

Spektrum Bundesstatistik

PRODUKTIVITÄTSEFFEKTE INDUSTRIELLER FORSCHUNG UND ENTWICKLUNG

Ergebnisse für Deutschland

Werner Bönte

Band 18

Statistisches Bundesamt

Bibliographische Information Der Deutschen Bibliothek

Die Deutsche Bibliothek verzeichnet diese Publikation in der Deutschen Nationalbibliographie; detaillierte bibliographische Daten sind im Internet über <http://dnb.ddb.de> abrufbar.

Zugel.: Hamburg, Univ., Diss., 1999

Herausgeber: Statistisches Bundesamt, Wiesbaden

Fachliche Informationen

zu dieser Veröffentlichung:

Gruppe I B,

Tel.: 06 11 / 75 26 95

Fax: 06 11 / 75 39 50

hans-peter.waldeck@destatis.de

Allgemeine Informationen

zum Datenangebot:

Informationsservice,

Tel.: 06 11 / 75 24 05

Fax: 06 11 / 75 33 30

info@destatis.de

www.destatis.de

Veröffentlichungskalender

der Pressestelle:

www.destatis.de/presse/deutsch/cal.htm

Erschienen im Dezember 2002

Preis: EUR 15,80 [D]

Bestellnummer: 1030518 - 02900

ISBN: 3-8246-0673-9

Recyclingpapier aus 100 % Altpapier.

© Statistisches Bundesamt, Wiesbaden 2002

Für nichtgewerbliche Zwecke sind Vervielfältigung und unentgeltliche Verbreitung, auch auszugsweise, mit Quellenangabe gestattet. Die Verbreitung, auch auszugsweise, über elektronische Systeme/Datenträger bedarf der vorherigen Zustimmung. Alle übrigen Rechte bleiben vorbehalten.

Vertriebspartner: SFG – Servicecenter Fachverlage GmbH

Postfach 43 43

72774 Reutlingen

Tel.: 0 70 71 / 93 53 50

Fax: 0 70 71 / 93 53 35

www.s-f-g.com

destatis@s-f-g.com

Vorwort

Die hier veröffentlichte Untersuchung von Werner Bönte zu den Produktivitätseffekten industrieller Forschung und Entwicklung in Deutschland geht auf dessen an der Universität Hamburg entstandene Dissertation "Der Einfluss industrieller Forschung und Entwicklung auf die Produktivitätsentwicklung in der deutschen Industrie" zurück. Diese Dissertation wurde im Jahr 2000 mit dem "Gerhard-Fürst-Preis" ausgezeichnet.

Seit 1999 prämiiert das Statistische Bundesamt in jedem Jahr herausragende Dissertationen und Diplom- bzw. Magisterarbeiten der Fächer Statistik, Wirtschaftswissenschaften und Sozialwissenschaften, die theoretische Themen mit einem engen Bezug zum Aufgabenspektrum der amtlichen Statistik behandeln oder empirische Fragestellungen unter intensiver Nutzung von Daten der amtlichen Statistik untersuchen. Mit dem jährlich ausgeschriebenen "Gerhard-Fürst-Preis" soll die amtliche Statistik stärker als bisher Eingang in die universitäre Ausbildung finden und möchte das Interesse junger Wissenschaftlerinnen und Wissenschaftler an der Untersuchung empirischer Fragestellungen unter Zuhilfenahme von Daten der amtlichen Statistik steigern.

Am 21. November 2002 konnten im Rahmen des vom Statistischen Bundesamt gemeinsam mit der Deutschen Statistischen Gesellschaft in Wiesbaden veranstalteten wissenschaftlichen Kolloquiums wiederum zwei Dissertation und eine Diplomarbeiten mit dem "Gerhard-Fürst-Preis" des Jahres 2002 ausgezeichnet werden; darüber hinaus wurde eine Diplomarbeit mit einem Förderpreis für wissenschaftliche Nachwuchskräfte prämiert. Seit seiner Stiftung wurde der "Gerhard-Fürst-Preis" insgesamt sechs mal verliehen; daneben wurden bislang vier Förderpreise vergeben

Ich freue mich, die Untersuchung von Werner Bönte jetzt in der Schriftenreihe "Spektrum Bundesstatistik" veröffentlichen zu können. Bei dieser Gelegenheit möchte ich den ehrenamtlichen Mitgliedern des Gutachtergremiums für Ihre tatkräftige Unterstützung danken. Die Juroren haben durch ihr Engagement entscheidend dazu beigetragen, den "Gerhard-Fürst-Preis" des Statistischen Bundesamtes als bedeutende wissenschaftliche Auszeichnung zu etablieren.

Wiesbaden, im Dezember 2002

Der Präsident des Statistischen Bundesamtes

Johann Hahlen

Inhaltsverzeichnis

1. Einleitung	10
1.1 Untersuchungsgegenstand und -zeitraum	13
1.2 Fragestellungen und Messmethoden	14
1.3 Gang der Untersuchung	17
2. Forschung und Entwicklung im Verarbeitenden Gewerbe der Bundesrepublik Deutschland	19
2.1 Die statistische Erfassung der F&E-Aktivitäten	19
2.2 Entwicklung und Struktur der internen F&E-Aufwendungen	26
2.3 Entwicklung und Struktur der F&E-Gesamtaufwendungen	30
2.4 Zusammenfassung	33
2.5 Anhang	35
3. Die F&E-Kapitalstöcke der untersuchten Wirtschaftsbereiche	36
3.1 Konzeptionelle Grundlagen	36
3.2 Entwicklung des F&E-Kapitalstocks der untersuchten Wirtschaftsbereiche	40
3.3 Zusammenfassung	43
4. Produktivitätsmessung I: Indexberechnung	44
4.1 Theoretische Grundlagen	45
4.2 Der „F&E-Bias“ der traditionellen Indizes der TFP	48
4.3 Die Ergebnisse der Index-Berechnung	51
4.3.1 Beiträge der traditionellen Inputs zum Outputwachstum	52
4.3.2 Beitrag des F&E-Kapitals zum Outputwachstum	53
4.3.3 Wachstumsrate der TFP	55
4.4 Kritik an der Index-Methode	56
4.4.1 Temporäres versus langfristiges Gleichgewicht	57
4.4.2 Ex post-Ertragsraten des Kapitals: Ein Indikator für Verletzungen der Modellannahmen?	61
4.5 Zusammenfassung und Diskussion der Ergebnisse	63
4.6 Anhang: Ergebnisse der Indexberechnung	67

5. Produktivitätsmessung II: Ökonometrische Schätzung einer Produktionsfunktion	72
5.1 Theoretische Grundlagen	74
5.2 Ökonometrische Spezifikation und Schätzresultate	77
5.2.1 Produktivitätseffekte des F&E-Kapitals	78
5.2.2 Einfluss der F&E-Abschreibungsrate auf die geschätzte Ex post- Ertragsrate des F&E-Kapitals	82
5.2.3 Einfluss der F&E-Lags auf die Schätzresultate	85
5.2.4 Schätzung eines Fehlerkorrekturmodells	88
5.2.5 Produktivitätseffekte des F&E-Kapitals der externen und der staatlich finanzierten F&E-Aufwendungen	91
5.2.6 Produktivitätseffekte der Kapitalstöcke der Ausrüstungen und Bauten	94
5.2.7 Zeitliche Veränderung der Produktivität des F&E-Kapitals	96
5.3 Empirische Evidenz für „übernormale“ Erträge des F&E-Kapitals	98
5.4 Zusammenfassung und Diskussion der Ergebnisse	101
5.5 Anhang: Schätzresultate	105
6. Produktivitätsmessung III: Ökonometrische Schätzung eines erweiterten Kostenmodells	117
6.1 Theoretische Grundlagen	119
6.1.1 Eigenschaften der Kostenfunktion	119
6.1.2 Zusammenhänge zwischen primärer und dualer Produktivitäts- messung	120
6.2 Ökonometrische Spezifikation	123
6.2.1 Die beschränkte Translog-Kostenfunktion	125
6.2.2 Berücksichtigung von Marktmacht auf dem Gütermarkt	128
6.3 Schätzung und Schätzresultate	129
6.3.1 Resultate der ökonometrischen Schätzung ohne branchenspezi- fische Effekte	131
6.3.2 Resultate der ökonometrischen Schätzung mit branchenspezi- fischen Effekten	137
6.4 Zusammenfassung und Diskussion der Ergebnisse	144
6.5 Anhang: Schätzresultate	147
7. Schlussbetrachtung	151
7.1 Zusammenfassung der wichtigsten Ergebnisse	151
7.2 Wirtschaftspolitische Implikationen	154
7.3 Ansatzpunkte weiterer Forschung	156
Literaturverzeichnis	158
A. Datenquellen und Konstruktion der Datenbasis	171
A.1 Messung des Outputs	171

A.2	Translog-Mengen-Indizes der Inputs	174
A.3	Messung des Vorleistungsinputs	176
A.3.1	Die Entlohnung der Vorleistungsinputs	176
A.3.2	Faktorpreis der Vorleistungen	178
A.4	Messung des Arbeitsinputs	179
A.4.1	Das Arbeitsvolumen	179
A.4.2	Faktorpreis der Arbeit	182
A.5	Messung der physischen Kapitalinputs	184
A.5.1	Die physischen Kapitalstöcke	184
A.5.2	Faktorpreis des Kapitals	187
A.6	Messung des F&E-Kapitalinputs	188
A.6.1	Der F&E-Kapitalstock	188
A.6.2	Faktorpreis des Kapitals unter Berücksichtigung des F&E-Kapitals	197

Abbildungsverzeichnis

2.1	F&E-Aufwendungen in den untersuchten Wirtschaftsbereichen (1991=100) .	29
2.2	Entwicklung der realen F&E-Gesamtaufwendungen und der vom Wirtschaftssektor finanzierten F&E-Aufwendungen	32
3.1	F&E-Kapitalstöcke der internen F&E-Aufwendungen und der F&E-Gesamtaufwendungen (untersuchte Wirtschaftsbereiche)	41
3.2	F&E-Kapitalstock und Ausrüstungskapitalstock der untersuchten Wirtschaftsbereiche.	42
4.1	Ex post-Ertragsrate, Eigenkapitalrendite und Umlaufrendite	62
6.1	Ex post-Ertragsraten des physischen und des F&E-Kapitals der untersuchten Wirtschaftsbereiche in den Jahren 1980 bis 1993	137
6.2	Dualer und primaler TFP-Index der untersuchten Wirtschaftsbereiche in den Jahren 1981 bis 1993	141

Tabellenverzeichnis

2.1	Anteil der durch die Erhebung der SV-Wissenschaftsstatistik erfassten Beschäftigten in ausgewählten Wirtschaftszweigen des Verarbeitenden Gewerbes im Jahr 1991 nach Beschäftigtengrößenklassen in Prozent	22
2.2	Anteil der Unternehmen an den F&E-Gesamtaufwendungen der Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes nach Beschäftigtengrößenklassen in den Jahren 1985 bis 1993	23
2.3	Interne F&E-Aufwendungen und prozentuale Anteile der alten und neuen Länder für ausgewählte Wirtschaftszweige im Jahr 1991	25
2.4	Die internen F&E-Aufwendungen der Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes und ihr Anteil an der Bruttowertschöpfung	27
2.5	Durchschnittliche Wachstumsraten der realen internen F&E-Aufwendungen im Zeitraum von 1979 bis 1993	35
4.1	Durchschnittliche Wachstumsraten des Outputs und die Beiträge der Inputs und der TFP zum Outputwachstum in den Jahren 1981 bis 1993 in Prozentpunkten	67
4.2	Durchschnittliche Erlösanteile der Inputs in den Jahren 1980 bis 1993 in Prozent	69
4.3	Durchschnittliche Wachstumsraten des Outputs und die Beiträge des F&E-Kapitals und der TFP zum Outputwachstum in den Jahren 1981 bis 1993 in Prozentpunkten bei verschiedenen Abschreibungsraten des F&E-Kapitals	70
5.1	Produktionselastizitäten, Grenzproduktivitäten und Ex post-Ertragsraten des physischen und des F&E-Kapitals	83
5.2	Auswirkungen von Lags auf die geschätzte Produktionselastizität, Grenzproduktivität und Ex post-Ertragsrate des F&E-Kapitals	87
5.3	Produktionselastizitäten, Grenzproduktivitäten und Ex post-Ertragsraten des Ausrüstungs- und des F&E-Kapitals	95
5.4	Ergebnisse der Schätzung der Produktionsfunktion mit den Daten von 28 Wirtschaftsbereichen	105
5.5	Ergebnisse der Schätzung der Produktionsfunktion mit den Daten von 23 Wirtschaftsbereichen (korrigiertes Sample)	106
5.6	Ergebnisse der Schätzung der Produktionsfunktion - konstante versus nichtkonstante Skalenerträge	107

5.7	Ergebnisse der Schätzung der Produktionsfunktion - Alternative Abschreibungsraten des F&E-Kapitals (RE-Modell)	108
5.8	Ergebnisse der Schätzung der Produktionsfunktion - Alternative Abschreibungsraten des F&E-Kapitals (Between-Schätzung)	109
5.9	Ergebnisse der Schätzung der Produktionsfunktion - Verschiedene Lags des F&E-Kapitals	110
5.10	Ergebnisse der Schätzung der Produktionsfunktion - Produktivitätseffekte des externen und staatlich finanzierten F&E-Kapitals der Wirtschaftsbereiche	111
5.11	Ergebnisse der Schätzung der Produktionsfunktion - Produktivitätseffekte der Kapitalstöcke der Bauten und Ausrüstungen	112
5.12	Ergebnisse von Querschnittschätzungen für alle Beobachtungsjahre	113
5.13	Ergebnisse der Schätzung der Produktionsfunktion - Zeitliche Konstanz der partiellen Produktionselastizitäten (RE-Modell)	114
5.14	Ergebnisse der Schätzung der TFP-Gleichung - Produktivitätseffekte des F&E-Kapitals (RE-Modell)	115
5.15	Ergebnisse der Schätzung der TFP-Gleichung - Erste Differenzen mit unterschiedlichen Abschreibungsraten des F&E-Kapitals	116
6.1	Outputelastizitäten, Preiselastizitäten und die Wachstumsrate der Totalen Faktorproduktivität (Mittelwerte)	134
6.2	Elastizitäten, Schattenpreise und Ex post-Ertragsraten des physischen und des F&E-Kapitals (Mittelwerte)	136
6.3	Outputelastizitäten, Preiselastizitäten und die Wachstumsrate der Totalen Faktorproduktivität(Mittelwerte)	139
6.4	Ergebnisse der Schätzung ohne Berücksichtigung branchenspezifischer Effekte	147
6.5	Ergebnisse der Schätzung unter Berücksichtigung branchenspezifischer Effekte (Modell I)	148
6.6	Ergebnisse der Schätzung unter Berücksichtigung branchenspezifischer Effekte (Modell II)	149
6.7	Markups der Wirtschaftsbereiche: Eigene Ergebnisse und die Ergebnisse anderer Untersuchungen	150
A.1	Wachstumsraten der realen F&E-Aufwendungen bei unterschiedlichen Deflatoren	198

1. Einleitung

„IT IS A TAUTOLOGY that economic expansion represents the sum of two sources of growth. On one side are increases in „inputs“: growth in employment, in the education level of workers, and in the stock of physical capital (machines, buildings, roads and so on). On the other side are increases in the output per unit of input; such increases may result from better management or better economic policy, but in the long run are primarily due to increases in knowledge.“ Paul Krugman (1994: S. 66)

Das aus privatwirtschaftlicher 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.¹ Vor diesem Hintergrund scheint die Entwicklung der privatwirtschaftlichen F&E-Aktivitäten in den alten Bundesländern Anlass zur Sorge zu geben. Seit Ende der 80er Jahre gehen die F&E-Aktivitäten des Wirtschaftssektors zurück.² Die Anzahl der Beschäftigten in F&E (Vollzeitäquivalent) ging im Zeitraum von 1987 bis 1996 um ca. 14 Prozent zurück.³ In den alten Bundesländern waren im Jahr 1987 von 10.000 Erwerbstätigen 109 Personen im Bereich F&E tätig. Im Jahr 1996 waren es nur noch 90 Personen. Gleichzeitig stiegen zwar die nominalen F&E-Aufwendungen westdeutscher Unternehmen von 40,5 Mrd. DM im Jahr 1987 um 21 Prozent auf 49,7 Mrd. DM im Jahr 1995, berücksichtigt man jedoch die Preissteigerung im gleichen Zeitraum, bedeutet dieses Wachstum einen Rückgang der realen F&E-Aufwendungen.⁴

Während für andere Industrieländer die Ergebnisse zahlreicher empirischer Studien zu den Produktivitäts- bzw. Wachstumseffekten von F&E vorliegen – dies gilt vor allem für die USA – steht die empirische Forschung in Deutschland noch am Anfang. In jüngster Zeit wurden für Deutschland die Produktivitätseffekte industrieller F&E von Harhoff (1997a,b) auf Unternehmensebene und von Bönnte (1997) auf der Ebene von Wirtschaftsbereichen untersucht. Im Rahmen länderübergreifender Studien wurden die Produktivitätseffekte von F&E von Verspagen (1995, 1997) und Sakurai et al. (1996) untersucht. Eine umfassende Untersuchung auf Branchenebene, in der auch die Zusammensetzung industrieller F&E berücksichtigt wird, steht für Deutschland noch aus. Die vorliegende Untersuchung schließt diese Lücke in der empirischen Forschung.

¹ Siehe z.B. die Überblicksartikel über die Ergebnisse empirischer Studien von Griliches (1992), Helpman (1997), Mohnen (1992) und Nadiri (1993). Zu den theoretischen Arbeiten siehe z.B. Romer (1986, 1990), Jones und Williams (1996).

² Die F&E-Aktivitäten im Wirtschaftssektor werden von der Gemeinnützigen Gesellschaft für Wissenschaftsstatistik mbH im Stifterverband für die Deutsche Wissenschaft erhoben. Im Folgenden wird sie kurz SV-Wissenschaftsstatistik genannt.

³ Siehe SV-Wissenschaftsstatistik (1997), Tabelle D, S. 18.

⁴ Im Jahr 1993 gingen die nominalen F&E-Aufwendungen sogar erstmals seit der Erhebung der F&E-Aktivitäten zurück.

Privatwirtschaftliche Forschung und Entwicklung ist zwar eine wichtige Determinante wirtschaftlichen Wachstums, jedoch kann sie das beobachtete wirtschaftliche Wachstum nicht gänzlich erklären.⁵ In die empirische Untersuchung wirtschaftlichen Wachstums müssen vielmehr die Veränderung der Einsatzmenge aller Inputs als auch Effizienzänderungen der Produktion einbezogen werden.⁶ Ein weiteres Anliegen dieser Untersuchung ist deshalb die Messung der Effizienzänderungen der Produktion. Hierfür sind partielle Produktivitätsmaße, wie die durchschnittliche Arbeitsproduktivität, nicht geeignet. Betrachtet man beispielsweise das Wachstum der Arbeitsproduktivität für die Wirtschaft der Bundesrepublik Deutschland in den vergangenen drei Jahrzehnten, dann läßt sich ein deutlicher Anstieg feststellen. In den 60er Jahren wuchs die Arbeitsproduktivität im Jahresdurchschnitt um 5,3 Prozent. In den 70er und 80er Jahren lag das Wachstum bei 3,7 und 2,5 Prozent.⁷ Dieses Wachstum ist nicht ausschließlich das Resultat von Effizienzsteigerungen, sondern kann zum Teil auf eine kapitalintensivere Produktionstechnologie zurückgeführt werden.⁸ Damit reflektiert das Wachstum der Arbeitsproduktivität auch die Effekte von Substitutionsvorgängen zwischen den Produktionsfaktoren.

Ein geeignetes Maß für Effizienzänderungen stellt die Wachstumsrate der Totalen Faktorproduktivität (TFP) dar. In seinem wegweisenden Beitrag hat Solow (1957) – ausgehend von einer neoklassischen Produktionsfunktion – gezeigt, dass sich die Wachstumsrate des realen Outputs in die Wachstumsrate der (aggregierten) Faktorinputs und eine residuale Wachstumsrate zerlegen lässt, wobei letztere als die Wachstumsrate der Totalen Faktorproduktivität interpretiert wird.⁹ Solow (1957) kam in seiner Untersuchung zu dem Schluss, dass das Wachstum des realen Outputs fast ausschließlich auf das Wachstum der TFP zurückgeht, das heißt auf modellexogene, nicht erklärte Einflüsse.¹⁰ Dieses sogenannte Solow-Residual löste eine Reihe von empirischen Untersuchungen aus, die durch eine tiefere Disaggregation der Faktorinputs das Solow-Residual zu erklären versuchten.¹¹ Solche Untersuchungen existieren mittlerweile für viele Länder.¹²

Trotz verbesserter Inputmessung blieb diese Index-Methode wegen ihrer restriktiven Annahmen umstritten. Anfang der 80er Jahre fand mit der Schätzung von Faktornach-

⁵ Siehe hierzu z.B. Denison (1985) und Griliches (1980, 1988).

⁶ Effizienzänderungen der Produktion können unter anderem das Resultat wirtschaftspolitischer Maßnahmen, wie beispielsweise staatlicher F&E- und Infrastrukturpolitik, sein.

⁷ Dies sind die Wachstumsraten der durchschnittlichen Arbeitsproduktivität, gemessen als reale Bruttowertschöpfung je Erwerbstätigenstunde im Inland. Siehe Institut der deutschen Wirtschaft Köln (1998), Tabelle 36.

⁸ Durch den Mehreinsatz von Kapital steigt bei gleichbleibendem Arbeitseinsatz der Output und somit die Arbeitsproduktivität. Für Deutschland lag in den 70er und 80er Jahren das jahresdurchschnittliche Wachstum der Kapitalintensität bei 3,9 und 2,1 Prozent. Siehe Institut der deutschen Wirtschaft Köln (1998), Tabelle 31.

⁹ Solow (1957) bezeichnete das gemessene Residual als die Wachstumsrate des technischen Wandels.

¹⁰ Er untersuchte die Entwicklung des Bruttosozialprodukts in den USA für den Zeitraum von 1909 bis 1949.

¹¹ Siehe z.B. Jorgenson und Griliches (1967) oder Jorgenson et al. (1987).

¹² Siehe z.B. Dougherty und Jorgenson (1996) und für einen Überblick siehe Fagerberg (1994).

fragemodellen eine neue Methode Eingang in die Produktivitätsmessung.¹³ Durch die ökonomische Schätzung von Faktornachfragemodellen kann eine Quantifizierung der Wachstumsrate der TFP erfolgen, ohne dass die restriktiven Annahmen der Index-Methode getroffen werden müssen. Neuere Untersuchungen nutzen hierfür variable Kostenfunktionen und die daraus abgeleiteten Faktornachfragen, wobei zusätzlich der Gütermarkt durch Outputnachfrage- und Preissetzungsgleichungen berücksichtigt wird.¹⁴

Für Deutschland wurden in den letzten Jahren empirische Untersuchungen, die auf der Index-Methode beruhen, für die Wirtschaftsbereiche des Verarbeitenden Gewerbes der Bundesrepublik Deutschland von Erber und Haid (1992) sowie Schumacher et al. (1995) veröffentlicht. Für diese Bereiche haben Flaig und Steiner (1993b) die Wachstumsrate der TFP durch die ökonomische Schätzung eines Faktornachfragemodells quantifiziert. Forschung und Entwicklung wurde in diesen Produktivitätsanalysen nicht explizit als Produktionsfaktor berücksichtigt. Hier setzt die vorliegende Untersuchung an, in der F&E als eigenständiger Produktionsfaktor untersucht wird.

Warum ist die Messung der Produktivitätseffekte von F&E und der Totalen Faktorproduktivität von wirtschaftspolitischem Interesse? Die wirtschaftspolitische Bedeutung der Produktivitätseffekte der F&E 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 Prozessinnovationen nutzen, ohne hierfür ein Entgelt an den „Produzenten“ entrichten zu müssen. Diese F&E-Spillover bedeuten für die Empfänger der Spillover Produktivitäts- bzw. Effizienzsteigerungen, die sich in Kostensenkungen und Gewinnverbesserungen niederschlagen. Die Höhe der F&E-Investitionen der Unternehmen richtet sich freilich nach den privaten (appropriierbaren) Erträgen und folglich investieren die Unternehmen *ceteris paribus* in zu geringem Umfang. Die Existenz von F&E-Externalitäten bzw. F&E-Spillover verursacht Marktversagen. Der Staat hat die Möglichkeit, durch eine geeignete F&E-Politik die soziale Wohlfahrt zu erhöhen. Dies setzt allerdings voraus, dass sich diese Effekte genau quantifizieren lassen.¹⁵ Nach der neuen Wachstumstheorie kann durch eine solche F&E-Politik nicht nur die statische Allokationseffizienz erreicht werden, sondern die Wachstumsrate des Pro-Kopf-Einkommens dauerhaft erhöht werden.¹⁶

Für die Produktivitätsmessung bedeutet die Existenz von F&E-Spillover zum einen, dass die Grenzproduktivität des Produktionsfaktors F&E auf höheren Aggregations-ebenen, wie z.B. auf Branchenebene oder nationaler Ebene, nicht nur die privaten

¹³ Siehe z.B. Jorgenson und Fraumeni (1981).

¹⁴ Siehe z.B. Morrison (1992a,b), Park und Kwon (1995), Nadiri und Kim (1996).

¹⁵ Siehe hierzu Pfähler und Bönte (1996).

¹⁶ Siehe z.B. Romer (1986, 1990).

Erträge widerspiegelt, sondern auch die sozialen Erträge. Zum anderen führen F&E-Spillover dazu, dass die Totale Faktorproduktivität durch die F&E der Unternehmen beeinflusst wird.¹⁷

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 Branchenebene deutlich höher sind als auf Unternehmensebene, kann dies als Hinweis auf die Existenz von F&E-Spillover zwischen den Unternehmen einer Branche (Industrie), sogenannten *intraindustriellen* F&E-Spillover, gesehen werden.¹⁸ Die Messung der Produktivitätseffekte auf nationaler Ebene spiegelt neben den *intra-* auch *interindustrielle* F&E-Spillover, das heißt Spillover zwischen verschiedenen Branchen, wider. Eine Reihe empirischer Studien kommt zu dem Schluss, dass sowohl *intra-* als auch *interindustrielle* F&E-Spillover existieren.¹⁹ Dass F&E-Spillover nicht an nationalen Grenzen halt machen, zeigen neuere Studien.²⁰ Allerdings zeigen diese Studien auch, dass für Länder wie die USA, Japan und Deutschland die nationale F&E von hoher Bedeutung ist.

Die wirtschaftspolitische Relevanz der Entwicklung der Totalen Faktorproduktivität wird deutlich, wenn man die Wanderung mobiler Faktoren zwischen den Volkswirtschaften betrachtet. Mobile Produktionsfaktoren wandern in die Länder (Regionen), in denen sie die höchste Entlohnung erzielen. Da sich die Entlohnung der Faktoren in kompetitiven Märkten nach den Faktorproduktivitäten richtet, bedeuten hohe Faktorproduktivitäten auch eine hohe Standortattraktivität für mobile Faktoren. Aber selbst in einer Welt ohne Faktormobilität ist das Produktivitätswachstum einer Volkswirtschaft langfristig für die Entwicklung ihres Pro-Kopf-Einkommens entscheidend. Dies gilt zumindest dann, wenn der Einsatz der akkumulierbaren Produktionsfaktoren mit abnehmenden Grenzerträgen verbunden ist.²¹

1.1. Untersuchungsgegenstand und -zeitraum

Eine entscheidende Voraussetzung für Produktivitätsanalysen sind geeignete Daten, wobei insbesondere eine valide Outputmessung von essentieller Bedeutung ist.²² Reale Outputmaße werden durch die Deflationierung der nominalen Outputwerte mit Hilfe von Outputpreisindizes ermittelt. Die Existenz geeigneter Preisindizes des Outputs ist damit wiederum Voraussetzung für eine adäquate Messung des Outputwachstums, das heißt, die Produktivitätsmaße können letztendlich nicht besser sein

¹⁷ Dieser Zusammenhang wird im fünften Kapitel ausführlich erläutert.

¹⁸ Vgl. Griliches (1979).

¹⁹ Für einen Überblick siehe z.B. Griliches (1992) und Nadiri (1993).

²⁰ Siehe hierzu Helpman (1997).

²¹ Siehe Solow (1956).

²² Vgl. Jorgenson et al (1987), S. 152.

als die Preisindizes, die zur Berechnung des realen Outputs genutzt werden.²³

Die vorliegende Untersuchung beschränkt sich auf die Wirtschaftsbereiche des Verarbeitenden Gewerbes der Bundesrepublik Deutschland. In diesen Bereichen reflektieren die Preisindizes am ehesten die „wahre“ Preisentwicklung. Dagegen bleiben andere Wirtschaftsbereiche, wie beispielsweise die „Dienstleistungen“, außer Betracht, da deren Preisindizes sehr problematisch sind.²⁴ Griliches (1994) nennt diese Bereiche sogar „unmeasurable sectors“.

Eine weitere zentrale Größe ist die F&E der Wirtschaftsbereiche.²⁵ Für die Messung der Produktivitätseffekte von F&E stellt die Beschränkung auf die Wirtschaftsbereiche des Verarbeitenden Gewerbes keine wesentliche Beeinträchtigung dar, da der weitaus größte Teil der F&E-Aufwendungen innerhalb des Wirtschaftssektors von den Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes getätigt wird. Der Anteil des Verarbeitenden Gewerbes an den F&E-Aufwendungen des Wirtschaftssektors lag in den vergangenen Jahren regelmäßig bei über 90 Prozent.²⁶

Als F&E-Datenbasis werden die Ergebnisse der Unternehmensbefragungen der SV-Wissenschaftsstatistik genutzt. Durch die Anforderungen an die Qualität der Daten wird der Untersuchungszeitraum auf die Jahre von 1979 bis 1993 beschränkt. Die F&E-Daten der vorhergehenden Jahre sind auf Grund eines deutlichen Anstiegs der Zahl der erfassten Unternehmen nicht mit den Nachfolgejahren vergleichbar.

Andere vorliegende Datenquellen sind für den Untersuchungszweck nicht geeignet. Beispielsweise wird im Rahmen der Innovationserhebungen des Ifo-Instituts für Wirtschaftsforschung nur erfasst, ob die Unternehmen Innovationen durchführen oder nicht. Aussagen über die Quantität der Innovationsaktivitäten lassen sich aus diesen binären Daten nicht ableiten. Neben der SV-Wissenschaftsstatistik erhebt auch das ZEW (Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung) die F&E-Aufwendungen der Unternehmen, allerdings werden die Befragungen erst seit 1993 durchgeführt, so dass diese Zeitreihen für den Untersuchungszweck zu kurz sind.

1.2. Fragestellungen und Messmethoden

Die vorliegende Untersuchung verfolgt jeweils ein inhaltliches und ein methodisches Ziel. Der inhaltliche Beitrag besteht in der Analyse der Produktivitätsentwicklung der Wirtschaftsbereiche des Verarbeitenden Gewerbes der Bundesrepublik Deutschland im Zeitraum von 1979 bis 1993, wobei F&E als eigenständiger Produktionsfaktor berücksichtigt wird. Die zentralen inhaltlichen Fragen dieser Untersuchung lauten:

1. Wie hoch sind die Wachstumsraten der TFP?

²³ Vgl. Griliches (1994) und Griliches und Lichtenberg (1984).

²⁴ Für die Konstruktion von Outputpreisindizes stellt insbesondere die Berücksichtigung von Qualitätsänderungen ein Problem dar.

²⁵ Die F&E-Daten werden im zweiten Kapitel und im Anhang A ausführlich erläutert.

²⁶ Siehe SV-Wissenschaftsstatistik (1997).

2. Welchen Beitrag leistet das Wachstum der TFP zum Outputwachstum?
3. Wie hoch sind die Produktivitätseffekte industrieller F&E?
4. Ist die Zusammensetzung industrieller F&E für deren Produktivitätseffekte von Bedeutung?
5. Ergeben sich aus den Schätzergebnissen Hinweise auf *intra*industrielle F&E-Spillover?

Für die Beantwortung dieser Fragestellungen stehen verschiedene Messmethoden zur Verfügung, wobei in empirischen Produktivitätsanalysen im wesentlichen von zwei Methoden Gebrauch gemacht wird. Dies sind die Index-Methoden (nichtparametrische Ansätze) und die ökonometrische Schätzung von Produktions- und Kostenfunktionen (parametrische Ansätze).²⁷

Methodisches Ziel der vorliegenden Untersuchung ist eine Antwort auf die Frage, ob die Ergebnisse hinsichtlich unterschiedlicher Messmethoden und verschiedener ökonometrischer Spezifikationen robust sind. Zu diesem Zweck wird der Datensatz der Wirtschaftsbereiche mit alternativen Methoden und Modellspezifikationen untersucht. Es wird dabei die folgende Vorgehensweise gewählt: Zunächst wird untersucht, wieviel sich mit einfachen Hypothesen und einfachen Messmethoden erklären lässt. Im weiteren Verlauf der Arbeit werden anspruchsvollere Messmethoden genutzt, um komplexere Erklärungen für die beobachteten Entwicklungen zu ermöglichen.

Im ersten Schritt werden Produktivitätsindizes der einzelnen Wirtschaftsbereiche berechnet. Das inhaltliche Ziel besteht in der Quantifizierung des Produktivitätswachstums und der Beiträge der Inputs, insbesondere der F&E, zum Outputwachstum. Im Sinne der oben genannten Vorgehensweise stellt diese Index-Methode den Ansatz mit den einfachsten Hypothesen dar. Die Vorteile der Index-Methode liegen vor allem darin, dass die ökonometrische Spezifikation und Schätzung von Produktions- und Kostenfunktionen nicht notwendig ist. Sie ist damit auch für kurze Zeitreihen anwendbar, und statistische Probleme, wie beispielsweise Multikollinearität der Regressoren oder Simultanitätsprobleme, treten nicht auf. Dieser Vorteil erweist sich insofern als Nachteil, als dass die restriktiven Annahmen, die zur Berechnung des Produktivitätsindex getroffen werden müssen, nicht durch statistische Tests überprüft werden können.²⁸

Im zweiten Schritt werden die Daten der Wirtschaftsbereiche einer ökonometrischen Analyse unterzogen. Hierfür wird sowohl eine Produktionsfunktion als auch eine Kostenfunktion geschätzt. Die parallele Verwendung beider Ansätze ist eher unüblich und soll deshalb begründet werden. In der Regel wird in empirischen Studien einer

²⁷ Vgl. Good et al. (1996).

²⁸ Diese Annahmen werden im vierten Kapitel erläutert.

der beiden Ansätze zur Untersuchung der oben genannten Fragestellungen gewählt. Die empirischen Studien zu den Produktivitätseffekten der F&E liefern allerdings Ergebnisse, die sich zum Teil erheblich unterscheiden. Es stellt sich die Frage, ob sich die unterschiedlichen Ergebnisse durch die gewählte ökonomische Spezifikation oder durch die unterschiedlichen Datensätze erklären lassen. Mohnen (1992) stellt hierzu fest, dass die Höhe der ermittelten Produktivitätseffekte der F&E weniger vom Untersuchungsgegenstand als von der Modellspezifikation abzuhängen scheint. Die Abhängigkeit der Schätzergebnisse vom gewählten Ansatz lässt sich beispielsweise auch für empirische Studien zu den Produktivitätseffekten der Infrastruktur konstatieren. Pfähler, Hofmann und Bönte (1996) kommen zu dem Schluss, dass die Ergebnisse derjenigen Studien, welche den produktionstheoretischen Ansatz nutzen, deutlich von den Ergebnissen derjenigen Studien abweichen, welche den kostentheoretischen Ansatz wählen. Auf Grund des möglichen Einflusses der gewählten Modellspezifikation auf die Ergebnisse kommt Feldstein (1982) zu dem Schluss, dass eine Fragestellung anhand unterschiedlicher Modellspezifikationen untersucht werden sollte, da die ökonomische Schätzung eines Modells nicht der Durchführung naturwissenschaftlicher Experimente gleichkommt.²⁹

Inhaltliches Ziel der ökonomischen Schätzung einer Produktionsfunktion ist vor allem die Quantifizierung der Produktivitätseffekte industrieller F&E. Die ökonomische Schätzung von Produktionsfunktionen erfordert keine Annahmen über die Wettbewerbssituation auf Produkt- und Faktormärkten. Allerdings müssen die Annahmen der statistischen Theorie erfüllt sein. Hier stellt sich für die Schätzung von Produktionsfunktionen vor allem das Simultanitätsproblem, das darin besteht, dass die Annahme schwacher Exogenität der Produktionsfaktoren nicht notwendigerweise erfüllt ist.³⁰

Die Schätzung des Kostenmodells dient in erster Linie der Beantwortung der Fragen eins und drei. Der Vorteil der Schätzung eines Kostenmodells ist zum einen darin zu sehen, dass die Schätzergebnisse komplexere Erklärungen hinsichtlich der gestellten Fragen ermöglichen, was durch die explizite Modellierung des Verhaltens der Unternehmen erreicht wird. Zum anderen wird durch die Nutzung der in den Faktornachfragen enthaltenen Informationen die statistische Effizienz der Schätzung erhöht. Allerdings ist dieser Ansatz im Hinblick auf die Spezifikation und den Datenbedarf anspruchsvoller als die oben erwähnten Ansätze, wodurch die Gefahr einer möglichen Fehlspezifikation steigt und das Problem von Messfehlern in den Daten möglicherweise zunimmt.

²⁹ Vgl. Feldstein (1982), S. 828 ff.

³⁰ Eine ausführliche Darstellung dieser Problematik findet sich bei Griliches und Mairesse (1995).

1.3. Gang der Untersuchung

Im zweiten Kapitel werden zunächst die vorliegenden F&E-Daten hinsichtlich ihrer Repräsentanz und Kompatibilität mit anderen verwendeten Daten geprüft und damit auf ihre Eignung für die Produktivitätsanalysen der Kapitel vier bis sechs untersucht. Die weiteren Ausführungen des zweiten Kapitels lenken den Blick auf auffällige Entwicklungen der F&E-Aufwendungen.

Die konzeptionellen Grundlagen des F&E-Kapitalstocks als Indikator für den Stand des technischen Wissens sind Gegenstand des ersten Abschnitts des dritten Kapitels. Im zweiten Abschnitt wird die zeitliche Entwicklung der F&E-Kapitalstöcke, die in dieser Untersuchung berechnet werden, beschrieben. Die F&E-Kapitalstöcke der Wirtschaftsbereiche werden in den nachfolgenden Kapiteln genutzt, um die Produktivitätseffekte des F&E-Kapitals zu bestimmen.

Zur Messung der Wachstumsrate der TFP und der Beiträge der Produktionsfaktoren zum Outputwachstum werden im vierten Kapitel Produktivitätsindizes berechnet. Die Annahmen des Modells werden erläutert, und es wird dargestellt, wie sich die Vernachlässigung des Produktionsfaktors F&E auf die Messung der TFP auswirkt. Dieser F&E-Bias wird quantifiziert, wobei zusätzlich die Sensitivität der Ergebnisse hinsichtlich verschiedener Abschreibungsrate des F&E-Kapitals überprüft wird.

Im fünften Kapitel wird eine um die F&E-Kapitalstöcke der Wirtschaftsbereiche erweiterte Produktionsfunktion ökonometrisch geschätzt. Hierfür werden die zusammengefassten (gepoolten) Daten der Wirtschaftsbereiche verwendet. Es wird insbesondere untersucht, ob die Zusammensetzung des Produktionsfaktors F&E für die Produktivitätsentwicklung relevant ist und ob sich die Produktivitätseffekte des F&E-Kapitals im Untersuchungszeitraum verändert haben. Um Hinweise auf F&E-Spillover zu erhalten, werden Indizes der Totalen Faktorproduktivität – die auf den Ergebnissen des vorhergehenden Kapitels basieren – auf die F&E-Kapitalstöcke der Wirtschaftsbereiche regressiert. In methodischer Hinsicht wird untersucht, inwieweit veränderte Annahmen über die Abschreibungsrate und den Lag des F&E-Kapitalstocks zu abweichenden Ergebnissen führen. Um der möglichen Nichtstationarität der verwendeten Zeitreihen Rechnung zu tragen, wird hier ein Fehlerkorrekturmodell geschätzt.

Im sechsten Kapitel wird ein Faktornachfragemodell geschätzt, welches um die Preissetzungsgleichung und inverse Nachfragegleichung erweitert ist. Dieses Modell ermöglicht die Modellierung kurzfristiger Gleichgewichte, indem zwischen variablen und fixen Produktionsfaktoren unterschieden wird. Das physische und das F&E-Kapital werden als fixe Inputs behandelt. Neben der Quantifizierung der Wachstumsraten der TFP und der Ermittlung der Ex post-Ertragsraten des physischen und des F&E-Kapitals kann dadurch zusätzlich überprüft werden, ob grundlegende Annahmen der Indexberechnung verletzt sind. Hier wird insbesondere untersucht, ob sich für die einzelnen Wirtschaftsbereiche die Existenz von Marktmacht feststellen lässt.

Das siebte Kapitel fasst die wichtigsten Ergebnisse der vorliegenden Untersuchung zusammen, und es werden wirtschaftspolitischen Implikationen der Untersuchungsergebnisse diskutiert.

Im Anhang A werden die Datenquellen und die Konstruktion der Datenbasis ausführlich erläutert. Es werden die F&E-Kapitalstöcke der Wirtschaftsbereiche berechnet und die traditionellen Produktionsfaktoren Vorleistungen, Arbeit und physisches Kapital um ihre F&E-Anteile korrigiert. Für die Berechnung der realen F&E-Aufwendungen werden spezielle F&E-Preisindizes gebildet. Zusätzlich werden Preisindizes des Outputs und der Vorleistungen für die untersuchten Wirtschaftsbereiche ermittelt.

2. Forschung und Entwicklung im Verarbeitenden Gewerbe der Bundesrepublik Deutschland

Im ersten Abschnitt dieses Kapitels wird die F&E-Datenbasis erläutert und es wird überprüft, ob sie für den Untersuchungszweck geeignet ist. Im weiteren Verlauf des Kapitels soll ein Überblick über auffällige Entwicklungen der F&E-Aufwendungen gegeben werden. Hierfür wird zwischen internen und den externen F&E-Aufwendungen unterschieden. Interne Aufwendungen der Unternehmen, sind diejenigen Aufwendungen für F&E, die in einem Unternehmen oder Wirtschaftsbereich entstehen. Hierunter fallen auch F&E-Leistungen, die ein Unternehmen oder Wirtschaftsbereich im Auftrag für andere erbringt. Dagegen entstehen externe F&E-Aufwendungen, wenn F&E-Aufträge an Dritte vergeben werden.¹ Die F&E-Gesamtaufwendungen ergeben sich aus der Summe von internen und externen F&E-Aufwendungen. Der zweite Abschnitt beschreibt die Entwicklung der internen F&E-Aufwendungen im Zeitablauf. Die internen Aufwendungen geben Aufschluss darüber, in welchen Wirtschaftsbereichen F&E durchgeführt wird.² Im dritten Abschnitt wird die Entwicklung der F&E-Gesamtaufwendungen erläutert. Dabei zeigt sich, dass die externen F&E-Aufwendungen im Beobachtungszeitraum sowohl absolut als auch anteilmäßig deutlich zugenommen haben. Die Daten der SV-Wissenschaftsstatistik lassen zudem eine Differenzierung nach Herkunft der Mittel zu. Es wird dargelegt, wie sich der Anteil der staatlich finanzierten F&E-Aufwendungen in den untersuchten Wirtschaftsbereichen entwickelt hat. Das Kapitel schließt mit einer Zusammenfassung der Ergebnisse. Eine ausführliche Beschreibung der Datenquellen und der Konstruktion der Datenbasis findet sich im Anhang A.

2.1. Die statistische Erfassung der F&E-Aktivitäten

In der Bundesrepublik Deutschland existiert keine Gesetzesgrundlage für die Datenerhebung von Forschung und Entwicklung im Wirtschaftssektor durch die Statistischen Ämter, deshalb liegen *keine amtlichen Erhebungen* vor.³ Dem Wirtschaftssektor werden Firmen, Organisationen und Institutionen zugerechnet, „... deren Haupttätigkeit es ist, Güter und Dienstleistungen zu produzieren, um sie am Markt zu einem Preis anzubieten, der annähernd wenigstens die Herstellungskosten deckt...“⁴ Die F&E-Daten des Wirtschaftssektors werden seit 1959 regelmäßig vom Stifterverband für die Deutsche Wissenschaft – seit 1983 von dessen Tochtergesellschaft, der SV-Gemeinnützigen Gesellschaft für Wissenschaftsstatistik mbH, Essen – erhoben. Al-

¹ Dies können Aufträge an andere Unternehmen oder Institutionen für Gemeinschaftsforschung (IGF) innerhalb des Wirtschaftssektors, an Hochschulen oder an Unternehmen und Institutionen im Ausland sein. Siehe SV-Wissenschaftsstatistik (1996), S. 24.

² Siehe SV-Wissenschaftsstatistik (1996), S. 43*.

³ Vgl. Bundesbericht Forschung (1993), S. 538.

⁴ Aus SV-Wissenschaftsstatistik (1996), S. 19.

le zwei Jahre werden Unternehmen des Wirtschaftssektors nach ihren F&E-Inputs, wie beispielsweise F&E-Aufwendungen oder ihren Beschäftigten im F&E-Bereich, befragt. Es liegen folglich nur für jedes zweite Jahr ex post F&E-Daten – und damit unvollständige Zeitreihen – vor. Für die Zwischenjahre liegen lediglich die Angaben über die geplanten F&E-Gesamtaufwendungen vor.⁵ Diese Daten werden in dieser Untersuchung genutzt, um Schätzwerte für die Zwischenjahre zu ermitteln. Die Vorgehensweise zur Bestimmung dieser Schätzwerte ist im Anhang A beschrieben, da in diesem Kapitel lediglich die Grundlagen der F&E-Datenbasis und interessante Entwicklungen der F&E im Verarbeitenden Gewerbe dargestellt werden sollen.

Die SV-Wissenschaftsstatistik legt bei ihren Befragungen die Richtlinien der Organisation für Wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (OECD) zu Grunde.⁶ Die sogenannten Frascati-Richtlinien enthalten Ausführungen über Definitionen und Konventionen, Klassifizierungen und Methoden der Messung von F&E-Tätigkeiten. Entsprechend dieser Richtlinien werden von der SV-Wissenschaftsstatistik den Fragebögen, die an die Firmen und Institutionen verschickt werden, Begriffsbestimmungen beigelegt, die eine Abgrenzung der F&E-Aktivitäten ermöglichen sollen. *For-schung und experimentelle Entwicklung (F&E)* wird definiert als:⁷

„Systematische, schöpferische Arbeit zur Erweiterung des vorhandenen Wissens im Bereich der Naturwissenschaften, Ingenieurwissenschaften, medizinischen Wissenschaften und Agrarwissenschaften. Die Verwendung des gewonnenen Wissens dient dem Ziel, neue Anwendungsmöglichkeiten zu finden.“

An dieser Definition von F&E wird kritisiert, dass nicht alle Aktivitäten, die zu Produkt- und Prozessinnovationen führen, durch diese Definition erfasst werden.⁸ Nicht enthalten sind die Aktivitäten aus dem Bereich Design und Konstruktion, Aus- und Weiterbildungsaktivitäten und Arbeiten zur Nachentwicklung bereits vorhandener Produkte. Darüber hinaus wird in der F&E-Erhebung des Wirtschaftssektors der Bundesrepublik Deutschland nur die naturwissenschaftlich-technische F&E berücksichtigt; die geistes- und sozialwissenschaftliche F&E bleibt unberücksichtigt.⁹

In der vorliegenden Untersuchung werden die F&E-Daten der SV-Wissenschaftsstatistik mit den Daten der Wirtschaftsbereiche der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) des Statistischen Bundesamtes zusammengeführt. Die Ergebnisse können nur dann sinnvoll interpretiert werden, wenn die F&E-Daten bestimmte Anforderungen erfüllen: Erstens sollten die F&E-Daten den einzelnen Wirtschaftsbereichen zugeordnet werden können. Zweitens sollten die

⁵ Vgl. SV-Wissenschaftsstatistik (1994), S. 18

⁶ Grundlage der Befragungen ist das sogenannte Frascati-Manual der OECD, in dem internationale Standards hinsichtlich der Messung von wissenschaftlichen und technologischen Aktivitäten geregelt sind. Siehe Frascati-Manual (1993).

