statistik des geschätzten Koeffizienten $\hat{\varphi}_0$ über der Standardnormalverteilung. Als Approximation lässt sich jedoch die Standardnormalverteilung anwenden. Siehe Hansen, G.: „Quantitative Wirtschaftsforschung“, München 1993, S. 148.

44) Siehe Pesaran, M. H./ Smith, R.: "Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogenous Panels" in *Journal of Econometrics*, Vol. 68, 1995, S. 79 ff.

45) Pesaran und Smith (siehe Fußnote 44) schlagen vor, für die Between-Schätzung Heteroskedastie-robuste Standardfehler auszuweisen, da die traditionellen Standardfehler nicht valide seien. Zwar sind in Tabelle 1 die traditionellen t-Werte ausgewiesen, jedoch zeigt die Berechnung robuster Standardfehler, dass der geschätzte Koeffizient des F&E-Kapitals auch in diesem Fall auf einem Signifikanzniveau von einem Prozent von null verschieden ist.

46) Für eine detaillierte Beschreibung der Berechnung der um F&E korrigierten TFP siehe Bönte, W.: „Der Einfluss industrieller Forschung und Entwicklung auf die Produktivitätsentwicklung in der deutschen Industrie“, Dissertation, Universität Hamburg 1999.

Kapitals ersetzt: $\rho_S = \rho_{Si} = \rho_{S_{it}}$. Die Gleichung (19) lässt sich dann wie folgt schreiben:⁴⁷⁾

$$\Delta_1 \ln TFP_{it} = \lambda + \rho_S \frac{FE_{it-1}}{Y_{it}} \Delta_1 \ln FE_{it-1} \quad (20)$$

Die erste Differenz (Δ_1) der Logarithmen des F&E-Kapitals entspricht approximativ der Wachstumsrate des F&E-Kapitals ($\partial \ln FE / \partial t \approx \Delta_1 \ln FE$). Hieraus ergibt sich folgende Schätzgleichung:

$$\Delta_1 \ln TFP_{it} = \lambda + \rho_S \frac{\Delta_1 FE_{it-1}}{Y_{it}} + v_{it}, \quad (21)$$

mit $v_{it} = u_{it} - u_{it-1}$

$$\text{und } \Delta_1 FE_{it-1} = I_{Fit-1} - \delta_F FE_{it-2}$$

Die Wachstumsrate der Totalen Faktorproduktivität wird demnach bestimmt durch den exogenen technischen Wandel und durch die F&E-Intensität. Die F&E-Intensität ist dabei definiert als das Verhältnis von (realen) Netto-F&E-Aufwendungen zu (realem) Produktionswert. In die Schätzgleichung wird wieder die Variable (cu) aufgenommen, welche die branchenspezifischen Auslastungsschwankungen repräsentiert. Hierdurch soll die eventuell vorhandene (pro-)zyklische Entwicklung der Totalen Faktorproduktivität kontrolliert werden.

Die Gleichung (21) wird mit kurzen und langen Differenzen geschätzt. Durch die Schätzung mit kurzen Differenzen können Messfehler in den Daten stärker betont werden. Die Schätzung mit langen Differenzen führt dazu, dass der Einfluss seriell unkorrelierter Messfehler abnimmt.⁴⁸⁾ Die Ergebnisse der Schätzung sind in der Tabelle 2 ausgewiesen. Das korrigierte Bestimmtheitsmaß ist relativ niedrig, was darauf hindeutet, dass wesentliche Einflüsse, welche die Wachstumsrate der TFP beeinflussen, durch die Schätzgleichung nicht erfasst werden. Bei einer angenehmen Abschreibungsrate des F&E-Kapitals von 15% liegt der Schätzwert der Grenzproduktivität bei etwa 0,3. Allerdings ist der Koeffizient ρ_S erst für längere Differenzen signifikant von null verschieden. Die gleiche Schätzung wird nochmals mit einer unterstellten Abschreibungsrate von 5% durchgeführt (siehe untere Hälfte der Tabelle 2). Die Schätzwerte der Grenzproduktivität sind ebenfalls nur für längere Differenzen signifikant und deuten auf eine Grenzproduktivität des F&E-Kapitals in Höhe von 0,19 hin.

Die Ergebnisse dieser Schätzung lassen sich mit den Ergebnissen der Schätzungen der vorhergehenden Abschnitte vergleichen. Aus der geschätzten Produktionselastizität des F&E-Kapitals lässt sich dessen Grenzproduktivität berechnen, indem erstere mit der Durchschnittsproduktivität des F&E-Kapitals (Y/FE) multipliziert wird.⁴⁹⁾ Beispielsweise ergibt sich aus der Between-Schätzung unter der Annahme konstanter Skalenerträge eine Grenzproduktivität des F&E-Kapitals in Höhe von

0,303. Diese stimmt näherungsweise mit den in der oberen Hälfte der Tabelle 2 ausgewiesenen Schätzwerten der Grenzproduktivität des F&E-Kapitals überein.⁵⁰⁾ Obwohl diesen Ansätzen unterschiedliche Annahmen zugrunde liegen (konstante Produktionselastizität vs. konstante Grenzproduktivität), ist die Höhe der ermittelten Grenzproduktivitäten recht ähnlich.