⁷ Aus SV-Wissenschaftsstatistik (1996), S. 37*.

⁸ Vgl. Felder et al. (1995), S.2 ff.

⁹ Vgl. Grenzmann (1993), S.11.

F&E-Aufwendungen der Wirtschaftsbereiche möglichst umfassend erfasst werden. Drittens sollten die F&E-Daten einzelner Jahrgänge vergleichbar sein. Daraus ergeben sich drei Fragen im Hinblick auf die in dieser Untersuchung verwendeten F&E-Daten:

- Sind die F&E-Daten mit den VGR-Daten des Statistischen Bundesamtes kompatibel, das heißt, liegen sie in vergleichbarer Abgrenzung vor?
- Sind die F&E-Daten auch für einzelne Wirtschaftszweige repräsentativ?
- Sind die F&E-Daten der einzelnen Erhebungsjahre vergleichbar?

Zur Frage der Kompatibilität: Die SV-Wissenschaftsstatistik untergliedert den Wirtschaftssektor in einzelne Wirtschaftszweige entsprechend der Systematik der Wirtschaftszweige (WZ) des Statistischen Bundesamtes, Ausgabe 1979. Die Unternehmen werden in der F&E-Statistik dem Schwerpunkt der wirtschaftlichen Tätigkeit zugeordnet, wie dies auch in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen der Wirtschaftsbereiche geschieht. Nach Auskunft der SV-Wissenschaftsstatistik konnte auch bei Konzernen die Mehrzahl der zugehörigen Unternehmen den jeweiligen Wirtschaftszweigen zugeordnet werden. Die SV-Wissenschaftsstatistik hat für diese Untersuchung auch *nichtveröffentlichte* F&E-Daten auf der Ebene der WZ-Dreisteller zur Verfügung gestellt, so dass eine Umrechnung auf die VGR-Systematik ermöglicht wurde. Hierdurch ist die Kompatibilität der Daten der F&E-Statistik mit den Daten des Statistischen Bundesamtes gewährleistet.

Zur Frage der Repräsentativität der F&E-Statistik: Für die Messung des Niveaus und der Struktur der F&E-Aktivitäten sollten möglichst alle Unternehmen erfasst sein (Vollerhebung) oder repräsentative Stichproben gezogen werden. In die Erhebungen werden alle Unternehmen und Institutionen aufgenommen, von denen die SV-Wissenschaftsstatistik annimmt, dass sie zu dem jeweiligen Erhebungszeitpunkt F&E durchführen. In diesem Sinn handelt es sich um eine Vollerhebung der F&E-Aktivitäten.¹⁰ Die Grundgesamtheit aller forschenden Unternehmen ist allerdings nicht bekannt und so stellt sich die Frage wie repräsentativ die F&E-Daten der SV-Wissenschaftsstatistik sind.

Die Anzahl der in die Erhebung einbezogenen Unternehmen stellt wegen der Konzernmeldungen und -verflechtungen keinen aussagefähigen Indikator für die Vollständigkeit der Erhebung dar.¹¹ Deshalb vergleicht die SV-Wissenschaftsstatistik zur Messung der Repräsentanz die in der F&E-Erhebung erfasste Zahl der Beschäftigten mit der Zahl der Beschäftigten, welche in der amtlichen Statistik über das Produzierende Gewerbe (StaBu, Reihe 4.2.1) ausgewiesen wird.¹²

¹⁰ Ausnahmen bilden die Erhebungen der F&E-Aufwendungen in den kleinen und mittleren Unternehmen (KMU) in den Jahren 1991 und 1993.

¹¹ Vgl. Grenzmann (1993), S. 17.

¹² Der Vergleich bezieht sich auf Unternehmen mit mindestens 20 Beschäftigten.

Tabelle 2.1.: Anteil der durch die Erhebung der SV-Wissenschaftsstatistik erfassten Beschäftigten in ausgewählten Wirtschaftszweigen des Verarbeitenden Gewerbes im Jahr 1991 nach Beschäftigtengrößenklassen in Prozent

Wirtschaftszweige	20 ≤ B	500 ≤ B	1000 ≤ B
(242) Maschinenbau	82,4	86,2	92,1
(244/245) Straßenfahrzeugbau	86,3	95,2	95,5
(250) Elektrotechnik	84,9	91	95
(27) Leder, Textil- und Bekleid.	25,8	37,2	39,3
Verarbeitendes Gewerbe	67,6	83,3	90,3

Quelle: SV-Wissenschaftsstatistik. B steht für Beschäftigte. Die in Klammern stehenden Zahlen bezeichnen die Nummern der Systematik der Wirtschaftszweige, Ausgabe 1979.

Tabelle 2.1 zeigt, dass für *große Unternehmen* – das sind Unternehmen mit mehr als 500 Beschäftigten – annähernd von einer Vollerhebung der F&E-Daten ausgegangen werden kann. Im Verarbeitenden Gewerbe liegt der Anteil der durch die Erhebungen der SV-Wissenschaftsstatistik erfassten Beschäftigten bei Unternehmen über 1000 Beschäftigten bei ca. 90 Prozent. Aus dieser Tabelle geht außerdem hervor, dass im Jahr 1991 in forschungsintensiven Wirtschaftszweigen, hier sind beispielhaft der Maschinenbau, der Straßenfahrzeugbau und die Elektrotechnik aufgeführt, der Anteil sogar über 90 Prozent liegt. Dies ist besonders hervorzuheben, da der größte Teil der F&E-Aufwendungen in großen Unternehmen und in forschungsintensiven Wirtschaftszweigen anfällt. Unterdurchschnittlich ist die Repräsentativität hingegen in Wirtschaftszweigen, die nur einen geringen Anteil an den F&E-Aufwendungen des gesamten Wirtschaftssektors haben. Beispielhaft ist in Tabelle 2.1 der Wirtschaftszweig Leder, Textil und Bekleidung aufgeführt. Dies kann ein Problem darstellen, falls sich unter den nicht erfassten Unternehmen einige befinden, die vergleichsweise hohe Ausgaben für F&E tätigen.

Die Erfassung der F&E-Aktivitäten *kleiner und mittlerer Unternehmen (KMU)* – das sind Unternehmen mit weniger als 500 Beschäftigten – stellt eines der größten Probleme der F&E-Statistik im Wirtschaftssektor dar. Bei Berücksichtigung dieser Unternehmen geht der Anteil der durch die Erhebungen erfassten Beschäftigten zurück. Der Tabelle 2.1 ist zu entnehmen, dass im Jahr 1991 bei Berücksichtigung kleiner und mittlerer Unternehmen der Anteil der erfassten Beschäftigten auf ca. 67 Prozent zurückgeht. Bei Berücksichtigung der Unternehmen mit weniger als 20 Beschäftigten dürfte dieser Anteil noch niedriger sein.¹³ Dies kann zum einen darauf zurückzuführen sein, dass viele Unternehmen keine F&E im obigen Sinne durchführen, zum anderen kann man

¹³ Die Unternehmensstatistik des Statistischen Bundesamtes erfasst nur Unternehmen mit mindestens 20 Beschäftigten. Es stehen für die kleinsten Unternehmen deshalb keine Vergleichswerte zur Verfügung. Siehe SV-Wissenschaftsstatistik (1996), S. 41.

von einer Unterschätzung der informellen F&E-Aufwendungen in diesen Unternehmen ausgehen.¹⁴ Sie führen zum Teil F&E im Sinne der obigen Definition durch, jedoch wird diese möglicherweise von den Unternehmen selbst nicht als Forschung und Entwicklung gesehen.

Tabelle 2.2.: Anteil der Unternehmen an den F&E-Gesamtaufwendungen der Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes nach Beschäftigtengrößenklassen in den Jahren 1985 bis 1993

Beschäftigtengrößenklassen	1985	1987	1989	1991	1993
bis 499 (KMU)	14,5	12,7	11,2	11,3	12,2
bis 1000	18,6	17,0	15,0	15,6	16,9
über 1000	81,4	83,0	85,0	84,4	83,0

Quelle: SV-Wissenschaftsstatistik.

Die SV-Wissenschaftsstatistik hat die F&E-Aktivitäten bei mittelständischen Unternehmen in einem Projekt genauer untersucht.¹⁵ Im Jahr 1991 gehörten ca. 87 Prozent aller durch die Erhebung erfassten Unternehmen zum Bereich der KMU's, jedoch stellte diese Gruppe nur 15 Prozent des F&E-Personals. Auf Basis der Daten des Mannheimer Innovationspanels kommen Felder et al. (1995) zu ganz ähnlichen Ergebnissen: Im Jahre 1992 hatten nur 10 Prozent der kleinen Unternehmen (5 bis 49 Beschäftigte) im Verarbeitenden Gewerbe Westdeutschlands eine F&E-Abteilung, und nur weniger als 30 Prozent dieser Unternehmen betrieben F&E. Der Anteil der F&E treibenden Unternehmen wächst dieser Studie zufolge, bis die Marke von 500 Beschäftigten erreicht ist und erreicht dann einen Wert von 82 bis 85 Prozent.

Im Laufe der Erhebungen der SV-Wissenschaftsstatistik hat sich die Berücksichtigung der kleinen und mittleren Unternehmen verbessert. Der größte Teil der erfassten F&E, nämlich über 80 Prozent, wird von großen Unternehmen getätigt, welche durch die Erhebung der SV-Wissenschaftsstatistik gut repräsentiert werden (siehe Tabelle 2.2). Man kann folglich, vor allem für die forschungsintensiven Wirtschaftszweige mit einem relativ geringen Anteil von KMU's, von einer guten Annäherung an die „wahre“ Höhe der F&E-Aufwendungen ausgehen.

Zur Frage der Vergleichbarkeit der Jahresdaten: Es sollten keine Strukturbrüche in den Zeitreihen auftreten, die beispielsweise auf Grund gravierender Änderungen der definitorischen Abgrenzungen der F&E-Aktivitäten, der Erhebungsmethode und der Grundgesamtheit, die es zu erfassen gilt, entstehen können. Dieser Aspekt wird im Folgenden diskutiert.

Die Zahl der erfassten Unternehmen blieb über die Jahre nicht konstant. Daraus ergeben sich für die Vergleichbarkeit der Jahresdaten Probleme, da es zu rein statistischen

¹⁴ Vgl. z.B. SV-Wissenschaftsstatistik (1980) S. 10 und Kleinknecht (1987).

¹⁵ Vgl. SV-Wissenschaftsstatistik (1994), S. 31 ff.

Effekten kommen kann. Wächst beispielsweise die Zahl der Unternehmen, die zum Berichtskreis gehören und F&E betreiben, über die Zeit an, könnte ein Anstieg der gemessenen F&E-Aufwendungen sowohl auf reale Entwicklungen in der Wirtschaft zurückzuführen sein als auch auf eine verbesserte Erfassung der relevanten Unternehmen. Diese Effekte lassen sich aus dem vorliegenden Datenmaterial nicht isolieren.¹⁶ In den Zeitreihen der F&E-Daten gibt es zwei Zeitpunkte, für welche diese Problematik ein besonderes Gewicht erhält. Dies ist zum einen das Jahr 1979, in welchem der Berichtskreis vergrößert wurde und zum anderen das Jahr 1991, in welchem die neuen Länder erstmals in die F&E-Statistik aufgenommen wurden.

Ein Teil der F&E treibenden KMU's wurde erstmals im Jahr 1979 erfasst, da erstmals auf zwei Datenquellen zurückgegriffen werden konnte. Neben den Erhebungen der SV-Wissenschaftsstatistik (SV-Berichtskreis) konnten die Daten aus dem statistischen Teil der Anträge zum F&E-Personalkostenzuschussprogramm (PKZ-Berichtskreis) in die Erhebung einbezogen werden.¹⁷ Die F&E-Daten wurden auf Basis der bewilligten Anträge der F&E-Förderprogramme der Bundesregierung in die F&E-Statistik integriert.¹⁸ Hierdurch fielen F&E-Daten über den Bereich kleinerer und mittlerer Unternehmen an, die von der SV-Wissenschaftsstatistik bis dahin nicht erfasst wurden (Unternehmen mit weniger als 50 Beschäftigten). Daraus ergeben sich jedoch auch zwei Effekte, die die Datenqualität beeinträchtigen:¹⁹ *Erstens* läßt sich eine stark eingeschränkte Vergleichbarkeit der F&E-Daten vor und nach Einbeziehung der PKZ-Daten feststellen. Im gesamten Wirtschaftssektor stiegen die F&E-Gesamtaufwendungen im Zeitraum von 1977 bis 1979 um mehr als 39 Prozent. Diese Steigerung ist im Vergleich zu anderen Zeiträumen auffallend hoch. Ein Teil dieses Anstiegs ist auf den methodisch-statistischen Effekt der Einbeziehung der PKZ-Daten zurückzuführen.²⁰

Zweitens wirkt sich die Zunahme der PKZ-Daten auch in den nachfolgenden Jahren auf die F&E-Statistik aus.²¹ Die einzelnen Unternehmen stellen nicht in allen Beobachtungsjahren Anträge zur Förderung, so dass in der Beschäftigtengrößenklasse der Unternehmen mit bis zu 500 Beschäftigten der Anteil der Unternehmen, die aus der Erhebung ausscheiden bzw. neu oder wieder hinzukommen, besonders hoch ist. Dies bedeutet in den Jahren bis 1987, dem Jahr des Auslaufens des PKZ-Programms, eine hohe Fluktuationsrate.²²

¹⁶ Nach Auskunft der SV-Wissenschaftsstatistik dürften die realen Effekte einen sehr viel größeren Einfluss auf die Veränderung der gemessenen F&E haben als die statistischen Effekte.

¹⁷ Vgl. SV-Wissenschaftsstatistik (1985), S. 10.

¹⁸ Siehe SV-Wissenschaftsstatistik (1994), S. 15.

¹⁹ Vgl. SV-Wissenschaftsstatistik (1985), S. 12 ff.

²⁰ Die Validität der F&E-Daten der Jahre bis 1979 ist folglich eingeschränkt. Die F&E-Aufwendungen der Jahre vor 1979 wurden deshalb angehoben. Die Vorgehensweise der Anhebung ist im Anhang A beschrieben.

²¹ Die so erfassten Unternehmen hatten in den Jahren 1983, 1985 und 1987 einen Anteil von 10, 7 und 6,6 Prozent an den F&E-Gesamtaufwendungen der Unternehmen. Siehe SV-Wissenschaftsstatistik (1990), S. 17.

²² In den Jahren 1991 und 1993 konnte die SV-Wissenschaftsstatistik auf eigene Daten zurückgreifen, da die

Tabelle 2.3.: Interne F&E-Aufwendungen und prozentuale Anteile der alten und neuen Länder für ausgewählte Wirtschaftszweige im Jahr 1991

Wirtschaftszweige	alte Länder	neue Länder
Verarbeitendes Gewerbe	47,45 (96,9%)	1,52 (3,1%)
Chemische Industrie [200]	9,9 (97,2%)	0,28 (2,8%)
Maschinenbau [242]	4,94 (91,1%)	0,449 (8,9%)
Elektrotechnik [250]	12,43 (97,8%)	0,280 (2,2%)
Feinmechanik, Optik [252]	0,76 (93,1%)	0,06(6,9%)

Quelle: SV-Wissenschaftsstatistik, eigene Berechnungen. Die in eckigen Klammern stehenden Zahlen bezeichnen die Nummern der Systematik der Wirtschaftszweige, Ausgabe 1979.

Im Jahr 1991 wurden erstmals die F&E-Aktivitäten der neuen Länder und Ost-Berlins in der Erhebung der SV-Wissenschaftsstatistik berücksichtigt. Diese Veränderung der Grundgesamtheit führt zu Brüchen in den Zeitreihen, falls es sich nicht ausdrücklich um Angaben für das frühere Bundesgebiet handelt.²³ Für die internen Aufwendungen ist die Fortführung der Zeitreihen für das frühere Bundesgebiet ohne größere Probleme möglich. Hingegen erweist es sich bei den F&E-Gesamtaufwendungen als methodisch schwierig.

Aus Tabelle 2.3 geht hervor, dass der Anteil der neuen Länder an den internen F&E-Aufwendungen im Jahr 1991 relativ gering war. Im Jahr 1991 wurden im Verarbeitenden Gewerbe des früheren Bundesgebiets interne F&E-Aufwendungen in Höhe von ca. 47,5 Mrd. DM getätigt, während sich diese in den neuen Ländern und Ost-Berlin lediglich auf ca. 1,5 Mrd. DM beliefen. Für einzelne Wirtschaftszweige kann sich die Zunahme der neuen Länder dennoch in Form einer deutlichen Erhöhung der F&E-Aufwendungen bemerkbar machen. Im Maschinenbau betrug der Anteil von Unternehmen aus den neuen Ländern an den internen F&E-Aufwendungen immerhin 8,2 Prozent.

Die F&E-Daten wurden in der Erhebung von 1991 dem *Hauptsitz* der Unternehmen zugeordnet, das heißt, die in den rechtlich nicht selbständigen F&E-Stätten in den neuen Ländern und Ost-Berlin durchgeführte F&E wurde bei diesem Verfahren *dem früheren Bundesgebiet* zugeordnet.²⁴ In den F&E-Daten für das frühere Bundesgebiet sind folglich F&E-Aktivitäten enthalten, die tatsächlich in den neuen Ländern durchgeführt wurden. Die Verflechtung zwischen Ost und West war im Jahr 1991 allerdings noch so gering, dass die dadurch auftretenden Verzerrungen zu vernachlässigen sind.²⁵

Das Hauptsitzprinzip wurde von der SV-Wissenschaftsstatistik in der Erhebung von

F&E-Daten mittlerer und kleiner Unternehmen über eine Stichprobe erfasst und hochgerechnet wurden.

²³ Vgl. SV-Wissenschaftsstatistik (1996), S. 16.

²⁴ Vgl. SV-Wissenschaftsstatistik (1996), S. 21.

²⁵ Vgl. SV-Wissenschaftsstatistik (1994).

1993 nicht fortgeführt, da mittlerweile die Verflechtung zwischen Ost und West im Bereich der F&E zu verzerrten Ergebnissen geführt hätte. Die Daten werden von der SV-Wissenschaftsstatistik – wie schon für das alte Bundesgebiet üblich – entsprechend der Angaben für den Sitz der Forschungsstätten ausgewertet.²⁶ Diese Auswertung ermöglicht die Beantwortung der Frage: Wo findet F&E statt? Eine Fortschreibung der Zeitreihe für die internen F&E-Aufwendungen des früheren Bundesgebietes entsprechend der Durchführung von F&E in den Forschungsstätten ist somit möglich.²⁷

Eine Fortschreibung der F&E-Gesamtaufwendungen ist hingegen nicht mehr ohne weiteres möglich. Die externe F&E kann nicht auf einzelne Forschungsstätten aufgeteilt werden. Auch ermöglicht die Auswertung anhand der Forschungsstätten nicht die Beantwortung der Frage: Wer finanziert die Forschung? Der Sitz einer Forschungsstätte gibt keinen Aufschluss darüber, wer diese Forschung finanziert (früheres Bundesgebiet oder neue Länder). Ist für das Jahr 1991 die Verzerrung noch als gering anzusehen, so ergeben sich spätestens ab dem Jahr 1993 Probleme beim Vergleich der Jahresdaten. In den Veränderungsraten der F&E-Gesamtaufwendungen in den Jahren 1989 bzw. 1991 (früheres Bundesgebiet) und 1993 (Deutschland) vermischen sich reale Effekte mit den statistischen Effekten, die sich auf Grund der erweiterten Datengrundlage ergeben.

In dieser Untersuchung werden F&E-Daten für die Jahre 1991 und 1993 verwendet, die von der SV-Wissenschaftsstatistik für diese Untersuchung und zum internen Gebrauch zur Verfügung gestellt wurden. Die SV-Wissenschaftsstatistik hat die internen F&E-Aufwendungen auf der Ebene der WZ-Dreisteller nach altem und neuem Bundesgebiet differenziert. Diese Daten ermöglichen eine Fortführung der Zeitreihen der internen F&E-Aufwendungen für die Wirtschaftsbereiche der alten Bundesländer. Für die Fortführung der Zeitreihen der F&E-Gesamtaufwendungen müssen allerdings zusätzliche Annahmen getroffen werden. Die Berechnung der F&E-Gesamtaufwendungen der Wirtschaftsbereiche für die Jahre nach 1989 wird im Anhang A ausführlich beschrieben.

2.2. Entwicklung und Struktur der internen F&E-Aufwendungen

Die nominalen *internen* F&E-Aufwendungen der Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes haben sich im Zeitraum von 1979 bis 1993 von 20,97 Mrd. DM auf 46,23 Mrd. DM mehr als verdoppelt (siehe Tabelle 2.4). Der stärkste Anstieg war Mitte der 80er Jahre zu verzeichnen. Im Jahr 1993 gingen die nominalen F&E-Aufwendungen erstmals zurück.

Als Kennzahl wird häufig die F&E-Intensität ausgewiesen. Diese wird in der Regel als das Verhältnis von internen F&E-Aufwendungen zur Bruttowertschöpfung ge-

²⁶ Die Unternehmen machen lediglich Angaben über die Verteilung des Personals auf die Forschungsstätten. Entsprechend dieser Verteilung werden auch die internen F&E-Aufwendungen auf die Forschungsstätten verteilt. Vgl. SV-Wissenschaftsstatistik (1996), S. 21.

²⁷ Vgl. SV-Wissenschaftsstatistik (1996), S. 21.

messen.²⁸ Diese F&E-Intensität stieg im Verarbeitenden Gewerbe von 1979 bis 1989 kontinuierlich von 4,5 auf 6,4 Prozent an, das heißt, in diesem Zeitraum stiegen die internen F&E-Aufwendungen der Unternehmen schneller an als die nominale Bruttowertschöpfung (siehe Tabelle 2.4). In den Jahren 1991 und 1993 liegt die F&E-Intensität unter dem Wert des Jahres 1989.

Tabelle 2.4.: Die internen F&E-Aufwendungen der Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes und ihr Anteil an der Bruttowertschöpfung

Jahr	1979	1981	1983	1985	1987	1989	1991	1993
F&E	20,97	24,18	27,76	33,77	39,01	44,01	47,43	46,23
BWS	467,1	485,7	519,4	578,8	624,7	686,0	790,7	743,6
Intensität	4,5	5,0	5,3	5,8	6,2	6,4	6,0	6,2

Quellen: StaBu, SV-Wissenschaftsstatistik und eigene Berechnungen. Früheres Bundesgebiet. BWS: Bruttowertschöpfung, F&E: interne F&E-Aufwendungen.

In den einzelnen Wirtschaftsbereichen haben sich die F&E-Intensitäten zum Teil recht unterschiedlich entwickelt. In vielen Wirtschaftsbereichen lassen sich abnehmende F&E-Intensitäten nicht erst seit 1991, sondern schon seit Anfang der 80er Jahre beobachten. Beispielsweise sank im Bereich Herstellung von Kunststoff- und Gummiwaren die F&E-Intensität von 2,6 Prozent im Jahr 1983 auf 1,8 Prozent im Jahr 1991. Der kontinuierliche Anstieg der F&E-Intensität im gesamten Verarbeitenden Gewerbe wird hauptsächlich von den Wirtschaftsbereichen Chemie, Elektrotechnik sowie Maschinen- und Fahrzeugbau getragen.

Eine höhere F&E-Intensität ist allerdings nicht gleichbedeutend mit einer Zunahme der F&E-Aktivitäten. Um Aufschluss über die Entwicklung der F&E-Aktivitäten zu erhalten, müssen die nominalen Aufwendungen der Wirtschaftsbereiche mit Hilfe geeigneter Preisindizes deflationiert werden. Für diese Untersuchung wurde für jeden Wirtschaftsbereich ein spezieller F&E-Preisindex konstruiert. Dieser Preisindex setzt sich aus den gewichteten Preisindizes der Arbeit, Vorleistungen und Ausrüstungsinvestitionen zusammen. Im Anhang A wird die Konstruktion der F&E-Preisindizes der Wirtschaftsbereiche beschrieben und die Verwendung alternativer Deflatoren diskutiert.

Abbildung 2.1 zeigt die Entwicklung der nominalen und realen F&E-Aufwendungen der untersuchten Wirtschaftsbereiche für die Jahre 1971 bis 1993.²⁹ Dabei sind die Werte für das Jahr 1991 auf den Wert 100 normiert. Die nominalen F&E-Aufwendungen

²⁸ Für Unternehmen wird häufig der Umsatz als Bezugsgröße gewählt.

²⁹ Die Wirtschaftsbereiche Schiffbau, Luft- und Raumfahrzeugbau, Ledergewerbe und Getränkeherstellung werden in dieser Untersuchung nicht berücksichtigt, da für sie nicht alle notwendigen Daten vorliegen. Siehe hierzu Anhang A. Auf diese Bereiche entfallen weniger als zehn Prozent der nominalen internen F&E-Aufwendungen des Verarbeitenden Gewerbes.

des Jahres 1993 übersteigen diejenigen des Jahres 1971 um das Fünffache. Sie steigen von 1971 bis 1992 kontinuierlich an und gehen im Jahr 1993 erstmals zurück. Im Vergleich dazu fällt der Anstieg der realen internen F&E-Aufwendungen deutlich geringer aus. Sie haben sich zwischen 1971 und 1993 lediglich verdoppelt. Dabei ist in den Jahren von 1985 bis 1987 ein besonders deutlicher Anstieg der realen internen F&E-Aufwendungen festzustellen. In diesem Zeitraum wachsen die realen internen F&E-Aufwendungen um elf Prozent. Nach 1987 verlangsamt sich das Wachstum und die realen F&E-Aufwendungen gehen seit dem Jahr 1990 sogar zurück.

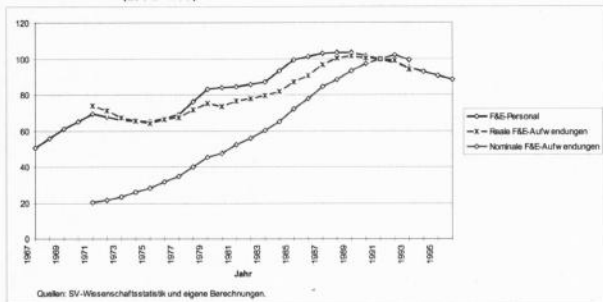
An Stelle der realen F&E-Aufwendungen wird häufig das F&E-Personal als alternativer Indikator für die Entwicklung der F&E-Aktivitäten genutzt. In die Abbildung 2.1 wurde deshalb zusätzlich die Entwicklung des F&E-Personals des gesamten Wirtschaftssektors aufgenommen.³⁰ Aus der Abbildung geht deutlich hervor, dass sich das F&E-Personal und die realen internen F&E-Aufwendungen sehr ähnlich entwickeln. Der merklich höhere Anstieg des F&E-Personals in den Jahren von 1977 bis 1979 ist auf den statistischen Effekt der Berücksichtigung der PKZ-Daten zurückzuführen (siehe erster Abschnitt dieses Kapitels). Im Gegensatz zu den F&E-Aufwendungen wurden die Zahlen des F&E-Personals nicht durch Anhebung vergleichbar gemacht. Kleinere Abweichungen können sich auch für die ungeraden Jahre ergeben, da die Werte der F&E-Aufwendungen für die ungeraden Jahre auf der Grundlage von Plandaten geschätzt wurden, während für das F&E-Personal die Werte vereinfachend durch lineare Interpolation ermittelt wurden. Insgesamt können die Übereinstimmungen in der Entwicklung der beiden Zeitreihen als Hinweis darauf gesehen werden, dass die realen F&E-Aufwendungen die Entwicklung der F&E-Aktivitäten recht gut widerspiegeln.

Die disaggregierten Daten der internen F&E-Aufwendungen liegen nicht vor dem Jahr 1971 vor, deshalb werden die realen internen F&E-Aufwendungen nur für die Jahre von 1971 bis 1993 ausgewiesen. Die Entwicklung des F&E-Personals ist für einen längeren Zeitraum dargestellt. Aus der Entwicklung des F&E-Personals lässt sich schließen, dass die Zahl der Beschäftigten in F&E seit 1985 nahezu stagniert und seit 1990 deutlich zurückgeht. Gemessen an der Zahl der Beschäftigten in F&E lässt sich somit eine Stagnation bzw. ein Rückgang der F&E-Aktivitäten über einen Zeitraum von mehr als zehn Jahren konstatieren. Für die realen F&E-Aufwendungen der Jahre nach 1993 dürfte die Entwicklung ähnlich verlaufen wie die des F&E-Personals, so dass auch hier von einer langen Phase der Stagnation bzw. des Rückgangs der F&E-Aktivitäten ausgegangen werden kann.

Für die meisten untersuchten Wirtschaftsbereiche lassen sich ähnliche Entwicklungen beobachten. Aus der Tabelle 2.5 im Anhang gehen die durchschnittlichen Wachstumsraten der realen internen F&E-Aufwendungen für den Zeitraum von 1979 bis 1993 hervor. Von den untersuchten Wirtschaftsbereichen weisen nur zwölf Bereiche für

³⁰ Die Zahlen des F&E-Personals liegen für den gesamten Zeitraum nicht disaggregiert vor. Allerdings sind 1993 fast 90 Prozent des F&E-Personals des gesamten Wirtschaftssektors in den untersuchten Wirtschaftsbereichen beschäftigt.

Abbildung 2.1.: F&E-Aufwendungen in den untersuchten Wirtschaftsbereichen (1991=100)



den Zeitraum von 1979 bis 1993 positive durchschnittliche Wachstumsraten der realen internen F&E-Aufwendungen auf. Im Zeitraum von 1979 bis 1986 sind es hingegen 23 Wirtschaftsbereiche. Die durchschnittlichen Wachstumsraten sind für den Zeitraum von 1986 bis 1993 für fast alle Wirtschaftsbereiche negativ. In vielen Bereichen ist das Muster der Entwicklung bei den realen F&E-Aufwendungen relativ ähnlich: Einem starken Anstieg bis in die späten 80er Jahre folgt ein anhaltender Rückgang. Positive Wachstumsraten für den gesamten Zeitraum und die Teilperioden sind lediglich für die Wirtschaftsbereiche Büromaschinen/Automatische Datenverarbeitung (ADV), Straßenfahrzeugbau sowie Chemie festzustellen. Mit einer durchschnittlichen Wachstumsrate der realen Aufwendungen in Höhe von 8,11 Prozent hebt sich der Wirtschaftsbereich Büromaschinen/ADV deutlich von den anderen Wirtschaftsbereichen ab.

Die *Struktur der internen F&E-Aufwendungen* im Verarbeitenden Gewerbe ist durch eine starke Konzentration auf wenige Wirtschaftsbereiche gekennzeichnet. Zu diesen Wirtschaftsbereichen gehören die Elektrotechnik, die Chemische Industrie und der Straßenfahrzeugbau. Der Anteil dieser Wirtschaftsbereiche an den internen Aufwendungen im Verarbeitenden Gewerbe liegt bei über 60 Prozent. In der zweiten Reihe folgen die Bereiche Maschinenbau, Luft- und Raumfahrzeugbau, Herstellung von Büromaschinen/ADV sowie Feinmechanik und Optik. Diese sieben F&E-intensiven Wirtschaftsbereiche haben einen Anteil von über 90 Prozent an den internen F&E-Aufwendungen des Verarbeitenden Gewerbes.³¹

³¹ Sechs dieser Wirtschaftsbereiche gehören mit einem Umsatzanteil der F&E-Aufwendungen von über 3,5 Prozent, entsprechend der Definition des Fraunhofer-Instituts für Systemtechnik und Innovations-

2.3. Entwicklung und Struktur der F&E-Gesamtaufwendungen

Die F&E-Gesamtaufwendungen setzen sich zusammen aus den internen und externen Aufwendungen. Im Verarbeitenden Gewerbe insgesamt liegt der Anteil der externen Aufwendungen an den Gesamtaufwendungen für den Beobachtungszeitraum im Durchschnitt bei ca. acht Prozent. Allerdings nimmt der Anteil der externen F&E im Zeitablauf zu, was bedeutet, dass die Unternehmen im stärkeren Ausmaß Aufträge an Dritte vergeben. Dies kann auch im Sinne einer gestiegenen Kooperationsneigung der Unternehmen interpretiert werden.³² Die Zunahme der Kooperation der Unternehmen hat sich im gesamten Wirtschaftssektor auch nach 1993 fortgesetzt.³³ Betrachtet man die Aufteilung der externen F&E nach Auftragnehmern, so zeigt sich, dass auch die F&E-Aufträge an Hochschulen und Professoren an Bedeutung gewonnen haben. Das Volumen hat sich von 1985 bis 1995 verdreifacht. Im Jahr 1995 entfielen von den externen F&E-Aufwendungen des Wirtschaftssektors 13,1 Prozent auf Aufträge an Hochschulinstiute und Professoren und 8,6 Prozent auf andere staatliche Forschungseinrichtungen.³⁴

Auf Grund der zunehmenden F&E-Auftragsvergabe an Dritte liegt in vielen Wirtschaftsbereichen das Wachstum der realen F&E-Gesamtaufwendungen leicht über dem Wachstum der realen internen F&E-Aufwendungen.³⁵ Insbesondere die F&E-intensiven Wirtschaftsbereiche Elektrotechnik, Straßenfahrzeugbau und Chemie verzeichnen einen deutlichen Anstieg der externen F&E-Aufwendungen. Die Anteile der externen F&E-Aufwendungen an den Gesamtaufwendungen der einzelnen Wirtschaftsbereiche differieren zum Teil erheblich. Der Wirtschaftsbereich EBM-Waren weist einen durchschnittlichen Anteil der externen Aufwendungen von rund zwölf Prozent auf. Mit einem Anteil von durchschnittlich 2,5 Prozent liegt der Wirtschaftsbereich Kunststoffwaren weit darunter. Die Vernachlässigung der externen F&E kann folglich zu einer Unterschätzung der F&E-Aktivitäten bestimmter Wirtschaftsbereiche führen.

Allerdings tritt bei der Erfassung der externen F&E-Aufwendungen innerhalb des Wirtschaftssektors das Problem von Doppelzählungen auf. Die Unternehmen, die F&E-Aufträge an andere Unternehmen im Inland vergeben, geben diese Aufwendungen als externe F&E-Aufwendungen an. Bei dem Unternehmen im Inland, welches diesen F&E-Auftrag ausführt, werden diese Aufwendungen nochmals als interne F&E-Aufwendungen erfasst. Die SV-Wissenschaftsstatistik hat hierzu in den 70er Jahren Analysen durchgeführt und kommt zu dem Ergebnis, dass der Anteil dieser Doppelzählungen bei zwei bis vier Prozent der F&E-Gesamtaufwendungen liegt.³⁶

forschung (ISI), zum Bereich hochwertiger Technologien. Der Luft- und Raumfahrzeugbau kann zum Bereich der Spitzentechnologie gerechnet werden. Vgl. Bundesbericht Forschung (1996).

³² Vgl. SV-Wissenschaftsstatistik (1997), S. 16.

³³ Vgl. SV-Wissenschaftsstatistik (1997), S. 22.

³⁴ Vgl. SV-Wissenschaftsstatistik (1997), S. 23.

³⁵ In dieser Untersuchung wird für die internen und externen Aufwendungen mangels besserer Information der gleiche F&E-Preisindex angenommen.

³⁶ Vgl. SV-Wissenschaftsstatistik (1985), S. 34.

Die Unternehmen des Wirtschaftssektors verausgabten beispielsweise im Jahr 1991 ca. 66 Prozent der externen Aufwendungen innerhalb des Wirtschaftssektors.³⁷ Bei einem durchschnittlichen Anteil der externen Aufwendungen von acht Prozent bedeutet dies, dass lediglich zwei bis drei Prozent der Gesamtaufwendungen *echte* externe Aufwendungen sind. Für einzelne Wirtschaftsbereiche lassen sich allerdings keine Aussagen ableiten, da keine Angaben vorliegen, welcher Anteil der externen Aufwendungen innerhalb desselben Wirtschaftsbereichs verausgabt wird.

Die SV-Wissenschaftsstatistik erfragt bei ihren Erhebungen auch die Finanzierung der F&E-Gesamtaufwendungen. Die befragten Unternehmen können ihre Gesamtaufwendungen in vier Kategorien der Mittelherkunft einordnen:

- vom Wirtschaftssektor
- vom Staat
- von sonstigen Inländern
- vom Ausland

Anteilmäßig betragen die vom Ausland und von sonstigen Inländern finanzierten Aufwendungen nur einen kleinen Teil der Gesamtaufwendungen. Der überwiegende Teil der F&E-Gesamtaufwendungen wird vom Wirtschaftssektor finanziert und der verbleibende Teil demnach hauptsächlich vom Staat.

In den Jahren 1979 bis 1991 stieg der *vom Wirtschaftssektor* finanzierte Anteil der aufgewandten Forschungsmittel von 83,3 Prozent im Jahr 1979 auf 90,6 Prozent im Jahr 1993.³⁸ Im Verarbeitenden Gewerbe lag dieser Anteil im Jahr 1993 mit 91,7 Prozent sogar etwas höher.³⁹ Dieser vom Wirtschaftssektor finanzierte Teil der Gesamtaufwendungen ist allerdings nicht gleichzusetzen mit dem vom *Wirtschaftsbereich* finanzierten Teil, der *nicht* ausgewiesen wird. Ersterer enthält zusätzlich auch die F&E-Aufträge anderer Wirtschaftsbereiche an den betrachteten Wirtschaftsbereich.

Die *vom Staat finanzierten F&E-Aufwendungen* setzen sich aus den Mitteln der *direkten Förderprogramme* und aus *staatlichen Forschungsaufträgen* zusammen.⁴⁰ Entsprechend der Frascati-Richtlinien werden die Fördergelder aus indirekt-spezifischen Maßnahmen, zu denen beispielsweise das Programm zur Förderung von F&E-Personal in der Wirtschaft oder die Fördermaßnahme Forschungs Kooperation zwischen Wissenschaft

³⁷ Siehe SV-Wissenschaftsstatistik (1991), Tabelle 8.

³⁸ Vgl. SV-Wissenschaftsstatistik (1996), S. 23.

³⁹ Siehe SV-Wissenschaftsstatistik (1996), Tabelle 6.

⁴⁰ Die Ergebnisse der Befragung der Unternehmen durch die SV-Wissenschaftsstatistik spiegeln die Höhe der staatlichen Finanzierung aus „Performer-Sicht“ wider. Die Angaben des Bundesministeriums für Bildung, Wissenschaft, Forschung und Technologie über die Höhe der staatlichen Finanzierung zeigen demgegenüber die „Funder-Sicht“. Die Zahlen sind deshalb nur bedingt vergleichbar.

Abbildung 2.2.: Entwicklung der realen F&E-Gesamtaufwendungen und der vom Wirtschaftssektor finanzierten F&E-Aufwendungen



und Wirtschaft gehören, von der SV-Wissenschaftsstatistik *nicht* als staatliche Finanzierung erfasst.⁴¹ Indirekt-spezifische Maßnahmen machen allerdings nur einen kleinen Teil der Fördermittel in der Bundesrepublik aus.⁴²

Die nominalen Ausgaben für direkte Förderprogramme und staatliche Forschungsaufträge für das gesamte Verarbeitende Gewerbe sind zwar von ca. 2,5 Mrd. DM im Jahr 1979 auf ca. 4,3 Mrd. DM im Jahr 1989 gestiegen, aber sie sind weniger stark angestiegen als die F&E-Gesamtaufwendungen der Wirtschaftsbereiche, und sie sind seit 1989 bis zum Jahr 1993 auf ca. 3,3 Mrd. DM zurückgegangen. Insgesamt ist im Trend deshalb für fast alle Wirtschaftsbereiche ein sinkender Anteil staatlicher Finanzierung zu beobachten. In vielen Bereichen nimmt die staatliche Finanzierung auch in absoluten Zahlen ab.

In Abbildung 2.2 ist für die untersuchten Wirtschaftsbereiche die Entwicklung der realen F&E-Gesamtaufwendungen und derjenigen Aufwendungen, die nicht vom Staat finanziert werden, abgetragen. Auf die in dieser Untersuchung berücksichtigten Wirtschaftsbereiche entfallen im Beobachtungszeitraum im Durchschnitt ca. 50 Prozent der staatlich finanzierten F&E des Verarbeitenden Gewerbes.⁴³ Dabei steigen die staatlich finanzierten F&E-Aufwendungen bis 1987 an und gehen dann absolut zurück. Die staatlich finanzierten F&E-Aufwendungen in Preisen des Jahres 1991 gehen fast kontinuierlich über den gesamten Beobachtungszeitraum zurück. Dies spiegelt sich in der stetig abnehmenden Differenz zwischen den beiden Kurven in Abbildung 2.2 wider.

⁴¹ Vgl. SV-Wissenschaftsstatistik (1994), S.65.

⁴² Vgl. Kantzenbach und Pfliser (1995).

⁴³ Der verbleibende Anteil geht fast gänzlich an den Wirtschaftsbereich Luft- und Raumfahrzeugbau.

Aus der Abbildung 2.2 wird deutlich, dass für die untersuchten Wirtschaftsbereiche insgesamt der überwiegende Teil der realen F&E-Gesamtaufwendungen vom Wirtschaftssektor finanziert wird. Für die meisten untersuchten Bereiche ist die Bedeutung der staatlichen Finanzierung mit einem durchschnittlichen Anteil von fünf Prozent der F&E-Gesamtaufwendungen eher gering. Jedoch lassen sich für einzelne Wirtschaftsbereiche erhebliche Unterschiede feststellen. Die staatliche Finanzierung der F&E-Gesamtaufwendungen konzentriert sich im Verarbeitenden Gewerbe auf wenige Wirtschaftsbereiche.⁴⁴ Von den untersuchten Wirtschaftsbereichen erhält der Wirtschaftsbereich Elektrotechnik im Beobachtungszeitraum die meisten Gelder aus staatlichen Forschungsaufträgen und direkten Förderprogrammen im Verarbeitenden Gewerbe. Der Anteil des Wirtschaftsbereichs Elektrotechnik an den Geldern aus staatlichen Forschungsaufträgen und direkten Förderprogrammen im Verarbeitenden Gewerbe hat sich von ca. 28 Prozent im Jahr 1979 auf ca. 14 Prozent im Jahr 1993 halbiert. Insgesamt kann festgehalten werden, dass in den untersuchten Wirtschaftsbereichen die Aufwendungen für externe F&E merklich zugenommen haben. Der weitaus größte Teil der F&E-Gesamtaufwendungen wird vom Wirtschaftssektor finanziert, wobei der Anteil der staatlichen Finanzierung an den Gesamtaufwendungen seit Ende der 80er Jahre deutlich zurückgegangen ist.

2.4. Zusammenfassung

In diesem Kapitel wurden die Entwicklung und die Struktur der F&E-Aufwendungen im Verarbeitenden Gewerbe der Bundesrepublik Deutschland beschrieben sowie die Eignung der Daten hinsichtlich des Untersuchungszwecks überprüft. Die folgenden zentralen Ergebnisse können festgehalten werden.

Entwicklung der F&E-Aufwendungen: Die nominalen internen F&E-Aufwendungen haben sich im Zeitraum von 1971 bis 1993 verfünffacht, hingegen haben sich die realen internen F&E-Aufwendungen im gleichen Zeitraum verdoppelt. Von den 28 untersuchten Wirtschaftsbereichen weisen lediglich zwölf Bereiche für den Zeitraum von 1979 bis 1993 positive durchschnittliche Wachstumsraten der realen internen F&E-Aufwendungen auf. Die Entwicklung der realen internen F&E-Aufwendungen in diesem Zeitraum verläuft für die meisten Wirtschaftsbereiche recht ähnlich: Auf einen Anstieg bis in die späten 80er Jahre folgt ein anhaltender Rückgang der realen Aufwendungen. In den meisten Wirtschaftsbereichen liegen die Wachstumsraten der F&E-Gesamtaufwendungen geringfügig über denen der internen F&E-Aufwendungen, was auf den Anstieg der externen F&E zurückgeführt werden kann.

Struktur der F&E-Aufwendungen: Die F&E-Aufwendungen konzentrieren sich auf wenige der untersuchten Wirtschaftsbereiche. Dies sind die Wirtschaftsbereiche Chemie, Maschinenbau, Straßenfahrzeugbau, Elektrotechnik und Feinmechanik/Optik.

⁴⁴ Besonders hohe Anteile weisen im Durchschnitt die Wirtschaftsbereiche Luft- und Raumfahrzeugbau (ca. 59 Prozent) und Schiffbau auf, die nicht zu den untersuchten Wirtschaftsbereichen zählen. Dies ist zu einem großen Teil sicherlich durch die militärische Auftragsforschung bedingt.

Der Anteil der externen F&E-Aufwendungen an den F&E-Gesamtaufwendungen hat im Beobachtungszeitraum deutlich zugenommen. Dies kann als ein Hinweis auf die zunehmende Kooperationsbereitschaft von Unternehmen gesehen werden. Die F&E-Aufträge an Hochschulen und Professoren haben ebenfalls an Bedeutung gewonnen. Ihr Volumen hat sich im Zeitraum von 1985 bis 1995 verdreifacht.

Die staatliche Finanzierung der F&E ist hauptsächlich auf die Wirtschaftsbereiche Luft- und Raumfahrzeugbau, Elektrotechnik und Chemie konzentriert. Diese erhalten im Durchschnitt 80 Prozent der Mittel. Der Anteil der staatlichen Finanzierung an den F&E-Gesamtaufwendungen variiert zwischen den Wirtschaftsbereichen. Im Durchschnitt liegt er für die untersuchten Wirtschaftsbereiche bei fünf Prozent. Seit Ende der 80er Jahre geht er bei den meisten Wirtschaftsbereichen deutlich zurück. In vielen Wirtschaftsbereichen sinkt die absolute Höhe der staatlichen Gelder.

Datenbasis der Untersuchung: Die F&E-Daten der SV-Wissenschaftsstatistik sind mit den VGR-Daten des Statistischen Bundesamtes kompatibel. Obwohl Erhebungsprobleme insbesondere bei kleinen Unternehmen eine gewisse Beeinträchtigung der Datenbasis darstellen, werden die F&E-Aktivitäten der untersuchten Wirtschaftsbereiche durch die F&E-Daten hinreichend gut erfasst. Die F&E-Daten vor 1979 sind wegen statistischer Probleme nur bedingt mit denen der Folgejahre vergleichbar. Deshalb wird in den Kapiteln vier bis sechs lediglich der Zeitraum von 1979 bis 1993 untersucht.

2.5. Anhang

Tabelle 2.5.: Durchschnittliche Wachstumsraten der realen internen F&E-Aufwendungen im Zeitraum von 1979 bis 1993

Wirtschaftsbereiche ^{a)}	1979-93	1979-86	1986-93
Chemie usw. (24/40)	0,81	1,59	0,03
Mineralölverarbeitung (22)	0,70	4,06	-2,66
Kunststoffwaren (58)	1,57	5,42	-2,28
Gummiverarbeitung (59)	0,55	4,41	-3,31
Steine und Erden (25)	-1,98	1,43	-5,39
Feinkeramik (51)	-3,92	1,58	-9,43
Glasgewerbe (52)	6,50	14,52	-1,53
Eisenschaffende Indust. (27)	-3,30	-4,15	-2,44
NE ^{b)} -Metallerzeugung (28)	-2,91	0,29	-6,11
Gießerei (29)	-8,62	2,05	-19,30
Ziehereien usw. (30)	3,90	8,21	-0,40
Stahlbau usw. (31)	2,49	9,01	-4,02
Maschinenbau (32)	-0,85	0,17	-1,87
Büromasch., ADV ^{c)} (50)	8,11	5,85	10,36
Straßenfahrzeugbau (33)	4,70	5,12	4,28
Elektrotechnik (36)	0,79	3,05	-1,47
Feinmechanik,Optik (37)	-0,19	-0,21	-0,17
H.v.EBM ^{d)} -Waren (38)	-0,07	3,88	-4,02
Musikinstr., Spielw. (39)	0,67	4,85	-3,51
Holzbearbeitung (53)	-4,59	5,65	-14,82
Holzverarbeitung (54)	-3,31	6,66	-13,29
Zellstoff-,Papiererz (55)	-1,27	-0,61	-1,94
Papier-u.Pappever. (56)	-7,59	-1,72	-13,45
Druckerei,Vervielfält. (57)	-5,72	2,73	-14,18
Textilgewerbe (63)	-1,24	-4,70	2,22
Bekleidungsgewerbe (64)	5,24	12,02	-1,54
Ernährungsgewerbe (68)	-0,34	6,39	-7,08
Tabakverarbeitung(69)	-0,20	3,14	-3,53

a) Die Zahlen in runden Klammern stehen für die Zweisteller der Systematik der Wirtschaftszweige im Produzierenden Gewerbe (SYPRO).

b) NE- = Nichteisen-.

c) ADV = Automatische Datenverarbeitung.

d) EBM = Eisen-, Blech- und Metallwaren.

Quelle: SV-Wissenschaftsstatistik, eigene Berechnungen.

3. Die F&E-Kapitalstöcke der untersuchten Wirtschaftsbereiche

Einen wesentlichen Beitrag zur Quantifizierung der Produktivitätseffekte industrieller F&E leistete Griliches (1979) mit der Formulierung eines „F&E-Kapital-Modells“, das mittlerweile den Standardansatz in diesem Forschungsgebiet darstellt. Analog zum physischen Kapitalstock, der sich aus den realen Investitionen der Vorperioden ergibt, kann der F&E-Kapitalstock aus den realen F&E-Aufwendungen der Vorperioden berechnet werden. Der F&E-Kapitalstock dient als Indikator für den Stand des technischen Wissens.

Die konzeptionellen Grundlagen des F&E-Kapitalstocks werden im ersten Abschnitt des vorliegenden Kapitels dargestellt. Im zweiten Abschnitt wird die Entwicklung des aggregierten F&E-Kapitalstocks aller untersuchten Wirtschaftsbereiche beschrieben. Das Kapitel schließt mit einer Zusammenfassung der Ergebnisse. Eine ausführliche Beschreibung der Vorgehensweise zur Berechnung der F&E-Kapitalstöcke der Wirtschaftsbereiche findet sich im Anhang A.

3.1. Konzeptionelle Grundlagen

F&E-Aktivitäten von Unternehmen zielen zunächst auf die Erweiterung des vorhandenen technischen Wissens, aus dem idealerweise neue Produkte und Verfahren entstehen, die sich eventuell in einem erhöhten Output widerspiegeln. In diesem Prozess werden alte Produkte und Verfahren durch neue ersetzt, so dass das technische Wissen der Vorperioden eine Entwertung erfährt. Einmal „produziertes“ technisches Wissen wird aus der Sicht der Unternehmen deshalb lediglich eine begrenzte Zeit merkliche Produktivitätseffekte generieren. Es stellen sich drei Fragen:

- Welche funktionale Beziehung besteht zwischen dem Stand des technischen Wissens und den F&E-Aktivitäten?
- Wie schnell entwertet sich technisches Wissen, d.h. wie hoch ist dessen Abschreibungsrate?
- Welche zeitliche Beziehung besteht zwischen technischem Wissen und Output?

Da sich der Stand des technischen Wissens nicht beobachten lässt, müssen für seine Erfassung Proxy-Variablen gefunden werden. Das Konzept des F&E-Kapitalstocks basiert auf der Annahme, dass sich der Output von F&E, das technische Wissen, mit Hilfe der realen F&E-Aufwendungen messen lässt.¹ Hierfür sind eine Reihe von Annahmen notwendig, die im Folgenden erläutert werden.

¹ In empirischen Studien werden auch Innovationen oder Patente als Outputindikatoren des Innovationsprozesses verwendet. Der Nachteil dieser Indikatoren besteht darin, dass sie nur einen Teil des technischen Wissens reflektieren. Beispielsweise werden nicht alle Forschungsergebnisse auch patentiert. Vgl. Griliches (1990).

Zur Beziehung zwischen F&E-Aufwendungen und technischem Wissen: Das technische Wissen wird imolgenden vereinfachend als Output der realen F&E-Aufwendungen aufgefasst. Es lässt sich eine Produktionsfunktion (G) für das technischen Wissen (W_t) wie folgt schreiben:²

$$W_t = G(\Phi(L)I_{FE}, v_t), \quad (3.1)$$

wobei I_{FE} die realen F&E-Aufwendungen bezeichnet, $\Phi(L)$ für deren Lag-Verteilung steht und L ein Lag-Operator ist. Durch die Lagstruktur wird berücksichtigt, dass nicht nur die F&E-Aktivitäten der aktuellen Periode, sondern auch die F&E-Aktivitäten der Vorperioden den Stand des technischen Wissens beeinflussen. Die Variable v_t steht für alle anderen Einflussfaktoren.

Im Folgenden wird angenommen, dass zwischen dem Stand des Technischen Wissens (W) und den realen F&E-Aufwendungen (I_{FE}) der aktuellen und der Vorperioden ein *linearer* Zusammenhang besteht. Damit werden implizit zwei vereinfachende Annahmen getroffen: Erstens wird das Wissen mit konstanten Skalenerträgen „produziert“, das heißt, eine Erhöhung der realen F&E-Aufwendungen in einer Periode führt zum proportionalen Anstieg des technischen Wissens. Zweitens wird durch die additive Verknüpfung der realen F&E-Aufwendungen verschiedener Perioden eine perfekte Substituierbarkeit zwischen diesen F&E-Aufwendungen unterstellt.

Falls alle anderen Einflüsse (v_t) gleich null sind, lässt sich der Stand des technischen Wissens anhand folgender Gleichung bestimmen:³

$$\begin{aligned} W_t &= \Phi(L)I_{FEt} = (\varphi_0 + \varphi_1 L^1 + \dots + \varphi_\tau L^\tau)I_{FEt} \\ &= \sum_{\tau=0}^{\infty} \varphi_\tau I_{FEt-\tau}. \end{aligned} \quad (3.2)$$

Die Parameter φ_τ beschreiben den relativen Beitrag der realen F&E-Aufwendungen der verschiedenen Perioden zum Stand des technischen Wissens in der aktuellen Periode. Für die Bestimmung des Wissensstandes müssen die Werte der Parameter bekannt sein.

Da hierüber keine Informationen vorliegen, werden in empirischen Studien üblicherweise F&E-Kapitalstöcke als Indikator für den Stand des technischen Wissens genutzt. Nach der Perpetual-Inventory-Methode lässt sich der F&E-Netto-Kapitalstock (FE_t) eines Unternehmens oder eines Wirtschaftsbereichs aus den realen F&E-Aufwendungen (I_{FE}) der Vorperioden berechnen, die mit der Abschreibungsrate des F&E-Kapitals (δ_F) gewichtet werden:

² Siehe Griliches (1995), S. 75 f.

³ Siehe Griliches (1995), S. 76.

$$FE_t = \sum_{\tau=0}^{\infty} (1 - \delta_F)^\tau I_{FE,t-\tau}. \quad (3.3)$$

Es ist leicht zu erkennen, dass bei der Berechnung des F&E-Kapitalstocks die Parameter φ_τ der Gleichung (3.2) als eine Funktion der Abschreibungsrate definiert sind: $\varphi_\tau = (1 - \delta_F)^\tau$. In rekursiver Form lässt sich der F&E-Netto-Kapitalstock am Ende einer Periode wie folgt darstellen:

$$FE_t = I_{FE,t} + (1 - \delta_F)FE_{t-1}. \quad (3.4)$$

Es wird üblicherweise eine konstante Abschreibungsrate unterstellt, was bedeutet, dass die Effizienz einer F&E-Investition im Zeitablauf geometrisch abnimmt. Die Abschreibungsrate des F&E-Kapitals drückt die relative Effizienz des technischen Wissens (F&E-Kapitals) zu neuem technischen Wissen aus.⁴

Zur Höhe der Abschreibungsrate: Die Abschreibungsrate des F&E-Kapitalstocks kann nicht beobachtet werden, da keine Märkte für „gebrauchtes“ Wissen existieren, auf denen der Wert des F&E-Kapitals zu ermitteln wäre.⁵ Deshalb werden in den meisten Studien ad hoc Annahmen über die Höhe der Abschreibungsrate getroffen. In diesen Studien liegt die Höhe der unterstellten Abschreibungsrate in der Regel zwischen zehn und 20 Prozent.

In anderen Studien wird versucht, die Höhe der Abschreibungsrate zu schätzen. So kommen Hulten und Wykoff (1981) zu dem Ergebnis, dass die Abschreibungsrate der Güter, die in F&E eingehen, zwischen zehn und 20 Prozent liegen. Goto und Suzuki (1989) nutzen die Ergebnisse einer Unternehmensbefragung bezüglich der „Lebensspanne“ von Patenten für die Ermittlung *individueller* Abschreibungsrate für die einzelnen Wirtschaftszweige der japanischen Industrie. Sie stellen für Industrien mit schnellerer technologischer Entwicklung, wie zum Beispiel bei Präzisionsmaschinen, eine hohe Abschreibungsrate von 24,6 Prozent pro Jahr fest. Hingegen liegt sie in der Nahrungsmittelindustrie lediglich bei sechs Prozent pro Jahr. Pakes und Schankerman (1986) ermitteln für Deutschland eine Abschreibungsrate des F&E-Kapitals zwischen elf und zwölf Prozent. Straßberger et al. (1996) berechnen *branchenspezifische* Abschreibungsrate anhand der Anteile der Marktneuheiten am Umsatz und nutzen dafür die Daten des Mannheimer Innovationspanels (MIP). Ihrem Ansatz liegt die Annahme zu Grunde, dass sich in den Wirtschaftsbereichen, die besonders hohe Anteile von Marktneuheiten am Umsatz aufweisen, das technische Wissen vergleichsweise schnell abschreibt. Sie berechnen die branchenspezifischen Abschreibungsrate als Abweichungen von einer Abschreibungsrate von 15 Prozent, die von ihnen als

⁴ Der Zusammenhang zwischen Abschreibungsrate und Effizienzkonzepten wird im Anhang A ausführlich diskutiert.

⁵ Vgl. Bernstein (1988), S. 329.

durchschnittliche Abschreibungsrate angenommen wird. Aus ihren Berechnungen ergeben sich Abschreibungsraten zwischen 5,6 und 29,9 Prozent. Eigene Berechnungen mit den Daten der SV-Wissenschaftsstatistik, die für die Jahre ab 1987 ebenfalls die Umsatzanteile von neuen Produkten ausweist, führten zu unplausiblen Ergebnissen. Dieser Ansatz scheint für die vorliegenden Daten deshalb nicht geeignet. Einen theoretisch fundierten Ansatz zur Ermittlung der Abschreibungsraten des F&E-Kapitals zeigen Nadiri und Prucha (1996) auf. Sie schätzen im Rahmen des kostentheoretischen Ansatzes die Abschreibungsraten des F&E-Kapitals und kommen zu dem Ergebnis, dass sie in den USA für das F&E-Kapital zwölf Prozent und für das physische Kapital 5,9 Prozent beträgt. Die theoretische Fundierung basiert allerdings auf einer Reihe restriktiver Annahmen.

In den genannten Studien wird nicht zwischen privaten und sozialen Abschreibungsraten des F&E-Kapitals unterschieden. Für ein Unternehmen hängt die Verfallsrate des technischen Wissens nicht nur von der Geschwindigkeit der technologischen Entwicklung, sondern beispielsweise auch davon ab, ob es sich Erträge seiner F&E-Aktivitäten aneignen kann. Können die Ergebnisse der Forschung leicht imitiert werden, so führt dies aus Sicht des Unternehmens zu höheren Abschreibungsraten des F&E-Kapitals. Auf einer höheren Aggregationsebene, z.B. auf der Ebene der Wirtschaftsbereiche, müssen sich diese privatwirtschaftlichen Effizienzverluste des F&E-Kapitals nicht in einer höheren Abschreibungsrate ausdrücken. Es kann folglich vermutet werden, dass die soziale Abschreibungsrate des F&E-Kapitals niedriger als die private Abschreibungsrate ist.⁶

Zur Beziehung zwischen technischem Wissen und Output: Falls nicht bekannt ist, in welchem Zeitraum sich eine Erweiterung des technischen Wissens in Form höherer Erlöse der Unternehmen niederschlägt, müssen hierüber Annahmen getroffen werden. Die F&E-Aktivitäten sind häufig in F&E-Projekte eingebunden, die sich über mehrere Jahre erstrecken können. Obwohl schon vor Abschluss des F&E-Projekts das technische Wissen durch die F&E-Aktivitäten erweitert wird, zeigen sich die Erträge der Forschung möglicherweise erst geraume Zeit nach Ablauf des F&E-Projekts. Dies gilt insbesondere für die Ergebnisse der Grundlagenforschung. Prozessorientierte F&E wird in der Regel erst nach einer Einführungsphase der neuen Verfahren zu merklichen Kostensenkungen führen. Erfolgreiche produktorientierte F&E-Aktivitäten werden erst nach der Markteinführung, die wiederum einige Zeit in Anspruch nehmen kann, zu höheren Erlösen führen. Das technische Wissen wird folglich nicht notwendigerweise sofort produktionswirksam. Dies lässt sich anhand einer allgemeinen Produktionsfunktion für den Output Y verdeutlichen:

$$Y_t = F(V_{1t}, \dots, V_{nt}, FE_{t-\gamma}), \quad j = 1, \dots, n. \quad (3.5)$$

In die Produktionsfunktion gehen n Produktionsfaktoren (V) und der Stand des technischen Wissens, repräsentiert durch den F&E-Kapitalstock ($FE_{t-\gamma}$), ein. Der

⁶ Vgl. Griliches (1995), S. 79.

F&E-Kapitalstock kann beispielsweise erst mit einer Verzögerung von zwei Perioden ($\gamma = 2$) produktivitätswirksam werden.

In einigen Studien wird versucht, einen durchschnittlichen Lag zu quantifizieren, der zwischen den Forschungsaktivitäten und der ersten kommerziellen Verwertung der Ergebnisse besteht. Pakes und Schankerman (1984) berechnen mittels der Ergebnisse anderer empirischer Studien durchschnittliche Lags zwischen dem Beginn von Forschungsprojekten und der Verwertung ihrer Ergebnisse. Die Forschungsprojekte nehmen demnach im Durchschnitt mehr als ein Jahr in Anspruch (gestation lag) während die Zeitspanne von Projektende bis zur ersten kommerziellen Verwertung (application lag) im Durchschnitt 0,53 Jahre beträgt, woraus sich insgesamt ein Lag von 1,75 Jahren ergibt. Für japanische Unternehmen kommt Suzuki (1985) zu dem Ergebnis, dass im Inland entwickelte Technologien einen durchschnittlichen Lag von 2,35 Jahren aufweisen.

Abschließend soll darauf hingewiesen werden, dass die Aggregation verschiedener F&E-Aktivitäten zu einem F&E-Kapitalstock eine starke Vereinfachung darstellt. Die realen F&E-Aufwendungen setzen sich *additiv* aus den Aufwendungen für Arbeit und Vorleistungen im F&E-Bereich sowie den Investitionen für F&E zusammen. Demnach wäre es beispielsweise möglich, die für F&E eingesetzte Arbeit gänzlich durch Vorleistungen oder Investitionen für F&E zu substituieren, ohne dass dies Auswirkungen auf die „Produktion“ technischen Wissens hätte. Es ist danach ebenfalls unerheblich, ob das Wissen eines Unternehmens durch interne oder externe F&E-Aktivitäten „produziert“ wird. Diese Kritik trifft allerdings auch auf die Konstruktion des physischen Kapitalstocks zu, bei welcher verschiedene Investitionsausgaben aggregiert werden.⁷ Es besteht allerdings ein wesentlicher Unterschied zum physischen Kapital. Im Gegensatz zu vielen physischen Kapitalgütern lassen sich für die F&E-Ergebnisse in der Regel keine Marktpreise beobachten, so dass eine Aggregation wie bei physischen Kapitalgütern nicht möglich ist.⁸

3.2. Entwicklung des F&E-Kapitalstocks der untersuchten Wirtschaftsbereiche

In der vorliegenden Untersuchung werden F&E-Kapitalstöcke für 28 Wirtschaftsbereiche anhand der realen internen F&E-Aufwendungen und der realen F&E-Gesamtaufwendungen berechnet. Die nachfolgenden Darstellungen beziehen sich auf den aggregierten F&E-Kapitalstock, der sich aus der Summe der F&E-Kapitalstöcke der untersuchten Wirtschaftsbereiche ergibt.

⁷ Die Berechnung des F&E-Kapitalstocks ist mit der Ermittlung der Werte selbsterstellter Anlagen vergleichbar, die zu Herstellungskosten bewertet werden. Vgl. Griliches (1995), S. 77.

⁸ Zur Aggregation physischer Kapitalgüter siehe Anhang A.

Abbildung 3.1: F&E-Kapitalstöcke der internen F&E-Aufwendungen und der F&E-Gesamtaufwendungen (untersuchte Wirtschaftsbereiche)

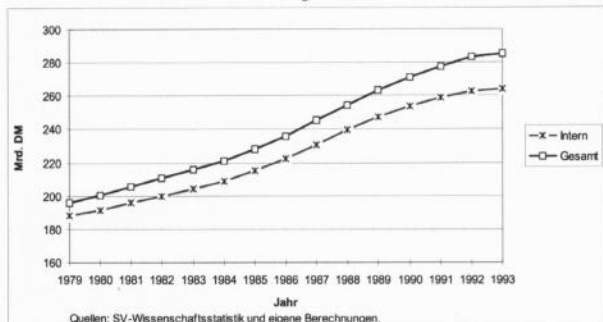
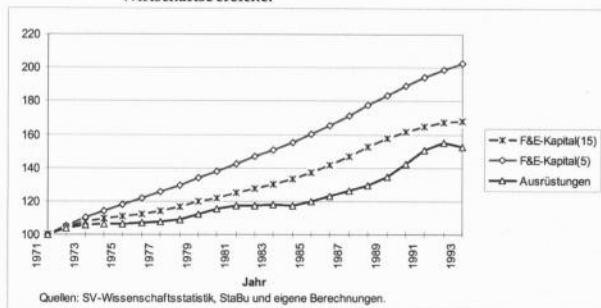


Abbildung 3.1 zeigt die Entwicklung des F&E-Kapitalstocks der internen Aufwendungen und der Gesamtaufwendungen für F&E im Zeitraum von 1979 bis 1993.⁹ Es handelt sich um die Endbestände der F&E-Kapitalstöcke der jeweiligen Jahre, die mit einer Abschreibungsrate von 15 Prozent berechnet wurden. Der F&E-Kapitalstock der internen F&E-Aufwendungen steigt von ca. 188 Mrd. DM auf ca. 264 Mrd. DM, während der Kapitalstock der F&E-Gesamtaufwendungen von ca. 196 Mrd. DM auf ca. 285 Mrd. DM steigt. Die Entwicklung der realen F&E-Aufwendungen schlägt sich auch in der Entwicklung des F&E-Kapitalstocks nieder. Auf einen deutlichen Anstieg bis in die späten 80er Jahre folgt ein geringerer Anstieg des F&E-Kapitals. Darüber hinaus weist der F&E-Kapitalstock der internen F&E-Aufwendungen ein geringeres Wachstum auf als der Kapitalstock der F&E-Gesamtaufwendungen. Vor allem zum Ende des Beobachtungszeitraums ist ein stärkerer Anstieg des Kapitalstocks der F&E-Gesamtaufwendungen zu beobachten. Dies ist auf die Ausweitung der externen F&E-Aufwendungen der Unternehmen zurückzuführen.

Da keine Informationen über die „wahre“ Höhe der Abschreibungsrate des F&E-Kapitals der Wirtschaftsbereiche vorliegen, werden deren F&E-Kapitalstöcke mit alternativen Abschreibungsraten berechnet. Abbildung (3.2) gibt Aufschluss über die Entwicklung des aggregierten F&E-Kapitalstocks der untersuchten Wirtschaftsbereiche, der unter Verwendung der realen internen F&E-Aufwendungen und mit Ab-

⁹ Die F&E-Kapitalstöcke der ersten Jahre nach 1971 sind durch die Schätzung des Anfangsbestandes beeinträchtigt. Siehe hierzu Anhang A.

Abbildung 3.2.: F&E-Kapitalstock und Ausrüstungskapitalstock der untersuchten Wirtschaftsbereiche.



schreibungsraten von fünf und 15 Prozent berechnet wurde.¹⁰ Als Vergleichsgröße ist die Entwicklung des (aggregierten) Kapitalstocks der Ausrüstungen der untersuchten Wirtschaftsbereiche dargestellt. Es wird ein längerer Zeitraum von 1971 bis 1993 betrachtet, um die Unterschiede in der Entwicklung zu verdeutlichen. Die Kapitalstöcke sind für das Jahr 1971 auf den Wert 100 normiert.

Veränderte Annahmen über die Höhe der Abschreibungsrate haben einen deutlichen Einfluss auf die Entwicklung des aggregierten F&E Kapitalstocks. Bei einer Abschreibungsrate von fünf Prozent lässt sich ein nahezu linearer Anstieg beobachten. Im Vergleich dazu fällt der Anstieg bei einer Abschreibungsrate von 15 Prozent deutlich geringer aus. Für die Jahre 1992 und 1993 kann sogar eine Stagnation festgestellt werden.

Bei unterschiedlichen Abschreibungsraten ändern sich auch die Niveaus der berechneten F&E-Kapitalstöcke.¹¹ Der Wert des F&E-Kapitalstocks, der sich bei einer Abschreibungsrate von 15 Prozent ergibt, liegt im Beobachtungszeitraum bei ca. 50 Prozent des Wertes des F&E-Kapitalstocks, der sich bei einer Abschreibungsrate von fünf Prozent ergibt.

Ein Vergleich der Entwicklung des F&E-Kapitalstocks mit der Entwicklung des Kapitalstocks der Ausrüstungen zeigt, dass der Anstieg des Kapitalstocks der Ausrüstun-

¹⁰ Auf eine Darstellung der Entwicklung des F&E-Kapitalstocks der F&E-Gesamtaufwendungen wird verzichtet, da sich dessen Entwicklung kaum von der Entwicklung des F&E-Kapitalstocks der internen F&E-Aufwendungen unterscheidet.

¹¹ Dies ist aus der Abbildung nicht ersichtlich, da die Zeitreihen der Kapitalstöcke für das Jahr 1971 auf den Wert 100 normiert sind.

gen deutlich niedriger ausfällt als der des F&E-Kapitalstocks. Dies liegt vor allem in der unterschiedlichen Entwicklung der beiden Kapitalstöcke in den Jahren von 1981 bis 1989 begründet. Während der Kapitalstock der Ausrüstungen – insbesondere Anfang der 80er Jahre – vergleichsweise langsam wächst bzw. stagniert, lässt sich für den F&E-Kapitalstock ein stärkeres Wachstum beobachten.

3.3. Zusammenfassung

In diesem Kapitel wurden die Entwicklung des aggregierten F&E-Kapitalstocks der untersuchten Wirtschaftsbereiche beschrieben und die konzeptionellen Grundlagen des F&E-Kapitalstocks erläutert.

Entwicklung des F&E-Kapitalstocks: Einem deutlichen Anstieg des realen F&E-Kapitalstocks bis in die späten 80er Jahre folgt ein geringerer Anstieg. Dabei zeigt sich für den F&E-Kapitalstock der F&E-Gesamtaufwendungen ein deutlicherer Anstieg als für den F&E-Kapitalstock der internen F&E-Aufwendungen. Dies kann auf die Ausweitung der externen F&E-Aufwendungen im Beobachtungszeitraum zurückgeführt werden. Es zeigt sich außerdem, dass der F&E-Kapitalstock in den 80er Jahren deutlich stärker gewachsen ist als der Ausrüstungskapitalstock.

Die angestellten Berechnungen machen deutlich, dass die Entwicklung der F&E-Kapitalstöcke im erheblichen Umfang von der angenommenen Abschreibungsrate des F&E-Kapitals bestimmt wird. Dies ist problematisch, da die sektoralen Abschreibungsraten des F&E-Kapitals nicht bekannt sind. Die empirischen Analysen der nachfolgenden Kapitel müssen sich folglich auf ad hoc Annahmen über die Höhe der Abschreibungsrate stützen.

Konstruktion der F&E-Kapitalstöcke: Die F&E-Kapitalstöcke der Wirtschaftsbereiche sind unter bestimmten Annahmen ein geeigneter Indikator für den Stand des technischen Wissens der Wirtschaftsbereiche. Ein Ziel dieses Kapitels war es, diese Annahmen zu verdeutlichen. Es zeigte sich, dass beispielsweise die fehlende Kenntnis der Abschreibungsrate des F&E-Kapitals oder des Lags zwischen Wissensentstehung und Produktivitätseffekten des Wissenskapitals ein Problem darstellt. Bei der Interpretation der Ergebnisse der nachfolgenden Kapitel sollten die konzeptionellen Grundlagen des F&E-Kapitalstocks deshalb berücksichtigt werden.

4. Produktivitätsmessung I: Indexberechnung

In diesem Kapitel werden die Wachstumsraten der Totalen Faktorproduktivität und die Beiträge der Produktionsfaktoren zum Outputwachstum für 28 Wirtschaftsbereiche des Verarbeitenden Gewerbes der Bundesrepublik Deutschland für den Zeitraum von 1981 bis 1993 quantifiziert. Hierfür werden Produktivitäts- und Inputindizes der einzelnen Wirtschaftsbereiche berechnet.

Durch die Disaggregation in 28 Wirtschaftsbereiche kann dem Aggregationsproblem, auf das in jüngster Zeit Basu und Fernald (1995) hingewiesen haben, zumindest teilweise begegnet werden. Basu und Fernald zeigen, dass Aggregationseffekte einen Teil der auf höheren Aggregationsebenen (z.B. nationale Ebene) gemessenen prozyklische Entwicklung der TFP erklären können. Kurzfristige Veränderungen der TFP auf Grund konjunktureller Schwankungen werden in allen bisher vorliegenden (Index-) Berechnungen festgestellt.¹

In empirischen Studien wird das F&E-Kapital bei der Berechnung von Produktivitätsindizes in der Regel nicht explizit berücksichtigt, sondern F&E ist in den „traditionellen“ Inputs enthalten.² Es wird damit implizit unterstellt, dass die für F&E eingesetzte Arbeit und Vorleistungen und die Investitionen für F&E in gleicher Weise zum Outputwachstum beitragen, wie die traditionellen Inputs. Die Ausführungen des dritten Kapitels legen allerdings nahe, dass diese Annahme wenig realistisch ist.

Deshalb wird in der vorliegenden Untersuchung der traditionelle Ansatz um das F&E-Kapital als eigenständigen Produktionsfaktor erweitert. Dabei wird angenommen, dass die für F&E eingesetzten Faktorinputs nicht direkt zur Produktion des Outputs zur Verfügung stehen, sondern für die Produktion von technischem Wissen genutzt werden, das erst in späteren Perioden zum Outputwachstum beiträgt.

Zusätzlich werden die Produktionsfaktoren Vorleistungen, Arbeit und physisches Kapital weiter disaggregiert, um Qualitätsveränderungen der Produktionsfaktoren zu berücksichtigen. Im einzelnen werden folgende inhaltliche Fragen untersucht:

- Wie hoch ist die Wachstumsrate der TFP?
- Welchen Beitrag leistet das F&E-Kapital der Wirtschaftsbereiche zu deren Outputwachstum?

Neben diesen inhaltlichen Fragen werden methodische Fragen untersucht. Die Vernachlässigung des F&E-Kapitals als Produktionsfaktor im traditionellen Ansatz kann dazu führen, dass das ermittelte Produktivitätswachstum verzerrt ist. Es wird deshalb untersucht, wie sich die traditionellen Input- und Produktivitätsindizes von den um F&E korrigierten Indizes unterscheiden. Im dritten Kapitel wurde darauf hingewiesen, dass für die Wirtschaftsbereiche keine Angaben über die Abschreibungsraten des

¹ Vgl. Erber und Haid (1992), S. 387.

² Eine Ausnahme stellt beispielsweise die Studie von Schankerman (1981) dar.

F&E-Kapitals vorliegen. Die Wahl der Abschreibungsrate kann ebenfalls einen Einfluss auf die Ergebnisse der Berechnungen haben. Um die Sensitivität der Ergebnisse hinsichtlich einer Variation der Abschreibungsrate zu überprüfen, werden die Berechnungen mit unterschiedlichen Abschreibungsraten des F&E-Kapitals durchgeführt. Die zentralen methodischen Fragen lauten demnach:

- Welchen Einfluss hat die Berücksichtigung des F&E-Kapitals als zusätzlicher Produktionsfaktor auf die gemessene Wachstumsrate der TFP?
- Welchen Einfluss hat die Wahl der Abschreibungsrate des F&E-Kapitals auf die Ergebnisse?

Im nächsten Abschnitt werden die theoretischen Grundlagen der Herleitung des für die Berechnungen dieses Kapitels verwendeten Indizes erläutert. Im zweiten Abschnitt wird die Erweiterung des traditionellen Ansatzes um das F&E-Kapital diskutiert. Die Präsentation der Ergebnisse der Indexberechnung erfolgt im dritten Abschnitt. Die Annahmen der Indexberechnung werden im darauffolgenden Abschnitt kritisch gewürdigt. Das Kapitel schließt mit einer Zusammenfassung und einer Diskussion der Ergebnisse.

4.1. Theoretische Grundlagen

Es sei eine homogene Produktionsfunktion für einen Output (Y) gegeben. In die Produktionsfunktion gehen die Einsatzmengen der Produktionsfaktoren (X_j , $j = 1, \dots, m$) und der exogene technische Wandel, welcher durch den Zeitindex (t) repräsentiert wird, ein.³

$$Y = F(X_1, \dots, X_m, t). \quad (4.1)$$

Exogener technischer Wandel liegt vor, falls sich bei konstanten Faktoreinsätzen (unabhängig vom Zeitpunkt t) der Output im Zeitablauf ändert. Das Totale Differential der Gleichung (4.1) entspricht:

$$dY = \sum_{j=1}^m \frac{\partial F}{\partial X_j} dX_j + \frac{\partial F}{\partial t} dt. \quad (4.2)$$

Eine Änderung des Outputs resultiert aus einer veränderten Einsatzmenge der einzelnen Inputs, die mit ihren jeweiligen Grenzproduktivitäten gewichtet werden, und aus dem technischen Wandel. Die Variation der Faktoreinsatzmengen entspricht einer Bewegung entlang der Produktionsfunktion, und der technische Wandel umfasst

³ Einige Autoren bezeichnen diese Funktion als dynamische Produktionsfunktion. Vgl. Hesse und Linde (1976), Teil 2, S. 161.

alle Einflüsse, die eine Verschiebung der Produktionsfunktion bewirken. In logarithmischer Form lässt sich die Gleichung (4.2) wie folgt schreiben:

$$\frac{d \ln Y}{dt} = \sum_{j=1}^m \alpha_j(t) \frac{d \ln X_j}{dt} + \frac{\partial \ln F}{\partial t},$$

wobei $\alpha_j(t)$ die partielle Produktionselastizität der einzelnen Produktionsfaktoren bezeichnet: $\alpha_j(t) = \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln X_j} = \frac{\partial F}{\partial X_j} \frac{X_j}{Y}$. Die Wachstumsrate des Outputs entspricht der Summe der Wachstumsraten der einzelnen Inputs, die mit ihren jeweiligen partiellen Produktionselastizitäten gewichtet werden, plus der Wachstumsrate der TFP. Die Wachstumsrate der TFP ergibt sich folglich als Residual aus der Differenz der Wachstumsrate des Outputs und den gewichteten Wachstumsraten der Inputs.⁴

$$\frac{\partial \ln F}{\partial t} = \frac{d \ln Y}{dt} - \sum_{j=1}^m \alpha_j(t) \frac{d \ln X_j}{dt}. \quad (4.3)$$

Die Produktionselastizitäten (α_j) sind nicht beobachtbar. Sie müssen folglich geschätzt werden. Die Index-Methode erlaubt, diese Elastizitäten ohne Spezifikation von Produktions- oder Kostenfunktionen aus den Daten zu berechnen.⁵ Die zugrundeliegenden Annahmen werden nachfolgend erläutert.

Sind der Preis auf dem Gütermarkt (p_Y) und die Preise auf den Faktormärkten (q_j) aus Sicht eines repräsentativen Unternehmens gegeben und positiv, dann lassen sich aus dem Gewinnmaximierungsproblem die notwendigen Bedingungen erster Ordnung für ein statisches Produktionsgleichgewicht wie folgt beschreiben:

$$\frac{\partial \pi}{\partial X_j} = 0 \Rightarrow \frac{\partial F}{\partial X_j} = \frac{q_j}{p_Y}, \quad (4.4)$$

wobei π den Gewinn bezeichnet. Aus der statischen Gleichgewichtsbedingung und durch eine Multiplikation mit den Faktorintensitäten ($\frac{X_j}{Y}$) erhält man die folgende Beziehung:

$$\frac{\partial F}{\partial X_j} \frac{X_j}{Y} = \frac{q_j X_j}{p_Y Y} = \theta_j, \quad (4.5)$$

⁴ Der technische Wandel ist nach dieser Definition sehr eng gefasst. Es sind beispielsweise Produktinnovationen, die neue Inputs benötigen, nicht mit dieser Definition des technischen Wandels kompatibel. Hier wird unterstellt, dass die Zahl der Inputs gleich bleibt. Vgl. Chambers (1988), S. 203 ff.

⁵ Dabei bildet die Grenzproduktivitätstheorie der Einkommensverteilung die Grundlage der Indexberechnung. Eine ausführliche Darstellung dieser Theorie findet sich bei Hesse und Linde (1976), Teil 1, S. 157 ff.

wobei θ_j den Erlösanteil, das ist der Anteil der Kosten des Produktionsfaktors X_j am Erlös, bezeichnet. Die Erlösanteile der Produktionsfaktoren entsprechen im Gleichgewicht deren partiellen Produktionselastizitäten.

Wird zusätzlich angenommen, dass die Produktionsfunktion F linearhomogen ist, dann ist nach der Eulerschen Formel die Summe der Erlös- bzw. Kostenanteile genau eins.⁶ Aus diesen Bedingungen eines *Produktionsgleichgewichtes* folgt, dass der Wert des Outputs der Summe der Werte der Inputs entspricht: $p_Y Y = \sum_j q_j X_j$. Die Wachstumsrate der TFP lässt sich wie folgt berechnen:

$$\varepsilon_{Yt} = \frac{d \ln Y}{dt} - \sum_{j=1}^m \theta_j(t) \frac{d \ln X_j}{dt}. \quad (4.6)$$

Falls die getroffenen Annahmen gelten, lässt sich die Wachstumsrate der TFP als die Wachstumsrate des Outputs vermindert um die mit den Erlösanteilen gewogene Summe der Wachstumsraten der Faktoreinsatzmengen berechnen und es gilt: $\varepsilon_{Yt} = \frac{\partial \ln F}{\partial t}$.

Durch Integration lässt sich ein Produktivitätsindex bestimmen. Der mit Hilfe der Wertanteile gebildete Index wird als Divisia-Index bezeichnet.⁷ Da dieser Index eine kontinuierliche Form besitzt, gilt er nur für *infinitesimale* Veränderungen im Zeitablauf. Der Divisia-Index ist ein stetiger Index und deshalb bei diskreten Daten, wie sie in der empirischen Praxis vorliegen, nicht direkt anwendbar.

Der Divisia-Index muss folglich durch einen diskreten Index approximiert werden. Diewert (1976) hat für die Güte der Approximation zwei Kriterien eingeführt. Danach sollte ein Index *exakt* und *superlativ* sein.

- Ein *exakter Index* ermöglicht die exakte Bestimmung des Funktionswertes einer Funktion zum Zeitpunkt t aus dem Funktionswert dieser Funktion zum Zeitpunkt 0 und dem Indexwert.
- Ein *superlativer Index* ist ein Index, der exakt für eine flexible Aggregationsfunktion ist. Eine Aggregationsfunktion heißt flexibel, wenn sie eine Approximation zweiter Ordnung an eine beliebige zweifach differenzierbare linearhomogene Funktion darstellt.

Ein im Hinblick auf diese Kriterien geeigneter Index ist der Törnqvist-Teil bzw. Translog Index. Diewert (1976: S. 120) hat gezeigt „... that the homogenous translog function is the only differentiable linear homogeneous function which is exact for the

⁶ Die Eulersche Formel besagt, dass die Summe der mit ihren Grenzproduktivitäten gewichteten Faktoreinsatzmengen der mit dem Homogenitätsgrad (κ) gewichteten Produktionsmenge entspricht: $\kappa Y = \sum \frac{\partial F}{\partial X_j} X_j \Rightarrow \kappa = \sum \frac{\partial F}{\partial X_j} \frac{X_j}{Y}$.

⁷ Auf eine ausführliche Erläuterung der indextheoretischen Zusammenhänge wird hier verzichtet. Siehe hierzu Richter (1966), Hulten (1973).

Törnqvist-Theil quantity index.“ Der Törnqvist-Theil-Index basiert also nicht auf irgendeiner Produktionsfunktion, sondern auf der Translog-Produktionsfunktion, welche wiederum eine lokale Approximation zweiter Ordnung an eine beliebige zweimal stetig differenzierbare Funktion ist.⁸ Der Törnqvist-Theil-Index lässt sich als Mengenindex für die Inputfaktoren wie folgt schreiben:

$$\frac{X(X_{1t}, \dots, X_{mt})}{X(X_{1t-1}, \dots, X_{mt-1})} = \exp\left[\sum_{j=1}^m \bar{\theta}_j (\ln X_{jt} - \ln X_{jt-1})\right], \quad (4.7)$$

mit $\bar{\theta}_j = 0.5[\theta_{jt} + \theta_{jt-1}]$,

bzw.

$$\ln X_t - \ln X_{t-1} = \sum_{j=1}^m \bar{\theta}_j [\ln X_{jt} - \ln X_{jt-1}],$$

Die Wachstumsrate der TFP in Gleichung (4.6) kann damit wie folgt approximiert werden:⁹

$$\bar{W}_{TFP} = \ln Y_t - \ln Y_{t-1} - \sum_{j=1}^m \bar{\theta}_j [\ln X_{jt} - \ln X_{jt-1}].$$

wobei die Differenzen der Logarithmen approximativ den Wachstumsraten des Outputs und der Inputs entsprechen. Das Residual (\bar{W}_{TFP})¹⁰ ergibt sich als die Differenz zwischen der *realisierten* Wachstumsrate des Outputs und der *hypothetischen* Wachstumsrate¹¹, die dem gewogenen Durchschnitt der Wachstumsraten der in die Berechnung einbezogenen Inputs entspricht.

4.2. Der „F&E-Bias“ der traditionellen Indizes der TFP

Die traditionelle Berechnung des Törnqvist-Theil-Indexes der TFP beruht auf der folgenden Produktionsfunktion, falls der Produktionswert als Outputkonzept verwendet wird.¹²

⁸ Die Translog-Produktionsfunktion wurde eingeführt von Christensen, Jorgenson und Lau (1971, 1973).
⁹ Vgl. Lau (1979).

¹⁰ Die so gemessene Wachstumsrate der TFP wird mit \bar{W}_{TFP} bezeichnet, um den Unterschied zur stetigen Wachstumsrate ε_{Y_t} zu verdeutlichen.

¹¹ Siehe hierzu Unger (1986), S. 41.

¹² Die Verwendung des Produktionswertes als Outputmaß ist weniger restriktiv als die Verwendung der Bruttowertschöpfung. Zur Diskussion dieser Konzepte siehe Anhang A.

$$Y_t = F(Z_t^*, L_t^*, K_t^*, t), \quad (4.8)$$

wobei Z^* , L^* , K^* und t den Vorleistungs-, Arbeits- und Kapitalinput sowie den exogenen technischen Wandel bezeichnen. Die mit einem Stern gekennzeichneten Variablen enthalten auch die Inputs, die für Forschung und Entwicklung und nicht direkt für die Produktion eingesetzt werden, das heißt, sie sind nicht um F&E korrigiert.¹³ Aus der Produktionsfunktion (4.8) lässt sich die *nicht* um F&E korrigierte Wachstumsrate der Totalen Faktorproduktivität (\bar{W}_{TFP}^*) wie folgt berechnen:¹⁴

$$\begin{aligned} \bar{W}_{TFP}^* = & [\ln Y_t - \ln Y_{t-1}] - \bar{\theta}_Z^* [\ln Z_t^* - \ln Z_{t-1}^*] \\ & - \bar{\theta}_L^* [\ln L_t^* - \ln L_{t-1}^*] - \bar{\theta}_K^* [\ln K_t^* - \ln K_{t-1}^*], \end{aligned} \quad (4.9)$$

$$\begin{aligned} \text{mit } l &= \theta_{Zl}^* + \theta_{Ll}^* + \theta_{Kl}^* \\ \text{und } \bar{\theta}_V^* &= 0.5 [\theta_{Vt}^* + \theta_{Vt-1}^*], \quad V = Z, L, K, \end{aligned}$$

wobei θ_V^* die Erlösanteile der Inputs bezeichnet. Erweitert man den traditionellen Ansatz um das F&E-Kapital als eigenständigen Produktionsfaktor, dann wird die folgende Produktionsfunktion unterstellt:

$$Y_t = F(Z_t, L_t, K_t, FE_t, t), \quad (4.10)$$

wobei Z_t , L_t , K_t die um F&E korrigierten Vorleistungs-, Arbeits- und physischen Kapitalinputs bezeichnen. FE_t und t stehen für den F&E-Kapitalstock und den technischen Wandel.

Durch die Einbeziehung des F&E-Kapitals kann sich das Problem der Doppelzählung ergeben, wenn die traditionellen Inputs nicht um die F&E-Inputs korrigiert werden.¹⁵ Für die nachfolgenden Ausführungen zur Berechnung der um F&E korrigierten Wachstumsrate der TFP wird vereinfachend angenommen, dass die für Forschung und Entwicklung eingesetzten Inputs in gleicher Weise entlohnt werden, wie die traditionellen Inputs, die für die Produktion des Outputs eingesetzt werden. Der Anteil der für Forschung und Entwicklung eingesetzten Inputs (S_{V_t}) an den jeweiligen unkorrigierten Inputs V^* ($V^* = K_t^*, L_t^*, Z_t^*$) entspricht:

¹³ Beispielsweise setzt sich der unkorrigierte Arbeitsinput (L^*) aus dem für die Produktion eingesetzten Arbeitsinput (L) und dem für die F&E eingesetzten Arbeitsinput (L_F) zusammen: $L^* = L + L_F$.

¹⁴ Die Sterne kennzeichnen die Variablen, die nicht um F&E korrigiert sind.

¹⁵ Schankerman (1981) hat auf dieses Problem hingewiesen.

$$S_{V,t} = \frac{V_F}{V^*}, \quad V_F = Z_{F,t}, L_{F,t}, K_{F,t}, \quad (4.11)$$

wobei V_F die Inputs bezeichnet, die für F&E eingesetzt werden. Sowohl die Inputs als auch die gemessenen Erlösanteile sind verzerrt. Die korrigierten traditionellen Inputs (V) und deren Erlösanteile (θ_V) ergeben sich, wenn die unkorrigierten Inputs (V^*) und Erlösanteile (θ_V^*) um den Anteil ($S_{V,t}$) vermindert werden:

$$V = [1 - S_{V,t}] * V^*, \quad V = Z_t, L_t, K_t, \quad (4.12)$$

$$\theta_{V,t} = [1 - S_{V,t}] * \theta_{V,t}^*. \quad (4.13)$$

Die korrigierte Wachstumsrate der Totalen Faktorproduktivität (\overline{W}_{TFP}) ergibt sich aus der Wachstumsrate des Outputs vermindert um die gewogenen Wachstumsraten der korrigierten Inputs und der mit dem F&E-Erlösanteil gewogenen Wachstumsrate des F&E-Kapitalstocks:

$$\begin{aligned} \overline{W}_{TFP} = & [\ln Y_t - \ln Y_{t-1}] - \overline{\theta}_Z [\ln Z_t - \ln Z_{t-1}] \\ & - \overline{\theta}_L [\ln L_t - \ln L_{t-1}] - \overline{\theta}_K [\ln K_t - \ln K_{t-1}] \\ & - \overline{\theta}_F [\ln FE_t - \ln FE_{t-1}], \end{aligned} \quad (4.14)$$

$$\text{mit } \overline{\theta}_X = 0.5 [\theta_{X,t} + \theta_{X,t-1}], \quad X = Z, L, K, FE,$$

$$\text{mit } 1 = \theta_{Z,t} + \theta_{L,t} + \theta_{K,t} + \theta_{F,t}.$$

Nach Einsetzen der Gleichungen (4.12) und (4.13) in die Gleichung (4.14) und einigen Umformungen ergibt sich der folgende Zusammenhang zwischen der unkorrigierten (\overline{W}_{TFP}^*) und der korrigierten Wachstumsrate der TFP:

$$\overline{W}_{TFP}^* = \overline{W}_{TFP} + \overline{\theta}_F W_{FE} - \left[\sum \overline{\theta}_{V_F} W_{V_F}^* - \sum \overline{\theta}_V W_{S_V} \right], \quad (4.15)$$

$$\text{mit } \overline{\theta}_{V_F} = 0.5 * [S_{V_F,t} \theta_{V_F,t}^* + S_{V_F,t-1} \theta_{V_F,t-1}^*], \quad V = Z, L, K,$$

wobei $W_{V_F}^*$ die Wachstumsrate der unkorrigierten Inputs bezeichnet. Die Wachstumsrate W_{S_V} entspricht der Veränderung des Anteils der traditionellen Inputs: $S_V =$

$(1 - S_{V_t})$. Die korrigierte Wachstumsrate der TFP stimmt mit der unkorrigierten überein, falls der „wahre“ Beitrag der F&E ($\bar{\theta}_F W_{FE}$), das ist die Wachstumsrate des F&E-Kapitals (W_{FE}) multipliziert mit dem Erlösanteil des F&E-Kapitals ($\bar{\theta}_F$), dem Ausdruck in eckigen Klammern entspricht. Dieser Ausdruck ist der Beitrag, der sich ergibt, falls die für F&E eingesetzten Faktoren in gleicher Weise entlohnt werden wie die traditionellen Faktoren und in der jeweiligen Periode zum Outputwachstum beitragen. Der erste Term in Klammern ($\sum \bar{\theta}_{V_t} W_{V_t}^*$) gibt den jeweiligen Anteil der F&E am Beitrag der jeweiligen (unkorrigierten) Inputs an.¹⁶ Der zweite Term ($\sum \bar{\theta}_{V_t} W_{S_{V_t}}$) steht für den Bias, der sich aus einer Veränderung der F&E-Anteile ergibt. Eine eindeutige Aussage über das Verhältnis von korrigierter zu unkorrigierter Wachstumsrate der TFP ist nur bei Kenntnis dieser Effekte möglich. Falls die Anteile der F&E-Inputs an den traditionellen Inputs konstant sind ($W_{S_{V_t}} = 0$), fällt der letzte Term ($\sum \bar{\theta}_{V_t} W_{S_{V_t}}$) weg.¹⁷

$$\bar{W}_{TFP}^* = \bar{W}_{TFP} + \bar{\theta}_F W_{FE} - \sum S_{V_t} \bar{\theta}_{V_t} W_{V_t}^* \quad (4.16)$$

Die korrigierte und unkorrigierte Rate stimmen überein, falls die beiden letzten Terme identisch sind. Anders ausgedrückt, die mit den jeweiligen F&E-Anteilen gewogenen Wachstumsraten der traditionellen Inputs müssen dem „wahren“ Beitrag des F&E-Kapitals zum Wirtschaftswachstum entsprechen. Der Erlösanteil des F&E-Kapitals (θ_F) ist *nicht* identisch mit dem Anteil der nominalen F&E-Aufwendungen am Erlös, sondern wird bestimmt von den Nutzungskosten des F&E-Kapitals.¹⁸

Für die Indexberechnungen der vorliegenden Untersuchung werden die Inputs disaggregiert. Die Arbeitsinputs der Wirtschaftsbereiche ergeben sich aus den gewichteten Inputs der Arbeiter, Angestellten und Selbständigen. Die physischen Kapitalinputs werden anhand der gewichteten Inputs der Ausrüstungen und Bauten ermittelt und die Vorleistungsinputs setzen sich aus 58 verschiedenen Vorleistungsgruppen zusammen.¹⁹ Die Kapitalstöcke der Bauten und Ausrüstungen und der F&E-Kapitalstock gehen um eine Periode verzögert in die Berechnungen ein.²⁰ Es wird damit unterstellt, dass die Investitionen in der Folgeperiode produktivitätswirksam werden.

4.3. Die Ergebnisse der Index-Berechnung

Die durchschnittlichen *Wachstumsraten des Outputs* variieren zwischen den verschiedenen Wirtschaftsbereichen in erheblichem Umfang (siehe Tabelle 4.1 im Anhang).

¹⁶ Beispielsweise entspricht θ_{LF} dem Quotienten aus F&E-Personalausgaben und Outputwert.