Tabelle 2: Ergebnisse der Schätzung der TFP-Gleichung – kurze und lange Differenzen mit unterschiedlichen Abschreibungsrate des F&E-Kapitals

Parameter	Abhängige Variable: $\Delta_1 \ln TFP$				
	Δ_1	Δ_2	Δ_3	Δ_4	Δ_5
$\delta_F = 15\%$					
λ	0,003** (2,83)	0,006** (3,77)	0,011** (4,92)	0,015** (4,91)	0,017** (4,68)
ρ_S	0,282 (1,08)	0,334 (1,85)	0,303* (2,02)	0,307* (2,22)	0,348** (2,65)
cu	0,155** (5,29)	0,152** (5,12)	0,142** (4,13)	0,148** (3,42)	0,148** (3,23)
R^2 korrigiert	0,116	0,132	0,108	0,088	0,073
Standardfehler ..	[0,019]	[0,026]	[0,031]	[0,035]	[0,039]
$\delta_F = 5\%$					
λ	0,003* (2,42)	0,006** (3,23)	0,010** (4,19)	0,013** (4,22)	0,016** (4,11)
ρ_S	0,174 (1,42)	0,190* (2,24)	0,187** (2,59)	0,184** (2,74)	0,190** (3,09)
cu	0,156** (5,34)	0,152** (5,15)	0,143** (4,14)	0,150** (3,43)	0,151** (3,27)
R^2 korrigiert	0,111	0,134	0,114	0,097	0,084
Standardfehler ..	[0,019]	[0,026]	[0,031]	[0,035]	[0,040]
NOB	299	276	253	230	207

Anmerkungen: Signifikanzniveau für die Ablehnung der Nullhypothese: * = 5%, ** = 1%. Die Zahlen in runden Klammern sind die t-Werte. Diese wurden anhand von Standardabweichungen berechnet, die bezüglich Heteroskadasizität robust sind [White, (1980)]. Die Zahlen in den eckigen Klammern sind die Standardfehler der Regression. NOB = Zahl der Beobachtungen. Die F&E-Intensität wird wie folgt berechnet: $(FE_{t-1} - FE_{t-2})/Y_{t-1}$.

Die Interpretation des geschätzten Koeffizienten der F&E-Intensität (Gleichung 21) ist allerdings nicht ganz eindeutig. Auf Grund der theoretischen Überlegungen erfasst der Koeffizient die „übernormalen“ bzw. die sozialen Erträge des F&E-Kapitals. Diese Interpretation wird von einigen Autoren kritisiert. Mairesse und Sassenou⁵¹⁾ weisen darauf hin, dass diese Interpretation für Querschnittsanalysen am ehesten zutreffend ist. Dies ist dadurch zu erklären, dass die gemessene Produktivitätsentwicklung mit und ohne Berücksichtigung der F&E recht ähnlich verläuft. Regressionen, die den Längsschnittcharakter betonen, messen deshalb eher die gesamten Erträge der F&E. Auch die Ergebnisse dieser Schätzung deuten darauf hin, dass die geschätzten Koeffizienten die gesamten Erträge des F&E-Kapitals erfassen. Between-Schätzungen führen nicht zu signifikanten Ergebnissen.⁵²⁾

Zusammenfassung

In diesem Beitrag werden die Produktivitätseffekte des F&E-Kapitals für die Wirtschaftsbereiche des Verarbeiten-

47) Auch wenn das soziale Grenzprodukt nicht für alle Wirtschaftsbereiche identisch ist, kann ρ_S dennoch ein konsistenter Schätzer für das durchschnittliche soziale Grenzprodukt sein. Siehe Griliches, Z./Lichtenberg F.: "R&D and Productivity Growth at the Industry Level: Is there Still a Relationship?" in Griliches, Z. (Hrsg.): "R&D, Patents, and Productivity", Chicago 1984, S. 475.

48) Siehe Harhoff, D.: "R&D and Productivity in German Manufacturing Firms" in Economics of Innovation and New Technology, Vol. 6, 1998, S. 29 ff.

49) Es wird an den Mittelwerten des Samples approximiert.

50) Auch bei einer unterstellten Abschreibungsrate von 5% sind die Ergebnisse der beiden Ansätze recht ähnlich. Siehe Bönnte, W.: „Der Einfluss industrieller Forschung und Entwicklung auf die Produktivitätsentwicklung in der deutschen Industrie“, Dissertation, Universität Hamburg 1999.

51) Siehe Mairesse, J./Sassenou, M.: "R&D and Productivity at the Firm Level" in Science-Technology-Industry Review, No. 8, 1991, S. 317 ff.