¹⁷ Diese Annahme trifft Schankerman (1981). Allerdings unterscheidet er nicht zwischen \bar{W}_{TFP} und $\theta_F W_{FE}$, da er das residuale Wachstum vollständig dem F&E-Kapital zuschlägt.

¹⁸ Zur Berechnung der Nutzungskosten des F&E-Kapitals siehe Anhang A.

¹⁹ Eine Beschreibung der Konstruktion der Inputindizes findet sich im Anhang A.

²⁰ Es werden die F&E-Kapitalstöcke der Wirtschaftsbereiche verwendet, die anhand der realen internen F&E-Aufwendungen berechnet wurden.

Für den Zeitraum von 1981 bis 1993 weist der Wirtschaftsbereich Büromaschinen/Automatische Datenverarbeitung (ADV) mit ca. acht Prozent die höchste durchschnittliche Wachstumsrate auf.²¹ Entgegen ersten Vermutungen lassen sich jedoch nicht für alle untersuchten F&E-intensiven Wirtschaftsbereiche, dies sind hier die Bereiche Chemie, Maschinenbau, Büromaschinen, Straßenfahrzeugbau, Elektrotechnik und Feinmechanik/Optik, hohe Wachstumsraten beobachten. Die Bereiche Maschinenbau und Feinmechanik/Optik entwickelten sich mit durchschnittlichen Wachstumsraten in Höhe von 0,05 und 0,87 Prozent in den Jahren 1981 bis 1993 vergleichsweise schwach. Hingegen heben sich einige der weniger F&E-intensiven Bereiche, wie beispielsweise die Kunststoffwaren (4,49 Prozent) und die Papier- und Pappeverarbeitung (3,14 Prozent), durch relativ hohe Wachstumsraten hervor. Sechs Wirtschaftsbereiche verzeichnen im Durchschnitt negative Wachstumsraten. Die Wachstumsraten streuen auch für die einzelnen Wirtschaftsbereiche im Zeitablauf deutlich. Für die Jahre 1982 und 1993 lässt sich für viele Wirtschaftsbereiche ein konjunkturbedingter Rückgang des Outputs beobachten. Für einige Wirtschaftsbereiche macht sich die Nachfrageerhöhung, die infolge der Wiedervereinigung eintrat, in Form eines deutlichen Anstiegs der Produktion bemerkbar. Innerhalb des gesamten Beobachtungszeitraumes können die Jahre 1984 bis 1988 als Phase relativ stetigen Wachstums betrachtet werden, die weniger von Sondereinflüssen betroffen ist. Die Wachstumsraten der meisten Wirtschaftsbereiche sind in dieser Periode höher (siehe Tabelle 4.3 im Anhang). Insbesondere zeigen die F&E-intensiven Bereiche ein deutliches Wachstum der Produktion. So liegt beispielsweise die Wachstumsrate für den Bereich Feinmechanik/Optik bei 5,33 Prozent. Für die Bereiche Mineralöl- und Tabakverarbeitung ergeben sich bei der Outputmessung Probleme, da Erhöhungen der Mineralöl- und Tabaksteuern zu Verzerrungen bei der Berechnung der realen Produktionswerte führen.

4.3.1. Beiträge der traditionellen Inputs zum Outputwachstum

In Tabelle 4.1 sind die Beiträge der Inputs und der Produktivitätsentwicklung zum Outputwachstum angegeben. Der Beitrag der *Vorleistungsinputs* zum Outputwachstum ist, abgesehen von drei Wirtschaftsbereichen, positiv. Die Vorleistungsinputs haben unter den traditionellen Inputs den stärksten Einfluss auf das Outputwachstum.²² Dies erklärt sich zum einen durch den vergleichsweise hohen Erlösanteil der Vorleistungsinputs, der im Durchschnitt bei ca. 65 Prozent liegt (siehe Tabelle 4.2). Die Wachstumsraten der Vorleistungsinputs gehen folglich mit hohem Gewicht in die Berechnung ein. Zum anderen verläuft das Wachstum der Vorleistungsinputs und des Outputs in den meisten Wirtschaftsbereichen recht ähnlich. Nur in wenigen Bereichen, wie zum Beispiel der Nichteisen(NE)-Metallerzeugung, ist dies nicht der Fall.

²¹ Der Beobachtungszeitraum ergibt sich aus der Verfügbarkeit der Daten. Für den F&E-Kapitalstock werden die Daten erst ab dem Jahr 1979 genutzt. Die Wachstumsrate liegt damit erstmals für das Jahr 1981 vor.

²² Zur Messung der Vorleistungsinputs siehe Anhang A.

Der Beitrag der *Arbeitsinputs* zum Outputwachstum ist, abgesehen von den Wirtschaftsbereichen Kunststoffwaren und Büromaschinen/ADV, im Durchschnitt für den Beobachtungszeitraum negativ.²³ Der Arbeitsinput weist mit durchschnittlich 26 Prozent einen vergleichsweise hohen Erlösanteil auf. Gleichzeitig sind die Wachstumsraten der Arbeitsinputs im Durchschnitt negativ. Da sich der Beitrag der Arbeitsinputs aus dem Produkt ihres Erlösanteils und ihrer Wachstumsrate berechnet, lässt sich in vielen Wirtschaftsbereichen ein deutlich negativer Beitrag der Arbeitsinputs zum Outputwachstum feststellen. Die negative Entwicklung des Arbeitsinputs ist auf die Verkürzung der Arbeitszeit im Beobachtungszeitraum und auf den Rückgang der Zahl der Erwerbstätigen zurückzuführen. Um Qualitätsverbesserungen des Arbeitsinputs zu berücksichtigen, die den Rückgang der Arbeitsstunden kompensieren können, ist die Veränderung der Zusammensetzung des Arbeitsinputs in die Berechnungen eingegangen. Für die hier durchgeführten Berechnungen wird zwischen dem Arbeitsinput der Arbeiter, Angestellten sowie Selbständigen und mithelfenden Familienangehörigen unterschieden.²⁴ In den meisten Wirtschaftsbereichen lassen sich leichte Qualitätsverbesserungen feststellen. Beispielsweise nimmt der Arbeitsinput des Wirtschaftsbereichs Chemie bei Berücksichtigung der Qualitätsveränderung um 6,8 Prozent ab und nicht um 9,8 Prozent, wie dies für den unkorrigierten Arbeitsinput der Fall ist. Die Qualitätsverbesserung entspricht somit drei Prozentpunkten. Eine weitere Disaggregation, die die Qualifikation der Erwerbstätigen noch stärker hervorhebt, könnte den gemessenen Rückgang des Arbeitsinputs weiter kompensieren. Es ist allerdings nicht zu erwarten, dass die Qualitätsverbesserungen im Beobachtungszeitraum so bedeutend sind, dass sich daraus ein merklich positiver Beitrag des Arbeitsinputs zum Outputwachstum ergibt.

Die *physischen Kapitalinputs* tragen in fast allen untersuchten Wirtschaftsbereichen positiv zum Outputwachstum bei.²⁵ Der Mittelwert des Erlösanteils aller Wirtschaftsbereiche liegt bei ca. sieben Prozent und damit deutlich niedriger als die Anteile der Vorleistungs- und Arbeitsinputs (siehe Tabelle 4.2). Negativ ist der Beitrag lediglich für die Wirtschaftsbereiche Mineralölverarbeitung, Eisenschaffende Industrie sowie Textil- und Bekleidungsindustrie. Für die F&E-intensiven Bereiche Büromaschinen/ADV, Straßenfahrzeugbau und Elektrotechnik kann ein deutlicher Beitrag des physischen Kapitals zum Outputwachstum beobachtet werden.

4.3.2. Beitrag des F&E-Kapitals zum Outputwachstum

Der Beitrag des F&E-Kapitals zum Outputwachstum ist für 19 der untersuchten Wirtschaftsbereiche positiv. Der durchschnittliche Erlösanteil beträgt ca. drei Prozent und ist folglich deutlich niedriger als die Anteile der anderen Inputs (siehe letzte Spalte der Tabelle 4.2). In fünf Wirtschaftsbereichen lässt sich kein Beitrag feststellen,

²³ Nach der Bereinigung der Arbeitsinputs um das F&E-Personal, ist lediglich für den Wirtschaftsbereich Kunststoffwaren ein positiver Beitrag des Arbeitsinputs zum Outputwachstum zu beobachten.

²⁴ Siehe hierzu Anhang A.

²⁵ Der physische Kapitalinput ergibt sich aus den Inputs der Bauten und Ausrüstungen.

und in vier Wirtschaftsbereichen ist er negativ. Der Beitrag des F&E-Kapitals zum Wirtschaftswachstum ist erwartungsgemäß in den Wirtschaftsbereichen am höchsten, die eine relativ hohe F&E-Intensität aufweisen. In den Wirtschaftsbereichen Chemie und Büromaschinen/ADV ist er sogar höher als der Beitrag der physischen Kapitalinputs. In den Wirtschaftsbereichen Büromaschinen/ADV und Elektrotechnik liegt der absolute Beitrag bei 0,38 bzw. 0,22 Prozentpunkten. Obwohl die Beiträge des F&E-Kapitals in diesen Wirtschaftsbereichen vergleichsweise hoch sind, können sie lediglich ca. fünf bzw. sechs Prozent des Outputwachstums in diesen Bereichen erklären. Aus der Gruppe der Wirtschaftsbereiche mit geringerer F&E-Intensität heben sich die Wirtschaftsbereiche Glasgewerbe (0,09 Prozentpunkte) und Eisen, Blech und Metallwaren(EBM)-Waren (0,07 Prozentpunkte) durch vergleichsweise hohe absolute Beiträge des F&E-Kapitals hervor. Auch hier können dem F&E-Kapital lediglich sechs bzw. drei Prozent des Outputwachstums zugeschrieben werden. In anderen Wirtschaftsbereichen sind diese Werte deutlich niedriger. Die Ergebnisse ändern sich für den Zeitraum von 1984 bis 1988, der Phase relativ stabilen Wachstums, dahingehend, dass in vielen Wirtschaftsbereichen der Beitrag des F&E-Kapitals im Vergleich zum gesamten Beobachtungszeitraum höher ist. Allerdings ist auch für fast alle Wirtschaftsbereiche das Outputwachstum höher, so dass der erklärte Anteil des Outputwachstums teilweise sogar sinkt.

Die in Tabelle 4.1 ausgewiesenen Beiträge des F&E-Kapitals zum Wirtschaftswachstum beruhen auf einer angenommenen Abschreibungsrate von 15 Prozent, das heißt, die relative Effizienz beträgt nach zehn Jahren ca. 20 Prozent.²⁶ Zuverlässige Schätzungen der Abschreibungsraten des F&E-Kapitals liegen für die einzelnen Wirtschaftsbereiche allerdings nicht vor.²⁷ Deshalb werden zusätzlich Berechnungen mit Abschreibungsraten von null und 30 Prozent durchgeführt, um die Sensitivität der Ergebnisse in Abhängigkeit von der gewählten Abschreibungsrate zu überprüfen. Eine Abschreibungsrate von null impliziert, dass die relative Effizienz des technischen Wissens im Zeitablauf nicht abnimmt. Eine Abschreibungsrate von 30 Prozent bedeutet, dass die relative Effizienz eines F&E-Kapitalstocks nach zehn Jahren ca. drei Prozent beträgt. Veränderte Annahmen über die Höhe der Abschreibungsrate haben zwei Effekte auf den gemessenen Beitrag des F&E-Kapitals zum Outputwachstum: Erstens kann sich hierdurch der Erlösanteil des F&E-Kapitals ändern, welcher unter den getroffenen Annahmen dessen partieller Produktionselastizität entspricht. Eine höhere (niedrigere) Abschreibungsrate des F&E-Kapitals erhöht (senkt) die Kapitalnutzungskosten des F&E-Kapitals und senkt (erhöht) den F&E-Kapitalstock. Die F&E-Kosten, die als Produkt aus Nutzungskosten und F&E-Kapitalstock berechnet werden, sind bei einer Abschreibungsrate von null höher, falls der Mengeneffekt (Kapitalstock) den Preiseffekt (Nutzungskosten) dominiert. Im umgekehrten Fall sind sie niedriger. Zweitens ergeben sich bei niedrigeren Abschreibungsraten im Durchschnitt höhere Wachstumsraten des F&E-Kapitals. Dies geht auch aus der Abbildung 3.2 des

²⁶ Zur Erläuterung des Konzepts der relativen Effizienz siehe Anhang A.

²⁷ Siehe hierzu die Ausführungen im ersten Abschnitt des dritten Kapitels.

dritten Kapitels hervor.

Die Ergebnisse der Berechnungen mit alternativen Abschreibungsraten des F&E-Kapitals sind in Tabelle 4.3 aufgeführt. Abschreibungsraten von 15 und 30 Prozent haben hinsichtlich des Beitrags des F&E-Kapitals zum Outputwachstum für die meisten Wirtschaftsbereiche ähnliche Effekte. Nur eine unterstellte Abschreibungsrate von null Prozent führt für einige Wirtschaftsbereiche zu deutlich abweichenden Ergebnissen. Der gemessene Beitrag des F&E-Kapitals zum Outputwachstum steigt bei Abschreibungsraten von null Prozent zum Teil sehr deutlich. Eine Abschreibungsrate von null Prozent ist allerdings ein Extremfall und wenig plausibel. Realistischere Abschreibungsraten in einem Bereich von fünf bis 30 Prozent führen zu recht ähnlichen Ergebnissen.²⁸ Ein weiteres Ergebnis ist, dass die Ex post-Ertragsraten (Verzinsung) der physischen Kapitalinputs und des F&E-Kapitals der einzelnen Wirtschaftsbereiche abhängig von der gewählten Abschreibungsrate des F&E-Kapitals sind.²⁹ Die Ergebnisse der Berechnungen zeigen, dass höhere Abschreibungsraten höhere Ertragsraten zur Folge haben. Beispielsweise liegen die Ertragsraten für den Bereich Chemie für Abschreibungsraten von null bis 30 Prozent zwischen 9,3 und 12,7 Prozent.

4.3.3. Wachstumsrate der TFP

In Tabelle 4.1 im Anhang sind die durchschnittlichen Wachstumsraten der unkorrigierten und der um F&E korrigierten TFP für die untersuchten Wirtschaftsbereiche angegeben. Die höchste durchschnittliche Wachstumsrate der TFP weist der Wirtschaftsbereich Büromaschinen/ADV (3,94 Prozent) auf. Allerdings ist die Outputmessung in diesem Bereich problembehaftet, da regelmäßig eine große Zahl neuer Produkte mit veränderter Qualität auf den Markt kommt. Diese wird möglicherweise nicht hinreichend in der Konstruktion der Output- und Vorleistungspreisindizes berücksichtigt.³⁰ Hohe Wachstumsraten lassen sich auch für die Bereiche Chemie (1,21 Prozent) und Elektrotechnik (0,98 Prozent) beobachten. Die F&E-intensiven Bereiche Maschinenbau, Straßenfahrzeugbau und Feinmechanik/Optik weisen demgegenüber negative Wachstumsraten der TFP auf.

Aus der Gruppe der Wirtschaftsbereiche mit niedriger F&E-Intensität zeichnen sich die Bereiche Holzbearbeitung (2,16 Prozent), NE-Metallerzeugung (2,1 Prozent) und Eisenschaffende Industrie (1,77 Prozent) durch hohe Wachstumsraten der TFP aus. Für die beiden letztgenannten Wirtschaftsbereiche sollten die Ergebnisse jedoch mit einer gewissen Skepsis betrachtet werden. Für den Wirtschaftsbereich NE-Metallerzeugung zeigt der Index der TFP einige auffällige „Sprünge“, die sich kaum durch Effizienzänderungen erklären lassen. Für die Eisenschaffende Industrie ist die

²⁸ Die Ergebnisse der Berechnungen mit Abschreibungsraten von zehn und 20 Prozent werden aus Gründen der Übersichtlichkeit nicht ausgewiesen.

²⁹ Eine ausführliche Erläuterung der Berechnung der Ex post-Ertragsrate der Kapitalinputs findet sich im Anhang A.

³⁰ Siehe hierzu Griliches (1994).

Annahme der Nullgewinne offensichtlich nicht erfüllt. Deutlich negative Wachstumsraten der TFP ergeben sich für die Bereiche Mineralöl- und Tabakverarbeitung. Auch hier scheinen die schon angesprochenen Messprobleme Einfluss auf die Ergebnisse zu haben. Insofern sind diese Ergebnisse nicht sinnvoll interpretierbar.

Für viele Wirtschaftsbereiche kann der größte Teil des durchschnittlichen Outputwachstums – bei Gültigkeit der getroffenen Annahmen – auf das Wachstum der traditionellen Inputs und des F&E-Kapitals zurückgeführt werden. In den Bereichen Kunststoffwaren und Elektrotechnik sind dies beispielsweise knapp 90 Prozent bzw. über 70 Prozent des Outputwachstums. In anderen Bereichen ist dieser Anteil deutlich niedriger. In den Bereichen Ziehereien und Zellstoff-, Papiererzeugung können lediglich knapp 20 Prozent bzw. 49 Prozent des Outputwachstums dem Inputwachstum zugerechnet werden.

Zu den methodischen Fragen lässt sich sagen, dass ein Vergleich der korrigierten und unkorrigierten Wachstumsrate der TFP zeigt, dass sie in den meisten Wirtschaftsbereichen eine ähnliche Höhe aufweisen. Eine systematische Über- oder Unterschätzung der „wahren“ Wachstumsrate der Totalen Faktorproduktivität kann den Ergebnissen der Berechnungen zufolge nicht festgestellt werden. Die korrigierten Beiträge der traditionellen Inputs sind zum Teil deutlich niedriger, wobei die Korrektur für wenig F&E-intensive Wirtschaftsbereiche erwartungsgemäß kaum eine Rolle spielt.

Um die Sensitivität der Ergebnisse im Hinblick auf die Wahl der Abschreibungsrate des F&E-Kapitals zu überprüfen, wurden Berechnungen mit unterschiedlichen Abschreibungsraten des F&E-Kapitals durchgeführt. Die in Tabelle 4.3 ausgewiesenen Ergebnisse zeigen, dass auch die Wachstumsraten der TFP durch die Wahl der Abschreibungsrate betroffen sind. In der Tendenz führt eine Abschreibungsrate von null zu geringeren Wachstumsraten der TFP. Hingegen unterscheiden sich die Ergebnisse für Abschreibungsraten von 15 und 30 Prozent kaum von den Ergebnissen der unkorrigierten TFP.

Die hier angestellten Berechnungen zeigen, dass die gemessene Wachstumsrate der TFP durch die Berücksichtigung des F&E-Kapitals nicht sehr beeinflusst wird. Im Durchschnitt stellt die unkorrigierte Wachstumsrate der TFP für plausible Abschreibungsraten des F&E-Kapitals eine gute Approximation der korrigierten Wachstumsrate dar.

4.4. Kritik an der Index-Methode

Die Kritik an der in dieser Untersuchung verwendeten Index-Methode richtet sich vor allem gegen die restriktiven Annahmen, die üblicherweise bei der Berechnung des *primären* Törnqvist-Theil (Translog) Produktivitätsindex getroffen werden. Diese Annahmen lauten:³¹

³¹ Dieser Index lässt sich auch im Rahmen des dualen Ansatzes berechnen. Der duale Ansatz wird im sechsten Kapitel erläutert.

- Die Produktion befindet sich im langfristigen Gleichgewicht.
- Die Produktionsfunktion ist linear homogen.
- Input- und Outputmärkte sind durch vollständige Konkurrenz gekennzeichnet.
- Die Unternehmen minimieren ihre Kosten.
- Es sind keine Messfehler in den Daten enthalten.
- Die Produktion erfolgt technisch effizient.³²

Falls eine dieser Annahmen verletzt ist, dann ist das Modell fehlspezifiziert und führt zu verzerrten Ergebnissen. Die gemessene TFP spiegelt dann neben Effizienzänderungen alle Messfehler und Fehlspezifikationen des Modells wider. Daraus folgt, dass sie als Maß für den technischen Wandels nicht geeignet ist, falls verzerrende Einflüsse die Entwicklung der gemessenen TFP dominieren.

Im Folgenden Abschnitt wird die Annahme eines langfristigen Gleichgewichts erläutert und ein Ansatz vorgestellt, der eine Anwendung der Index-Methode trotz Verletzung dieser Annahme ermöglicht. Im sechsten Kapitel wird diesem Problem durch die Schätzung einer variablen Kostenfunktion Rechnung getragen.

4.4.1. Temporäres versus langfristiges Gleichgewicht

Die theoretischen Grundlagen der dargestellten Index-Methode basieren auf der Annahme, dass alle Entscheidungen über den Einsatz von Produktionsfaktoren auf Grund ex ante bekannter und gegebener Faktor- und Produktpreise getroffen werden. Unsicherheiten hinsichtlich der Preis- und Absatzentwicklung kommen in diesem Modell nicht vor. Es wird unterstellt, dass alle Produktionsfaktoren optimal eingesetzt werden. Diese Vorgehensweise ist nur gerechtfertigt, wenn die Anpassung des Einsatzes aller Produktionsfaktoren an veränderte relative Preise unverzüglich erfolgt.

Die Annahme einer unverzüglichen Anpassung ist problematisch, falls ein Produktionsfaktor bzw. mehrere Produktionsfaktoren zwar langfristig variabel, aber kurzfristig fix sind. Treten unerwartete Schocks auf, so können kurzfristig zwar die variablen, nicht jedoch die fixen Produktionsfaktoren angepasst werden. Es handelt sich somit um ein kurzfristiges Produktionsgleichgewicht. Werden bei der Quantifizierung der Totalen Faktorproduktivität die Beiträge der einzelnen Inputs zum Outputwachstum mit Hilfe der Marktpreise der Inputs bestimmt, so werden implizit nur langfristige Gleichgewichtszustände betrachtet und die Möglichkeit von kurzfristigen Gleichgewichtszuständen vernachlässigt.

³² Damit die Kohärenz mit den Ansätzen der nachfolgenden Kapitel gewahrt bleibt, wird für die Berechnung der TFP-Indizes technische Effizienz der Produktion angenommen. Index-Methoden, die nicht auf dieser Annahme basieren, wie beispielsweise die Data Envelopment Analysis (DEA), werden deshalb nicht verwendet. Siehe hierzu Färe et al. (1992).

Als fixe Produktionsfaktoren kommen insbesondere die verschiedenen Kapitalgüter in Frage, welche über längere Zeiträume im Produktionsprozess verbleiben. Bei Kapitalgütern werden langfristige Entscheidungen über die Höhe der Faktoreinsatzmenge getroffen. Gewinnmaximierende Unternehmen werden ihren Kapitaleinsatz nicht kurzfristig an unerwartete Schocks anpassen, wenn damit sehr hohe Anpassungskosten verbunden sind. Die Einsatzmenge der fixen Produktionsfaktoren kann beispielsweise nicht sofort an plötzlich auftretende Veränderungen der relativen Faktorpreise oder an unerwartete Nachfrageveränderungen angepasst werden. Die fixen Produktionsfaktoren sind folglich nicht gleichbleibend ausgelastet. Insbesondere konjunkturelle Schwankungen stellen ein Problem für die Berechnung der Totalen Faktorproduktivität dar, da sie zu einem prozyklischen Verhalten der TFP-Indizes führen.

Es bestehen bei der Berechnung der TFP im wesentlichen zwei Möglichkeiten, kurzfristige Auslastungsschwankungen zu berücksichtigen. Zum einen kann die Wachstumsrate des Faktoreinsatzes korrigiert werden, zum anderen kann die Gewichtung (Produktionselastizität) des fixen Faktors angepasst werden.³³

Die Korrektur der Wachstumsrate des fixen Faktors setzt voraus, dass Maße vorliegen, die die Leistungsabgabe der fixen Faktoren besser widerspiegeln als ihre Bestandsveränderungen, denn die Wachstumsraten der Faktorbestände bieten nur eine gute Approximation ihrer Leistungsabgabe, falls das Verhältnis der Leistungsabgabe zum Bestand des Faktors konstant ist. Es sei der Auslastungsgrad (CU) des Produktionsfaktors G definiert als:³⁴

$$CU_{Gt} = \frac{J_t}{G_t}, \quad (4.17)$$

wobei J_t die Leistungsabgabe in der Periode t bezeichnet und G_t den Bestand des Faktors. Ein konstanter Auslastungsgrad impliziert, dass die Wachstumsraten der Leistungsabgabe und des Faktorbestandes gleich sind: $J/J = G/G$. Ist diese Bedingung nicht erfüllt, so kann die Veränderung der Leistungsabgabe des Faktors nicht mehr durch die Veränderung des Faktorbestandes gemessen werden. In die Berechnung der totalen Faktorproduktivität muss in diesem Fall die Leistungsabgabe J eingehen ($J = CU_{Gt} G_t$). In empirischen Studien werden verschiedene Indikatoren der Kapitalauslastung verwandt. Beispielsweise werden für Deutschland Auslastungsgrade vom Ifo-Institut für Wirtschaftsforschung berechnet.³⁵ Häufig dient auch der Energieverbrauch als Indikator für die Auslastung des Kapitals.³⁶ Diesen Ansätzen ist gemein, dass es sich um *Ad-hoc-Lösungen* handelt, welche in der Regel keine hinreichende ökonomische Fundierung aufweisen.

³³ In einigen Studien wird die sogenannte peak-to-peak-Methode angewandt, bei der nur Zeiträume berücksichtigt werden, für welche von einer „normalen“ Auslastung der fixen Inputs ausgegangen werden kann. Siehe z.B. Norsworthy et al. (1979).

³⁴ Siehe Hulten (1986); S. 38.

³⁵ Vgl. Ifo-Institut für Wirtschaftsforschung (1989).

³⁶ Vgl. Burnside, Eichenbaum und Rebelo (1995).

Eine andere Methode der Berücksichtigung von Auslastungsschwankungen geht auf Berndt und Fuss (1986) zurück und ist direkt aus der neoklassischen Produktions- und Kostentheorie abgeleitet. Diesem Ansatz liegt ein anderer Grundgedanke der Kapazitätsauslastung zugrunde: Auslastung ist die Fähigkeit des Bestandes eines fixen Faktors, gemeinsam mit einem erhöhten Einsatz der variablen Faktoren mehr Output zu produzieren. Bei diesem Vorgehen ist die Berücksichtigung der Leistungsabgabe des fixen Produktionsfaktors nicht mehr notwendig. Es sei eine Produktionsfunktion mit variablen und fixen Faktoren gegeben:

$$Y = F[X, G, t], \quad (4.18)$$

wobei Y den Output darstellt, der mit den Leistungen der variablen Inputs ($X = X_1, \dots, X_v$), den Beständen der fixen Inputs ($G = G_1, \dots, G_k$) und einer gegebenen Technologie produziert werden kann. Die fixen Faktoren gehen hier als echte Bestandsgrößen ein. Das Outputwachstum lässt sich wie folgt darstellen:

$$\frac{d \ln Y}{dt} = \sum_{v=1}^V \theta_v \frac{d \ln X_v}{dt} + \sum_{k=1}^K \alpha_k \frac{d \ln G_k}{dt} + \frac{\partial \ln F}{\partial t}, \quad (4.19)$$

wobei K Produktionsfaktoren fix sind. Die partielle Produktionselastizität eines variablen Produktionsfaktors (X_v) lässt sich weiterhin durch dessen marktbedingten Erlös- bzw. Kostenanteil (θ_v) messen. Die partiellen Produktionselastizitäten der fixen Faktoren (α_k) müssen *nicht* mehr mit den marktbedingten Erlösanteilen übereinstimmen, falls die fixen Faktoren nicht voll ausgelastet sind. Der Auslastungsgrad ist hier gegeben als:³⁷

$$CU_t = \frac{Y_t}{Y_t^*}, \quad (4.20)$$

wobei $Y^*(t)$ den Output bezeichnet, bei welchem sich die kurzfristigen Durchschnittskosten in ihrem Minimum befinden. Aus ökonomischer Sicht sind die Produktionsfaktoren dann voll ausgelastet, wenn im langfristigen Gleichgewicht bei konstanten Skalenerträgen die kurz- und langfristigen Durchschnittskosten minimal sind. In diesem Fall ist der Auslastungsgrad gleich eins. Für einen gegebenen Bestand des fixen Faktors sinkt der Auslastungsgrad unter eins, falls weniger variable Faktoren eingesetzt werden als im Optimum und steigt über eins, falls mehr eingesetzt werden. Liegt nämlich die Auslastung über (unter) eins, dann liegt die Rente bzw. der Schattenpreis q_G^S des fixen Faktors über (unter) dessen Marktpreis q_G , wodurch die Gleichheit von Wertgrenzprodukt und Faktorpreis nicht mehr besteht:³⁸

³⁷ Siehe Hulten (1986), S. 41.

³⁸ Der Preis des Outputs ($P_{Y,t}$) ist ebenfalls nur ein kurzfristiger Gleichgewichtspreis und entspricht bei vollkommener Konkurrenz den kurzfristigen Grenzkosten, die sich bei einem gegebenen Bestand des fixen Faktors ergeben. Er ist somit *nur* identisch mit dem langfristigen Preis, falls sich auch die kurzfristigen Durchschnittskosten in ihrem Minimum befinden.

$$p_{yt} \frac{\partial F}{\partial G_t} = q_{G_t}^S \neq q_{G_t}. \quad (4.21)$$

Der Schattenpreis bzw. die Quasi-Rente des fixen Faktors lässt sich, falls nur *ein* Input fix ist und der nominale Output und die Faktoreinkommen der variablen Produktionsfaktoren bekannt sind, als Residual berechnen. Im Fall konstanter Skalenerträge der Produktion und unter der Annahme von Nullgewinnen gilt:

$$p_{yt} Y_t = \sum_{v=1}^V q_{vt} X_{vt} + q_{G_t}^S G_t \Rightarrow q_{G_t}^S = \frac{p_{yt} Y_t - \sum_{v=1}^V q_{vt} X_{vt}}{G_t}. \quad (4.22)$$

Der Schattenpreis bzw. das Wertgrenzprodukt entspricht den *Ex post*-Kapitalnutzungskosten, wobei hier r_t die *Ex post*-Ertragsrate des fixen Faktors bezeichnet und nicht den Marktzinssatz.³⁹

$$q_{G_t}^S = p_{G_{t-1}} r_t + \delta p_{G_t} - [p_{G_t} - p_{G_{t-1}}]. \quad (4.23)$$

Die *Ex post*-Ertragsrate lässt sich durch Auflösen der Gleichung nach r_t berechnen und reflektiert alle Renten oder Verluste des fixen Inputs.⁴⁰ Die *Ex post*-Ertragsrate kann demnach auch bei vollkommener Konkurrenz auf Güter- und Faktormärkten kurzfristig über (unter) dem Marktzinssatz liegen, falls die Auslastung über (unter) eins liegt. Ist die Anzahl der Kapitalgüter größer als eins, dann lassen sich die Schattenpreise mit Hilfe der Residualmethode nicht für die einzelnen Kapitalgüter berechnen.

In dieser Untersuchung werden drei unterschiedliche Kapitalgüter (Ausrüstungen, Bauten, F&E) berücksichtigt. Es wird dabei unterstellt, dass die *Ex post*-Ertragsrate für alle Kapitalgüter *identisch* ist.⁴¹ Diese Vorgehensweise lässt sich wie folgt begründen: Unternehmen treffen die Entscheidungen über den Einsatz der variablen und fixen Inputs *ex ante* auf Grund erwarteter Preise des Outputs und der variablen Inputs. Es wird angenommen, dass alle Erwartungen bezüglich der Schattenpreise und der Anpassungsmöglichkeiten der fixen Inputs zu Beginn der Periode t auch innerhalb der Periode erfüllt sind.⁴² Die Unternehmen setzen die Inputs so ein, dass die *Ex post*-Ertragsraten der fixen Inputs identisch sind. In diesem Fall sind die *ex ante* erwarteten und *ex post* realisierten Kapitalnutzungskosten ebenfalls identisch. Geringe Anpassungsmöglichkeiten können allerdings verhindern, dass es zu einem Ausgleich von Marktzinsen und *Ex post*-Ertragsraten kommt. Durch die Nutzung der *Ex*

³⁹ Dies sind die Kapitalnutzungskosten, sofern Steuern außer Acht bleiben. Siehe hierzu Anhang A.

⁴⁰ Die anderen Größen der Kapitalnutzungskosten, der Beschaffungspreis des fixen Inputs ($p_{G,t}$) und dessen Abschreibungsrate (δ), sind annahmegemäß gegeben.

⁴¹ Siehe hierzu die Ausführungen im Anhang A.

⁴² Vgl. Hulten (1986), S. 44 und Berndt und Fuss (1986), S. 22.

post-Kapitalnutzungskosten statt der marktbedingten Kapitalnutzungskosten kann der Kritik an der Indexberechnung zumindest teilweise begegnet werden. Allerdings ist die Annahme identischer Ex post-Ertragsraten restriktiv.

4.4.2. Ex post-Ertragsraten des Kapitals: Ein Indikator für Verletzungen der Modellannahmen?

Falls die Annahmen der Indexberechnung zutreffend sind, dann sollte langfristig die gemessene Ex post-Ertragsrate des Kapitals bzw. der Kapitalgüter dem Marktzinssatz entsprechen.⁴³ Hierbei kann ein Risikoaufschlag auf den Marktzinssatz berücksichtigt werden. Beispielsweise legen Gerstenberger et al. (1989) für die Berechnung der Kapitalnutzungskosten einen Risikoaufschlag von drei Prozent zu Grunde.

Um erste Anhaltspunkte für die Verletzung der Modellannahmen zu erhalten, werden die im Rahmen der Indexberechnung ermittelten Ex post-Ertragsraten dem Marktzinssatz gegenübergestellt. In Abbildung 4.1 ist die Entwicklung der durchschnittlichen Ex post-Ertragsrate \bar{r}_t ($\bar{r}_t = \sum_i r_{it}$) der untersuchten Wirtschaftsbereiche ($i = 1, \dots, 23$) abgetragen.⁴⁴ Als Repräsentant für den Marktzinssatz dient hier die jahresdurchschnittliche Umlaufrendite der tarifbesteuerten festverzinslichen Wertpapiere.⁴⁵ Die Abbildung 4.1 enthält zusätzlich die vom Institut der deutschen Wirtschaft Köln berechnete Eigenkapitalrendite westdeutscher Unternehmen.⁴⁶

Die durchschnittliche Ex post-Ertragsrate liegt während des gesamten Beobachtungszeitraums über dem Marktzins. Außerdem zeigt sich eine zyklische Entwicklung der Ex post-Ertragsrate. In Rezessionsjahren – insbesondere im Jahr 1993 – ist sie niedrig und in den Jahren des Wachstums vergleichsweise hoch. Die Übereinstimmung der zeitlichen Entwicklung der Ex post-Ertragsrate mit der vom Institut der deutschen Wirtschaft ermittelten Eigenkapitalrendite ist überraschend. Beide entwickeln sich recht ähnlich, obwohl für die Berechnung der Ex post-Ertragsraten und der Eigenkapitalrenditen sehr unterschiedliche Konzepte verwendet werden. In die Berechnung der Ex post-Ertragsrate geht beispielsweise das gesamte Anlagevermögen nach dem Eigentümerkonzept und auch das F&E-Kapital ein. Die durchschnittliche Differenz zwischen der Ex post-Ertragsrate und dem Marktzins beträgt für den Beobachtungszeitraum 6,63 Prozent. Diese Differenz scheint über eine reine Risikoprämie hinauszugehen.

Die Betrachtung der Ex post-Ertragsraten der einzelnen Wirtschaftsbereiche zeigt, dass einige Wirtschaftsbereiche für den gesamten Beobachtungszeitraum vergleichs-

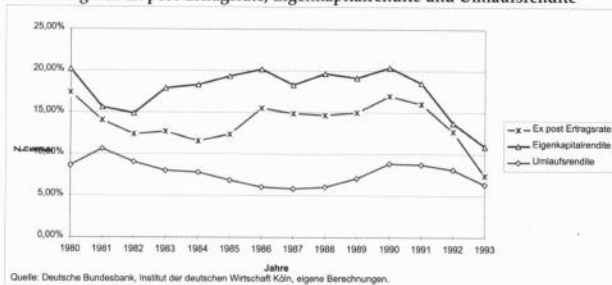
⁴³ Für langfristige Gleichgewichte ist die Annahme von Nullgewinnen bei konstanten Skalenerträgen, vollkommener Konkurrenz und Gewinnmaximierung die einzig sinnvolle Annahme, da sonst die Gewinne der Produzenten nicht beschränkt wären. Vgl. Hansen (1993), S.19.

⁴⁴ Nicht enthalten sind die Wirtschaftsbereiche Mineralöl- und Tabakverarbeitung, NE-Metalle, Eisen-schaffende Industrie und Herstellung von Büromaschinen/ADV.

⁴⁵ Diese sind der Wertpapierstatistik der Deutschen Bundesbank entnommen.

⁴⁶ Diese ist definiert als der Jahresüberschuss der Unternehmen nach Unternehmenssteuern in Prozent der Eigenmittel. Siehe Institut der deutschen Wirtschaft Köln (1998), Tabelle 72.

Abbildung 4.1.: Ex post-Ertragsrate, Eigenkapitalrendite und Umlaufrendite



weise hohe durchschnittliche Ex post-Ertragsraten aufweisen. Dazu gehören beispielsweise die Wirtschaftsbereiche Herstellung von Musikinstrumenten und Spielwaren (31,23%), Feinmechanik und Optik (22,03%) sowie Herstellung von Kunststoffwaren (20,26). Niedrige Ertragsraten weisen beispielsweise die Bereiche Bekleidungsindustrie (2,64%), Textilgewerbe (7,80%) oder Holzbearbeitung (3,04%) auf. Die F&E-intensiven Bereiche Chemie (11,25%), Maschinenbau (10,18%) und Straßenfahrzeugbau (10,77%) liegen leicht unter dem Durchschnitt von 13,8 Prozent. Unter den untersuchten Wirtschaftsbereichen bildet der Bereich Eisenschaffende Industrie eine Ausnahme, da er im Durchschnitt eine negative Ertragsrate (-1,94%) aufweist. Dieses ist darauf zurückzuführen, dass hier in vielen Jahren des Beobachtungszeitraums Defizite erwirtschaftet wurden.⁴⁷

Falls die Ex post-Ertragsrate dauerhaft und deutlich über dem Marktzinssatz liegt und/oder deutliche Unterschiede zwischen den Ex post-Ertragsraten der Wirtschaftsbereiche vorliegen, kann darin ein erster Hinweis auf die Verletzung der Modellannahmen gesehen werden. Im Folgenden werden vor dem Hintergrund der ermittelten Ex post-Ertragsraten das Vorliegen kurzfristiger Gleichgewichte und das Vorliegen von Marktmacht diskutiert.

Die zyklische Entwicklung der Ex post-Ertragsrate spricht für das Vorliegen kurzfristiger Gleichgewichte. Aus den theoretischen Überlegungen des vorhergehenden Abschnitts folgt, dass die Ex post-Ertragsrate bei Überauslastung über dem Marktzinssatz liegen wird. Dies ist in Wachstumsphasen zu erwarten. Eine gegenteilige Entwicklung ist für Rezessionsphasen zu erwarten. Das zyklische Verhalten der Ex post-Ertragsrate lässt sich für die meisten Wirtschaftsbereiche beobachten.

⁴⁷ Die Annahme der Nullgewinne ist hierdurch offensichtlich verletzt.

Einige Wirtschaftsbereiche zeigen über den gesamten Beobachtungszeitraum vergleichsweise hohe Ex post-Ertragsraten. Führt man dies auf das Vorliegen kurzfristiger Gleichgewichte zurück, dann implizieren die hohen Ertragsraten, dass die fixen Inputs dauerhaft überausgelastet sind. Eine andere Erklärung hierfür ist ein unterschiedlicher Grad von Marktmacht in den einzelnen Wirtschaftsbereichen.

Ein akzeptiertes Maß für die Marktmacht ist das Verhältnis zwischen Preis und Grenzkosten. Die Grenzkosten lassen sich jedoch nicht beobachten. In vielen empirischen Studien, die auf dem Structure-Conduct-Performance-Ansatz (SCP-Ansatz) basieren, werden deshalb alternative Maße für die Marktmacht genutzt.⁴⁸ Häufig dienen Gewinnmargen als Indikator für das Vorliegen von Marktmacht. Diese sind definiert als das Verhältnis von Umsatz minus variable Kosten zum Umsatz: $(p_{yt} Y_t - \sum_{j=1}^m q_{jt} X_{jt}) / p_{yt} Y_t$. Unter den für die Indexberechnung getroffenen Annahmen beschreibt dieses Maß lediglich die Höhe der partiellen Produktionselastizität des Kapitals, die über das Vorliegen von Marktmacht nichts aussagt. Die Ex post-Ertragsrate dürfte der Gewinnmarge als Maß für das Vorliegen von Marktmacht überlegen sein, dennoch zeigen die Überlegungen des vorangegangenen Abschnitts, dass bei kurzfristigen Gleichgewichten hohe Ertragsraten mit der Annahme vollkommener Konkurrenz vereinbar sind. Eine Trennung der verschiedenen Effekte ist im Rahmen der Residualmethode nicht möglich. Die Messung von Marktmacht kann im Rahmen einer ökonometrischen Schätzung erfolgen.⁴⁹

4.5. Zusammenfassung und Diskussion der Ergebnisse

In diesem Kapitel wurden die Wachstumsrate der TFP und die Beiträge der Produktionsfaktoren zum Outputwachstum mit Hilfe des Törnqvist-Indizes berechnet. Im Gegensatz zur traditionellen Berechnung wird hier der F&E-Kapitalstock als zusätzlicher Input berücksichtigt. Die Berechnungen liefern folgende inhaltliche Ergebnisse:

Wachstumsrate der TFP: Die Wachstumsrate der Totalen Faktorproduktivität liegt für die 28 untersuchten Wirtschaftsbereiche über den Beobachtungszeitraum bei 0,33 Prozent.⁵⁰ Bei einem durchschnittlichen Outputwachstums von 1,5 Prozent „erklärt“ das Produktivitätswachstum im Durchschnitt 22 Prozent des Outputwachstums oder anders ausgedrückt: 78 Prozent des Outputwachstums der Wirtschaftsbereiche lassen sich auf das Inputwachstum zurückführen.

Allerdings variiert die Wachstumsrate der TFP erheblich zwischen den Wirtschaftsbereichen. Das deutlichste Produktivitätswachstum zeigt sich für den Wirtschaftsbereich Büromaschinen/ADV mit einer Wachstumsrate von 3,94 Prozent. Auch andere

⁴⁸ Nach dem SCP-Ansatz bestimmt die Marktstruktur das Marktverhalten und dieses das Marktergebnis. Vgl. Pfähler (1996), S. 690.

⁴⁹ Ein solche Schätzung wird im sechsten Kapitel durchgeführt.

⁵⁰ Dies ist der gewichtete Durchschnitt der untersuchten Wirtschaftsbereiche, wobei die Anteile der einzelnen Wirtschaftsbereiche am Produktionswert aller untersuchten Wirtschaftsbereiche als Gewichte dienen.

empirische Studien kommen zu dem Ergebnis, dass dieser Wirtschaftsbereich ein außergewöhnliches Produktivitätswachstum aufweist.⁵¹ Hohe Wachstumsraten lassen sich auch für die Bereiche Chemie (1,21 Prozent) und Elektrotechnik (0,98 Prozent) beobachten. Unter den F&E-intensiven Bereichen weisen die Bereiche Maschinenbau, Straßenfahrzeugbau und Feinmechanik/Optik im Durchschnitt eine negative Wachstumsraten der TFP auf. Bezüglich der Wachstumsrate der TFP gelangen Schumacher et al. (1995) für die einzelnen Wirtschaftsbereiche zu ähnlichen Ergebnissen. Erber und Haid (1992) ermitteln hingegen deutlich höhere Wachstumsraten der TFP, was darauf zurückgeführt werden kann, dass sie die Bruttowertschöpfung als Outputmaß verwenden.

Beitrag des F&E-Kapitals zum Outputwachstum: Die Beiträge des F&E-Kapitals zum Outputwachstum sind in 19 der 28 untersuchten Wirtschaftsbereiche positiv. Sie sind erwartungsgemäß für die F&E-intensiven Wirtschaftsbereiche absolut am höchsten. Hingegen ist die berechnete Höhe der Beiträge zum Outputwachstum in den Wirtschaftsbereichen mit niedrigerer F&E-Intensität vergleichsweise niedrig und in fünf der untersuchten Bereiche lässt sich kein messbarer Beitrag zum Outputwachstum feststellen. Unter den weniger F&E-intensiven Wirtschaftsbereichen weisen die Bereiche EBM-Waren und Glasgewerbe vergleichsweise hohe absolute Beiträge des F&E-Kapitals zum Outputwachstum auf. Die Ergebnisse zeigen allerdings, dass selbst in F&E-intensiven Bereichen lediglich knapp sechs Prozent des Outputwachstums auf das Wachstum des F&E-Kapitals zurückgeführt werden können. Beispielsweise beträgt im Wirtschaftsbereich Elektrotechnik der absolute Beitrag 0,22 Prozentpunkte. Bei einem durchschnittlichen Outputwachstum von 3,55 Prozent liegt der relative Beitrag aber lediglich bei 6,2 Prozent.

Beiträge der traditionellen Inputs zum Outputwachstum: Unter den traditionellen Inputs leistet der Vorleistungsinput den mit Abstand größten Beitrag zum Outputwachstum.⁵² Hingegen sind die Beiträge des Arbeitsinputs für nahezu alle Wirtschaftsbereiche negativ. Dies ist auf den Rückgang der Zahl der Erwerbstätigen und auf die Verkürzung der jährlichen Arbeitszeit zurückzuführen. Die physischen Kapitalinputs leisten, abgesehen von vier Wirtschaftsbereichen, einen positiven Beitrag zum Outputwachstum. Der Beitrag des physischen Kapitals liegt in fast allen Wirtschaftsbereichen über dem Beitrag des F&E-Kapitals. Addiert man die Beiträge der akkumulierbaren Inputs physisches und F&E-Kapital, dann liegt ihr durchschnittlicher Beitrag zum Wachstum bei 0,23 Prozentpunkten. Bei einem durchschnittlichen Outputwachstum von 1,5 Prozent entspricht dies einem „erklärten“ Anteil am Outputwachstum in Höhe von rund 15 Prozent. Diese Werte unterscheiden sich für die verschiedenen Wirtschaftsbereiche und für verschiedene Beobachtungszeitpunkte deutlich.

In diesem Kapitel wurden neben inhaltlichen Fragen auch methodische Fragen untersucht. Zum einen wurde überprüft, ob sich das traditionelle und das um F&E korri-

⁵¹ Vgl. Erber und Haid (1992) und Schumacher et al. (1995).

⁵² Der erhebliche Beitrag der Vorleistungsinputs wird in anderen empirischen Studien ebenfalls festgestellt. Siehe zum Beispiel Jorgenson et al. (1987).

gierte Maß der TFP unterscheiden. Zum anderen wurde gefragt, welchen Einfluss die Wahl der Abschreibungsrate auf die Ergebnisse hat. Die Untersuchung liefert folgende *methodische Ergebnisse*:

Der F&E-Bias der TFP, das ist der Fehler, der durch die Nichtberücksichtigung des F&E-Kapitals entsteht, hat den Ergebnissen der Berechnungen zufolge für die Wirtschaftsbereiche im Durchschnitt keinen gravierenden Einfluss auf die gemessene Produktivitätsentwicklung. Für den Zeitraum von 1984 bis 1988 zeigt sich für wenige Wirtschaftsbereiche eine deutlichere Abweichung zwischen dem traditionellen Maß der TFP und dem um F&E korrigierten Maß. Dies liegt daran, dass der Erlösanteil des F&E-Kapitals selbst in F&E-intensiven Wirtschaftsbereichen im Vergleich zu den anderen Inputs gering ist. Der gewichtete Mittelwert liegt für die 28 untersuchten Wirtschaftsbereiche bei 2,71 Prozent. (siehe Tabelle 4.2).

Die Überprüfung der Ergebnisse in Hinblick auf die Variation der angenommenen Abschreibungsrate des F&E-Kapitals zeigt, dass sich die Resultate für plausible Abschreibungsraten kaum unterscheiden. Lediglich bei einer Abschreibungsrate von null steigen die Beiträge des F&E-Kapitals zum Outputwachstum deutlich an. Dies führt folglich auch zu deutlicheren Abweichungen zwischen den traditionellen und den korrigierten Produktivitätsindizes. Eine Abschreibungsrate des F&E-Kapitals in Höhe von null ist allerdings wenig plausibel. Insgesamt scheint die im Rahmen des traditionellen Ansatzes berechnete Wachstumsrate der TFP unter den getroffenen Annahmen eine gute Approximation der korrigierten Wachstumsrate zu sein.

Es ist nicht überraschend, dass der hier verwendete Ansatz zur Messung der TFP wegen seiner restriktiven Annahmen immer wieder kritisiert worden ist. Einerseits wird die Kritik geäußert, dass diese Methode keine Theorie wirtschaftlichen Wachstums darstellt und über die Allokation der Ressourcen, z.B. des physischen Kapitals und des F&E-Kapitals, keine Aussagen macht.⁵³ Für die Fragestellungen dieses Kapitels ist dieser Kritikpunkt nicht sehr bedeutend. Andererseits wird die grundsätzliche Herangehensweise akzeptiert, und die Kritik richtet sich nur gegen die allzu restriktiven Annahmen, die für die Berechnung der Indizes getroffen werden müssen.

Um erste Hinweise auf die Verletzung der Modellannahmen zu erhalten, wurden die Ex post-Ertragsraten der Wirtschaftsbereiche genauer betrachtet. Im Rahmen der Indexberechnung wurden für jeden Wirtschaftsbereich die internen Ex post-Ertragsraten der Kapitalstöcke berechnet. Dabei wurde vereinfachend unterstellt, dass die Kapitalstöcke der Ausrüstungen, Bauten und F&E identische Ex post-Ertragsraten aufweisen. Langfristig wird man erwarten können, dass im Fall vollständigen Wettbewerbs auf Produkt- und Faktormärkten die Ex post-Ertragsraten der Wirtschaftsbereiche in etwa dem Marktzins entsprechen. Die Ergebnisse der Berechnungen zeigen jedoch, dass sich die Ex post-Ertragsraten der Wirtschaftsbereiche

⁵³ Siehe z.B. Barro und Sala-i-Martin (1995), S. 352.

deutlich voneinander unterscheiden. Eine mögliche Erklärung hierfür ist das Vorliegen von Marktmacht in den einzelnen Wirtschaftsbereichen, was eine Verletzung der Annahmen der Indexberechnung darstellt.

Einige Wirtschaftsbereiche scheinen in besonderem Maße von Messfehlern betroffen zu sein. Für die Wirtschaftsbereiche Mineralölverarbeitung, Eisenschaffende Industrie, NE-Metallverarbeitung, Büromaschinen/ADV und Tabakverarbeitung sind die Ergebnisse der Indexberechnung mit besonderer Vorsicht zu interpretieren. Für die Bereiche Tabak- und Mineralölverarbeitung ergeben sich besondere Probleme bei der Outputmessung, da der Output durch hohe Produktionssteuern verzerrt ist. Der Bereich Eisenschaffende Industrie weist im Durchschnitt negative Ertragsraten des Kapitals auf, was der Annahme von Nullgewinnen deutlich widerspricht. Für die NE-Metalle ergeben sich bei der Messung der Vorleistungsinputs Probleme, die zu nicht erklärbaren Sprüngen der Wachstumsraten der TFP führen.

In den letzten Jahren sind eine Reihe von Ansätzen vorgeschlagen worden, welche jeweils eine oder mehrere restriktive Annahmen der Indexberechnung vermeiden.⁵⁴ Für die Umsetzung sind jedoch fast immer ökonometrische Schätzungen von Produktions- und Kostenfunktionen notwendig, die ihre eigenen Probleme mit sich bringen. Die Ergebnisse dieses Kapitels bilden den Ausgangspunkt für die ökonometrischen Schätzungen von Produktions- und Kostenfunktionen in den Kapiteln fünf und sechs.

⁵⁴ Siehe hierzu Morrison und Diewert (1990).

4.6. Anhang: Ergebnisse der Indexberechnung

Tabelle 4.1.: Durchschnittliche Wachstumsraten des Outputs und die Beiträge der Inputs und der TFP zum Outputwachstum in den Jahren 1981 bis 1993 in Prozentpunkten

Wirtschaftsbereiche ^{a) b)}	Output	Vorleist.	Arbeit	Kapital	F&E ^{c)}	TFP
Chemie, usw. (24/40)	2,22	0,96	-0,12	0,08	0,09	1,21
	2,22	1,03	-0,14	0,13	-	1,20
Mineralölverarbeitung (22)	0,21	0,97	-0,13	-0,08	0,01	-0,57
	0,21	0,98	-0,13	-0,08	-	-0,56
Kunststoffwaren (58)	4,49	2,88	0,46	0,56	0,03	0,55
	4,49	2,90	0,47	0,60	-	0,52
Gummiverarbeitung (59)	0,89	0,82	-0,56	0,10	0,05	0,48
	0,89	0,84	-0,56	0,11	-	0,51
Steine und Erden (25)	0,32	0,22	-0,53	0,03	0,00	0,59
	0,32	0,22	-0,53	0,04	-	0,59
Feinkeramik (51)	-0,87	0,87	-1,28	0,07	0,03	-0,57
	-0,87	0,87	-1,32	0,09	-	-0,51
Glasgewerbe (52)	1,47	1,14	-0,59	0,31	0,09	0,52
	1,47	1,17	-0,57	0,33	-	0,54
Eisenschaffende Ind. (27)	-2,50	-2,51	-1,63	-0,12	-0,01	1,77
	-2,50	-2,51	-1,65	-0,12	-	1,78
NE-Metallerzeugung (28)	2,02	0,10	-0,27	0,11	-0,02	2,10
	2,02	0,10	-0,28	0,12	-	2,08
Gießerei (29)	-2,58	-0,74	-1,61	0,03	0,00	-0,26
	-2,58	-0,75	-1,63	0,04	-	-0,27
Ziehereien usw. (30)	1,96	0,48	-0,29	0,14	0,05	1,58
	1,96	0,49	-0,28	0,15	-	1,60
Stahlbau usw. (31)	0,39	0,82	-0,27	0,14	0,05	-0,36
	0,39	0,83	-0,26	0,16	-	-0,34
Maschinenbau (32)	0,05	0,66	-0,40	0,14	0,05	-0,40
	0,05	0,67	-0,41	0,16	-	-0,37
Büromasch., ADV (50)	8,04	3,50	-0,14	0,36	0,38	3,94
	8,04	3,64	0,11	0,43	-	3,86
Straßenfahrzeugbau (33)	2,06	2,07	-0,18	0,32	0,13	-0,27
	2,06	2,14	-0,13	0,36	-	-0,30
Elektrotechnik (36)	3,55	2,22	-0,13	0,26	0,22	0,98
	3,55	2,30	-0,15	0,40	-	1,00

Fortsetzung der Tabelle 4.1:

Wirtschaftsbereiche ^{a) b)}	Output	Vorleist.	Arbeit	Kapital	F&E ^{c)}	TFP
Feinmechanik, Optik (37)	0,86	1,04	-0,36	0,29	0,07	-0,18
	0,86	1,04	-0,39	0,39	-	-0,18
EBM-Waren (38)	2,35	1,95	-0,11	0,26	0,07	0,18
	2,35	1,96	-0,11	0,29	-	0,22
Musikinstr., Spielw. (39)	0,83	0,65	-0,90	0,34	0,03	0,71
	0,83	0,65	-0,90	0,36	-	0,72
Holzbearbeitung (53)	1,78	0,20	-0,63	0,04	0,01	2,16
	1,78	0,20	-0,63	0,04	-	2,17
Holzverarbeitung (54)	-0,17	0,87	-0,55	0,06	0,00	-0,56
	-0,17	0,87	-0,55	0,06	-	-0,55
Zellstoff-, Papiererz. (55)	2,50	1,12	-0,35	0,43	0,00	1,29
	2,50	1,12	-0,35	0,43	-	1,29
Papier- u. Pappever. (56)	3,14	2,84	-0,26	0,35	-0,01	0,21
	3,14	2,84	-0,27	0,36	-	0,21
Druckerei, Vervielfält. (57)	1,95	1,72	-0,04	0,35	0,00	-0,08
	1,95	1,72	-0,04	0,35	-	-0,08
Textilgewerbe (63)	-1,33	-0,53	-1,37	-0,06	-0,03	0,65
	-1,33	-0,52	-1,37	-0,06	-	0,62
Bekleidungsgewerbe (64)	-1,14	0,08	-1,28	-0,03	0,00	0,09
	-1,14	0,08	-1,28	-0,03	-	0,09
Ernährungsgewerbe (68)	1,26	1,42	-0,21	0,06	0,01	-0,03
	1,26	1,42	-0,21	0,06	-	-0,02
Tabakverarbeitung (69)	0,22	3,37	-0,66	0,18	0,04	-2,71
	0,22	3,38	-0,66	0,19	-	-2,69

a) Für jeden Wirtschaftsbereich stehen in der oberen Zeile die Ergebnisse des um das F&E-Kapital erweiterten Ansatzes. In der unteren Zeile stehen die Ergebnisse des traditionellen Ansatzes.

b) Die Zahlen in runden Klammern stehen für die Zweisteller der Systematik der Wirtschaftszweige im Produzierenden Gewerbe (SYPRO).

c) Die angenommene Abschreibungsrate des F&E-Kapitals beträgt 15 Prozent.

Quelle: Statistisches Bundesamt, SV-Wissenschaftsstatistik, IAB und eigene Berechnungen.

Tabelle 4.2.: Durchschnittliche Erlösanteile der Inputs in den Jahren 1980 bis 1993 in Prozent

Wirtschaftsbereiche ^{a)}	Vorleistungen	Arbeit	Kapital	F&E-Kapital ^{b)}
Chemie, usw. (24/40)	64,05	21,94	7,77	6,23
Mineralölverarbeitung (22)	92,87	3,40	3,40	0,32
Kunststoffwaren (58)	61,48	27,02	10,11	1,40
Gummiverarbeitung (59)	59,35	29,63	9,3	1,73
Steine und Erden (25)	59,86	25,76	13,64	0,82
Feinkeramik (51)	44,53	43,76	10,13	1,63
Glasgewerbe (52)	57,42	29,23	12,19	1,16
Eisenschaffende Ind. (27)	68,31	27,26	3,96	0,47
NE-Metallerzeugung (28)	75,83	16,31	6,82	1,04
Gießerei (29)	53,02	39,90	6,54	0,54
Ziehereien usw. (30)	57,00	32,28	9,77	0,98
Stahlbau usw. (31)	59,87	33,89	5,16	1,08
Maschinenbau (32)	57,46	34,15	5,45	2,94
Büromasch., ADV (50)	59,08	24,86	10,87	5,20
Straßenfahrzeugbau (33)	65,97	24,55	6,54	2,95
Elektrotechnik (36)	54,37	31,59	6,55	7,50
Feinmechanik, Optik (37)	49,84	37,62	8,05	4,51
EBM-Waren (38)	57,87	31,21	9,62	1,40
Musikinstr., Spielw. (39)	53,36	31,02	14,29	1,34
Holzbearbeitung (53)	69,76	25,09	5,04	0,13
Holzverarbeitung (54)	59,75	35,43	4,49	0,34
Zellstoff-, Papiererz. (55)	69,80	19,87	10,06	0,29
Papier- u. Pappever. (56)	65,11	24,96	9,62	0,34
Druckerei, Vervielfält. (57)	50,96	37,88	11,01	0,15
Textilgewerbe (63)	65,13	27,19	7,29	0,40
Bekleidungs-gewerbe (64)	66,14	32,19	1,61	0,06
Ernährungsgewerbe (68)	77,76	15,56	6,45	0,24
Tabakverarbeitung (69)	70,54	14,08	14,08	1,33
Mittelwert ^{c)}	64,66	25,57	7,08	2,71
Mittelwert ^{c)} (ohne 22,27,28,50,69)	62,36	27,43	7,27	2,96

a) Die Zahlen in runden Klammern stehen für die Zweisteller der Systematik der Wirtschaftszweige im Produzierenden Gewerbe (SYPRO).

b) Die angenommene Abschreibungsrate des F&E-Kapitals beträgt 15 Prozent.

c) Es handelt sich um gewichtete Mittelwerte, wobei die Anteile der einzelnen Wirtschaftsbereiche am Produktionswert aller untersuchten Wirtschaftsbereiche als Gewichte dienen.

Quelle: Statistisches Bundesamt, SV-Wissenschaftsstatistik, IAB und eigene Berechnungen.

Tabelle 4.3.: Durchschnittliche Wachstumsraten des Outputs und die Beiträge des F&E-Kapitals und der TFP zum Outputwachstum in den Jahren 1981 bis 1993 in Prozentpunkten bei verschiedenen Abschreibungsraten des F&E-Kapitals

Wirtschaftsbereiche ^{a) b)}	Y ^{c)}	F&E			\bar{W}_{TFP}		$\bar{W}_{TFP}^{d)}$	
	$\delta_F =$	0	15	30	0	15	30	
Chemie, usw. (24/40)	2,22	0,25	0,09	0,08	1,06	1,21	1,21	1,20
	3,47	0,28	0,09	0,10	1,29	1,47	1,46	1,36
Mineralölverarbeitung (22)	0,21	0,02	0,01	0,01	-0,58	-0,57	-0,56	-0,56
	1,47	0,04	0,02	0,01	-1,50	-1,46	-1,45	-1,43
Kunststoffwaren (58)	4,49	0,11	0,03	0,02	0,52	0,55	0,54	0,52
	6,45	0,13	0,06	0,06	0,29	0,30	0,29	0,31
Gummiverarbeitung (59)	0,89	0,11	0,05	0,04	0,43	0,48	0,49	0,51
	4,12	0,13	0,06	0,06	1,11	1,17	1,17	1,18
Steine und Erden (25)	0,32	0,05	0,00	0,00	0,56	0,59	0,59	0,59
	0,01	0,05	0,01	0,01	0,97	1,02	1,03	1,04
Feinkeramik (51)	-0,87	0,08	0,03	0,02	-0,61	-0,57	-0,55	-0,51
	-0,34	0,09	0,04	0,02	-0,64	-0,59	-0,58	-0,52
Glasgewerbe (52)	1,47	0,10	0,09	0,09	0,52	0,52	0,51	0,54
	3,74	0,12	0,14	0,16	1,37	1,35	1,32	1,40
Eisenschaffende Ind. (27)	-2,50	-0,02	-0,02	-0,02	1,81	1,77	1,77	1,78
	2,33	-0,02	-0,01	-0,03	2,33	2,27	2,28	2,29
NE-Metallerzeugung (28)	2,02	0,04	-0,02	-0,02	2,05	2,10	2,10	2,08
	2,05	0,07	0,00	0,00	-0,28	-0,22	-0,22	-0,18
Gießerei (29)	-2,58	0,01	0,00	-0,01	-0,27	-0,26	-0,25	-0,24
	0,66	0,01	0,03	0,03	0,16	0,14	0,14	0,18
Ziehereien usw. (30)	1,96	0,06	0,05	0,04	1,61	1,58	1,59	1,60
	3,88	0,06	0,08	0,07	1,47	1,44	1,45	1,50
Stahlbau usw. (31)	0,39	0,06	0,05	0,05	-0,33	-0,36	-0,36	-0,34
	2,20	0,00	0,04	0,05	0,77	0,72	0,70	0,74
Maschinenbau (32)	0,05	0,10	0,05	0,03	-0,44	-0,40	-0,39	-0,37
	2,29	0,11	0,06	0,05	0,06	0,10	0,10	0,09
Büromasch., ADV (50)	8,04	0,39	0,38	0,41	3,93	3,94	3,90	3,86
	10,95	0,32	0,26	0,26	4,37	4,42	4,42	4,37
Straßenfahrzeugbau (33)	2,06	0,14	0,12	0,14	-0,26	-0,27	-0,29	-0,30
	3,47	0,15	0,13	0,15	-0,96	-0,96	-0,98	-0,70
Elektrotechnik (36)	3,55	0,38	0,22	0,18	0,84	0,98	0,99	1,00
	5,61	0,44	0,29	0,32	1,37	1,47	1,41	1,27

Fortsetzung der Tabelle 4.3

Wirtschaftsbereiche ^{a) b)}	Y ^{c)}		F&E			\bar{W}_{TFP}		$\bar{W}_{TFP}^{*d)}$
	$\delta_F =$	0	15	30	0	15	30	
Feinmechanik, Optik (37)	0,86	0,24	0,07	0,05	-0,28	-0,18	-0,19	-0,18
	5,33	0,25	0,04	0,01	1,17	1,30	1,30	1,29
EBM-Waren (38)	2,35	0,12	0,07	0,05	0,14	0,17	0,19	0,22
	4,66	0,13	0,09	0,06	0,91	0,94	0,97	1,00
Musikinstr., Spielw. (39)	0,83	0,12	0,03	0,02	0,66	0,71	0,72	0,72
	4,01	0,15	0,07	0,06	1,39	1,44	1,44	1,44
Holzbearbeitung (53)	1,78	0,00	0,01	0,01	2,18	2,16	2,16	2,17
	2,01	0,00	0,01	0,01	1,71	1,70	1,69	1,71
Holzverarbeitung (54)	-0,17	0,01	0,00	0,00	-0,55	-0,56	-0,56	-0,55
	0,46	0,00	0,02	0,02	-0,16	-0,18	-0,19	-0,17
Zellstoff-, Papiererz. (55)	2,50	0,01	0,00	0,00	1,29	1,29	1,29	1,30
	4,55	0,02	0,00	0,00	0,80	0,81	0,81	0,80
Papier- u. Pappever. (56)	3,14	0,02	-0,01	-0,01	0,20	0,21	0,21	0,20
	2,30	0,03	0,00	0,00	0,73	0,75	0,75	0,76
Druckerei, Vervielfält. (57)	1,95	0,01	0,00	0,00	-0,08	-0,08	-0,08	-0,08
	3,37	0,01	0,00	0,00	0,52	0,53	0,53	0,54
Textilgewerbe (63)	-1,33	0,00	-0,03	-0,02	0,62	0,65	0,64	0,62
	1,27	0,01	-0,03	-0,01	0,80	0,84	0,83	0,82
Bekleidungs-gewerbe (64)	-1,14	0,00	0,00	0,00	0,09	0,09	0,08	0,08
	0,89	0,00	0,00	0,01	0,07	0,07	0,07	0,07
Ernährungsgewerbe (68)	1,26	0,02	0,01	0,01	-0,03	-0,03	-0,02	-0,02
	1,24	0,02	0,02	0,01	0,07	0,08	0,09	0,09
Tabakverarbeitung (69)	0,22	0,19	0,04	0,02	-2,83	-2,71	-2,70	-2,69
	1,56	0,16	0,05	0,03	-1,54	-1,44	-1,42	-1,44

a) Für jeden Wirtschaftsbereich stehen in der oberen Zeile die Ergebnisse für die Jahre 1981 bis 1993. In der unteren Zeile stehen die Ergebnisse für den Zeitraum von 1984 bis 1988.

b) Die Zahlen in runden Klammern stehen für die Zweisteller der Systematik der Wirtschaftszweige im Produzierenden Gewerbe (SYPRO).

c) Y steht für Output und δ_F bezeichnet die Abschreibungsrate des F&E-Kapitals.

d) Es handelt sich um die unkorrigierte Wachstumsrate der TFP.

Quelle: Statistisches Bundesamt, SV-Wissenschaftsstatistik, IAB und eigene Berechnungen.

5. Produktivitätsmessung II: Ökonometrische Schätzung einer Produktionsfunktion

In diesem Kapitel richtet sich das Interesse vornehmlich auf die Quantifizierung der Produktivitätseffekte des F&E-Kapitals. Im Gegensatz zum nichtparametrischen Verfahren des letzten Kapitels werden hier die Parameter der Produktionsfunktion ökonometrisch geschätzt. Der Vorteil dieses Ansatzes liegt darin, dass sich Schätzwerte für die partiellen Produktionselastizitäten aus der ökonometrischen Schätzung ergeben, ohne dass hierfür restriktive Annahmen der Indexberechnung, wie beispielsweise identische Ex post-Ertragsraten der Kapitalinputs, oder konstante Skalenerträge der Produktion, getroffen werden müssen.

Als ökonometrische Spezifikation wird eine um das F&E-Kapital erweiterte Cobb-Douglas-Produktionsfunktion gewählt. Darüber hinaus werden die TFP-Indizes (deren Wachstumsraten) der Wirtschaftsbereiche auf deren F&E-Kapitalstöcke (Intensitäten) regressiert. Diese Ansätze sind bereits in zahlreichen empirischen Studien zur Quantifizierung der Produktivitätseffekte des F&E-Kapitals genutzt worden.¹ Allerdings bezieht sich die Mehrzahl dieser Studien auf die USA.

Für Deutschland liegen erst wenige Untersuchungen dieser Art vor. Harhoff (1997a,b) hat erweiterte Cobb-Douglas-Produktionsfunktionen unter Verwendung der Daten von Industrieunternehmen geschätzt. Auf Branchenebene wurden in jüngster Zeit länderübergreifende Untersuchungen von Verspagen (1995, 1997) und Sakurai et al. (1996) durchgeführt, die unter anderem auf deutschen Branchendaten beruhen.

Im Unterschied zu diesen Studien wird in der vorliegenden Untersuchung ein besonderes Augenmerk auf die Zusammensetzung industrieller F&E gerichtet. Die Ausführungen des zweiten Kapitels zeigen, dass sich in den letzten Jahren bei den Unternehmen ein Trend zur Vergabe von F&E-Aufträgen an Dritte, dies sind andere Unternehmen, Universitäten, staatliche Forschungseinrichtungen usw., feststellen lässt. Zwar liegen zu den Determinanten externer F&E empirische Ergebnisse vor², jedoch sind nach Kenntnis des Autors zu ihren Produktivitätseffekten bisher weder für Deutschland noch für andere Länder Ergebnisse empirischer Studien veröffentlicht worden. Die Ausführungen des zweiten Kapitels zeigen auch, dass der Anteil staatlich finanzierter F&E-Aufwendungen in den untersuchten Wirtschaftsbereichen deutlich zurückgeht. Es wird deshalb untersucht, ob die Herkunft der Mittel für die Produktivitätseffekte des F&E-Kapitals relevant ist. Hierzu liegen für andere Länder bereits Ergebnisse empirischer Untersuchungen vor. Diese lassen darauf schließen, dass staatlich finanzierte F&E-Aufwendungen der Unternehmen geringere Produktivitätseffekte aufweisen als privat finanzierte. Im einzelnen werden folgende inhaltliche Fragestellungen untersucht:

¹ Einen Überblick über die Ergebnisse empirischer Studien geben Griliches (1995), Mohnen (1992) sowie Nadiri (1993).

² Siehe z.B. Audretsch et al. (1996).

- Wie hoch ist die Produktionselastizität des F&E-Kapitals?
- Wie hoch ist die Ex post-Ertragsrate des F&E-Kapitals? Unterscheiden sich die Ex post-Ertragsraten des physischen und des F&E-Kapitals?
- Ist die Zusammensetzung des F&E-Kapitals für die Produktivitätsentwicklung relevant?
- Ändern sich die Produktionselastizität und die Ex post-Ertragsrate des F&E-Kapitals im Untersuchungszeitraum?
- Gibt es Hinweise auf intraindustrielle F&E-Spillover?

Neben diesen inhaltlichen Fragestellungen ergeben sich eine Reihe methodischer Fragen. Im dritten Kapitel wurde bereits angesprochen, dass für die untersuchten Wirtschaftsbereiche keine Angaben über die Höhe der Abschreibungsrate des F&E-Kapitals vorliegen. Die Konstruktion des F&E-Kapitalstocks muss folglich mit Hilfe von Ad-hoc-Annahmen über die Höhe der Abschreibungsrate des F&E-Kapitals erfolgen. Des Weiteren liegen für die untersuchten Wirtschaftsbereiche keine Angaben über den zeitlichen Zusammenhang zwischen F&E-Aufwendungen und deren Produktivitätseffekten vor. Es wird deshalb untersucht, welchen Einfluss veränderte Annahmen über die Abschreibungsrate und die Verzögerungen (Lags) des F&E-Kapitals auf die geschätzte Produktionselastizität, die Grenzproduktivität und die Ex post-Ertragsrate des F&E-Kapitals haben. Daraus ergeben sich die folgenden methodischen Fragen:

- Werden die geschätzte Produktionselastizität, Grenzproduktivität und Ex post-Ertragsrate des F&E-Kapitals durch die gewählte Abschreibungsrate des F&E-Kapitals beeinflusst?
- Hat die Wahl des Lags des F&E-Kapitals einen Einfluss auf die geschätzte Produktionselastizität, Grenzproduktivität und Ex post-Ertragsrate des F&E-Kapitals?

Die ökonometrische Schätzung einer Produktionsfunktion ist zwar aus wirtschaftstheoretischer Sicht weniger restriktiv als die im vierten Kapitel durchgeführte Indexberechnung, jedoch müssen für die Schätzung aus Sicht der statistischen Theorie ebenfalls restriktive Annahmen getroffen werden. Bei der Verwendung von Zeitreihendaten ist es beispielsweise notwendig, dass die verwendeten Zeitreihen stationär sind, oder dass sie vom gleichen Grad integriert sind. Nur in diesem Fall geben die Koeffizienten der Produktionsfunktion Aufschluss über den langfristigen Zusammenhang zwischen Inputs und Output. Im Gegensatz zu den meisten empirischen Studien, welche sich mit den Produktivitätseffekten von F&E befassen, wird in diesem Kapitel die Annahme der Kointegration durch die Schätzung eines Fehlerkorrekturmodells überprüft.³ Darüber hinaus erlaubt die hier gewählte ökonometrische

³ Ausnahmen bilden die Studien von Coe und Helpman (1995) sowie Verspagen (1997).

Spezifikation die Schätzung von kurz- und langfristigen Produktionselastizitäten der Produktionsfaktoren. Es werden folgende methodische Fragestellungen untersucht:

- Sind die geschätzten Produktionselastizitäten, Grenzproduktivitäten und Ex post-Ertragsraten abhängig von der ökonomischen Spezifikation?
- Stellt die geschätzte Produktionsfunktion eine Langfristbeziehung dar?

Im ersten Abschnitt des vorliegenden Kapitels werden die theoretischen Grundlagen der Schätzgleichungen der nachfolgenden Abschnitte dargelegt. Insbesondere wird die Bedeutung *intraindustrieller* F&E-Spillover für die Interpretation des geschätzten Koeffizienten des F&E-Kapitals diskutiert. Im zweiten Abschnitt werden die ökonomische Spezifikation der Produktionsfunktion, die Schätzmethoden und die Schätzergebnisse erläutert. In Abschnitt 5.3 werden die TFP-Indizes der Wirtschaftsbereiche (deren Wachstumsraten), die auf den Berechnungen des vierten Kapitels beruhen, auf die F&E-Kapitalstöcke (Intensitäten) regressiert. Mit Hilfe dieser Schätzungen soll überprüft werden, ob „übernormale“ Erträge des F&E-Kapitals vorliegen. Das Kapitel schließt mit einer Zusammenfassung und Einordnung der Ergebnisse.

5.1. 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_j) und der – aus Sicht des Unternehmens – externe (öffentliche) F&E-Kapitalstock des Wirtschaftsbereichs (FE_i) ein:

$$Y_{j it} = F(Z_{j it}, L_{j it}, K_{j it}, FE_{j it}, FE_{i t}, t). \quad (5.1)$$

Es wird vereinfachend angenommen, dass $FE_{i t}$ der Summe der F&E-Kapitalstöcke aller Unternehmen des Wirtschaftsbereichs i entspricht ($FE_i = \sum_j FE_{j i}$). Damit wird implizit ein vollständiger Spillover unterstellt, so dass das aggregierte F&E-Kapital ein öffentliches Gut darstellt.⁴

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

⁴ Auf die Implikationen, welche sich daraus für die Bereitstellung des technischen Wissens ergeben, soll hier nicht eingegangen werden.

$$Y_{jit} = A_j e^{\lambda t} Z_{jit}^{\beta_Z} L_{jit}^{\beta_L} K_{jit}^{\beta_K} FE_{jit}^{\beta_F} FE_{it}^{\beta_s}, \quad (5.2)$$

$\beta_Z, \beta_L, \beta_K$ und β_F bezeichnen die partiellen Outputelastizitäten der Vorleistungs-, Arbeits-, physischen Kapital- und *privaten* F&E-Inputs. 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:⁵

$$\frac{FE_{jit}}{V_{jit}} = \frac{\beta_F q_{V_{it}}}{\beta_V q_{F_{it}}} = \kappa_{it}, \quad (5.3)$$

wobei $q_{F_{it}}$ den Faktorpreis des F&E-Kapitals bezeichnet und $q_{V_{it}}$ den Faktorpreis der traditionellen Inputs. Die Produktionselastizität der traditionellen Inputs wird durch β_V ($\beta_V = 1 - \beta_F$) repräsentiert. Das Faktoreinsatzverhältnis ist in diesem Fall für alle Unternehmen gleich. Die aggregierte Produktionsfunktion eines Wirtschaftsbereichs (i) lässt sich wie folgt beschreiben:⁶

$$Y_{it} = \sum_j Y_{jit} = \sum_j V_{jit} \left(\frac{FE_{jit}}{V_{jit}} \right)^{\beta_F} FE_{it}^{\beta_s} = \kappa_{it}^{\beta_F} FE_{it}^{\beta_s} \sum_j V_{jit},$$

$$Y_{it} = \left(\frac{FE_{it}}{V_{it}} \right)^{\beta_F} FE_{it}^{\beta_s} V_{it} = V_{it}^{(1-\beta_F)} FE_{it}^{\beta_F + \beta_s}. \quad (5.4)$$

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

$$Y_{it} = A_i e^{\lambda t} Z_{it}^{\beta_Z} L_{it}^{\beta_L} K_{it}^{\beta_K} FE_{it}^{(\beta_F + \beta_s)}. \quad (5.5)$$

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 (5.5).

⁵ Siehe Griliches (1995), S. 64.

⁶ Der Effizienzparameter wird aus Gründen der Übersichtlichkeit vernachlässigt.

Eine weitere Möglichkeit, die Produktivitätseffekte des F&E-Kapitals zu quantifizieren, ist die Verbindung der bisher vorgestellten Ansätze, der Indexberechnung und der ökonomischen Schätzung einer Produktionsfunktion. In Abschnitt 5.3 werden die sektoralen TFP-Indizes auf die F&E-Kapitalstöcke regressiert. Ziel dieser Schätzung ist es, Hinweise auf „übernormale“ Erträge des F&E-Kapitals zu erhalten. Die theoretischen Grundlagen dieser Regression werden nachfolgend kurz erläutert. Die Totale Faktorproduktivität (TFP) ist für die Cobb-Douglas-Produktionsfunktion (Gleichung 5.5) und unter Vernachlässigung externer Effekte ($\beta_S = 0$) wie folgt definiert:

$$TFP_{it} = \frac{Y_{it}}{Z_{it}^{\beta_Z} L_{it}^{\beta_L} K_{it}^{\beta_K} FE_{it}^{\beta_{FE}}} \quad (5.6)$$

Durch Einsetzen der Gleichung (5.6) in die Gleichung (5.5) ergibt sich die Totale Faktorproduktivität, die nur eine Funktion der Zeit bzw. des exogenen technischen Wandels ist:

$$TFP_{it} = A_i e^{\lambda t} \quad (5.7)$$

Im vierten Kapitel wurde bereits erläutert, dass ein TFP-Index berechnet werden kann, falls Grenzproduktivitäten und Einsatzmengen der Produktionsfaktoren bekannt sind. Für die Indexberechnung wird in der Regel angenommen, dass die Bedingungen erster Ordnung für ein langfristiges Produktionsgleichgewicht erfüllt sind. Diese besagen, dass für linearhomogene Produktionsfunktionen die partiellen Outputelastizitäten (β_X) der Produktionsfaktoren den jeweiligen Erlösanteilen (θ_X) entsprechen:⁷

$$\beta_X = \theta_X = (q_X X) / (P_Y Y), \quad X = Z, L, K, FE, \quad (5.8)$$

wobei P_Y den Outputpreis und q_X die nominalen Faktorpreise bezeichnen. Die nominalen Faktorpreise entsprechen 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.⁸ 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.⁹ Die gemessene TFP eines Wirtschaftsbereichs i ist dann eine Funktion seines F&E-Kapitals.¹⁰

⁷ Vgl. Kapitel 4.1.

⁸ Vgl. Kapitel 4.4.

⁹ Siehe hierzu Berndt und Fuss (1986).

¹⁰ Es wird unterstellt, dass für die traditionellen Inputs die notwendigen Bedingungen für die korrekte Berechnung der TFP erfüllt sind.

$$TFP_{it} = A_i e^{\lambda t} FE_{it}^{(\beta_F - \theta_F)} \quad (5.9)$$

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:

$$TFP_{it} = A e^{\lambda t} FE_{it}^{(\beta_F - \theta_F + \beta_S)} \quad (5.10)$$

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.¹¹ 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.¹² 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.

5.2. Ökonometrische Spezifikation und Schätzergebnisse

Eine Disaggregation der Produktionsfaktoren, wie sie im vierten Kapitel im Rahmen der Indexberechnung vorgenommen wurde, ist hier nicht sinnvoll. Die Spezifikation einer Produktionsfunktion mit drei Arbeitsinputs, 58 Vorleistungsinputs, zwei physischen Kapitalinputs und einem F&E-Input führt neben einer großen Zahl zu schätzender Parameter auch zu einem hohen Grad der Multikollinearität, wodurch eine zuverlässige Schätzung der Parameter verhindert wird. Es werden deshalb zunächst die Inputs Arbeit, Vorleistungen, physisches Kapital und F&E-Kapital als vollkommen homogen angenommen. Damit lassen sich die Aggregate aus der ungewichteten Summe der individuellen Inputs berechnen, wobei die Inputs Vorleistungen, Arbeit und physisches Kapital um F&E korrigiert sind. Die physischen und die F&E-Kapitalstöcke gehen um eine Periode verzögert in die Schätzung ein ($FE_{i,t-1}, K_{i,t-1}$). Der F&E-Kapitalstock wird zunächst anhand der realen internen

¹¹ Schankerman (1981) hat auf dieses Problem hingewiesen. Er kommt zu dem Ergebnis, dass der Beitrag der F&E wegen der Doppelzählung unterschätzt wird.

¹² Siehe hierzu Schankerman (1981) und Cuneo und Mairesse (1984).

F&E-Aufwendungen und mit einer unterstellten Abschreibungsrate von 15 Prozent berechnet.¹³

Die ökonomische Schätzung der Produktionsfunktion erfolgt unter Verwendung der gepoolten Daten der Wirtschaftsbereiche, das heißt, die Zeitreihen der untersuchten Wirtschaftsbereiche werden zu einem Datensatz zusammengefasst. Dies geschieht aus zwei Gründen: Erstens sind die Zeitreihen der einzelnen Wirtschaftsbereiche mit 14 Beobachtungen zu kurz, um daraus valide Schätzergebnisse ableiten zu können. Zweitens ergeben sich aus der Verwendung gepoolter Daten wesentliche Vorteile: Im Gegensatz zu reinen Zeitreihen- oder Querschnittsuntersuchungen kann durch die Verwendung von Paneldaten dem Simultanitätsproblem begegnet werden, welches darin besteht, dass Regressoren mit der Störgröße korreliert sein können. Insbesondere für Produktionsfunktionen ist die Annahme schwacher Exogenität der Regressoren fragwürdig.¹⁴ Durch die Berücksichtigung der Querschnittsdimension erhöht sich zudem die Variabilität der Daten, und das Problem der Kollinearität zwischen den Zeitreihen, das für reine Zeitreihenstudien ein großes Problem darstellen kann, wird verringert. In Verbindung mit der höheren Zahl von Freiheitsgraden ermöglicht dies eine effizientere Schätzung der Parameter.¹⁵

5.2.1. Produktivitätseffekte des F&E-Kapitals

Die Gleichung (5.5) lässt sich in logarithmischer Form und unter Berücksichtigung eines Störterms u_{it} wie folgt schreiben:

$$\ln Y_{it} = \alpha + \lambda t + \beta_Z \ln Z_{it} + \beta_L \ln L_{it} + \beta_K \ln K_{it-1} + \beta_{FE} \ln FE_{it-1} + u_{it}, \quad (5.11)$$

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 ($\beta_{FE} = \beta_F + \beta_s$).¹⁶ Da die Gleichung mit gepoolten Daten 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: $u_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it}$.¹⁷ Für die Störgröße ε_{it} werden die üblichen Standardannahmen getroffen: $\varepsilon_{it} \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma_\varepsilon^2)$.

¹³ Branchenspezifische Abschreibungsrate des F&E-Kapitals liegen – wie im dritten Kapitel erläutert – nicht vor.

¹⁴ Vgl. Griliches und Mairesse (1995).

¹⁵ Die ökonomische Analyse wird unter Verwendung des TSP (Time Series Processor)-Programms, Version 4.3, durchgeführt.

¹⁶ Der Parameter α steht für den logarithmierten Effizienzparameter ($\ln A$).

¹⁷ Vgl. Baltagi (1995), S. 9ff. und Greene (1993), S. 465ff.

Falls keine branchenspezifischen Effekte vorliegen, d.h. $\mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_N = 0$, können die Parameter der Produktionsfunktion konsistent unter Verwendung der OLS-Methode geschätzt werden.¹⁸ Sind die branchenspezifischen Effekte μ_i hingegen fixe Parameter, dann sind die exogenen Variablen 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: $\mu_i \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma_\mu^2)$, wobei μ_i und ε_{it} unabhängig sind. Die exogenen Variablen sind in diesem Fall unabhängig von μ_i und ε_{it} . Das *random-effects*-Modell (RE-Modell) kann mit Hilfe der GLS-Methode geschätzt werden. Bei Vorliegen fixer Effekte, d.h. 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 Schätzequation zusätzlich eine Variable (cu_{it}) aufgenommen, welche die branchenspezifischen Auslastungsschwankungen repräsentiert.¹⁹ Als Indikator für die Auslastungsschwankungen dienen die Auslastungsgrade, welche vom Ifo-Institut für Wirtschaftsforschung für die einzelnen Wirtschaftsbereiche ausgewiesen werden.²⁰ Es wird angenommen, dass diese Größe die Auslastungsschwankungen hinreichend kontrolliert.²¹

Die Schätzergebnisse für die Gleichung (5.11) gibt Tabelle 5.4 im Anhang wieder. In der ersten Spalte sind die Ergebnisse der einfachen OLS-Schätzung ohne Berücksichtigung branchenspezifischer Effekte dargestellt. Der Koeffizient der Vorleistungen ist unplausibel hoch, und das physische Kapital weist einen negativen Koeffizienten auf, der statistisch signifikant ist. Die Hypothese, dass keine branchenspezifischen Effekte vorliegen ($H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_N = 0$), lässt sich durch einen F-Test überprüfen.²² Die Nullhypothese wird deutlich abgelehnt (siehe Tabelle 5.4). Die einfache OLS-Schätzung der Gleichung mit gepoolten Daten ist somit nicht zulässig. Die

¹⁸ Die Parameter einer Produktionsfunktion lassen sich konsistent mit Hilfe der OLS-Methode schätzen, wenn die Störgröße nur zufällige Einflüsse reflektiert. Siehe hierzu Zellner et al. (1966).

¹⁹ 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.

²⁰ Diese beruhen auf subjektiven Einschätzungen der Unternehmen. Siehe hierzu: Ifo-Institut für Wirtschaftsforschung (1989), S. 135.

²¹ Im Rahmen dieses einfachen produktionstheoretischen Ansatzes ist die Implementierung eines theoretisch fundierten Auslastungskonzepts nicht möglich.

²² Zur Erläuterung des F-Tests siehe Baltagi (1995), S. 12.

Ergebnisse des FE-Modells und des RE-Modells divergieren deutlich. Die grundlegende Annahme für die Anwendbarkeit des RE-Modells ist die Unkorreliertheit der Regressoren und der Störgröße u_{it} . Diese Annahme lässt sich anhand des Hausman-Tests überprüfen.²³ Die Nullhypothese des Hausman-Tests, die Unkorreliertheit von Regressoren und Störgröße, wird deutlich abgelehnt. Der Test spricht somit gegen die Verwendung des RE-Modells (siehe Tabelle 5.4). Die Werte der geschätzten Koeffizienten des FE-Modells sind allerdings wenig plausibel. Der Koeffizient der Arbeit ist sehr hoch, und die geschätzten Koeffizienten des physischen und des F&E-Kapitals sind statistisch nicht signifikant. Eine mögliche Erklärung für diese Ergebnisse sind Messfehler in den Daten. Bereits bei der Diskussion der Ergebnisse der Indexberechnung zeigte sich, dass die Messung von Outputs und Inputs für die Wirtschaftsbereiche Mineralöl- und Tabakverarbeitung, Büromaschinen/ADV, Eisenschaffende Industrie und NE-Metalle problematisch ist. Deshalb wird die weitere Analyse unter Ausschluss dieser Wirtschaftsbereiche durchgeführt.

Die Ergebnisse der ökonometrischen Schätzung, die auf den Daten von 23 Wirtschaftsbereichen (korrigiertes Sample) beruht, finden sich in Tabelle 5.5. Die Ergebnisse der einfachen OLS-Schätzung sind in der ersten Spalte der Tabelle aufgeführt. Die geschätzten Koeffizienten der Inputs weisen plausible Werte auf und sind statistisch signifikant. Die Nullhypothese, dass keine branchenspezifischen Effekte vorliegen, wird durch den F-Test wiederum klar verworfen. Die Unterschiede zwischen den geschätzten Koeffizienten des FE- und des RE-Modells sind geringer, als dies bei dem größeren Sample der Fall war. Die geschätzten Koeffizienten der Inputs Vorleistungen, Arbeit und physisches Kapital sind mindestens auf einem Signifikanzniveau von fünf Prozent 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 mehr 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 der F&E-Kapitals um ein Prozent erhöht den realen Produktionswert um 0,031 Prozent.

Eine einfache Umformung der Gleichung (5.11) ermöglicht einen direkten Test der Hypothese, dass die geschätzte Produktionsfunktion konstante Skalenerträge aufweist.²⁴ Hierfür wird auf beiden Seiten der Gleichung der Faktor Arbeit subtrahiert. Die abhängige Variable ist dann die logarithmierte durchschnittliche Arbeitsproduktivität:

²³ Hausman (1978) hat einen Spezifikationstest vorgeschlagen, der auf der Grundidee beruht, dass unter der Nullhypothese der Unkorreliertheit sowohl der OLS-Schätzer des FE-Modells als auch der GLS-Schätzer des RE-Modells konsistent sind.

²⁴ Diese Annahme wurde für die Indexberechnung im letzten Kapitel getroffen.

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} - \ln L_{it} &= \alpha + \lambda t + \beta_Z (\ln Z_{it} - \ln L_{it}) & (5.12) \\ &+ \beta_K (\ln K_{it-1} - \ln L_{it}) + \beta_{FE} (\ln FE_{it-1} - \ln L_{it}) \\ &+ (\kappa - 1) \ln L_{it} + u_{it}, \end{aligned}$$

wobei $\kappa = \beta_Z + \beta_L + \beta_K + \beta_{FE}$. Folglich misst $(\kappa - 1)$ die Abweichung von einer Skalenelelastizität mit dem Wert eins. Ist der geschätzte Koeffizient der Variable $\ln L_{it}$ signifikant von null verschieden, dann kann die Hypothese konstanter Skalenerträge abgelehnt werden. Die Schätzergebnisse der Gleichung (5.12) sind in Tabelle 5.6 im Anhang dargestellt. Die Ergebnisse der einfachen OLS-Schätzung und des FE-Modells werden nicht mehr ausgewiesen, da die Spezifikationstests nicht für ihre Verwendung sprechen. Für das RE-Modell weisen die Koeffizienten, welche die partiellen Produktionselelastizitäten wiedergeben, die gleichen Werte auf wie in der Tabelle 5.5. Der geschätzte Koeffizient, der die Abweichung von den konstanten Skalenerträgen $(\kappa - 1)$ repräsentiert, deutet mit einem Wert von 0,022 auf leicht steigende Skalenerträge hin. Er ist jedoch lediglich auf einem Signifikanzniveau von fünf Prozent von null verschieden.

In der Tabelle 5.6 sind neben den Ergebnissen der Schätzung des RE-Modells auch die Ergebnisse der Between-Schätzung der Gleichung (5.12) aufgeführt. Die Between-Schätzung entspricht der OLS-Schätzung unter Verwendung der Mittelwerte (über die Zeit) der Variablen der einzelnen Wirtschaftsbereiche. Hierdurch wird der Querschnittscharakter der Daten betont. Die Ergebnisse von Between-Schätzungen spiegeln eher langfristige Zusammenhänge wider.²⁵ Aus der Between-Schätzung ergeben sich konsistente Schätzer für die Parameter der Produktionsfunktion, wenn die Nullhypothese des Hausman-Tests nicht verworfen werden kann. Der geschätzte Koeffizient, der die Abweichung von den konstanten Skalenerträgen misst, weist einen niedrigen Wert auf und ist statistisch nicht signifikant von null verschieden. Aus der Between-Schätzung ergibt sich mit einem Wert von 0,038 eine etwas höhere Produktionselelastizität des F&E-Kapitals und eine etwas niedrigere des physischen Kapitals als aus der Schätzung des RE-Modells. Der Koeffizient der branchenspezifischen Auslastungsgrade ist 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 der letzten Spalte der Tabelle 5.6 sind die Ergebnisse der Between-Schätzung angegeben, die sich unter der Annahme konstanter Skalenerträge ($\kappa - 1 = 0$) ergeben. Die geschätzte Produktionselelastizität des F&E-Kapitals liegt mit einem Wert von 0,042 etwas über derjenigen, welche sich für die Between-Schätzung ohne diese Restriktion ergibt.

Die ökonometrischen Schätzungen dieses Abschnitts liefern folgende Ergebnisse: Die geschätzte partielle Produktionselelastizität des F&E-Kapitals weist Werte zwischen

²⁵ Vgl. Baltagi und Griffin (1984) und Baltagi (1995), S. 193f.

0,031 und 0,042 auf, wobei die Höhe der geschätzten Koeffizienten vom gewählten Schätzansatz abhängig ist. Aus der Schätzung des RE-Modells und der Between-Schätzung ergeben sich positive und signifikante Produktivitätseffekte. Die höchsten Effekte ergeben sich aus der Between-Schätzung unter der Annahme konstanter Skalenerträge. Die Hypothese konstanter Skalenerträge kann sowohl für das RE-Modell als auch für die Between-Schätzung auf einem Signifikanzniveau von einem Prozent nicht verworfen werden.

5.2.2. Einfluss der F&E-Abschreibungsrate auf die geschätzte Ex post-Ertragsrate des F&E-Kapitals

Wie bereits bei der Berechnung des Produktionsbeitrags mittels der Indexberechnung stellt sich auch hier die Frage nach dem Einfluss der angenommenen Abschreibungsrate des F&E-Kapitals.²⁶ Auch hier wird deshalb die ökonometrische Schätzung der Gleichung (5.12) zusätzlich mit Abschreibungsraten von null, fünf und 30 Prozent durchgeführt, um die Abhängigkeit der Schätzergebnisse von der gewählten Abschreibungsrate des F&E-Kapitals zu überprüfen. Im einzelnen wird der Einfluss der Abschreibungsrate auf die geschätzte Produktionselastizität, die Grenzproduktivität und die Ex post-Ertragsrate untersucht.

Die Schätzergebnisse sind in den Tabellen 5.7 und 5.8 im Anhang dargestellt. Die Nullhypothese des Hausman-Tests kann nicht abgelehnt werden. Es werden deshalb die Ergebnisse des RE-Modells und der Between-Schätzung diskutiert. Die geschätzten Koeffizienten des physischen und des F&E-Kapitals sind in allen Schätzungen mindestens auf einem Niveau von fünf Prozent signifikant von null verschieden.

In Tabelle 5.1 sind die geschätzten partiellen Produktionselastizitäten des F&E-Kapitals (β_{FE}) und des physischen Kapitals (β_K) aus der Schätzung des RE-Modells und der Between-Schätzung angegeben. Wie schon im vorhergehenden Abschnitt ergeben sich aus der Between-Schätzung höhere Produktionselastizitäten des F&E-Kapitals. Für plausible Abschreibungsraten des F&E-Kapitals ändern sich die geschätzten Produktionselastizitäten des physischen und des F&E-Kapitals nur geringfügig. Lediglich bei einer Abschreibungsrate von null Prozent liegt die geschätzte Produktionselastizität des F&E-Kapitals deutlich niedriger. Eine Variation der Abschreibungsrate hat demzufolge nur geringe Auswirkungen auf den Schätzwert und die Signifikanz der partiellen Produktionselastizität des F&E-Kapitals.