52) Auf eine Darstellung der Ergebnisse wird verzichtet.

den Gewerbes der Bundesrepublik Deutschland quantifiziert. Die empirischen Analysen liefern die folgenden Ergebnisse:

Die Schätzwerte der Produktionselastizität des F&E-Kapitals liegen zwischen 0,031 und 0,042. Eine Erhöhung des F&E-Kapitals um 1% führt danach zu einer Erhöhung des realen Produktionswertes um 0,03 bis 0,04%. Die geschätzte Grenzproduktivität des F&E-Kapitals, die sich aus den verschiedenen Schätzansätzen und für verschiedene Abschreibungsraten des F&E-Kapitals ergibt, liegt zwischen 0,2 und 0,3. Diese Werte liegen im Vergleich mit den Ergebnissen anderer empirischer Studien eher im unteren Bereich.

Empirische Evidenz für „*übernormale*“ Erträge des F&E-Kapitals auf Branchenebene bzw. intraindustrielle F&E-Spillover kann aus den Schätzergebnissen nicht abgeleitet werden. Falls intraindustrielle F&E-Spillover existieren, dann sollten sich *ceteris paribus* auf höheren Aggregationsebenen höhere Grenzproduktivitäten des F&E-Kapitals beobachten lassen als auf Unternehmensebene. Als Vergleichsmaßstab für die Ergebnisse dieser Untersuchung können die Ergebnisse der Studie von Harhoff⁵³⁾ herangezogen werden. Ein Vergleich zeigt, dass sich auf der Ebene der Wirtschaftsbereiche keine höheren Grenzproduktivitäten feststellen lassen als auf Unternehmensebene.

Gegen die hier verwendeten Ansätze kann eingewandt werden, dass die ihnen zugrunde liegenden Annahmen viel zu restriktiv seien, als dass sie die komplexe Realität erfassen könnten. Insbesondere die Tatsache, dass hier die Akkumulation von Wissen in gleicher Weise modelliert wird wie die Akkumulation von physischem Kapital, gibt Anlass zur Kritik. Möglicherweise führt dies zu einer Unterschätzung der Produktivitätseffekte industrieller F&E. In jüngster Zeit haben Klette und Johansen⁵⁴⁾ einen neuen Ansatz vorgeschlagen, der einige der restriktiven Annahmen des hier verwendeten Ansatzes aufhebt. Allerdings liegen die von ihnen mit Hilfe ihres Ansatzes ermittelten Schätzwerte für die Grenzproduktivität industrieller F&E sogar noch niedriger als die Schätzwerte des hier verwendeten Ansatzes.

Zukünftige empirische Forschung sollte bei einer verbesserten Modellierung der Bestimmungsgründe und der Auswirkungen industrieller F&E ansetzen. Die neueren Entwicklungen in der Industrieökonomik sowie die mittlerweile vorhandenen Innovationsdaten von Unternehmen bieten hier zahlreiche Ansatzpunkte. ■

53) Siehe Fußnote 48.

54) Siehe Klette, T. J./Johansen, F.: "Accumulation of R&D Capital and Dynamic Firm Performance: A Not-So-Fixed Effect Model" in Encaoua, E./Hall, B. H./Laisney, F./Mairesse, J. (Hrsg.): "The Economics and Econometrics of Innovation", Boston, Dordrecht, London 2000.

Auszug aus Wirtschaft und Statistik

Herausgeber

Statistisches Bundesamt, Wiesbaden

www.destatis.de

Schriftleitung

Johann Hahlen, Präsident des Statistischen Bundesamtes

Brigitte Reimann (verantwortlich für den Inhalt)

Telefon: +49 (0) 6 11 / 75 20 86

Ihr Kontakt zu uns

www.destatis.de/kontakt

Statistischer Informationsservice

Telefon: +49 (0) 6 11 / 75 24 05

Telefax: +49 (0) 6 11 / 75 33 30

Abkürzungen

WiSta	=	Wirtschaft und Statistik
MD	=	Monatsdurchschnitt
VjD	=	Vierteljahresdurchschnitt
HjD	=	Halbjahresdurchschnitt
JD	=	Jahresdurchschnitt
D	=	Durchschnitt (bei nicht addierfähigen Größen)
Vj	=	Vierteljahr
Hj	=	Halbjahr
a. n. g.	=	anderweitig nicht genannt
o. a. S.	=	ohne ausgeprägten Schwerpunkt
St	=	Stück
Mill.	=	Million
Mrd.	=	Milliarde

Zeichenerklärung

p	=	vorläufige Zahl
r	=	berichtigte Zahl
s	=	geschätzte Zahl
–	=	nichts vorhanden
0	=	weniger als die Hälfte von 1 in der letzten besetzten Stelle, jedoch mehr als nichts
.	=	Zahlenwert unbekannt oder geheim zu halten
...	=	Angabe fällt später an
X	=	Tabellenfach gesperrt, weil Aussage nicht sinnvoll
I oder —	=	grundsätzliche Änderung innerhalb einer Reihe, die den zeitlichen Vergleich beeinträchtigt
/	=	keine Angaben, da Zahlenwert nicht sicher genug
()	=	Aussagewert eingeschränkt, da der Zahlenwert statistisch relativ unsicher ist

Abweichungen in den Summen ergeben sich durch Runden der Zahlen.