Die partielle Produktionselastizität lässt als dimensionslose Größe nur Aussagen über die relativen Änderungen zu. Um Aussagen über absolute Änderungen treffen zu können, müssen die Grenzproduktivitäten der Inputs (X , $X = Z, L, K, FE$) ermittelt werden. Diese lassen sich aus den geschätzten partiellen Produktionselastizitäten der Inputs berechnen, indem die Koeffizienten mit der Durchschnittsproduktivität der Inputs multipliziert werden: $\rho_X = \beta_X(\bar{Y}/\bar{X})$.²⁷ Die so berechneten Grenzproduktivitäten

²⁶ Zur Diskussion der Abschreibungsrate des F&E-Kapitals siehe drittes Kapitel.

²⁷ Es wird an den Mittelwerten des Samples (\bar{Y}, \bar{X}) approximiert.

Tabelle 5.1.: Produktionselastizitäten, Grenzproduktivitäten und Ex post-
Ertragsraten des physischen und des F&E-Kapitals

	β_{FE}	β_K	ρ_{FE}	ρ_K	τ_{FE}^a	τ_K^a
RE-Modell						
$\delta_F = 0$	0,023	0,122	0,036	0,319	3,6	21,5
$\delta_F = 5$	0,031	0,118	0,103	0,29	5,3	18,5
$\delta_F = 15$	0,031	0,122	0,225	0,319	7,5	21,5
$\delta_F = 30$	0,033	0,121	0,442	0,316	14,2	21,2
Between-Schätzung						
$\delta_F = 0$	0,025	0,133	0,039	0,348	3,9	24,3
$\delta_F = 5$	0,035	0,111	0,115	0,290	6,6	18,6
$\delta_F = 15$	0,038	0,107	0,275	0,279	12,5	17,5
$\delta_F = 30$	0,038	0,111	0,510	0,287	21,0	18,3

a) in Prozent.

des F&E-Kapitals (ρ_{FE}) und des physischen Kapitals (ρ_K) sind in den Spalten drei und vier in der Tabelle (5.1) wiedergegeben. Bei einer Abschreibungsrate des F&E-Kapitals von 15 Prozent ergibt sich aus den Ergebnissen der Schätzung des RE-Modells eine Grenzproduktivität des F&E-Kapitals in Höhe von 0,225, d.h. eine Erhöhung des F&E-Kapitalstocks um eine Mark führt zu einer Erhöhung des realen Produktionswertes um 22,5 Pfennige. Aus der gleichen Schätzung folgt, dass eine Erhöhung des physischen Kapitalstocks um eine Mark zu einer Erhöhung des realen Produktionswertes um 32 Pfennige führt. Die Ergebnisse der Between-Schätzung deuten auf Grenzproduktivitäten des physischen und des F&E-Kapitals in etwa gleicher Höhe hin. Eine Erhöhung des physischen oder des F&E-Kapitalstocks um eine Mark führt zu einer Erhöhung des realen Produktionswertes um 28 Pfennige.

Im Gegensatz zu den geschätzten Produktionselastizitäten werden die berechneten Grenzproduktivitäten durch eine Variation der Abschreibungsrate des F&E-Kapitals beeinflusst. Die Grenzproduktivität des F&E-Kapitals steigt mit zunehmender Abschreibungsrate des F&E-Kapitals deutlich an. Bei einer Abschreibungsrate des F&E-Kapitals von fünf Prozent, beträgt die im Rahmen des RE-Modells geschätzte Grenzproduktivität des F&E-Kapitals nur noch 0,103, während sie bei einer Abschreibungsrate von 30 Prozent mit einem Wert von 0,442 auf das Vierfache steigt. Aus den Schätzergebnissen der Between-Schätzung ergibt sich ein vergleichbarer Anstieg. Eine Abschreibungsrate von null Prozent führt zu einer sehr niedrigen Grenzproduktivität des F&E-Kapitals.

Die geschätzte Grenzproduktivität eines Kapitalinputs (ρ) ist vereinfachend gleich der Summe der Ex post-Ertragsrate (r) und Abschreibungsrate (δ) des Kapitalstocks:²⁸

²⁸ Es wird implizit unterstellt, dass Investitionen sofort wirksam sind. Vgl. Pakes und Schankerman (1984), S. 84.

$$\rho = (\tau + \delta). \quad (5.13)$$

Die Ex post-Ertragsrate (Netto-Grenzproduktivität) eines Kapitalinputs lässt sich berechnen, indem die Abschreibungsrate von der geschätzten Grenzproduktivität subtrahiert wird.

Die Grenzproduktivität eines Faktors entspricht bei vollständiger Konkurrenz auf dem Faktormarkt langfristig dem realen Faktorpreis des Produktionsfaktors. Für Kapitalgüter entspricht der reale Faktorpreis den realen Kapitalnutzungskosten, die sich in der einfachsten Form aus dem Marktzins (ex ante Ertragsrate) und der Abschreibungsrate eines Kapitalgutes zusammensetzen. Marktzins und Ex post-Ertragsrate müssen jedoch nicht übereinstimmen. Kurzfristig kann sich die Ex post-Ertragsrate eines Kapitalinputs auf Grund von Auslastungsschwankungen vom marktüblichen Zins unterscheiden.²⁹ Langfristig können positive externe Effekte dafür sorgen, dass die Ex post-Ertragsrate über der marktüblichen Verzinsung liegt.

Die Ex post-Ertragsraten des F&E-Kapitals (r_{FE}) sind in der Tabelle 5.1 aufgeführt. Die Ergebnisse zeigen, dass die Ex post-Ertragsrate im geringeren Umfang variiert als die Grenzproduktivität des F&E-Kapitals (p_{FE}). Die Ertragsrate des F&E-Kapitals ist somit weniger sensitiv hinsichtlich veränderter Annahmen über die Abschreibungsrate des F&E-Kapitals als die Grenzproduktivität des F&E-Kapitals. Die aus den Schätzergebnissen des RE-Modells berechneten Ertragsraten des F&E-Kapitals liegen zwischen 3,6 Prozent und 14,2 Prozent. Bei Abschreibungsraten von fünf bzw. 15 Prozent weisen die Ertragsraten mit 5,3 bzw. 7,5 Prozent eine ähnliche Höhe auf. Dagegen ist die Grenzproduktivität bei einer Abschreibungsrate von 15 Prozent doppelt so hoch wie bei einer Abschreibungsrate von fünf Prozent. Aus den Ergebnissen der Between-Schätzung ergeben sich etwas höhere Ex post-Ertragsraten des F&E-Kapitals (3,9 bis 21 Prozent).

Spalte 6 der Tabelle 5.1 zeigt die Ex post-Ertragsraten des physischen Kapitals. Ein Vergleich der Ertragsraten des F&E-Kapitals mit den Ertragsraten des physischen Kapitals zeigt, dass die Ertragsraten des F&E-Kapitals deutlich niedriger sind. Lediglich bei einer sehr hohen Abschreibungsrate von 30 Prozent ergibt sich aus der Between-Schätzung eine höhere Ertragsrate. Die Ergebnisse der Schätzung des RE-Modells deuten auf vergleichsweise niedrige Ertragsraten des F&E-Kapitals hin. Unterstellt man eine Abschreibungsrate des F&E-Kapitals in Höhe von 15 Prozent, dann wird bei einer Ex post-Ertragsrate in Höhe von 7,5 Prozent nicht einmal eine risikolose Verzinsung des eingesetzten Kapitals erwirtschaftet.³⁰ Die Ex post-Ertragsrate des physischen Kapitals liegt mit rund 21 Prozent deutlich darüber.

²⁹ Zur Diskussion der Auswirkungen von Auslastungsschwankungen auf die Ex post-Ertragsrate fixer Inputs siehe vierter Abschnitt des vierten Kapitels.

³⁰ Die Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere liegt z.B. im Beobachtungszeitraum im Durchschnitt bei 7,7 Prozent.

Bei einer unterstellten Abschreibungsrate des F&E-Kapitals in Höhe von 15 Prozent ergibt sich nur aus der Between-Schätzung unter der zusätzlichen Annahme konstanter Skalenerträge eine Ertragsrate des F&E-Kapitals in Höhe von 15,3 Prozent, die über der Ertragsrate des physischen Kapitals in Höhe von 11,8 Prozent liegt (siehe letzte Spalte der Tabelle 5.6).

Die ökonometrischen Schätzungen dieses Abschnitts liefern folgende Ergebnisse: Die Schätzwerte für die Produktionselastizitäten sind wenig sensitiv hinsichtlich veränderter Annahmen über die Abschreibungsrate des F&E-Kapitals. Werden sehr unterschiedliche Abschreibungsraten des F&E-Kapitals unterstellt, dann variieren die Werte der geschätzten Grenzproduktivitäten deutlicher als die der Ertragsraten. Die Ertragsrate des F&E-Kapitals ist vergleichsweise niedrig und liegt deutlich unter derjenigen des physischen Kapitals. Nur bei sehr hohen Abschreibungsraten des F&E-Kapitals und/oder unter der Annahme konstanter Skalenerträge liegt die Ex post-Ertragsrate des F&E-Kapitals über der Ex post-Ertragsrate des physischen Kapitals. Die Annahme einer Abschreibungsrate des F&E-Kapitals in Höhe von 15 Prozent wird für die nachfolgenden ökonometrischen Schätzungen beibehalten, da die geschätzte Produktionselastizität kaum durch die Wahl der Abschreibungsrate beeinflusst wird, und da sich die geschätzte Ertragsrate nur bei Abschreibungsraten, die deutlich über oder unter 15 Prozent liegen, merklich ändert.

5.2.3. Einfluss der F&E-Lags auf die Schätzergebnisse

Bisher wurde der F&E-Kapitalstock um eine Periode verzögert in die Schätzgleichung aufgenommen. Dabei wurde implizit unterstellt, dass die realen internen F&E-Aufwendungen mit einem Lag von einer Periode produktivitätswirksam werden. Diese Annahme ist möglicherweise zu restriktiv, da es zumindest Anhaltspunkte für längere Lags gibt.³¹ Im Folgenden wird deshalb untersucht, ob sich die Schätzergebnisse ändern, wenn für das F&E-Kapital unterschiedliche Lags angenommen werden.³² Die Sensitivität der geschätzten Produktionselastizitäten und Ertragsraten hinsichtlich der unterstellten durchschnittlichen Lags wird im Folgenden diskutiert.

Es werden Schätzungen mit Lags von zwei bis neun Perioden durchgeführt. Die Schätzergebnisse zeigen, dass sich die t-Werte, das korrigierte Bestimmtheitsmaß und der Standardfehler der Regression bis zu einem Lag von sieben Perioden verbessern und sich bei längeren Lags verschlechtern. Ein Lag des F&E-Kapitals von sieben Perioden bedeutet, dass die F&E-Aufwendungen des Jahres 1979 erst im Jahr 1986 Auswirkungen auf die Produktion haben. Dieser Lag erscheint recht lang. Zwar werden die Beobachtungen bei diesem Lag am besten „gefittet“, allerdings ist dies kein echter Test auf den „wahren“ Lag des F&E-Kapitals. In anderen Studien werden auf Grund von Umfrageergebnissen Lags von zwei bis drei Perioden angenommen.³³ Die Ergeb-

³¹ Zur Diskussion des Lags zwischen F&E-Aktivitäten und ihrer ersten kommerziellen Verwendung siehe drittes Kapitel.

³² Für das physische Kapital werden die bisher getroffenen Annahmen beibehalten.

³³ Siehe z.B. Suzuki (1985) und Pakes und Schankerman (1984).

nisse der ökonometrischen Schätzung der Gleichung (5.12) sind für Lags von drei und sieben Perioden in Tabelle 5.9 im Anhang des Kapitels dargestellt. Die unterschiedlichen Lags des F&E-Kapitals haben einen deutlichen Einfluss auf die Ergebnisse des Hausman-Tests. Der p-Wert steigt bis zu einem Lag von drei Perioden auf 97,2 Prozent und sinkt dann bis zu einem Lag von sieben Perioden auf 40 Prozent.³⁴ Im Folgenden werden die Ergebnisse der Schätzung des RE-Modells und die Ergebnisse der Between-Schätzung diskutiert.

Aus Tabelle 5.2 gehen die geschätzten Produktionselastizitäten und Ex post-Ertragsraten des F&E-Kapitals hervor. Die geschätzten Produktionselastizitäten des F&E-Kapitals betragen bei einem Lag des F&E-Kapitalstocks von drei Perioden für das RE-Modell und die Between-Schätzung 0,033 und 0,038. Bei einem Lag von sieben Perioden ergeben sich Produktionselastizitäten in Höhe von 0,034 und 0,036. Die Schätzergebnisse deuten darauf hin, dass veränderte Annahmen über den Lag des F&E-Kapitals nur einen geringen Einfluss auf den Wert des geschätzten Koeffizienten des F&E-Kapitals haben. Pakes und Schankerman (1984) weisen darauf hin, dass der Lag des F&E-Kapitals bei der Berechnung der Ertragsrate der F&E berücksichtigt werden muss.

³⁴ Der p-Wert gibt an, bei welchem Signifikanzniveau der Hausman-Test die Nullhypothese gerade noch ablehnt.

Wird ein Lag des F&E-Kapitals von γ Jahren unterstellt, dann lautet die Gleichung für die Ex post-Ertragsrate r :³⁵

$$(r + \delta) = \rho e^{-\gamma r}. \quad (5.14)$$

Die Ex post-Ertragsrate lässt sich durch Auflösen der Gleichung nach r berechnen. Falls die realen F&E-Aufwendungen einer Periode noch in derselben Periode Produktivitätseffekte aufweisen ($\gamma = 0$), dann entspricht diese Gleichung der Gleichung (5.13).

Tabelle 5.2.: Auswirkungen von Lags auf die geschätzte Produktionselastizität, Grenzproduktivität und Ex post-Ertragsrate des F&E-Kapitals

	Lags	β_{FE}	ρ_{FE}	r_{FE}^a	r_{FE}^{*a}
RE Modell	$\gamma = 3$	0,033	0,253	10,3	6,1
	$\gamma = 7$	0,034	0,316	16,6	5,9
Between	$\gamma = 3$	0,038	0,288	13,8	7,8
	$\gamma = 7$	0,036	0,335	18,5	6,4

a) in Prozent. Angenommene Abschreibungsrate des F&E-Kapitals 15 Prozent. Der Parameter γ bezeichnet den angenommenen Lag des F&E-Kapitals.

Mit zunehmender Länge des Lags steigt die Grenzproduktivität des F&E-Kapitals deutlich an. Selbst bei unveränderter Produktionselastizität ist dies der Fall. Da in der Regel der F&E-Kapitalstock der Vorperioden niedriger ist, ergibt sich ein höheres Durchschnittsprodukt und somit auch ein höheres Grenzprodukt: $\rho_{FE} = \beta_{FE}(\bar{Y}/\bar{FE}_{-\gamma})$. Wird die Ex post-Ertragsrate anhand der Gleichung (5.13) berechnet, dann steigt mit zunehmendem Lag auch die Ex post-Ertragsrate (r_{FE}). Für das RE-Modell steigt die Ex post-Ertragsrate um über 50 Prozent. Für die Between-Schätzung ergibt sich ein Anstieg von über 30 Prozent. Bei Berücksichtigung der Lags des F&E-Kapitals entsprechend der Gleichung (5.14) nehmen die (korrigierten) Ex post-Ertragsraten r^* mit zunehmender Verzögerung des F&E-Kapitals etwas ab. Im RE-Modell liegt die Ex post-Ertragsrate für einen Lag von drei Perioden bei 6,1 Prozent und geht bei einem Lag von sieben Perioden geringfügig auf 5,9 Prozent zurück.

Die ökonometrischen Schätzungen dieses Abschnitts liefern folgende Ergebnisse: Die geschätzte Produktionselastizität und Ex post-Ertragsrate des F&E-Kapitals werden durch die veränderten Annahmen über den Lag des F&E-Kapitals nur geringfügig beeinflusst. Lediglich die Grenzproduktivität des F&E-Kapitals steigt mit einem zunehmenden Lag deutlich an. Da der Einfluss des angenommenen Lags auf Produktionselastizität und Ertragsrate gering ist, wird für die weiteren ökonometrischen Schätzungen weiterhin ein Lag von einer Periode unterstellt.

³⁵ Siehe Pakes und Schankerman (1984), S. 84.

5.2.4. 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.³⁶ 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.³⁷ 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. Stock (1987) 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.³⁸

Tests auf die Stationarität der einzelnen Zeitreihen werden in dieser Arbeit nicht ausgewiesen. Zum einen lassen diese Tests für die Zeitreihen einzelner Wirtschaftsbereiche wegen der geringen Anzahl der Beobachtungen (14 Jahre) keine validen Aussagen zu. Zum anderen steckt die Entwicklung von Tests auf Nichtstationarität für Paneldaten noch in den Anfängen.³⁹

Es wird hier ein Modell geschätzt, welches die gleichzeitige Schätzung von kurz- und langfristigen Produktionselastizitäten erlaubt.⁴⁰ Hierfür wird zunächst ein autoregressives distributed lag-Modell mit einer Verzögerung von einer Periode unterstellt:

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_{it-1} + \beta_{Z0} \ln Z_{it} + \beta_{Z1} \ln Z_{it-1} \\ & + \beta_{L0} \ln L_{it} + \beta_{L1} \ln L_{it-1} + \beta_{K0} \ln K_{it-1} + \beta_{K1} \ln K_{it-2} \\ & + \beta_{FE0} \ln FE_{it-1} + \beta_{FE1} \ln FE_{it-2} + \beta_t t + u_{it}. \end{aligned} \quad (5.15)$$

Durch Erweitern der Gleichung (5.15) 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:

³⁶ Nelson und Plosser (1982) zeigen anhand von Zeitreihen der VGR (US-Daten), dass für viele ökonomische Zeitreihen die Nullhypothese eines $I(1)$ -Prozesses nicht abgelehnt werden kann.

³⁷ Siehe z.B. Breitung und Meyer (1994) sowie Entorf (1997).

³⁸ Für kleine Stichproben können die Schätzer verzerrt sein.

³⁹ Vgl. Verspagen (1997).

⁴⁰ Schröder und Stahlecker (1995) wählen eine ähnliche Vorgehensweise zur Schätzung einer gesamtwirtschaftlichen Produktionsfunktion.

$$\begin{aligned} \Delta \ln Y_{it} = & \alpha_0 + (\alpha_1 - 1) \ln Y_{it-1} - \tilde{\beta}_z \ln Z_{it-1} & (5.16) \\ & - \tilde{\beta}_L \ln L_{it-1} - \tilde{\beta}_K \ln K_{it-2} - \tilde{\beta}_{FE} \ln FE_{it-2} + \tilde{\beta}_t t \\ & + \beta_{Z0} \Delta_1 \ln Z_{it} + \beta_{L0} \Delta_1 \ln L_{it} \\ & + \beta_{K0} \Delta_1 \ln K_{it-1} + \beta_{FE0} \Delta_1 \ln FE_{it-1} + u_{it}, \end{aligned}$$

wobei die Parameter $\tilde{\beta}_X$ ($\tilde{\beta}_X = (\beta_{X1} + \beta_{X0}) / (1 - \alpha_1)$) 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.⁴¹ Durch Ausmultiplizieren der Klammer ergibt sich die folgende Schätzgleichung:

$$\begin{aligned} \Delta \ln Y_{it} = & \alpha_0 + \varphi_0 \ln Y_{it-1} + \varphi_Z \ln Z_{it-1} + \varphi_L \ln L_{it-1} & (5.17) \\ & + \varphi_K \ln K_{it-2} + \varphi_{FE} \ln FE_{it-2} + \varphi_t t + \beta_{Z0} \Delta_1 \ln Z_{it} \\ & + \beta_{L0} \Delta_1 \ln L_{it} + \beta_{K0} \Delta_1 \ln K_{it-1} + \beta_{FE0} \Delta_1 \ln FE_{it-1} + u_{it} \end{aligned}$$

Es wird angenommen, dass $\ln Y$ integriert ist vom Grade 1. Falls dieses so ist, dann ist $\Delta \ln Y$ stationär.⁴² Demzufolge müssen auch alle Variablen auf der rechten Seite der Gleichung (5.16) stationär sein, was wiederum nur gegeben ist, wenn der Ausdruck in den eckigen Klammern eine Kointegrationsbeziehung darstellt.⁴³ Bei Nichtkointegration sollte der Fehlerkorrekturparameter gleich bzw. nahe null sein: $\varphi_0 \approx 0$. Kremers et al. (1992) schlagen vor, anhand des t-Wertes auf Kointegration zu testen ($H_0: \varphi_0 = 0$ gegen $H_1: \varphi_0 < 0$). Ist der Koeffizient φ_0 signifikant negativ, so kann Kointegration angenommen werden.⁴⁴ Aus der OLS-Schätzung ergeben sich folgende Koeffizienten und t-Werte (in Klammern):⁴⁵

⁴¹ Siehe hierzu Hansen (1993), S. 133 f.

⁴² Für die Wachstumsraten des Outputs ist die Annahme der Stationarität plausibel. Siehe hierzu Banerjee et al. (1993), S. 29.

⁴³ Das Modell ist korrekt spezifiziert, wenn eine Kointegrationsbeziehung zwischen den I(1)-Variablen vorliegt. Dies ergibt sich aus dem Repräsentationstheorem von Engle und Granger (1987), S. 255 ff.

⁴⁴ Unter H_0 liegen die kritischen Werte der Verteilung der t-Statistik des Koeffizienten φ_0 über der Standardnormalverteilung. Als Approximation lässt sich jedoch die Standardnormalverteilung anwenden. Vgl. Hansen (1993), S. 148.

⁴⁵ Die berechneten t-Werte beruhen auf Heteroskedastie-robusten Standardfehlern. Vgl. White (1980).

$$\begin{aligned}
\Delta \ln Y_{it} = & 1,021 - 0,115 \ln Y_{it-1} + 0,074 \ln Z_{it-1} + 0,021 \ln L_{it-1} & (5.18) \\
& (1,07) \quad (-5,46) & (5,79) & (2,65) \\
& + 0,015 \ln K_{it-2} + 0,0035 \ln FE_{it-2} - 0,0005t \\
& (2,52) & (2,73) & (-1,05) \\
& + 0,649\Delta_1 \ln Z_{it} + 0,312\Delta_1 \ln L_{it} \\
& (17,95) & (6,33) \\
& + 0,099\Delta_1 \ln K_{it-1} + 0,049\Delta_1 \ln FE_{it-1} \\
& (1,65) & (1,89)
\end{aligned}$$

R^2 (korrigiert) = 0,87; Standardfehler = 0,019, Anzahl der Beobachtungen: 299.

Bei dem Fehlerkorrekturmodell handelt es sich lediglich um eine Reparameterisierung der Produktionsfunktion, so dass sektorspezifische fixe Effekte vorliegen können. Die Nullhypothese, dass keine branchenspezifischen fixen Effekte vorliegen, wird mit Hilfe eines F-Tests überprüft. Der Test zeigt, dass die Nullhypothese nicht verworfen werden kann.⁴⁶ Die Schätzung im Rahmen eines RE-Modells führt zu ähnlichen Ergebnissen wie die OLS-Schätzung.⁴⁷

Die Koeffizienten der Niveauvariablen sind mit Ausnahme des Zeitindexes signifikant von null verschieden. Der t-Wert des Koeffizienten φ_0 beträgt (-5,46) und führt zu einer Ablehnung von $H_0: \varphi_0 = 0$. Dieses Ergebnis deutet darauf hin, dass die Cobb-Douglas-Produktionsfunktion eine langfristige bzw. Kointegrationsbeziehung darstellt. In diesem Fall sollten die Koeffizienten der Niveauvariablen *gemeinsam* signifikant von null verschieden sein.⁴⁸ Die Nullhypothese, dass die Koeffizienten der Niveauvariablen gemeinsam gleich null sind, wird mittels eines Likelihood-Ratio-Tests (LR-Test) überprüft.⁴⁹ Da die Nullhypothese abgelehnt werden muss, ist von einer Langfrist- bzw. Kointegrationsbeziehung auszugehen.⁵⁰ Die langfristigen Produktionselastizitäten lassen sich aus den Schätzwerten der Koeffizienten der Niveauvariablen berechnen ($\beta_X = -\varphi_X/\varphi_0$):

$$\ln \hat{Y}_t = 0,644 \ln Z_t + 0,185 \ln L_t + 0,132 \ln K_{t-1} + 0,031 \ln FE_{t-1} \quad (5.19)$$

Die Höhe der langfristigen Produktionselastizitäten des physischen und des F&E-Kapitals liegen danach in ähnlicher Höhe wie die Schätzwerte des RE-Modells und

⁴⁶ Die F-Statistik liegt mit $F(22, 266) = 1,22$ bei einem Signifikanzniveau von fünf Prozent klar unter dem kritischen Wert von 1,55.

⁴⁷ Auf eine Darstellung wird deshalb verzichtet.

⁴⁸ Siehe hierzu Breitung und Meyer (1994), S. 358.

⁴⁹ Für eine ausführliche Beschreibung des LR-Tests siehe Greene (1993), S. 120 ff.

⁵⁰ Der Chi-Quadratwert des LR-Tests liegt mit 53,4 deutlich über dem kritischen Wert von $\chi_{0,01,5}^2 = 15,01$ und führt somit zu einer Ablehnung der Nullhypothese.

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 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 ökonometrischen Schätzungen dieses Abschnitts liefern folgende Ergebnisse: Aus der Schätzung des Fehlerkorrekturmodells ergeben sich langfristige Produktionselastizitäten des physischen und des F&E-Kapitals, die in ihrer Höhe den bisher geschätzten Werten entsprechen. Die Schätzergebnisse deuten darauf hin, dass die Produktionsfunktion eine Langfristbeziehung darstellt. Diese Ergebnisse sind allerdings unter einem Vorbehalt zu interpretieren. Pesaran und Smith (1995) weisen darauf hin, dass die Schätzung dynamischer Modelle mit gepoolten Daten zu inkonsistenten Schätzergebnissen führen kann, wenn sich die Koeffizienten der untersuchten Gruppen – hier sind das die Wirtschaftsbereiche – unterscheiden. Da die untersuchten Wirtschaftsbereiche ein heterogenes Panel darstellen, muss diese Kritik bei der Interpretation der Ergebnisse berücksichtigt werden. 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. Da in den vorangegangenen Abschnitten die Between-Schätzung ähnliche Ergebnisse lieferte wie die Schätzung des RE-Modells, kann vermutet werden, dass es sich bei dem geschätzten Zusammenhang zwischen F&E-Kapital und Output nicht um eine „*spurious correlation*“ handelt.

5.2.5. Produktivitätseffekte des F&E-Kapitals der externen und der staatlich finanzierten F&E-Aufwendungen

Bisher gingen die F&E-Kapitalstöcke der *internen* F&E-Aufwendungen in die Schätzungen ein. Die externen F&E-Aufwendungen der Wirtschaftsbereiche, d.h. die Aufwendungen für Forschungsaufträge an Dritte, sind darin nicht enthalten. Da die externen F&E-Aufwendungen in den 80er Jahren merklich angestiegen sind,⁵¹ soll nun überprüft werden, ob sich die Schätzergebnisse für die Gleichung (5.12) ändern, wenn die F&E-Kapitalstöcke der *F&E-Gesamtaufwendungen* in die Schätzung eingehen.⁵²

Die Ergebnisse dieser Schätzung sind in Spalte (1) der Tabelle 5.10 aufgeführt. Der Hausman-Test spricht nicht dagegen, dass das RE-Modell die korrekte Spezifikation darstellt. Aus der Schätzung ergibt sich ein statistisch signifikanter Koeffizient des

⁵¹ Siehe Kapitel 2.3.

⁵² Die F&E-Gesamtaufwendungen enthalten neben den internen auch die externen F&E-Aufwendungen.

F&E-Kapitals. Die Höhe der geschätzten partiellen Produktionselastizität des F&E-Kapitals beträgt 0,033. Sie liegt nur leicht über der Produktionselastizität, die sich aus der Schätzung des RE-Modells in den vorangegangenen Abschnitten ergab. Die anhand der geschätzten Produktionselastizität ermittelte Ex post-Ertragsrate des F&E-Kapitals ändert sich ebenfalls nur geringfügig.

Möglicherweise unterscheiden sich die Produktivitätseffekte der externen F&E von denjenigen der internen F&E-Aufwendungen. Auch die Herkunft der Mittel – privat oder staatlich finanziert – könnte hierbei eine Rolle spielen. In diesem Fall ist die Zusammensetzung bzw. die Struktur des F&E-Kapitals von Bedeutung. Neben dem deutlichen Anstieg des Anteils der externen F&E-Aufwendungen an den F&E-Gesamtaufwendungen der untersuchten Wirtschaftsbereiche zeigt sich im Beobachtungszeitraum auch ein deutlicher Rückgang des Anteils der staatlich finanzierten F&E-Aufwendungen an den F&E-Gesamtaufwendungen der untersuchten Wirtschaftsbereiche. Griliches (1986) hat einen Schätzansatz vorgeschlagen, mit dem sich überprüfen lässt, ob die Zusammensetzung des F&E-Kapitals Auswirkungen auf das Outputwachstum hat. Dieser Ansatz wird im Folgenden kurz an einem Beispiel erläutert und danach auf die Fragestellung dieser Untersuchung angewendet.

Zunächst wird angenommen, dass sich das F&E-Kapital in zwei Arten des F&E-Kapitals unterteilen lässt (z.B. privat und staatlich finanziertes F&E-Kapital). Der ungewichtete gesamte F&E-Kapitalstock ergibt sich aus der Summe der beiden F&E-Kapitalstöcke: $FE_{it} = FE_{1it} + FE_{2it}$.⁵³ Bisher wurde angenommen, dass die Leistungsabgabe des F&E-Kapitals unabhängig von der Zusammensetzung des gesamten F&E-Kapitalstocks ist. Dagegen wird hier angenommen, dass der F&E-Kapitalstock FE_{2it} stärker zum Outputwachstum beiträgt als der F&E-Kapitalstock FE_{1it} . Dies kann durch eine stärkere Gewichtung des Kapitalstocks FE_{2it} berücksichtigt werden. Der Gewichtungsfaktor ρ kann als eine Art „Prämie“ interpretiert werden.⁵⁴ Der gewichtete gesamte Kapitalstock (FE_{it}^*) lässt sich wie folgt schreiben:

$$FE_{it}^* = FE_{1it} + (1 + \rho)FE_{2it} = FE_{it}(1 + s\rho), \quad (5.20)$$

wobei s den Anteil des F&E-Kapitalstocks FE_{2it} am ungewichteten F&E-Kapitalstock FE_{it} bezeichnet: $s = FE_{2it}/FE_{it}$. Setzt man den gewichteten Kapitalstock in die Gleichung (5.11) ein, dann lässt sich der Produktionsbeitrag des F&E-Kapitals wie folgt schreiben:⁵⁵

$$\beta_{FE} \ln FE_{it}^* = \beta_{FE} \ln FE_{it} + \beta_{FE} \ln(1 + \rho s) \quad (5.21)$$

$$\simeq \beta_{FE} \ln FE_{it} + \beta_{FE} \rho s. \quad (5.22)$$

⁵³ Griliches verwendet statt der F&E-Kapitalstöcke die F&E-Investitionen. Auf das Ergebnis hat dies keinen Einfluss.

⁵⁴ Falls der Beitrag geringer ist, drückt sich das in einem negativen Gewichtungsfaktor aus. Siehe Griliches (1986), S. 145.

⁵⁵ Siehe Griliches (1986), S.145.

Dabei wird der Term $\ln(1 + \rho s)$ durch ρs approximiert.⁵⁶ Für die ökonometrische Schätzung der Produktionsfunktion werden zusätzlich die Variablen S^{ext} und S^{st} in die Schätzgleichung (5.12) aufgenommen. Erstere entspricht dem Anteil des F&E-Kapitalstocks der externen F&E-Aufwendungen am F&E-Kapitalstock der F&E-Gesamtaufwendungen. Letztere steht für den Anteil des F&E-Kapitalstocks der staatlich finanzierten F&E-Aufwendungen am F&E-Kapitalstock der F&E-Gesamtaufwendungen. Daraus ergibt sich folgende Schätzgleichung:

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} - \ln L_{it} = & \alpha + \lambda t + \beta_Z (\ln Z_{it} - \ln L_{it}) + \beta_K (\ln K_{it-1} - \ln L_{it}) \\ & + \beta_{FE} (\ln FE_{it-1} - \ln L_{it}) + (\kappa - 1) \ln L_{it} \\ & + \beta_{ext} S_{it}^{ext} + \beta_{st} S_{it}^{st} + u_{it}. \end{aligned} \quad (5.23)$$

Die Koeffizienten β_{ext} und β_{st} lassen sich auch wie folgt schreiben: $\beta_{ext} = \beta_{FE} \rho_{ext}$ und $\beta_{st} = \beta_{FE} \rho_{st}$, wobei ρ_{ext} und ρ_{st} die „Prämien“ der externen F&E und der staatlich finanzierten F&E bezeichnen. Ein statistisch signifikanter und positiver Koeffizient, deutet auf höhere Produktivitätseffekte des entsprechenden F&E-Kapitalstocks hin. Ein signifikant negativer Koeffizient deutet hingegen auf niedrigere Produktivitätseffekte hin.

In den Spalten (2) und (3) der Tabelle 5.10 im Anhang sind die Ergebnisse der ökonometrischen Schätzung der Gleichung (5.23) aufgeführt. Die Nullhypothese des Hausman-Tests, dass das RE-Modell die korrekte Spezifikation darstellt, kann auf einem hohen Signifikanzniveau von einem Prozent nicht abgelehnt werden. Der im Rahmen des RE-Modells geschätzte Koeffizient des Anteils des F&E-Kapitals der externen F&E-Aufwendungen weist den Wert 1,04 auf und ist statistisch hochsignifikant. Wirtschaftsbereiche, in denen die Unternehmen einen größeren Teil ihrer F&E-Aufwendungen für Forschungsaufträge an Dritte verausgaben, sind demnach bei sonst gleichen Faktoreinsätzen produktiver.

Der geschätzte Koeffizient deutet zudem auf eine sehr hohe Prämie für das F&E-Kapital der externen F&E-Aufwendungen hin. Aus den geschätzten Koeffizienten lässt sich ein Wert von 37,5 berechnen. Diese sehr hohe Prämie kann allerdings auch auf Messproblemen beruhen. Im zweiten Kapitel wurde bereits darauf hingewiesen, dass die externen Aufwendungen zum Teil doppelt gezählt werden und zwar dann, wenn externe F&E-Aufwendungen in ein Unternehmen des gleichen Wirtschaftsbereichs fließen. Angaben dazu, auf welchen Teil der externen F&E-Aufwendungen dies zutrifft, liegen nicht vor.

Aus der Between-Schätzung ergibt sich dagegen kein signifikanter Koeffizient für den Anteil der externen F&E. Da die Schätzergebnisse der Between-Schätzung eher langfristige Zusammenhänge widerspiegeln, kann dies einerseits als ein Hinweis darauf betrachtet werden, dass die veränderte Zusammensetzung des F&E-Kapitals

⁵⁶ Die Approximation ist umso genauer, je niedriger die Werte des Anteils s und des Gewichtungsfaktors ρ sind.

langfristig keine Produktivitätseffekte hat. Andererseits muss beachtet werden, dass die Between-Schätzung wegen der Mittelwertbildung die zeitliche Dimension vernachlässigt. Der für einige Wirtschaftsbereiche zu beobachtende Anstieg des Anteils der externen F&E-Aufwendungen setzte erst in der zweiten Hälfte des Beobachtungszeitraum ein und wird damit nur unzureichend berücksichtigt.⁵⁷ Deshalb kommt dies nicht in der Variation der Anteile der externen F&E-Aufwendungen zwischen den Wirtschaftsbereichen zum Ausdruck. Nur diese Variation wird aber bei der Between-Schätzung berücksichtigt.

Der Koeffizient des Anteils des F&E-Kapitals der staatlich finanzierten F&E-Aufwendungen weist für das RE-Modell den Wert $-0,218$ auf. Das Vorzeichen deutet darauf hin, dass die staatlich finanzierten F&E-Aufwendungen der Unternehmen weniger produktiv sind als die privat finanzierten F&E-Aufwendungen. Der Koeffizient ist allerdings lediglich auf einem Signifikanzniveau von zehn Prozent signifikant von null verschieden. Aus der Between-Schätzung ergibt sich ebenfalls ein negativer und insignifikanter Koeffizient.

Die ökonometrischen Schätzungen dieses Abschnitts liefern folgende Ergebnisse: Die Schätzergebnisse ändern sich kaum, wenn statt des F&E-Kapitalstocks der internen F&E-Aufwendungen der F&E-Kapitalstock der F&E-Gesamtaufwendungen in die Schätzgleichung aufgenommen wird. Es kann deshalb für die ökonometrischen Schätzungen der folgenden Abschnitte weiterhin mit dem F&E-Kapitalstock der internen F&E-Aufwendungen gearbeitet werden. Die Zusammensetzung des F&E-Kapitals scheint für die Produktivitätsentwicklung jedoch eine Rolle zu spielen. Hierauf deuten zumindest die Schätzergebnisse des RE-Modells hin. Danach weisen externe F&E-Aufwendungen höhere Produktivitätseffekte auf als interne F&E-Aufwendungen.

5.2.6. Produktivitätseffekte der Kapitalstöcke der Ausrüstungen und Bauten

Im vierten Kapitel wurde bei der Berechnung der Inputindizes zwischen den Kapitalinputs Bauten und Ausrüstungen unterschieden. Für die Berechnung der Kapitalnutzungskosten wurde die Annahme getroffen, dass die Ex post-Ertragsraten der Ausrüstungen und Bauten identisch sind. Diese Annahme soll in diesem Abschnitt für die Bauten und Ausrüstungen überprüft werden. In einem ersten Schritt werden die Kapitalstöcke der Ausrüstungen und Bauten separat in die Schätzgleichung aufgenommen.⁵⁸

Die Ergebnisse der Schätzung der Gleichung (5.12) mit den Kapitalstöcken der Ausrüstungen und Bauten sind in Tabelle 5.11 im Anhang dargestellt. Die Nullhypothese des Hausman-Tests kann nicht abgelehnt werden. Aus der Schätzung des RE-Modells ergibt sich für die Produktionselastizität des Kapitalstocks der Ausrüstungen der Schätzwert $0,081$, der unter dem Schätzwert der Between-Schätzung ($0,092$)

⁵⁷ In einigen Wirtschaftsbereichen lässt sich auch ein Rückgang des Anteils der externen F&E-Aufwendungen beobachten.

⁵⁸ Es wird damit strenge Separabilität angenommen. Dies folgt aus der ökonometrischen Spezifikation der Produktionsfunktion als Cobb-Douglas-Funktion.

liegt. Die geschätzte Produktionselastizität des Ausrüstungskapitalstocks ist erwartungsgemäß etwas niedriger als die Produktionselastizität des gesamten physischen Kapitalstocks, die unter der Annahme der Homogenität des physischen Kapitals geschätzt wurde. Die Koeffizienten des F&E-Kapitalstocks und des Kapitalstocks der Ausrüstungen sind im RE-Modell auf einem Signifikanzniveau von einem Prozent von null verschieden. Aus der Schätzung des RE-Modells ergibt sich ein Koeffizient des Kapitalstocks der Bauten in Höhe von 0,02 und der geschätzte Koeffizient der Between-Schätzung ist negativ. Der Kapitalstock der Bauten hat weder im RE-Modell noch bei der Between-Schätzung statistisch signifikante Effekte auf den Output.

Tabelle 5.3.: Produktionselastizitäten, Grenzproduktivitäten und Ex post- Ertragsraten des Ausrüstungs- und des F&E-Kapitals

	β_{FE}	β_{AUS}	ρ_{FE}	ρ_{AUS}	τ_{FE}	τ_{AUS}
RE-Modell	0,03	0,081	0,217	0,354	5,5	16,4
Between	0,034	0,092	0,247	0,402	7,9	19,6

Die geschätzten Produktionselastizitäten, Grenzproduktivitäten und Ex post-Ertragsraten des F&E-Kapitals und des Kapitalstocks der Ausrüstungen sind in Tabelle 5.3 aufgeführt. Sowohl für das RE-Modell (0,03) als auch für die Between-Schätzung (0,034) ist die Produktionselastizität des F&E-Kapitals etwas niedriger als in den vergleichbaren Schätzungen der vorangegangenen Abschnitte des Kapitels. Die Ex post-Ertragsrate des F&E-Kapitals liegt zwischen 5,2 und 7,9 Prozent und die Ertragsrate des Kapitalstocks der Ausrüstungen liegt zwischen 16,4 und 19,6 Prozent. Damit weist der Kapitalstock der Ausrüstungen eine deutlich höhere Ertragsrate auf. Ein Vergleich dieser Ex post-Ertragsraten mit der durchschnittlichen Ex post-Ertragsrate (13,8 Prozent), die im vierten Kapitel für die untersuchten Wirtschaftsbereiche berechnet wurde, zeigt, dass die Ertragsrate der F&E deutlich darunter liegt und die der Ausrüstungen leicht darüber.

Möglicherweise ist durch die gemeinsame Aufnahme der Kapitalstöcke der Bauten und Ausrüstungen in die Schätzgleichung das Problem der Multikollinearität zwischen den exogenen Variablen verstärkt worden. Für die Kapitalstöcke der Bauten und Ausrüstungen zeigt sich eine hohe Korrelation. Es wird deshalb – analog zur Vorgehensweise im vorangegangenen Abschnitt – der Anteil des Kapitalstocks der Bauten am physischen Kapitalstock als zusätzliche Variable in die Schätzgleichung aufgenommen. Die Ergebnisse dieser Schätzung sind in der Tabelle 5.11 im Anhang ausgewiesen. Das Vorzeichen des Koeffizienten des Anteils der Bauten ist negativ, jedoch statistisch nicht signifikant von null verschieden. Die Ergebnisse dieser Schätzung lassen somit keine Rückschlüsse auf deutlich abweichende Produktivitätseffekte der Bauten und Ausrüstungen zu.

Die ökonometrischen Schätzungen dieses Abschnitts liefern folgende Ergebnisse: Die Ergebnisse der Schätzung der Produktionsfunktion unter Einbeziehung der Kapitalstöcke der Bauten und Ausrüstungen deuten auf vergleichsweise hohe Ertragsraten des

Ausrüstungskapitals hin, allerdings können die Ergebnisse dieser Schätzung durch Multikollinearität zwischen den exogenen Variablen beeinträchtigt sein. Die Ergebnisse eines zweiten Schätzansatzes sprechen nicht dafür, dass die Zusammensetzung des physischen Kapitalstocks signifikante Effekte auf dessen Produktivität hat.

5.2.7. Zeitliche Veränderung der Produktivität des F&E-Kapitals

Die bisher diskutierten Schätzergebnisse basieren auf der Annahme, dass die partiellen Produktionselastizitäten zeitlich konstant sind. Zweifel an der zeitlichen Konstanz der Produktionselastizitäten sind angebracht. Zum Beispiel umfasst der Beobachtungszeitraum auch die Jahre 1990 bis 1993, also auch das Jahr des Beitritts der neuen Bundesländer und die erste Zeit danach. Es kann nicht ausgeschlossen werden, dass sich die Parameter der Produktionsfunktion in diesem Zeitraum geändert haben. Dies wird im Folgenden untersucht.

Zunächst werden für jedes Jahr des Beobachtungszeitraums Querschnittsschätzungen der Gleichung (5.11) durchgeführt. Die Ergebnisse dieser Schätzungen sind in Tabelle 5.12 im Anhang aufgeführt. Die geschätzten Koeffizienten der Vorleistungen und der Arbeit sind für alle Jahre auf einem Signifikanzniveau von einem Prozent statistisch signifikant von null verschieden. Der Schätzwert für die Produktionselastizität der Vorleistungen steigt im Zeitverlauf von 0,50 auf 0,64 an. Dagegen geht der geschätzte Koeffizient des Arbeitsinputs von 0,4 auf 0,20 zurück. Der Koeffizient des physischen Kapitals ist in den Jahren von 1980 bis 1983 vergleichsweise niedrig und statistisch nicht signifikant von null verschieden. Am Ende des Beobachtungszeitraums ist er statistisch signifikant und weist einen vergleichsweise hohen Wert auf. Der Koeffizient des F&E-Kapitals ist für alle Beobachtungsjahre mindestens auf einem Signifikanzniveau von fünf Prozent von null verschieden. Für die Jahre von 1980 bis 1989 liegt er zwischen 0,036 und 0,044. In den Jahren von 1989 bis 1993 geht er deutlich zurück. Die aus den Schätzergebnissen berechnete Grenzproduktivität des F&E-Kapitals (ρ_{FE}) geht seit dem Jahr 1988 ebenfalls beständig zurück.

Um zu überprüfen, ob sich die Werte der geschätzten Koeffizienten der Produktionsfaktoren für verschiedene Teilperioden signifikant unterscheiden, werden für die Teilperioden Dummy-Variablen eingeführt. Die Schätzgleichung (5.11) wird wie folgt erweitert:

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \alpha + \lambda t + \beta_Z \ln Z_{it} + \beta_{L1} \ln L_{it} + \beta_{K1} \ln K_{it-1} \\ & + \beta_{FE1} \ln FE_{it-1} + D_2(\beta_{ZD} \ln Z_{it} + \beta_{LD} \ln L_{it} \\ & + \beta_{KD} \ln K_{it-1} + \beta_{FED} \ln FE_{it-1}) + u_{it}, \end{aligned} \quad (5.24)$$

wobei D_2 einen Dummy-Vektor bezeichnet, der für die Jahre der ersten Periode den Wert null annimmt und für die Jahre der zweiten Periode den Wert eins. Die Parameter β_{XD} ($V=Z,K,L,FE$) repräsentieren die Differenz zwischen dem Parameter der ersten Periode (β_{X1}) und dem Parameter der zweiten Periode: $\beta_{XD} = \beta_{X2} - \beta_{X1}$.

Sind diese Parameter signifikant von null verschieden, so kann die Hypothese zeitlich konstanter Parameter abgelehnt werden. Aus den geschätzten Koeffizienten lässt sich der Schätzwert für den Koeffizienten der zweiten Periode berechnen.

Zunächst werden die Teilperioden der Jahre von 1980 bis 1989 und von 1990 bis 1993 untersucht. Die Ergebnisse der Schätzung des RE-Modells sind in Spalte (2) der Tabelle 5.13 im Anhang aufgeführt. Die Koeffizienten der Arbeit ($\beta_{L,90}$), des physischen Kapitals ($\beta_{K,90}$) und des F&E-Kapitals ($\beta_{FE,90}$), welche die Differenz zwischen den Koeffizienten der Teilperioden repräsentieren, sind auf einem Signifikanzniveau von einem Prozent von null verschieden. Überraschenderweise ist dies für den Koeffizienten der Vorleistungen ($\beta_{Z,90}$) nicht der Fall. Für die Jahre von 1980 bis 1989 weist der Koeffizient des F&E-Kapitals den Wert 0,039 auf. Für den Zeitraum nach 1989 ergibt sich ein Wert von 0,021. Die Produktionselastizität geht demnach in der zweiten Periode auf ca. 50 Prozent des Wertes der ersten Periode zurück. Eine derart geringe Produktionselastizität impliziert eine Ex post-Ertragsrate, die nahe bei null liegt. Die gegenläufige Entwicklung lässt sich für den Koeffizienten des physischen Kapitals feststellen. Für die Jahre bis 1989 liegt die geschätzte Produktionselastizität des physischen Kapitals bei 0,091, danach steigt sie um über 50 Prozent auf 0,143. Das physische Kapital weist in der zweiten Teilperiode eine Ex post-Ertragsrate von knapp 30 Prozent auf.

Um zu untersuchen, ob diese Veränderung der Produktionselastizitäten schon vor dem Jahr 1989 stattgefunden hat, wird eine zweite Schätzung mit anderen Teilperioden durchgeführt. Die erste Periode umfasst die Jahre von 1980 bis 1985 und die zweite Periode die Jahre von 1986 bis 1993. Die Ergebnisse dieser Schätzung sind in Spalte (1) der Tabelle 5.13 im Anhang wiedergegeben. Die Koeffizienten der Arbeit ($\beta_{L,86}$), des physischen Kapitals ($\beta_{K,86}$) und des F&E-Kapitals ($\beta_{FE,86}$) sind wiederum statistisch signifikant von null verschieden. Für die Jahre vor 1986 ist der Schätzwert der Produktionselastizität des F&E-Kapitals (0,043) höher als für die Periode bis 1989. Die Produktionselastizität ist demnach schon im Zeitraum von 1985 bis 1989 zurückgegangen. Für den Zeitraum von 1986 bis 1993 ergibt sich eine Produktionselastizität von 0,028. Der Schätzwert der Produktionselastizität des physischen Kapitals steigt von 0,079 in der ersten Periode auf 0,146 in der zweiten Periode. Auch hier fällt ein Teil des Anstiegs in den Zeitraum von 1985 bis 1989.

Die ökonometrischen Schätzungen dieses Abschnitts liefern folgende Ergebnisse: Die Hypothese, dass die Produktionselastizitäten der Inputs konstant sind, kann auf Grund der Schätzergebnisse klar verworfen werden. Sowohl die Ergebnisse von Querschnittsschätzungen für die einzelnen Beobachtungsjahre als auch die Schätzung eines Dummy-Variablen-Modells deuten darauf hin, dass die Produktionselastizität des F&E-Kapitals ebenso wie dessen Ex post-Ertragsrate in der zweiten Hälfte des Beobachtungszeitraums deutlich zurückgegangen ist. Dagegen zeigt sich für die Produktionselastizität des physischen Kapitals ein deutlicher Anstieg für die zweite Hälfte des Beobachtungszeitraums.

5.3. Empirische Evidenz für „übernormale“ Erträge des F&E-Kapitals

Aus den theoretischen Überlegungen des ersten Abschnitts dieses Kapitels folgt, dass die bisher diskutierten Schätzergebnisse die privaten und externen Produktivitätseffekte des F&E-Kapitals widerspiegeln. Die Gleichung (5.10) eröffnet die Möglichkeit, die „sozialen“ Erträge des F&E-Kapitals zu quantifizieren, wenn $\beta_F = \theta_F$ gilt. Diese Gleichung wird deshalb in logarithmischer Form geschätzt:

$$\ln TFP_{it} = \alpha + \lambda t + \beta_{FES} \ln FE_{it-1} + u_{it}. \quad (5.25)$$

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. Es kann deshalb vermutet werden, dass der geschätzte Koeffizient β_{FES} niedriger sein wird als der bisher geschätzte Koeffizient $\beta_{FE} (= \beta_F + \beta_S)$. Die abhängige Variable ist der um F&E korrigierte Index der Totalen Faktorproduktivität.⁵⁹ Dieser wird aus den Wachstumsraten der TFP berechnet, deren Berechnung im vierten Kapitel erläutert wurde.⁶⁰ Die TFP-Indizes der Wirtschaftsbereiche werden für das Jahr 1980 auf eins normiert.⁶¹ Es wird in die Schätzgleichung wieder die Variable (cu_{it}) aufgenommen, welche die branchenspezifischen Auslastungsschwankungen repräsentiert. Hierdurch soll die eventuell vorhandene (pro-)zyklische Entwicklung der Totalen Faktorproduktivität kontrolliert werden.

Die Ergebnisse der Schätzung sind in Spalte (1) der Tabelle (5.14) des Anhangs angegeben. Der Hausman-Test spricht nicht gegen das RE-Modell. Der geschätzte Koeffizient des F&E-Kapitals ist positiv und erwartungsgemäß niedriger als in den vorangegangenen Schätzungen. Allerdings ist er statistisch nicht signifikant von null verschieden. Einen signifikanten Einfluss haben lediglich der Trendterm und der Auslastungsgrad.⁶² Dies spricht nicht für die Existenz von „übernormalen“ Erträgen bzw. *intra*industriellen F&E-Spillover. Schätzungen mit verschiedenen Abschreibungsraten des F&E-Kapitals ändern die Ergebnisse nicht. Auf eine Darstellung wird deshalb verzichtet.⁶³

⁵⁹ Zur Diskussion des F&E-Bias im Zusammenhang mit den Wachstumsraten der TFP siehe Kapitel 4.2.

⁶⁰ Die Verwendung dieses Indizes ist nicht ganz konsistent. Dieser Index ist nur exakt, falls die wahre Funktion eine Translog-Produktionsfunktion ist. Er ist folglich nicht mit der TFP der Gleichung (5.6) identisch. Da die Cobb-Douglas-Funktion ein Spezialfall der Translog-Produktionsfunktion ist, dürfte dies aber nicht sehr ins Gewicht fallen.

⁶¹ Die Zeitreihen der F&E-Kapitalstöcke sind ebenfalls für das Jahr 1980 auf den eins normiert.

⁶² Der positiv signifikante Koeffizient des Auslastungsgrades deutet darauf hin, dass der TFP-Index durch konjunkturelle Einflüsse verzerrt ist.

⁶³ Es wurde mit Hilfe von Dummy-Variablen untersucht, ob sich der Schätzwert für den Parameter β_{FES} für die F&E-intensiven Wirtschaftsbereiche von den anderen unterscheidet. Es konnten keine signifikanten Unterschiede festgestellt werden. Auf eine Darstellung der Ergebnisse wird deshalb ebenfalls verzichtet.

Bisher wurde unterstellt, dass die Produktionselastizität des F&E-Kapitals, welche die „übernormalen“ Erträge des F&E-Kapitals widerspiegelt, über die Zeit konstant ist ($\frac{\partial Y_{it}}{\partial FE_{it}} \frac{FE_{it}}{Y_{it}} = \text{const}$). Daraus ergibt sich eine im Zeitablauf variierende Grenzproduktivität ($\rho_{S_{it}}$). Für die Schätzung der Produktionsfunktion wird zusätzlich unterstellt, dass die Produktionselastizitäten des F&E-Kapitals für alle Wirtschaftsbereiche identisch sind. Sie wird im Folgenden durch die Annahme einer über die Zeit konstanten und für alle Wirtschaftsbereiche identischen sozialen (bzw. übernormalen) Grenzproduktivität des F&E-Kapitals ersetzt: $\rho_S = \rho_{S_i} = \rho_{S_i t}$. Die Gleichung (5.9) lässt sich dann wie folgt schreiben:⁶⁴

$$\Delta_1 \ln TFP_{it} = \lambda + \rho_S \frac{FE_{it-1}}{Y_{it}} \Delta_1 \ln FE_{it-1}. \quad (5.26)$$

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

$$\Delta_1 \ln TFP_{it} = \lambda + \rho_S \frac{\Delta_1 FE_{it-1}}{Y_{it}} + v_{it}, \quad \text{mit } v_{it} = u_{it} - u_{it-1} \quad (5.27)$$

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. Ist die Abschreibungsrate des F&E-Kapitalstock vernachlässigbar gering, dann entspricht die F&E-Intensität dem Verhältnis von realen F&E-Aufwendungen zum Output. Eine Reihe von Studien macht von dieser Annahme Gebrauch.⁶⁵

Die Gleichung (5.27) 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.⁶⁶ Die Ergebnisse der Schätzung sind in der Tabelle (5.15) im Anhang 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 angenommenen Abschreibungsrate des F&E-Kapitals von 15 Prozent liegt der Schätzwert der Grenzproduktivität bei ca. 0,3. Allerdings ist der Koeffizient ρ_S

⁶⁴ Auch wenn die soziale Grenzproduktivität nicht für alle Wirtschaftsbereiche identisch ist, kann ρ_S dennoch ein konsistenter Schätzer für die durchschnittliche soziale Grenzproduktivität sein. Vgl. Griliches und Lichtenberg (1984), S. 475.

⁶⁵ Griliches und Lichtenberg (1984) kommen beispielsweise zu dem Ergebnis, dass ihre Schätzergebnisse eher für diese Annahme sprechen.

⁶⁶ Vgl. Harhoff (1997a), S. 10.

erst für längere Differenzen signifikant von null verschieden. Diese Ergebnisse stimmen näherungsweise mit der Grenzproduktivität von 0,303 des F&E-Kapitals überein, die sich aus der Between-Schätzung der Produktionsfunktion ergibt. Die gleiche Schätzung wird nochmals mit einer unterstellten Abschreibungsrate von fünf Prozent durchgeführt (siehe Tabelle 5.15). Die Schätzwerte der Grenzproduktivität sind ebenfalls nur für längere Differenzen signifikant. Die Schätzergebnisse deuten auf eine Grenzproduktivität des F&E-Kapitals in Höhe von 0,19 hin, die über der Grenzproduktivität von 0,12 liegt, die sich aus den Schätzergebnissen der Between-Schätzung der Produktionsfunktion ergibt. Obwohl diesen Ansätzen unterschiedliche Annahmen zu Grunde liegen (konstante Produktionselastizität vs. konstante Grenzproduktivität), ist die Höhe der ermittelten Grenzproduktivitäten recht ähnlich. Im Gegensatz zu den geschätzten Produktionselastizitäten des F&E-Kapitals ist die Höhe der geschätzten Grenzproduktivitäten sensitiv hinsichtlich der unterstellten Abschreibungsrate.⁶⁷

Die Interpretation des geschätzten Koeffizienten der F&E-Intensität (Gleichung 5.27) 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 Sassenou (1991) 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 des F&E-Kapitals recht ähnlich verläuft. Regressionen, die den Längsschnittcharakter betonen, messen deshalb eher die gesamten Erträge des F&E-Kapitals. 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.⁶⁸

Die Ergebnisse der Schätzungen in Abschnitt 5.2.5 deuten darauf hin, dass höhere Anteile der externen F&E mit einer höheren Produktivität einhergehen. Diese Ergebnisse werden überprüft, indem der Index der Totalen Faktorproduktivität auf die Anteile der F&E-Kapitalstöcke der externen F&E-Aufwendungen und der staatlich finanzierten F&E an dem F&E-Kapitalstock der F&E-Gesamtaufwendungen regressiert wird. Falls tatsächlich ein positiver Zusammenhang zwischen dem Anteil des externen F&E-Kapitalstocks und der Produktivität besteht, muss der Koeffizient des Anteils des Kapitalstocks der externen F&E-Aufwendungen signifikant positiv sein. Dafür werden nun an Stelle der F&E-Intensität die Anteile des F&E-Kapitalstocks der externen F&E-Aufwendungen und des staatlich finanzierten F&E-Kapitalstocks am F&E-Kapitalstock der F&E-Gesamtaufwendungen in die Schätzgleichung (5.25) aufgenommen. Die Ergebnisse der Schätzung sind in Spalte (2) der Tabelle 5.14 im Anhang aufgeführt. Aus der Schätzung des RE-Modells ergibt sich ein hochsignifikanter Koeffizient des Anteils des externen F&E-Kapitals (β_{ext}). Der Koeffizient des Anteils des staatlich finanzierten F&E-Kapitals (β_{st}) ist auf einem Signifikanzniveau von fünf Prozent von null verschieden und negativ. Die Schätzergebnisse deuten darauf

⁶⁷ Dies ist ein bekanntes Ergebnis empirischer Studien. Siehe Mairesse und Sassenou (1991).

⁶⁸ Auf eine Darstellung der Ergebnisse wird verzichtet.

hin, dass die Produktivitätsentwicklung durch einen höheren Anteil externer F&E-Aufwendungen gefördert und durch einen höheren Anteil staatlich finanzierter F&E-Aufwendungen negativ beeinflusst wird. Die Ergebnisse des Abschnitts 5.2.5 werden somit bestätigt.

Die ökonomischen Schätzungen dieses Abschnitts liefern folgende Ergebnisse: Es besteht kein signifikanter Zusammenhang zwischen dem F&E-Kapitalstock und dem Produktivitätsindex der Wirtschaftsbereiche. Zwischen der F&E-Intensität und den Wachstumsraten der TFP besteht hingegen ein signifikanter Zusammenhang. Der geschätzte Koeffizient scheint allerdings eher die gesamte Grenzproduktivität des F&E-Kapitals widerzuspiegeln als die „übernormale“ Grenzproduktivität. Die Ergebnisse des Abschnitts 5.2.5 werden bestätigt, wobei sich hier für den Anteil des staatlich finanzierten F&E-Kapitalstocks ein signifikant negativer Einfluss auf die Produktivitätsentwicklung feststellen lässt.

5.4. Zusammenfassung und Diskussion der Ergebnisse

In diesem Kapitel wurden die Produktivitätseffekte des F&E-Kapitals unter Verwendung der gepoolten Daten von Wirtschaftsbereichen des Verarbeitenden Gewerbes geschätzt. Die wichtigsten Ergebnisse werden kurz vorgestellt und danach im Lichte anderer Untersuchungen diskutiert:

- Die geschätzte partielle Produktionselastizität des F&E-Kapitals weist Werte zwischen 0,031 und 0,042 auf.
- Die Ex post-Ertragsrate des F&E-Kapitals ist vergleichsweise niedrig und liegt unter der des physischen Kapitals.
- Die Erhöhung des Anteils der externen F&E-Aufwendungen hat einen positiven Einfluss auf die Produktivität der Wirtschaftsbereiche.
- Die Produktionselastizität und die Ex post-Ertragsrate des F&E-Kapitals gehen in der zweiten Hälfte des Beobachtungszeitraums deutlich zurück.
- Die Schätzergebnisse geben keine deutlichen Hinweise auf die Existenz intraindustrieller F&E-Spillover.

Partielle Produktionselastizität des F&E-Kapitals: Die Schätzwerte der partiellen Produktionselastizität des F&E-Kapitals liegen zwischen 0,031 und 0,042. Eine Erhöhung des F&E-Kapitalstocks um ein Prozent führt danach zur einer Erhöhung des realen Produktionsewertes um 0,031 bis 0,042 Prozent. Im Vergleich dazu ist die partielle Produktionselastizität des physischen Kapitals mit geschätzten Werten zwischen 0,107 und 0,122 deutlich höher. Die Summe der partiellen Produktionselastizitäten der Kapitalinputs liegt danach bei 0,15.

Verspagen (1995) ermittelt für F&E-intensive Bereiche des Verarbeitenden Gewerbes in Deutschland eine partielle Produktionselastizität von 0,079.⁶⁹ Andere Untersuchungen auf Branchenebene, die sich hauptsächlich auf die USA beziehen, stellen Werte der partiellen Produktionselastizität des F&E-Kapitals fest, die zwischen 0,08 und 0,3 liegen.⁷⁰ Die Höhe der in diesen Studien geschätzten Produktivitätseffekte ist unter anderem abhängig von der ökonometrischen Spezifikation und dem verwendeten Outputkonzept⁷¹, so dass ein direkter Vergleich der Ergebnisse schwierig ist.

Ex post-Ertragsrate des F&E-Kapitals: Die Ex post-Ertragsrate des F&E-Kapitals ist vergleichsweise niedrig. Bei einer Abschreibungsrate des F&E-Kapitals von 15 Prozent liegt die Ex post-Ertragsrate des F&E-Kapitals zwischen sieben und 15 Prozent. Die Resultate der meisten Schätzungen deuten zudem darauf hin, dass die Ex post-Ertragsrate des physischen Kapitals über der des F&E-Kapitals liegt.

Die geschätzte Ertragsrate des F&E-Kapitalstocks fällt im Vergleich mit den Ergebnissen anderer empirischer Studien, die auf der Industrieebene durchgeführt wurden, in den unteren Bereich der geschätzten Ertragsraten.⁷² Sakurai et al. (1996) weisen für das deutsche Verarbeitende Gewerbe und den Zeitraum von 1980 bis 1990 eine Ex post-Ertragsrate von zwölf Prozent aus.⁷³ Im Gegensatz zur vorliegenden Untersuchung kommt Verspagen (1995) für den Zeitraum von 1973 bis 1988 zu dem Ergebnis, dass die Erträge des F&E-Kapitals eher über denen des physischen Kapitals liegen.⁷⁴

Zusammensetzung des F&E-Kapitalstocks: Die Zusammensetzung des F&E-Kapitals hat einen signifikanten Einfluss auf die Produktivitätsentwicklung. Die Ergebnisse der Schätzung legen den Schluss nahe, dass eine Erhöhung des Anteils externer F&E, d.h. für F&E-Aufträge an Dritte, einen positiven Effekt auf das Produktivitätswachstum hat. Die Höhe der geschätzten Koeffizienten gibt Hinweise darauf, dass die Produktivitätseffekte der externen F&E-Aufwendungen deutlich höher sind als die der übrigen F&E-Gesamtaufwendungen.

Die Ergebnisse für den Anteil staatlich finanzierter F&E-Aufwendungen der Unternehmen sind nicht eindeutig. Da der geschätzte Koeffizient dieses Anteils in den verschiedenen Schätzungen ein negatives Vorzeichen aufweist, kann eher auf eine vergleichsweise niedrige Produktivität der staatlich finanzierten F&E-Aufwendungen geschlossen werden, allerdings ist der geschätzte Koeffizient statistisch nicht so gut abgesichert wie der Koeffizient des Anteils der externen F&E. Für Deutschland liegen

⁶⁹ Allerdings liegen der Studie von Verspagen (1995) die Bruttowertschöpfung als Outputkonzept und ein anderer Untersuchungszeitraum (1973 bis 1988) zu Grunde.

⁷⁰ Vgl. Nadiri (1993), S. 10.

⁷¹ Im Gegensatz zu Untersuchungen, denen die Bruttowertschöpfung als Outputkonzept zu Grunde liegt, bezieht sich hier die Produktionselastizität des F&E-Kapitals auf den realen Produktionswert.

⁷² Siehe z.B. Nadiri (1993), Tabelle 1b oder Mohnen (1992), Tabelle 1.

⁷³ Sie nehmen dabei implizit eine Abschreibungsrate von null an. Aus den Schätzergebnissen der vorliegenden Untersuchung ergeben sich deutlich niedrigere Ex post-Ertragsraten, wenn eine Abschreibungsrate von null unterstellt wird.

⁷⁴ Verspagen trifft bei der Spezifikation seines Modells die restriktive Annahme, dass die Grenzproduktivität des F&E-Kapitals seinem Marktpreis (Kapitalnutzungskosten) entspricht.

die Ergebnisse vergleichbarer empirischer Studien nicht vor. Die Ergebnisse der für andere Länder durchgeführten Studien sprechen ebenfalls für vergleichsweise niedrige Produktivitätseffekte der staatlich finanzierten F&E-Aufwendungen.⁷⁵

Zeitliche Veränderung der Produktionselastizität des F&E-Kapitals: Die Hypothese, dass die partielle Produktionselastizität des F&E-Kapitals über den Beobachtungszeitraum konstant ist, wird durch die Daten nicht gestützt. In der ersten Hälfte der 80er Jahre ist die geschätzte Produktionselastizität deutlich höher als in der zweiten Hälfte und Anfang der 90er Jahre. Insbesondere für den Zeitraum nach dem Beitritt der neuen Länder zeichnet sich ein deutlicher Rückgang ab. Daraus ergibt sich ein deutlicher Rückgang der Ex post-Ertragsrate des F&E-Kapitals. Die gegenläufige Entwicklung läßt sich für das physische Kapital feststellen. Die Produktionselastizität des physischen Kapitals ist in der zweiten Periode deutlich höher. Daraus ergeben sich steigende Ex post-Ertragsraten des physischen Kapitals. Während in der ersten Hälfte der 80er Jahre die Ex post-Ertragsrate des F&E-Kapitals über derjenigen des physischen Kapitals liegt, ist sie vor allem Anfang der 90er Jahre deutlich niedriger.

Harhoff (1997a) hat anhand der Daten von 443 Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes die Produktivitätseffekte des F&E-Kapitals untersucht. Seine Studie ist hinsichtlich der verwendeten Methodik und der Daten mit dieser Untersuchung vergleichbar.⁷⁶ Er stellt in seiner Studie auf Unternehmensebene ebenfalls einen Rückgang der Produktionselastizität des F&E-Kapitals für die zweite Hälfte der 80er Jahre fest. Der Beobachtungszeitraum der Studie reicht allerdings nur bis zum Jahr 1989. Die Schätzergebnisse dieses Kapitels bestätigen somit die Ergebnisse von Harhoff und zeigen darüber hinaus, dass sich diese Entwicklung für die Jahre nach 1989 noch verstärkt hat.

Empirische Evidenz für intraindustrielle F&E-Spillover: Empirische Evidenz für „übernormale“ Erträge des F&E-Kapitals kann aus den Schätzergebnissen nicht abgeleitet werden. Falls intraindustrielle F&E-Spillover existieren, dann sollten sich auf höheren Aggregationsebenen höhere Ertragsraten des F&E-Kapitals beobachten lassen als auf Unternehmensebene. Als Vergleichsmaßstab für die Ergebnisse dieser Untersuchung können die Ergebnisse der Studie von Harhoff (1997a) herangezogen werden. Für das F&E-Kapital schätzt Harhoff eine Grenzproduktivität in Höhe von 0,32. Subtrahiert man von dieser Grenzproduktivität die Abschreibungsrate des F&E-Kapitals, dann ergibt sich eine Ex post-Ertragsrate des F&E-Kapitals in Höhe von 17 Prozent. Diese Ertragsrate stimmt annähernd mit der Ertragsrate von 15 Prozent überein, die sich in dieser Untersuchung aus der direkten Schätzung der Grenzproduktivität ergibt. Die Ergebnisse der Schätzung des RE-Modells und der Between-Schätzung implizieren dagegen niedrigere Ertragsraten. Es lässt sich demnach auf der Ebene der Wirtschaftsbereiche keine höhere Ertragsrate feststellen als auf Unternehmensebene. Griliches (1995) nennt als mögliche Erklärung für ein solches Ergebnis die unterschiedlichen

⁷⁵ Siehe z.B. Mansfield (1980), Griliches (1986) und Lichtenberg und Siegel (1991)

⁷⁶ Harhoff nutzt ebenfalls die Daten der SV-Wissenschaftsstatistik, und der Beobachtungszeitraum umfasst die Jahre von 1979 bis 1989.

privaten und sozialen Abschreibungsraten des F&E-Kapitals.⁷⁷ Es ist möglich, dass die Abschreibungsrate des F&E-Kapitals auf Unternehmensebene höher ist als auf Branchenebene. Die Resultate der Schätzungen mit niedrigeren Abschreibungsraten deuten jedoch ebenfalls nicht auf die Existenz intraindustrieller F&E-Spillover hin.

Methodische Ergebnisse: Veränderte Annahmen über die Abschreibungsrate und die Lags des F&E-Kapitals beeinflussen die geschätzte Produktionselastizität des F&E-Kapitals kaum.⁷⁸ Dagegen sind die geschätzte Grenzproduktivität und in geringerem Maße die Ex post-Ertragsrate des F&E-Kapitals von veränderten Annahmen über die Abschreibungsrate des F&E-Kapitals betroffen. Einen deutlichen Einfluss auf die geschätzte Produktionselastizität haben unterschiedliche Schätzmethoden. Aus der Between-Schätzung unter der Annahme konstanter Skalenerträge ergeben sich die höchsten Produktionselastizitäten des F&E-Kapitals. Diese Ergebnisse werden in anderen Studien ebenfalls berichtet.⁷⁹

Neben den traditionellen Ansätzen wurde in diesem Kapitel ein Fehlerkorrekturmodell geschätzt. Das Modell ermöglicht die gleichzeitige Quantifizierung von kurz- und langfristigen Produktionselastizitäten. Die langfristigen Produktionselastizitäten weisen ähnliche Werte auf, wie sie sich auch aus der Schätzung des RE-Modells und der Between-Schätzung ergeben haben. Ausserdem deuteten die Ergebnisse darauf hin, dass die Cobb-Douglas-Produktionsfunktion als Langfrist- bzw. Kointegrationsbeziehung interpretiert werden kann.

⁷⁷ Zur Diskussion über die Höhe der Abschreibungsrate des F&E-Kapitals siehe drittes Kapitel.

⁷⁸ Nur eine unplausible Abschreibungsrate von null Prozent führt zu einer niedrigeren Produktionselastizität.

⁷⁹ Vgl. Mohnen (1992), S. 3.

5.5. Anhang: Schätzergebnisse

Tabelle 5.4.: Ergebnisse der Schätzung der Produktionsfunktion mit den Daten von 28 Wirtschaftsbereichen

Abhängige Variable: $\ln Y_{it}$			
Parameter	OLS	FE – Modell	RE – Modell
β_Z	0,959** (35,57)	0,547** (14,91)	0,633** (18,8)
β_L	0,034* (2,04)	0,499** (10,83)	0,315** (8,63)
β_K	-0,174** (-4,86)	-0,044 (-0,89)	-0,116 (-0,02)
β_{FE}	0,055** (6,04)	0,003 (0,16)	0,014 (0,96)
λ	-0,003 (-1,03)	0,013** (7,53)	0,007** (5,06)
α	8,54 (1,67)		14,47** (5,00)
α_u	-0,49** (-3,45)	0,018 (0,32)	0,00 (0,015)
R^2 (korrigiert)	0,961	0,997	0,996
Standardfehler	[0,193]	[0,051]	[0,056]
F-Test		$H_0: \mu_i = 0$ vs. $H_1: \mu_i \neq 0$	$F(28, 358) = 187,1^{**}$
Hausman-Test		$H_0: RE$ vs $H_1: FE$	$\chi^2(5) = 53,33^{**}$
NOB=392	NI=28		

Signifikanzniveau für die Ablehnung der Nullhypothese: * = 5 %, ** = 1 %. Die Zahlen in den runden Klammern sind die t-Werte. Die Zahlen in den eckigen Klammern sind die Standardfehler der Regression. NI=Zahl der Wirtschaftsbereiche. NOB=Zahl der Beobachtungen.

Tabelle 5.5.: Ergebnisse der Schätzung der Produktionsfunktion mit den Daten von 23 Wirtschaftsbereichen (korrigiertes Sample)

Abhängige Variable: $\ln Y_{it}$			
Parameter	OLS	FE – Modell	RE – Modell
β_Z	0,547** (36,1)	0,467** (10,77)	0,515** (16,97)
β_L	0,322** (28,23)	0,441** (7,90)	0,353** (13,06)
β_K	0,107** (8,18)	0,0865* (2,09)	0,122** (4,67)
β_{FE}	0,038** (12,66)	-0,001 (-0,11)	0,031** (4,39)
λ	0,005** (6,22)	0,010** (5,23)	0,006** (5,97)
α	-11,66** (6,51)		-13,84** (-6,16)
α_U	0,060 (1,28)	0,143** (2,77)	0,140** (3,13)
R^2 (korrigiert)	0,997	0,999	0,999
Standardfehler	[0,056]	[0,036]	[0,038]
F-Test		$H_0: \mu_i = 0$ vs $H_1: \mu_i \neq 0$	$F(23, 293) = 19,9^{**}$
Hausman-Test		$H_0: RE$ vs $H_1: FE$	$\chi^2(5) = 7,92$
NOB=322	NI=23		

Signifikanzniveau für die Ablehnung der Nullhypothese: * = 5 %, ** = 1 %. Die Zahlen in den runden Klammern sind die t-Werte. Die Zahlen in den eckigen Klammern sind die Standardfehler der Regression. NI=Zahl der Wirtschaftsbereiche. NOB=Zahl der Beobachtungen.

Tabelle 5.6.: Ergebnisse der Schätzung der Produktionsfunktion - konstante versus nichtkonstante Skalenerträge

Abhängige Variable: $\ln Y_{it} - \ln L_{it}$

Parameter	RE – Modell	Between	Between
β_Z	0,515** (16,97)	0,549** (10,63)	0,573** (14,6)
$(\kappa - 1)$	0,022* (1,97)	0,012 (0,75)	ks
β_K	0,122** (4,67)	0,107* (2,39)	0,085* (2,56)
β_{FE}	0,031** (4,39)	0,038** (3,8)	0,042** (4,85)
λ	0,006** (5,97)		
α	-13,84** (-6,16)	-0,102 (-0,09)	0,072 (0,07)
α_U	0,140** (3,13)	-0,029 (-0,12)	-0,047 (-0,21)
R^2 (korrigiert)	0,983	0,965	0,965
Standardfehler	[0,038]	[0,049]	[0,049]
F-Test		$H_0: \mu_i = 0$ vs $H_1: \mu_i \neq 0$	$F(23,293) = 19,9^{**}$
Hausman-Test		$H_0: RE$ vs $H_1: FE$	$\chi^2(5) = 7,92$
NOB=322	NI=23		

Signifikanzniveau für die Ablehnung der Nullhypothese: * = 5 %, ** = 1 %. Die Zahlen in den runden Klammern sind die t-Werte. Die Zahlen in den eckigen Klammern sind die Standardfehler der Regression. NI=Zahl der Wirtschaftsbereiche. NOB=Zahl der Beobachtungen.

Tabelle 5.7.: Ergebnisse der Schätzung der Produktionsfunktion - Alternative Abschreibungsraten des F&E-Kapitals (RE-Modell)

Abhängige Variable: $\ln Y_{it} - \ln L_{it}$

Parameter	$\delta_F = 0\%$	$\delta_F = 5\%$	$\delta_F = 30\%$
β_Z	0,510** (15,31)	0,514** (16,36)	0,518** (17,35)
$(\kappa - 1)$	0,025 (1,85)	0,022 (1,80)	0,021 (1,95)
β_K	0,122** (4,13)	0,118** (4,30)	0,120** (4,72)
β_{FE}	0,023* (2,30)	0,031** (3,79)	0,033** (5,14)
λ	0,007** (5,42)	0,006** (5,64)	0,06** (6,08)
α	-14,59 (-5,64)	-13,80** (-5,85)	-13,70** (-6,25)
cu	0,149** (3,24)	0,145** (3,19)	0,131** (2,93)
R^2 (korrigiert)	0,98	0,98	0,98
Standardfehler	[0,0379]	[0,0379]	[0,0377]
Hausman-Test: H0:RE vs H1:FE	$\chi^2(5) = 7,70$	$\chi^2(5) = 6,87$	$\chi^2(5) = 4,75$
NOB=322			

Signifikanzniveau für die Ablehnung der Nullhypothese: * = 5 %, ** = 1 %. Die Zahlen in den runden Klammern sind die t-Werte. Die Zahlen in den eckigen Klammern sind die Standardfehler der Regression. NI=Zahl der Wirtschaftsbereiche. NOB=Zahl der Beobachtungen.

Tabelle 5.8.: Ergebnisse der Schätzung der Produktionsfunktion - Alternative Abschreibungsraten des F&E-Kapitals (Between-Schätzung)

Abhängige Variable: $\ln Y_{it} - \ln L_{it}$

Parameter	$\delta_F = 0\%$	$\delta_F = 5\%$	$\delta_F = 30\%$
β_Z	0,539** (8,27)	0,549** (9,78)	0,547** (10,94)
$(\kappa - 1)$	0,022 (1,01)	0,014 (0,77)	0,012 (0,79)
β_K	0,133* (3,36)	0,111* (2,25)	0,109* (2,23)
β_{FE}	0,025 (1,83)	0,0354** (3,15)	0,0385** (4,03)
α	-0,666 (-0,05)	-0,032 (-0,027)	-0,138 (-0,13)
cu	-0,064 (-0,22)	-0,054 (-0,218)	-0,015 (-0,07)
R^2 (korrigiert)	0,94	0,96	0,97
Standardfehler	[0,061]	[0,053]	[0,047]
NOB=322			

Signifikanzniveau für die Ablehnung der Nullhypothese: * = 5 %, ** = 1 %. Die Zahlen in den runden Klammern sind die t-Werte. Die Zahlen in den eckigen Klammern sind die Standardfehler der Regression. NI=Zahl der Wirtschaftsbereiche. NOB=Zahl der Beobachtungen.

Tabelle 5.9.: Ergebnisse der Schätzung der Produktionsfunktion - Verschiedene Lags des F&E-Kapitals

Abhängige Variable: $\ln Y_{it} - \ln L_{it}$				
Parameter	RE	RE	Between	Between
	$\gamma = 7$	$\gamma = 3$	$\gamma = 7$	$\gamma = 3$
β_Z	0,559** (20,21)	0,505** (16,96)	0,588** (14,47)	0,559** (11,86)
$(\kappa - 1)$	0,014 (1,33)	0,021* (1,98)	0,006 (0,45)	0,011 (0,68)
β_K	0,129** (5,46)	0,139** (5,55)	0,113** (3,22)	0,112** (2,72)
β_{FE}	0,034** (5,29)	0,033** (4,88)	0,036** (4,42)	0,038** (4,07)
λ	0,002 (1,78)	0,006** (5,35)		
α	-5,459* (-1,96)	-13,22** (5,51)	0,426 (0,43)	0,092 (0,09)
cu	0,137** (3,05)	0,122** (2,89)	-0,108 (-0,50)	-0,059 (-0,27)
R^2 (korrigiert)	0,99	0,98	0,98	0,97
Standardfehler	[0,027]	[0,034]	[0,039]	[0,045]
Hausman-Test				
H0:RE vs H1:FE	$\chi^2(5) = 3,62$	$\chi^2(5) = 12,5^*$		
	NOB=184	NOB=276		

Signifikanzniveau für die Ablehnung der Nullhypothese: * = 5 %, ** = 1 %. Die Zahlen in den runden Klammern sind die t-Werte. Die Zahlen in den eckigen Klammern sind die Standardfehler der Regression. NI=Zahl der Wirtschaftsbereiche. NOB=Zahl der Beobachtungen. Der Parameter γ bezeichnet den angenommenen Lag des F&E-Kapitals.

Tabelle 5.10.: Ergebnisse der Schätzung der Produktionsfunktion - Produktivitätseffekte des externen und staatlich finanzierten F&E-Kapitals der Wirtschaftsbereiche

Abhängige Variable: $\ln Y_{it} - \ln L_{it}$

Parameter	(1)	(2)	(3)
β_Z	0,517** (17,05)	0,53** (18,09)	0,55** (9,92)
$(\kappa - 1)$	0,021 (1,87)	0,016 (1,39)	0,014 (0,81)
β_K	0,120** (4,60)	0,103** (4,05)	0,109* (2,32)
β_{FE}	0,033** (4,68)	0,028** (4,04)	0,035* (2,92)
β_{ext}		1,04** (6,64)	0,442 (0,57)
β_{st}		-0,218 (1,70)	-0,078 (-0,23)
λ	0,006** (5,89)	0,006** (5,88)	
α	-13,64** (-6,09)	-13,42** (6,18)	-0,072 (-0,06)
cu	0,141** (3,14)	0,172** (4,08)	-0,045 (-0,18)
R^2 (korrigiert)	0,983	0,985	0,97
Standardfehler	[0,038]	[0,035]	[0,051]
Hausman-Test			
H0:RE vs H1:FE	$\chi^2(5) = 5,82$	$\chi^2(7) = 17,38^*$	
NOB=322			

Signifikanzniveau für die Ablehnung der Nullhypothese: * = 5 %, ** = 1 %. Die Zahlen in den runden Klammern sind die t-Werte. Die Zahlen in den eckigen Klammern sind die Standardfehler der Regression. NI=Zahl der Wirtschaftsbereiche. NOB=Zahl der Beobachtungen. Spalte (1) und (2): RE-Modell; Spalte (3): Between-Schätzung.

Tabelle 5.11.: Ergebnisse der Schätzung der Produktionsfunktion - Produktivitätseffekte der Kapitalstöcke der Bauten und Ausrüstungen

Abhängige Variable: $\ln Y_{it} - \ln L_{it}$

Parameter	RE - Modell	Between	Parameter	RE - Modell
β_Z	0,524** (17,47)	0,576** (10,74)		0,517** (17,34)
$(\kappa - 1)$	0,02 (1,76)	0,009 (0,56)		0,02 (1,93)
β_{AUS}	0,081** (3,34)	0,092* (2,46)	β_K	0,113** (3,89)
β_{BAU}	0,02 (0,54)	-0,04 (-0,55)	β_{sbau}	-0,066 (0,58)
β_{FE}	0,030** (4,26)	0,034** (3,26)		0,035** (4,37)
λ	0,006** (5,60)			0,006** (5,73)
α	-13,31** (-5,84)	-0,95 (-0,74)		-13,43 (-5,94)
α_u	0,13** (2,99)	0,142 (0,53)		0,14** (3,15)
R^2 (korrigiert)	0,98	0,96		0,98
Standardfehler	[0,038]	[0,049]		[0,038]
Hausman-Test H0:RE vs H1:FE	$\chi^2(6) = 10,0$			$\chi^2(6) = 10,7$
NOB=322				

Signifikanzniveau für die Ablehnung der Nullhypothese: * = 5 %, ** = 1 %. Die Zahlen in den runden Klammern sind die t-Werte. Die Zahlen in den eckigen Klammern sind die Standardfehler der Regression. NI=Zahl der Wirtschaftsbereiche. NOB=Zahl der Beobachtungen.

Tabelle 5.12.: Ergebnisse von Querschnittsschätzungen für alle Beobachtungsjahre

JAHR	Vorleistungen	Arbeit	Kapital	F&E-Kapital	ρ_{FE}
1980	0,507** (5,76)	0,406** (6,18)	0,067 (0,90)	0,037* (2,28)	28,32
1981	0,522** (6,64)	0,409** (7,21)	0,043 (0,62)	0,040* (2,81)	29,57
1982	0,535** (7,18)	0,390** (7,21)	0,04 (0,60)	0,042** (3,06)	29,64
1983	0,509** (7,20)	0,358** (7,26)	0,107 (1,63)	0,042** (3,20)	29,74
1984	0,485** (7,86)	0,356** (8,31)	0,144* (2,45)	0,037** (3,11)	26,01
1985	0,510** (8,86)	0,343** (8,48)	0,124* (2,37)	0,042** (3,10)	30,45
1986	0,536** (10,34)	0,305** (8,00)	0,125* (2,71)	0,044** (4,20)	31,89
1987 ^a	0,541** (7,92)	0,304** (6,43)	0,132 (2,07)	0,375* (2,37)	26,74
1988 ^a	0,578** (7,10)	0,284** (5,47)	0,095 (1,26)	0,044* (2,56)	31,31
1989 ^a	0,557** (7,84)	0,30** (6,53)	0,117 (1,77)	0,041* (2,81)	29,57
1990 ^a	0,560** (8,88)	0,291** (6,49)	0,130* (2,34)	0,036* (2,87)	26,66
1991	0,606** (15,5)	0,257** (8,35)	0,116** (3,67)	0,032** (4,07)	24,3
1992	0,596** (14,77)	0,247** (7,85)	0,140** (4,33)	0,029** (3,60)	21,45
1993	0,645** (14,38)	0,202** (5,60)	0,128** (3,62)	0,025* (2,72)	16,97

a: Für diese Jahre wurden die t-Werte anhand Heteroskedastie-robuster Standardfehler berechnet. Vgl. White (1980). Signifikanzniveau für die Ablehnung der Nullhypothese: * = 5 %, ** = 1 %. Die Zahlen in den runden Klammern sind die t-Werte. ρ_{FE} bezeichnet die Grenzproduktivität des F&E-Kapitals.

Tabelle 5.13.: Ergebnisse der Schätzung der Produktionsfunktion - Zeitliche Konstanz der partiellen Produktionselastizitäten (RE-Modell)

Abhängige Variable: $\ln Y_{it}$			
Parameter	(1)	Parameter	(2)
β_Z	0,53** (16,54)		0,532** (16,6)
β_L	0,359** (13,59)		0,350** (13,0)
β_K	0,074* (2,55)		0,091** (3,22)
β_{FE}	0,043** (6,04)		0,039** (5,43)
β_{Z86}	-0,007 (-0,57)	β_{Z90}	0,013 (0,89)
β_{L86}	-0,030** (-6,29)	β_{L90}	-0,031** (-5,71)
β_{K86}	0,072** (4,71)	β_{K90}	0,052** (3,24)
β_{FE86}	-0,015** (4,58)	β_{FE90}	-0,018** (5,20)
λ	0,006** (4,79)		0,006** (4,94)
α	-13,59** (5,01)		-12,83** (5,18)
cu	0,168** (3,80)		0,14** (3,15)
R^2 (korrigiert)	0,998		0,998
Standardfehler	[0,035]		[0,036]
Hausman-Test			
H0:RE vs H1:FE	$\chi^2(9) = 6,29$		$\chi^2(9) = 7,60$
NI=23	NOB=322		

Signifikanzniveau für die Ablehnung der Nullhypothese: * = 5 %, ** = 1 %. Die Zahlen in den runden Klammern sind die t-Werte. Die Zahlen in den eckigen Klammern sind die Standardfehler der Regression. NI=Zahl der Wirtschaftsbereiche. NOB=Zahl der Beobachtungen.

Tabelle 5.14.: Ergebnisse der Schätzung der TFP-Gleichung - Produktivitätseffekte des F&E-Kapitals (RE-Modell)

Abhängige Variable: $\ln TFP_{it}$

Parameter	(1)	(2)
λ	0,004** (6,35)	0,004** (8,51)
β_{FES}	0,019 (1,52)	
α	0,124** (3,91)	0,164** (5,06)
α	-7,12** (6,33)	-7,81** (8,44)
β_{ext}		0,683** (4,63)
β_{st}		-0,241* (-2,00)
R^2 (korrigiert)	0,736 [0,030]	0,777 [0,029]
Hausmann-Test H0:RE vs H1:FE	$\chi^2(2) = 1,64$	$\chi^2(3) = 4,74$
NOB=299		

Signifikanzniveau für die Ablehnung der Nullhypothese: * = 5 %, ** = 1 %. Die Zahlen in den runden Klammern sind die t-Werte. Die Zahlen in den eckigen Klammern sind die Standardfehler der Regression. NI=Zahl der Wirtschaftsbereiche. NOB=Zahl der Beobachtungen.

Tabelle 5.15.: Ergebnisse der Schätzung der TFP-Gleichung - Erste Differenzen mit unterschiedlichen Abschreibungsraten des F&E-Kapitals

Abhängige Variable: $\Delta_\tau \ln \text{TFP}$

$\delta_F = 15\%$					
Parameter	Δ_1	Δ_2	Δ_3	Δ_4	Δ_5
λ	0,003** (2,83)	0,006** (3,77)	0,011** (4,92)	0,015** (4,91)	0,017** (4,68)
ρ_{FE}	0,282 (1,08)	0,334 (1,85)	0,303* (2,02)	0,307* (2,22)	0,348** (2,65)
β_{uc}	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]
$\delta_F = 5\%$					
Parameter	Δ_1	Δ_2	Δ_3	Δ_4	Δ_5
λ	0,003* (2,42)	0,006** (3,23)	0,010** (4,19)	0,013** (4,22)	0,016** (4,11)
ρ_{FE}	0,174 (1,42)	0,190* (2,24)	0,187** (2,59)	0,184** (2,74)	0,190** (3,09)
β_{uc}	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

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

6. Produktivitätsmessung III: Ökonometrische Schätzung eines erweiterten Kostenmodells

Zur Quantifizierung der Wachstumsrate der Totalen Faktorproduktivität und der Ex post-Ertragsraten des physischen und des F&E-Kapitals wird in diesem Kapitel der duale (kostentheoretische) Ansatz verwendet. In der Einleitung wurde bereits darauf hingewiesen, dass in den 80er Jahren die ökonometrische Schätzung von Kosten-(Faktornachfrage-)modellen – als Antwort auf die Kritik an den restriktiven Annahmen der Indexberechnung – zunehmend Verbreitung fand.¹

In vielen dieser Studien wird dabei zwischen kurz- und langfristigen Gleichgewichten unterschieden.² Dabei ist, der marshallischen Tradition folgend, ein kurzfristiges Gleichgewicht dadurch charakterisiert, dass aus Sicht der Unternehmen ein oder mehrere Faktorinputs kurzfristig fix sind, deren Einsatzmenge jedoch langfristig so gewählt werden kann, dass die langfristigen Kosten minimal sind.³ In diesen Studien bilden Funktionen der variablen Kosten die Grundlage der ökonometrischen Analyse. Diese Vorgehensweise besitzt den Vorteil, dass keine Annahmen über die Entlohnung der fixen Inputs getroffen werden müssen, sondern dass sich deren Schattenpreise aus den Schätzergebnissen ermitteln lassen. Es wird damit zugelassen, dass die fixen Inputs nicht optimal angepasst sind, das heißt, sie weisen nicht notwendigerweise ihr kostenminimales Niveau auf. In einigen Untersuchungen wird das Kostenmodell um die Preissetzungs- und Outputnachfragegleichung erweitert. Hierdurch wird die Annahme eines gegebenen Outputs aufgehoben, und es lässt sich zusätzlich das Vorliegen von Marktmacht prüfen.⁴ Diese Studien unterscheiden sich hinsichtlich der unterstellten funktionalen Form der Kostenfunktion⁵ und der untersuchten Aggregationsebene.

Unger (1986) zeigt für 28 Sektoren der Bundesrepublik Deutschland für den Zeitraum von 1961 bis 1981, dass einige Annahmen der Indexberechnung für die untersuchten Sektoren nicht zutreffen. Flaig und Steiner (1993b) quantifizieren die Wachstumsrate der TFP für 25 Wirtschaftsbereiche des Verarbeitenden Gewerbes der Bundesrepublik Deutschland im Rahmen einer ökonometrischen Schätzung eines Faktornachfragemodells, das auf einer verallgemeinerten Leontief-Kostenfunktion beruht. Sie kommen zu dem Ergebnis, dass das Wachstum der TFP keinen Trend aufweist. Darüber hinaus stellen sie fest, dass die Wachstumsrate der TFP im Gegensatz zur Wachs-

¹ Zur Diskussion der Annahmen der Indexberechnung siehe vierter Abschnitt des vierten Kapitels.

² Siehe z.B. Berndt und Hesse (1986), Morrison (1988, 1992b), Park und Kwon (1995).

³ Zur Diskussion der Gründe für kurzfristig fixe Inputs vgl. Abschnitt 4.1 des vierten Kapitels.

⁴ Siehe z.B. Appelbaum (1979, 1982), Flaig und Steiner (1993a) und Morrison (1992a, 1992b).

⁵ Es werden hierfür flexible Formen, wie z.B. die quadratische Funktion, die verallgemeinerte Leontief-Funktion oder die Translog-Funktion, zu Grunde gelegt. Siehe hierzu Diewert (1971) sowie Diewert und Wales (1987).

tumsrate der TFP, die mittels Index-Methode berechnet wurde, keine konjunkturellen Schwankungen aufweist.

In den genannten Studien wird das F&E-Kapital nicht explizit als Produktionsfaktor berücksichtigt. Die Produktivitätseffekte des F&E-Kapitals lassen sich im Rahmen des dualen Ansatzes bestimmen, falls das F&E-Kapital als fixer Produktionsfaktor aufgefasst wird. In diesem Fall lässt sich der Schattenpreis des F&E-Kapitals mit Hilfe der Schätzergebnisse bestimmen. Von diesem Ansatz wird in einigen Studien Gebrauch gemacht, die sich vor allem auf die USA und Kanada beziehen.⁶

Für Deutschland wurden solche Untersuchungen bisher von Mohnen et al. (1986) und Bönke (1997) durchgeführt.⁷ Die Untersuchung von Mohnen et al. (1986) bezieht sich auf das gesamte Verarbeitende Gewerbe, während Bönke (1997) fünf F&E-intensive Wirtschaftsbereiche des Verarbeitenden Gewerbes untersucht.⁸ In die Schätzung von Mohnen et al. gehen sowohl das physische als auch das F&E-Kapital als fixe Inputs in die Schätzung ein, während Bönke lediglich das F&E-Kapital als fixen Input annimmt. In beiden Untersuchungen wird exogener technischer Wandel nicht in Form eines Zeitindexes berücksichtigt, sondern es wird angenommen, dass technischer Wandel das Resultat von F&E-Aktivitäten ist und somit als vollkommen endogen unterstellt.

In der vorliegenden Untersuchung werden das physische und das F&E-Kapital als kurzfristig fix angenommen. Zusätzlich wird exogener technischer Wandel zugelassen, so dass anhand der Schätzergebnisse sowohl die Ex post-Ertragsraten des physischen und des F&E-Kapitals als auch die Wachstumsrate der TFP bzw. exogener technischer Wandel quantifiziert werden können. Zusätzlich wird das Kostenmodell um eine Preissetzungs- und eine Outputnachfragegleichung erweitert. Es lässt sich somit prüfen, ob die im Rahmen der Indexberechnung getroffene Annahme der Gleichheit von Preis und Grenzkosten für die untersuchten Wirtschaftsbereiche erfüllt ist. Die Ergebnisse der ökonometrischen Schätzung des Gleichungssystems sollen Antworten auf folgende Fragen geben:

- Wie hoch ist die Wachstumsrate der TFP?
- Wie hoch sind die Ex post-Ertragsraten des physischen und des F&E-Kapitals?
- lässt sich für die Wirtschaftsbereiche das Vorliegen von Marktmacht feststellen?
- Liegen konstante Skalenerträge der Produktion vor?

Die Ausführungen des nachfolgenden Abschnitts 6.1 dienen dazu, die theoretischen Grundlagen des dualen Ansatzes und die Zusammenhänge zwischen dem primalen

⁶ Einen Überblick über die Ergebnisse dieser Studien gibt Mohnen (1992), S. 14 ff.

⁷ Nach dem Kenntnisstand des Autors existieren für Deutschland keine weiteren Studien, die die Produktivitätseffekte des F&E-Kapitals mittels des dualen Ansatzes quantifizieren.

⁸ Bei beiden Studien handelt es sich um reine Längsschnittdatenanalysen.

und dem dualen Produktivitätsmaß zu erläutern. Im Abschnitt 6.2 wird die ökonomische Spezifikation des erweiterten Kostenmodells vorgestellt, welches neben einer Kostenfunktion auch die konditionalen Inputnachfragen sowie die Preissetzungs- und Nachfragegleichungen enthält. Die Ergebnisse der Schätzung werden im dritten Abschnitt dieses Kapitels diskutiert. Das Kapitel schließt mit einer Zusammenfassung und Diskussion der Ergebnisse.

6.1. Theoretische Grundlagen

6.1.1. Eigenschaften der Kostenfunktion

Nach dem Dualitätstheorem kann eine Produktionstechnologie vollständig durch eine Produktionsfunktion oder eine Kostenfunktion beschrieben werden.⁹ Es sei eine Kostenfunktion gegeben, welche die minimalen Kosten bei gegebenen Faktorpreisen (q) und gegebenem Output (Y) beschreibt:

$$C = H(q, Y, t) = \min_{X \geq 0} \{qX \mid X \in V(Y)\}, \quad (6.1)$$

wobei q den Vektor der Inputpreise bezeichnet, X für den Vektor der Inputs steht und t den exogenen technischen Wandel repräsentiert.¹⁰ Die Inputs müssen Elemente des Inputsets $V(Y)$ sein, das alle Inputkombinationen umfasst, welche die Produktion des Outputs Y ermöglichen. Die Kostenfunktion (6.1) weist die folgenden Eigenschaften (Regularitätsbedingungen) auf:¹¹

1. Die Kostenfunktion ist für positive Faktorpreise nicht negativ: $H(q, Y, t) \geq 0$, für $q > 0$ und $Y > 0$;
2. Die Kostenfunktion ist nicht abnehmend in den Faktorpreisen: $q' \geq q$, dann $H(q', Y, t) \geq H(q, Y, t)$;
3. Die Kostenfunktion ist homogen vom Grade eins in den Faktorpreisen: $H(\lambda q, Y, t) = \lambda H(q, Y, t)$, $\lambda > 0$;
4. Die Kostenfunktion ist konkav und stetig in den Faktorpreisen;
5. Die Kostenfunktion ist nicht abnehmend in Y : $Y' \geq Y$, dann $H(q, Y', t) \geq H(q, Y, t)$;
6. Es liegen keine fixen Kosten vor: $H(q, 0, t) = 0$.

⁹ Die Anwendung ist an bestimmte Bedingungen geknüpft, welche die zugrundeliegende Produktionsfunktion erfüllen muß. Siehe hierzu z.B. Chambers (1988), S. 82 ff. oder Hansen (1993), S. 25.

¹⁰ Dabei entspricht qX dem inneren Produkt $\sum q_i X_i$.

¹¹ Vgl. Chambers (1988), S. 51 ff.

Eine weitere wichtige Eigenschaft der Kostenfunktion ist die sogenannte Ableitungseigenschaft, die auch als Shephard's Lemma bezeichnet wird. Shephard (1953, 1970) hat gezeigt, dass sich aus den partiellen Ableitungen der Kostenfunktion nach den Faktorpreisen die optimalen (konditionalen) Faktornachfragen nach den jeweiligen Inputs X_j ($j = 1, \dots, m$) bestimmen lassen: ($\frac{\partial H(\cdot)}{\partial q_j} = X_j$). Dies gilt nur, falls die Kostenfunktion differenzierbar ist und auf den Faktormärkten vollständige Konkurrenz herrscht.

6.1.2. Zusammenhänge zwischen primaler und dualer Produktivitätsmessung

Im vierten Kapitel wurde gezeigt, dass die Wachstumsrate der TFP im Rahmen des produktionstheoretischen Ansatzes quantifiziert werden kann. Die Dualität der Produktions- und Kostenfunktion erlaubt es, die Wachstumsrate der TFP auch im Rahmen des kostentheoretischen Ansatzes zu bestimmen. Im Folgenden wird die Herleitung des dualen Maßes der TFP dargestellt, und anschließend werden die Beziehungen zwischen primalem und dualen Maß der TFP erläutert.

Die Eigenschaften einer Kostenfunktion werden auch durch die Eigenschaften der zu ihr dualen Produktionsfunktion bestimmt. Liegen konstante Skalenerträge der Produktion vor, dann sind die Durchschnittskosten (AC) eine Funktion der Inputpreise und des technischen Wandels, jedoch nicht des Outputniveaus: $AC = c(q, t)$.¹² Durch totales Differenzieren der Funktion der Durchschnittskosten nach der Zeit ergibt sich demnach in logarithmischer Form folgender Ausdruck:

$$\frac{\partial \ln c}{\partial t} = \frac{d \ln AC}{dt} - \sum_{j=1}^m \xi_j \frac{d \ln q_j}{dt}, \quad (6.2)$$

wobei ξ_j die partielle Kostenelastizität der entsprechenden Inputpreise bezeichnet ($\xi_j = \frac{\partial \ln c}{\partial \ln q_j} = \frac{\partial c}{\partial q_j} \frac{q_j}{c}$). Der technische Wandel entspricht der Rate der Stückkostenänderung bei Konstanz der Faktorpreise ($\frac{\partial \ln c}{\partial t}$). Nach Einsetzen der optimalen Inputmengen X_j in die Gleichung (6.2) entsprechen die Kostenelastizitäten der Inputpreise ξ_j deren Kostenanteilen ω_j ($\omega_j = \xi_j = q_j X_j / C$). Die Wachstumsrate der TFP ergibt sich folglich aus der Wachstumsrate der Durchschnittskosten, vermindert um die gewichteten Wachstumsraten der Inputpreise.¹³

Den Zusammenhang zwischen dualen und primalem Produktivitätsmaß hat Ohta (1974) gezeigt. Bei konstanten Skalenerträgen unterscheiden sich die primale Wachstumsrate der TFP und die duale Rate lediglich durch das Vorzeichen:

¹² Bei konstanten Skalenerträgen der Produktion bewirkt eine Erhöhung des Outputs einen proportionalen Anstieg der Kosten, woraus sich für unterschiedliche Outputniveaus ceteris paribus identische Durchschnittskosten ergeben.

¹³ Die Kostenanteile sind beobachtbar, und somit könnte das duale Maß analog zum primalen Ansatz als Residual bestimmt werden.

$$-\frac{\partial \ln c}{\partial t} = \frac{\partial \ln F}{\partial t}. \quad (6.3)$$

Allerdings lässt sich zeigen, dass primales und duales Maß nicht übereinstimmen, falls Preis und Grenzkosten *nicht* identisch sind. Beispielhaft lässt sich dies für den Monopolfall zeigen. Die Nachfrage nach dem Gut Y lässt sich wie folgt beschreiben:

$$Y = D(\phi, P_Y) \Leftrightarrow P_Y = D^{-1}(Y, \phi), \quad (6.4)$$

wobei ϕ den Vektor der Shift-Variablen bezeichnet, welche die Lage der Nachfragekurve bestimmen.¹⁴ Aus dem Maximierungsproblem eines Monopolisten ($\max! D^{-1}(Y, \phi)Y - C$) ergibt sich die bekannte Optimalitätsbedingung erster Ordnung, nach der die Grenzerlöse den Grenzkosten entsprechen müssen:

$$\frac{\partial D^{-1}(Y, \phi)}{\partial Y} Y + D^{-1}(Y, \phi) = \frac{\partial C}{\partial Y}. \quad (6.5)$$

Daraus folgt nach einigen Umformungen, dass der multiplikative Preisaufschlag (Markup) im Monopolfall durch die Preiselastizität der Nachfrage bestimmt wird:

$$P_Y = \frac{1}{1 + \varepsilon_{PY}} \frac{\partial C}{\partial Y}, \quad (6.6)$$

wobei ε_{PY} die Inverse der Preiselastizität der Nachfrage bezeichnet. Für die Berechnung des primalen Maßes der TFP wurde im vierten Kapitel unterstellt, dass vollständige Konkurrenz auf Güter- und Faktormärkten herrscht. Liegen *konstante* Skalenerträge vor, dann impliziert dies die Gleichheit von Erlös und Kosten, woraus folgt, dass die Erlös- und Kostenanteile sowie die Produktions- und Kostenelastizitäten der Inputs identisch sind:

$$\frac{q_j X_j}{p_Y Y} = \theta_j = \alpha_j = \xi_j = \omega_j = \frac{q_j X_j}{C}. \quad (6.7)$$

Wird die Annahme vollkommener Konkurrenz durch die Annahme *unvollkommener* Konkurrenz ersetzt, dann entspricht der Preis im Monopolfall dem Ausdruck der rechten Seite der Gleichung (6.6). Durch Einsetzen in Gleichung (4.6) lässt sich die *verzerrte* (primale) Wachstumsrate der TFP wie folgt schreiben:

$$\varepsilon_{Yt} = \frac{d \ln Y}{dt} - (1 + \varepsilon_{PY}) \sum_{j=1}^m \omega_j \frac{\partial \ln X_j}{\partial t}, \quad \text{mit } \omega_j = \frac{\theta_j}{(1 + \varepsilon_{PY})}. \quad (6.8)$$

¹⁴ Vgl. Morrison (1992a).

Die Ausgabenanteile der Inputs entsprechen nicht mehr deren Produktionselastizitäten ($\theta_j \neq \alpha_j$) bzw. deren Kostenanteilen ($\theta_j \neq \omega_j$), so dass eine Berechnung der Wachstumsrate der TFP auf der Grundlage der Gleichung (4.6) im vierten Kapitel zu einer falschen Gewichtung der Wachstumsraten der Inputs führt. Das primale Maß der Wachstumsrate der TFP ε_{Yt} ist in diesem Fall verzerrt ($\varepsilon_{Yt} \neq \frac{\partial \ln F}{\partial t}$), während das duale Maß hiervon unbeeinträchtigt bleibt, da für die Berechnung der Kostenanteile die Annahme vollständiger Konkurrenz auf dem Gütermarkt nicht getroffen werden muss.¹⁵ Das primale und das duale Maß stimmen deshalb nur dann wieder überein, wenn das primale Maß (ε_{Yt}) um den Fehler $\varepsilon_{PY} \sum_{j=1}^m \omega_j \frac{\partial \ln X_j}{\partial t}$ bereinigt ist:

$$-\frac{\partial \ln c}{\partial t} = \frac{\partial \ln F}{\partial t} = \varepsilon_{Yt} + \varepsilon_{PY} \sum_{j=1}^m \omega_j \frac{\partial \ln X_j}{\partial t}. \quad (6.9)$$

Je geringer die Preiselastizität der Nachfrage ist, desto größer ist die Differenz zwischen dem primalen Maß ε_{Yt} und der wahren Wachstumsrate der TFP.¹⁶ Da der Wert von ε_{PY} negativ ist, ergibt sich ceteris paribus bei positivem Inputwachstum eine Überschätzung der wahren Wachstumsrate und bei negativem Inputwachstum eine Unterschätzung.

Falls die *Annahme konstanter Skalenerträge* nicht erfüllt ist, misst das primale Maß die Wachstumsrate der TFP verzerrt. Dagegen können im dualen Ansatz die Effekte von Skalenerträgen und technischem Wandel getrennt erfasst werden. Die Durchschnittskosten sind im Fall steigender oder sinkender Skalenerträge eine Funktion des Outputniveaus und folglich kann die Gleichung (6.2) nicht mehr zu Grunde gelegt werden.¹⁷ Statt dessen lässt sich die Wachstumsrate der TFP durch totales Differenzieren der Gleichung (6.1) nach der Zeit bestimmen:

$$\frac{\partial \ln H}{\partial t} = \frac{d \ln C}{dt} - \sum_{j=1}^m \omega_j \frac{\partial \ln q_j}{\partial t} - \eta \frac{\partial \ln Y}{\partial t}, \quad (6.10)$$

wobei η die Outputelastizität der Kosten ($\eta = \frac{\partial H}{\partial Y} \frac{Y}{C}$) bezeichnet. Die Wachstumsrate der TFP ergibt sich, wenn von der Wachstumsrate der Kosten die Summe der mit den Kostenanteilen gewichteten Wachstumsraten der Faktorpreise und die mit der Outputelastizität der Kosten gewichtete Wachstumsrate des Outputs subtrahiert werden. Zwischen dem primalen und dem dualen Maß der TFP besteht folgende Beziehung:¹⁸

¹⁵ Es gilt weiterhin: $\omega_j = \xi_j = \alpha_j$.

¹⁶ Da die duale Wachstumsrate der TFP durch das Vorliegen von Marktmacht auf dem Gütermarkt nicht verzerrt wird, entspricht sie der wahren Wachstumsrate.

¹⁷ Bei steigenden (abnehmenden) Skalenerträgen der Produktion führt eine Erhöhung des Outputs ceteris paribus zu einem unter-(über-)proportionalen Anstieg der Kosten.

¹⁸ Vgl. Ohta (1974).

$$-\frac{1}{\eta} \frac{\partial \ln H}{\partial t} = \varepsilon_{Yt}, \quad (6.11)$$

wobei die Inverse der Outputelastizität ($\frac{1}{\eta}$) der Skalenelastizität der Produktion entspricht.¹⁹ Das primale Maß der TFP spiegelt sowohl die Effekte von Skalenerträgen als auch die Effekte des technischen Wandels wider. Bei steigenden Skalenerträgen und positivem Outputwachstum überschätzt das primale Maß die Wachstumsrate der TFP. Dagegen führt ein sinkender Output zu ihrer Unterschätzung.²⁰

6.2. Ökonometrische Spezifikation

Für die ökonometrische Spezifikation wird eine Funktion der variablen Kosten gewählt, wobei die Faktorinputs physisches und F&E-Kapital als kurzfristig fix angenommen werden. Hingegen sind die Unternehmen annahmegemäß in der Lage, die variablen Inputs Arbeit und Vorleistungen sofort anzupassen, wobei sie deren Faktorpreise, den physischen und den F&E-Kapitalstock sowie den Output als gegeben betrachten. Die physischen und die F&E-Kapitalstöcke gehen um eine Periode verzögert, d.h. mit den Anfangsbeständen, in die Kostenfunktion ein.²¹ Aus diesen Annahmen ergibt sich die folgende beschränkte Kostenfunktion:

$$VC_{it} \equiv q_{Lit}L_{it} + q_{Zit}Z_{it} = h_i(q_{Lit}, q_{Zit}, K_{it-1}, FE_{it-1}, Y_{it}, t), \quad (6.12)$$

wobei VC_{it} für die variablen Kosten des Wirtschaftsbereichs i zum Zeitpunkt t steht. Die nominalen Faktorpreise der Arbeit und der Vorleistungen werden mit q_{Lit} und q_{Zit} bezeichnet und die kostenminimalen Mengen der Faktoren Arbeit und Vorleistungen mit L_{it} und Z_{it} . In die Funktion der variablen Kosten gehen das physische und das F&E-Kapital (K_{it-1}, FE_{it-1}), der Output (Y_{it}) und der autonome technische Wandel, repräsentiert durch den Zeitindex t , ein. Die kurzfristigen Gesamtkosten (TC_{it}) ergeben sich aus der Addition der variablen Kosten und der Kosten des physischen und des F&E-Kapitals:

$$TC_{it} = h_i(q_{Lit}, q_{Zit}, K_{it-1}, FE_{it-1}, Y_{it}, t) + q_{Kit}K_{it-1} + q_{Fit}FE_{it-1}, \quad (6.13)$$

wobei q_{Kit} und q_{Fit} die Marktpreise des physischen und des F&E-Kapitals bezeichnen.

¹⁹ Dies gilt nur, falls die zugrundeliegende Produktionsfunktion homothetisch ist. Siehe hierzu Hanoch (1975) und Chambers (1988), S. 71 ff.

²⁰ Dies stellt keine Einschränkung des primalen Maßes als Produktivitätsmaß dar, sondern nur als Maß für den exogenen technischen Wandel. Vgl. Morrison (1992b), S. 384.

²¹ Damit wird unterstellt, dass die Investitionen in der Folgeperiode produktivitätswirksam werden.

Im Gegensatz zur Schätzung einer langfristigen Kostenfunktion wird hier *nicht* angenommen, dass die Einsatzmengen des physischen und des F&E-Kapitals mit den kostenminimalen Mengen übereinstimmen. Die notwendigen Bedingungen für ein Minimum der kurzfristigen Gesamtkosten ergeben sich aus den ersten Ableitungen der Gleichung (6.13) nach dem physischen und dem F&E-Kapital:

$$-\frac{\partial h_i(\cdot)}{\partial K_{it-1}} = q_{Kit} \quad \text{und} \quad -\frac{\partial h_i(\cdot)}{\partial FE_{it-1}} = q_{FEit}, \quad (6.14)$$

wobei die ersten Ableitungen den Schattenpreisen der fixen Inputs entsprechen: $q_{Kit}^S = -\frac{\partial h_i(\cdot)}{\partial K_{it-1}}$, $q_{FEit}^S = -\frac{\partial h_i(\cdot)}{\partial FE_{it-1}}$. Eine marginale Erhöhung der Einsatzmenge eines fixen Inputs senkt bei konstanten Faktorpreisen die variablen Kosten. Der Schattenpreis eines fixen Inputs entspricht dem Wert dieser Kostensenkung. Kurzfristig hängt der Schattenpreis der fixen Inputs von der Einsatzmenge der variablen Inputs ab. Wird eine höhere (niedrigere) Einsatzmenge der variablen Inputs auf einen fixen Input angewendet, dann steigt (fällt) der Schattenpreis. Daraus können sich kurzfristige Abweichungen von Schatten- und Marktpreis ergeben. Langfristig werden die Unternehmen die Einsatzmenge eines fixen Inputs solange steigern (senken), bis dessen Schattenpreis dem Marktpreis entspricht, so dass kurz- und langfristige Kosten übereinstimmen.

Die Existenz externer Effekte kann allerdings dazu führen, dass es auch langfristig *nicht* zu einem Ausgleich von Markt- und Schattenpreis kommt. Ist der Einsatz eines fixen Inputs durch ein Unternehmen (l) mit positiven externen Effekten für die anderen Unternehmen desselben Wirtschaftsbereichs verbunden, dann enthält der auf der Ebene der Wirtschaftsbereiche gemessene Schattenpreis neben den privaten Erträgen auch die sozialen Erträge des fixen Inputs. Da ein repräsentatives Unternehmen l eines Wirtschaftsbereichs i nur die privaten Erträge in sein Kostenminimierungskalkül einbezieht, wird es den Einsatz der fixen Inputs so wählen, dass die privaten Schattenpreise den Marktpreisen entsprechen.²² Es gilt dann:

$$\frac{\partial h_{li}(\cdot)}{\partial G_{lit-1}} \neq \frac{\partial h_i(\cdot)}{\partial G_{it-1}} \quad \text{mit} \quad G = K, FE. \quad (6.15)$$

Durch die Schätzung einer variablen Kostenfunktion können sowohl kurzfristige Gleichgewichte als auch positive externe Effekte der fixen Inputs berücksichtigt werden.²³

²² Die privaten Schattenpreise entsprechen dem negativen Wert der ersten Ableitung der variablen Kostenfunktion eines Unternehmens nach den fixen Inputs.

²³ Es wird ein statisches Kostenmodell spezifiziert, da die Anpassungskosten und die optimalen Pfade der fixen Faktorinputs nicht untersucht werden sollen.

6.2.1. Die beschränkte Translog-Kostenfunktion

Für die ökonometrische Schätzung wird die Funktion der variablen Kosten als Translog-Funktion spezifiziert, die zu der Gruppe der flexiblen Funktionen gehört.²⁴ Die Translog-Kostenfunktion kann als eine Approximation zweiter Ordnung in-Logarithmen an eine beliebige Kostenfunktion aufgefasst werden. Restriktive Annahmen über die zu Grundliegende Produktionstechnologie werden durch diese Funktionsform vermieden.²⁵ Die Translog-Funktion der variablen Kosten lässt sich wie folgt schreiben:²⁶

$$\begin{aligned} \ln VC = & \alpha_0 + \alpha_L \ln q_L + \alpha_Z \ln q_Z + \alpha_K \ln K + \alpha_F \ln FE \\ & + \alpha_Y \ln Y + \alpha_T T + \frac{1}{2} [\gamma_{LL} \ln q_L^2 + \gamma_{ZZ} \ln q_Z^2 + \gamma_{KK} \ln K^2 \\ & + \gamma_{FF} \ln FE^2 + \gamma_{YY} \ln Y^2 + \gamma_{TT} T^2] + \gamma_{LZ} \ln q_L \ln q_Z + \gamma_{LK} \ln q_L \ln K \\ & + \gamma_{LF} \ln q_L \ln FE + \gamma_{LY} \ln q_L \ln Y + \gamma_{LT} \ln q_L T \\ & + \gamma_{ZK} \ln q_Z \ln K + \gamma_{ZF} \ln q_Z \ln FE + \gamma_{ZY} \ln q_Z \ln Y \\ & + \gamma_{ZT} \ln q_Z T + \gamma_{FK} \ln FE \ln K + \gamma_{YK} \ln Y \ln K \\ & + \gamma_{YF} \ln Y \ln FE + \gamma_{YT} \ln Y T + \gamma_{FT} T \ln FE + \gamma_{KT} T \ln K. \end{aligned} \quad (6.16)$$

In der Gleichung ist durch die symmetrischen Parameter ($\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$ ($i, j = q_Z, q_L, Y, K, FE, T$)) bereits berücksichtigt, dass die Ableitungen zweiter Ordnung, unabhängig von der Reihenfolge der Ableitung, identisch sein müssen.²⁷ Shephard's Lemma impliziert, dass die Elastizität der Kosten mit Hinblick auf den Preis des Inputs j dem Anteil der Kosten dieses Inputs an den variablen Kosten (ω^V) entspricht:

$$\frac{\partial h(q_L, q_Z, K, FE, Y, t)}{\partial q_j} \frac{q_j}{VC} = \frac{\partial \ln h}{\partial \ln q_j} = \frac{q_j X_j}{VC} = \omega_j^V, \quad j = L, Z. \quad (6.17)$$

Die gemeinsame Schätzung der Kostenfunktion und der Kostenanteilsleichungen hat den Vorteil, dass die statistische Effizienz der Schätzung erhöht wird. Die Kostenanteilsleichungen lassen sich mittels der partiellen Differentiation der Kostengleichung (6.16) nach dem logarithmierten Inputpreis bestimmen:

$$\begin{aligned} \omega_L^V = & \alpha_L + \gamma_{LL} \ln q_L + \gamma_{LZ} \ln q_Z + \gamma_{LK} \ln K + \gamma_{LF} \ln FE \\ & + \gamma_{LY} \ln Y + \gamma_{LT} T, \end{aligned} \quad (6.18)$$

²⁴ Die Translog-Funktion (transcendental logarithmic function) wurde von Christensen, Jorgenson und Lau (1971, 1973) eingeführt.

²⁵ Zur Diskussion der Eigenschaften von flexiblen Funktionen siehe z.B. Lau (1986) und Chambers (1988).

²⁶ Der Index der Wirtschaftsbereiche i und der Zeitindex t werden für die nachfolgenden Ausführungen zunächst vernachlässigt, da sie hierfür nicht relevant sind.

²⁷ Werden die Parameter γ_{ij} der Kostengleichung gleich Null gesetzt, so ergibt sich der Spezialfall einer Cobb-Douglas-Kostenfunktion.

$$\omega_Z^v = \alpha_Z + \gamma_{ZZ} \ln q_Z + \gamma_{LZ} \ln q_L + \gamma_{ZK} \ln K + \gamma_{ZF} \ln FE + \gamma_{ZY} \ln Y + \gamma_{ZT} T. \quad (6.19)$$

Da sich die Kostenanteile der variablen Inputs für jeden Beobachtungszeitpunkt auf den Wert eins addieren müssen, sind nur $n-1$ Kostenanteilsleichungen linear unabhängig. Die Summe der Störgrößen der Anteilsleichungen muss für jeden Beobachtungspunkt gleich null sein. Daraus folgt, dass die Kovarianzmatrix singular ist. Dieses Problem lässt sich umgehen, indem die lineare Homogenität der variablen Kosten in den Inputpreisen, die eine Voraussetzung für die Existenz einer Lösung des Kostenminimierungsproblems darstellt, a priori bei der ökonometrischen Schätzung berücksichtigt wird. Die Kostenfunktion ist linear homogen in den Faktorpreisen, falls die folgenden Restriktionen gelten:

$$\begin{aligned} \alpha_L + \alpha_Z &= 1, \gamma_{LT} + \gamma_{ZT} = 0 \\ \gamma_{LL} + \gamma_{LZ} &= 0, \gamma_{LK} + \gamma_{ZK} = 0 \\ \gamma_{ZZ} + \gamma_{LZ} &= 0, \gamma_{LF} + \gamma_{ZF} = 0 \\ \gamma_{LY} + \gamma_{ZY} &= 0. \end{aligned} \quad (6.20)$$

Auf Grund dieser Bedingungen kann eine Kostenanteilsleichung, hier ist dies die Kostenanteilsleichung der Vorleistungen, aus dem Gleichungssystem entfernt werden. Hierfür werden die variablen Kosten und der Preis des Faktors Arbeit mit dem Inputpreis der Vorleistungen normiert. Die Parameter derjenigen Terme, welche den Vorleistungspreis enthalten, werden nicht direkt geschätzt, sondern können mit Hilfe der Homogenitätsbedingungen aus den Schätzergebnissen berechnet werden. Für die Gleichung (6.16) bedeutet dies, dass sich die Zahl der frei zu schätzenden Parameter von 28 auf 21 Parameter reduziert.

Im ersten Abschnitt dieses Kapitels wurden die Regularitätsbedingungen genannt, unter denen eine Lösung des Kostenminimierungsproblems existiert. Für die Translog-Kostenfunktion sind die Regularitätsbedingungen nicht notwendigerweise erfüllt. Allerdings kann anhand der Schätzergebnisse überprüft werden, ob die Regularitätsbedingungen durch die geschätzte Funktion erfüllt werden.

Die geschätzte Funktion der variablen Kosten ist nicht abnehmend in Y , wenn die Outputelastizität der variablen Kosten positiv ist: $\epsilon_{CY} > 0$. Die Outputelastizität ergibt sich aus der Ableitung der Gleichung (6.16) nach dem logarithmierten Output:

$$\epsilon_{CY} = \alpha_Y + \gamma_{YY} \ln Y + \gamma_{LY} \ln q_L' + \gamma_{YK} \ln K + \gamma_{YF} \ln FE + \gamma_{YT} T. \quad (6.21)$$

Für die geschätzte Translog-Kostenfunktion ist nicht automatisch sichergestellt, dass sie konkav in den Faktorpreisen ist. Die notwendige und hinreichende Bedingung

für die Konkavität ist erfüllt, wenn die Hessesche Matrix der Kostenfunktion in Bezug auf die Faktorpreise negativ semidefinit ist. Die lokale Konkavität der Translog-Funktion der variablen Kosten lässt sich anhand der Schätzergebnisse überprüfen. Lokale Konkavität liegt dann vor, wenn die Matrix $[Y_{ij} - \Delta_{ij}\omega_i^y + \omega_i^y\omega_j^y]$ negativ definit ist, wobei Δ_{ij} das Kronecker-Symbol bezeichnet. Dieses ist gleich eins für $i = j$ und ist im anderen Fall ($i \neq j$) gleich null. Es gilt außerdem, dass die Matrix der Hicks-Allenschen Substitutionselastizitäten genau dann negativ semidefinit ist, wenn die Hessesche Matrix negativ semidefinit ist.²⁸ Die partiellen Allen-Substitutionselastizitäten (σ_{ij}, σ_{ji}) sind für eine Translog-Kostenfunktion wie folgt definiert:²⁹

$$\sigma_{ji} = \frac{\gamma_{ij} + \omega_i^y\omega_j^y}{\omega_i^y\omega_j^y}, \quad i \neq j, \quad i, j = L, Z, \quad (6.22)$$

$$\sigma_{jj} = \frac{\gamma_{jj} + \omega_j^{y2} - \omega_j^y}{\omega_j^{y2}}, \quad j = L, Z. \quad (6.23)$$

Für die Präsentation der Schätzergebnisse werden die partiellen (Allen-Uzawa-) Eigenpreiselastizitäten ausgewiesen, die sich aus den Substitutionselastizitäten berechnen, indem die Substitutionselastizitäten mit den Kostenanteilen multipliziert werden: $\varepsilon_{jj} = \omega_j^y\sigma_{jj}$. Die lokale Konkavität der geschätzten Funktion der variablen Kosten wird anhand der Hesseschen Matrix sowie der Substitutionselastizitäten bzw. Preiselastizitäten überprüft.³⁰

Für variable Kostenfunktionen gilt, dass sie nicht zunehmend hinsichtlich der fixen Inputs – hier sind dies das physische und das F&E-Kapital – sind.³¹ Die Funktion der variablen Kosten ist nicht zunehmend in den fixen Inputs, wenn die Elastizitäten der variablen Kosten hinsichtlich der fixen Inputs nicht positiv sind. Die Elastizitäten lassen sich durch Ableitung der Gleichung (6.16) nach den logarithmierten fixen Inputs bestimmen:

$$\begin{aligned} \varepsilon_{CG_i} &= \frac{\partial \ln h(\cdot)}{\partial \ln G_i} = \alpha_G + \gamma_{G_i G_i} \ln G_i + \gamma_{G_i G_j} \ln G_j \\ &\quad + \gamma_{L G_i} \ln q_L + \gamma_{Z G_i} \ln q_Z \\ &\quad + \gamma_{Y G_i} \ln Y + \gamma_{T G_i} T, \quad G_i \neq G_j, \end{aligned} \quad (6.24)$$

mit $G_i, G_j = K, FE$.

²⁸ Siehe hierzu Unger (1986), S. 103 ff.

²⁹ Siehe Berndt (1991), S. 475.

³⁰ Die Elastizitäten werden mit den geschätzten Werten der Kostenanteile berechnet. Globale Konkavität liegt vor, falls eine Kostenfunktion über ihren gesamten Definitionsbereich, der auch die geschätzten Werte enthält, konkav ist.

³¹ Vgl. Lau (1976).

Die Elastizität der variablen Kosten in Bezug auf einen fixen Input (G_i) hängt vom Niveau dieses Inputs und den Niveaus der anderen Variablen der Kostenfunktion ab. Sie kann somit für unterschiedliche Beobachtungspunkte variieren.³²

6.2.2. Berücksichtigung von Marktmacht auf dem Gütermarkt

An der Verwendung von Kostenfunktionen wird kritisiert, dass die Annahme eines gegebenen Outputs wenig realistisch sei und sich folglich für die ökonometrische Schätzung Simultanitätsprobleme ergeben können.³³ Dieser Kritik wird hier dadurch begegnet, dass dem Kostenmodell eine Preissetzungsgleichung und eine Gleichung der inversen Güternachfrage hinzugefügt wird, so dass der Output eine endogene Variable darstellt. Die ökonometrische Spezifikation dieser Gleichungen wird im Folgenden erläutert.

Aus der statischen Gewinnmaximierung ergibt sich die Bedingung erster Ordnung für ein Gewinnmaximum:

$$P_{Y_{it}} = \frac{1}{1 + \Theta_i / \varepsilon_{YP}} \frac{\partial \ln h_i}{\partial \ln Y_{it}} \frac{VC_{it}}{Y_{it}}, \quad (6.25)$$

wobei $P_{Y_{it}}$ für den Outputpreis des Wirtschaftsbereichs i zum Zeitpunkt t steht, ε_{YP} die Preiselastizität der Nachfrage bezeichnet und der Parameter Θ den Grad der Konkurrenzsituation des Wirtschaftsbereichs repräsentiert.³⁴ Dieser Verhaltens-Parameter nimmt bei vollständiger Konkurrenz den Wert null an, im Monopol den Wert eins und liegt im Oligopolfall zwischen null und eins.³⁵ Für die Wirtschaftsbereiche wird in der vorliegenden Untersuchung vereinfachend monopolistisches gewinnmaximierendes Verhalten unterstellt ($\Theta = 1$), so dass die Höhe des Markups nur durch die Preiselastizität der Nachfrage bestimmt wird.³⁶

Die inverse Nachfrage nach dem Output der einzelnen Wirtschaftsbereiche wird als eine Funktion des Outputs und verschiedener (exogener) Shift-Variablen (ϕ) spezifiziert: $P_Y = D^{-1}(Y, \phi)$. Um binnenwirtschaftliche Nachfrageeffekte zu berücksichtigen, werden das reale Volkseinkommen pro Kopf (VP) und die Arbeitslosenquote (AQ) in die Schätzgleichung aufgenommen.³⁷ Der Außenwert der DM (AW) dient

³² Nur für den speziellen Fall einer Kostenfunktion vom Cobb-Douglas-Typ ist sie konstant und entspricht dem Parameter α_G .

³³ Siehe z.B. Griliches und Mairesse (1995).

³⁴ Abgesehen vom Fall vollständiger Konkurrenz ist die Interpretation dieses Parameters für aggregierte Daten nicht eindeutig. Er kann als durchschnittlicher Parameter der Unternehmen eines Wirtschaftsbereiches interpretiert werden. Siehe hierzu Breshanan (1989), S. 1030 und Morrison (1992a), S. 56.

³⁵ Vgl. Appelbaum (1982), S. 292.

³⁶ Dies ist die einfachste Annahme, die getroffen werden kann. Für die Ziele dieser Untersuchung stellt diese jedoch keine bedeutende Einschränkung dar, da die Identifizierung des Parameters Θ hierfür nicht relevant ist.

³⁷ Das Volkseinkommen wird mit dem Preisindex der Lebenshaltung deflationiert. Die Werte beziehen sich jeweils auf das alte Bundesgebiet.

als Proxy-Variablen für außenwirtschaftliche Effekte.³⁸ Um andere trendbehaftete Einflüsse zu kontrollieren, wird der Zeitindex t hinzugefügt:³⁹

$$\ln P_{Yit} = \beta_0 + \beta_{Yi} \ln Y_{it} + \beta_{VP} \ln VP_t + \beta_{AQ} \ln AQ_t + \beta_{AW} \ln AW_t + \beta_t t. \quad (6.26)$$

Diese Cobb-Douglas-Gleichung kann als eine Approximation erster Ordnung in Logarithmen an eine beliebige inverse Nachfragefunktion aufgefasst werden. Die loglineare Form impliziert konstante Preiselastizitäten der Nachfrage. Aus der logarithmischen Ableitung dieser inversen Nachfragefunktion ergibt sich die Inverse der Preiselastizität der Nachfrage: $\epsilon_{PY} = \frac{\partial \ln P_Y}{\partial \ln Y} = \beta_Y$. Nach Einsetzen dieser Preiselastizität und der Outputelastizität der variablen Kosten in die Gleichung (6.25) ergibt sich die folgende Angebots- bzw. Preissetzungsgleichung der Wirtschaftsbereiche:

$$\frac{P_{Yit}}{VC_{it}/Y_{it}} = \frac{1}{1 + \beta_{Yi}} [\alpha_Y + \gamma_{YY} \ln Y_{it} + \gamma_{LY} \ln q'_{Lit} + \gamma_{YK} \ln K_{it-1} + \gamma_{YF} \ln FE_{it-1} + \gamma_T T]. \quad (6.27)$$

Auf der linken Seite der Gleichung steht das Verhältnis von Produktpreis zu variablen Durchschnittskosten. Der Ausdruck in den eckigen Klammern auf der rechten Seite der Gleichung entspricht der aus der Kostenfunktion hergeleiteten Outputelastizität der variablen Kosten, die dem Verhältnis von Grenzkosten zu variablen Durchschnittskosten entspricht. Nur falls der Parameter β_Y gleich null ist, stimmen Produktpreis und Grenzkosten überein. Das bedeutet, dass in diesem ökonomischen Modell die Höhe der (branchenspezifischen) Markups lediglich von der Nachfrageseite bestimmt wird.

Der Bruch vor den eckigen Klammern entspricht dem Markup eines Wirtschaftsbereichs. Der Betrag des Parameters $|\beta_Y|$ wird als *Lerner-Maß* bezeichnet und ist ein Maß für den Monopolgrad. Durch die Überprüfung der Nullhypothese, dass der geschätzte Koeffizient gleich null ist, kann entsprechend dieser Interpretation auf das Vorliegen von Monopolmacht getestet werden.

6.3. Schätzung und Schätzergebnisse

Es wird ein Gleichungssystem, bestehend aus der Gleichung der variablen Kosten (6.16), der Kostenanteilsleichung des Faktors Arbeit (6.18), der Preissetzungsgleichung (6.27) und der Gleichung der inversen Nachfrage (6.26), geschätzt. Bei der

³⁸ Es handelt sich um den von der Deutschen Bundesbank berechneten Außenwert der DM gegenüber 18 Industrieländern, der an den Verbraucherpreisen gemessen wird.

³⁹ Es wird angenommen, dass der Einfluss einzelner Wirtschaftsbereiche auf das Volkseinkommen pro Kopf, die Arbeitslosenquote und den Außenwert gering ist, so dass sich keine Simultanitätsprobleme ergeben.

Schätzung des Gleichungssystems wird berücksichtigt, dass die Gleichungen gemeinsame Parameter aufweisen. Die variablen Kosten und der Preis des Faktors Arbeit werden mit dem Preis des Faktors Vorleistungen normiert, wodurch die Kostenanteilsleichung des Faktors Vorleistungen aus dem Gleichungssystem eliminiert werden kann.⁴⁰

Für die ökonometrische Schätzung wird den Gleichungen (6.16), (6.18), (6.26) und (6.27) jeweils ein Störterm hinzugefügt, wobei unterstellt wird, dass es sich bei den Störgrößen um nicht-systematische Optimierungsfehler der Unternehmen – beispielsweise bei der Wahl der Faktoreinsatzmengen – handelt. Es wird angenommen, dass der Vektor der Störgrößen gemeinsam normalverteilt ist, die Störgrößen einen Erwartungswert von null besitzen und eine konstante Kovarianzmatrix.⁴¹

Da neben der Kostengleichung und der Kostenanteilsleichung auch die inverse Nachfrage und die Preissetzungsgleichung in das Gleichungssystem aufgenommen werden, handelt es sich um ein simultanes Gleichungssystem. Zusätzlich ist die Preissetzungsgleichung nicht linear in den Parametern. Die ökonometrische Schätzung muss deshalb mit einer geeigneten Methode erfolgen. Es wird die Full-Information-Maximum-Likelihood-Methode (FIML) gewählt. Der FIML-Schätzer ist ein asymptotisch effizienter Schätzer für simultane Gleichungssysteme, deren Störgrößen normalverteilt sind, und er ist ein konsistenter Schätzer für nichtlineare Modelle.⁴² Zunächst wird das Gleichungssystem mit Hilfe der SUR-Methode des TSP(Time Series Processor)-Programms, Version 4.3, geschätzt.⁴³ Die geschätzten Koeffizienten dienen als Startwerte für die nichtlineare FIML-Schätzung. Das Konvergenzkriterium für die FIML-Schätzung beträgt 0,001.

Der Beobachtungszeitraum (1980-1993) ist zu kurz, um eine separate Schätzung des Gleichungssystems für jeden Wirtschaftsbereich anhand von Zeitreihendaten vornehmen zu können. Es werden deshalb die Daten der 23 Wirtschaftsbereiche zusammengefasst (gepooled), die bereits im fünften Kapitel im Rahmen des produktions-theoretischen Ansatzes untersucht wurden. Wie schon im fünften Kapitel geschehen, wird auch hier überprüft, ob sich branchenspezifische fixe Effekte feststellen lassen. Der Vorteil einer gepoolten Schätzung liegt darin, dass die Variabilität zwischen den Zeitreihen das Problem der Multikollinearität reduziert. Von diesem Problem sind insbesondere reine Längsschnittanalysen betroffen, da die Schätzung von Kostenfunktionen üblicherweise unter Verwendung von Niveaudaten erfolgt und die Zeitreihen

⁴⁰ Barten (1969) hat gezeigt, dass der multivariate Maximum-Likelihood-Schätzer invariant gegenüber der Auswahl der aus dem Gleichungssystem entfernten Gleichung ist.

⁴¹ Durch die gemeinsame Schätzung der Gleichung der variablen Kosten und der Kostenanteilsleichung der Arbeit, ist die interne Konsistenz der Annahme der Homoskedastizität nicht immer gewährleistet. Siehe hierzu Berndt (1991), S. 471.

⁴² Vgl. Greene (1993), S. 612 ff.

⁴³ Die Schätzung scheinbar unabhängiger Gleichungen (seemingly unrelated regression) stellt den einfachsten Fall eines Mehrgleichungsmodells dar. Bei der Schätzung wird die kontemporäre Korrelation der Störgrößen der verschiedenen Gleichungen berücksichtigt. Vgl. Greene (1993), S. 486 ff.

des Outputs, der Kapitalinputs und der Trendvariable häufig hoch korreliert sind. Eine genaue Schätzung der Parameter ist in diesem Fall kaum möglich.

Die Produktionsfaktoren werden als vollkommen homogen angenommen.⁴⁴ Der Arbeitsinput ergibt sich aus der Summe der geleisteten Arbeitsstunden der Arbeiter, Angestellten sowie der Selbständigen und mithelfenden Familienangehörigen (Arbeitsvolumen). Das Arbeitseinkommen entspricht der Summe der Einkommen dieser Gruppen. Der Preis des Faktors Arbeit entspricht den in den Wirtschaftsbereichen gezahlten Stundenlöhnen, die berechnet werden, indem die gesamten Arbeitseinkommen durch das Arbeitsvolumen dividiert werden. Der Preis des Faktors Vorleistungen entspricht dem Preisindex der Vorleistungen der einzelnen Wirtschaftsbereiche. Die variablen Kosten der Wirtschaftsbereiche ergeben sich aus dem Arbeitseinkommen und den nominalen Vorleistungen. Der Output entspricht dem realen Produktionswert der Wirtschaftsbereiche. Der physische Kapitalstock entspricht der Summe der Kapitalstöcke der Bauten und Ausrüstungen. Der F&E-Kapitalstock wurde aus den realen internen F&E-Aufwendungen mit einer Abschreibungsrate von 15 Prozent berechnet. Die traditionellen Inputs Vorleistungen, Arbeit und physisches Kapital sind um F&E korrigiert. Eine ausführliche Beschreibung der Quellen und der Konstruktion der verwendeten Daten findet sich im Anhang A.

Im Gegensatz zur Produktionsfunktion des fünften Kapitels setzt das in diesem Kapitel spezifizierte Modell Hicks-neutralen technischen Wandel nicht voraus. Da die Annahmen über die Wirkung des technischen Wandels einen Einfluss auf die Schätzergebnisse haben können, wird diese Annahme mit Hilfe der Schätzergebnisse überprüft. Hierfür wird das Gleichungssystem in einer unrestringierten Version (Modell I) und in einer restringierten Version (Modell II) mit Hicks-neutralem technischen Wandel geschätzt.

6.3.1. Resultate der ökonometrischen Schätzung ohne branchenspezifische Effekte

Die Schätzung der Gleichungen (6.16), (6.18), (6.26) und (6.27) erfolgt zunächst unter Vernachlässigung branchenspezifischer Effekte. Die Schätzergebnisse sind in der Tabelle 6.4 im Anhang ausgewiesen.

Insbesondere die Kostengleichung weist sowohl für das restringierte als auch für das unrestringierte Modell ein hohes Bestimmtheitsmaß auf. Dagegen sind die Bestimmtheitsmaße der Nachfragegleichung und vor allem diejenigen der Kostenanteilsleichung der Arbeit und der Preissetzungsgleichung deutlich geringer. Die Mehrzahl der geschätzten Koeffizienten ist auf einem Signifikanzniveau von einem Prozent von null verschieden. Allerdings deuten Plots der geschätzten Residuen darauf hin, dass Autokorrelation erster Ordnung vorliegt, die unter anderem auf die Schätzung eines statischen Modells zurückgeführt werden kann. Denn möglicherweise können auch die hier als variabel angenommenen Inputs nur sukzessive an ihre optimalen Niveaus

⁴⁴ Eine Disaggregation der Inputs wie im vierten Kapitel ist wegen der großen Zahl zu schätzender Parameter nicht sinnvoll.

angepasst werden. Das Modell berücksichtigt eine eventuell vorliegende Dynamik dieser Form nicht, so dass sich hieraus eine positive Autokorrelation der geschätzten Residuen ergeben kann. Nach Berndt und Savin (1975) kann dem Problem autokorrelierter Störgrößen bei der Schätzung von Gleichungssystemen begegnet werden, indem eine Neuschätzung des Systems unter der Annahme eines einheitlichen AR(1)-Prozesses vorgenommen wird. Dieser Ansatz läuft letztendlich auf eine Schätzung mit differenzierten Daten hinaus. Im fünften Kapitel wurde bereits erläutert, dass durch die Differenzenbildung die Informationen über langfristige Zusammenhänge, die in den Niveaus der Variablen enthalten sind, verloren gehen. Es werden deshalb die Schätzergebnisse für die Niveaudaten präsentiert. Die Schätzungen der Koeffizienten sind bei Vorliegen von Autokorrelation immer noch konsistent, jedoch sind sie nicht effizient. Bei der Interpretation der Ergebnisse ist zu berücksichtigen, dass die geschätzten Standardfehler zu gering sind.

Regularitätsbedingungen, Preis- und Outputelastizitäten: Die geschätzte Kostenfunktion erfüllt die Regularitätsbedingungen sowohl in der restringierten als auch in der unrestringierten Version. Sie ist monoton steigend hinsichtlich des Outputs, monoton steigend und lokal konkav in den Inputpreisen sowie abnehmend in den fixen Inputs.

Die Outputelastizität der variablen Kosten lässt sich für jedes Jahr des Beobachtungszeitraums berechnen. Es werden die geschätzten Koeffizienten und die Beobachtungen der entsprechenden Variablen in die Gleichung (6.21) eingesetzt. Für die Berechnung der aggregierten Outputelastizität der untersuchten Wirtschaftsbereiche wird die folgende Approximation gewählt:

$$\varepsilon_{CY,t} = \sum_{i=1}^{23} \varepsilon_{CY,it} \frac{Y_{it}}{Y_t}. \quad (6.28)$$

Es wird der gewichtete Mittelwert der individuellen Outputelastizitäten der Wirtschaftsbereiche gebildet. Dabei werden die Outputelastizitäten der Wirtschaftsbereiche mit ihrem Anteil am realen Produktionswert der untersuchten Wirtschaftsbereiche gewichtet.⁴⁵ Diese Approximation kann wie folgt begründet werden:

$$\frac{\partial VC_t}{\partial Y_t} = \frac{\sum \partial VC_{it}}{\partial Y_t} = \sum_{i=1}^{23} \frac{\partial VC_{it}}{\partial Y_{it}} \frac{\partial Y_{it}}{\partial Y_t} \approx \sum_{i=1}^{23} \frac{\partial VC_{it}}{\partial Y_{it}} \frac{Y_{it}}{Y_t}, \quad (6.29)$$

$$VC_t \equiv \sum_{i=1}^{23} VC_{it}, \quad Y_t \equiv \sum_{i=1}^{23} Y_{it}.$$

⁴⁵ Morrison und Siegel (1997) wählen die gleiche Vorgehensweise, um die aggregierten Outputelastizitäten zu berechnen.

Für die Approximation wird unterstellt, dass die Änderung des Outputs der Branche i infolge der marginalen Erhöhung des Gesamtoutputs aller Branchen genau dem Branchenanteil der Branche i am Gesamtoutput entspricht: $\frac{\partial Y_i}{\partial Y} = \frac{Y_i}{Y}$.⁴⁶ Durch die Multiplikation der Gleichung (6.29) mit dem Quotienten des Outputs und der variablen Kosten erhält man die Gleichung (6.28), wobei angenommen wird, dass dieser Quotient für alle Branchen identisch ist.

Die durchschnittliche Outputelastizität der variablen Kosten ist in Tabelle 6.1 ausgewiesen.⁴⁷ Sie beträgt im unrestringierten und im restringierten Modell 1,12 Prozent. Die Wirtschaftsbereiche bieten danach kurzfristig im Bereich steigender Durchschnittskosten an. Die langfristige Outputelastizität der Kosten lässt sich wie folgt bestimmen:⁴⁸

$$\eta = \frac{\epsilon_{CY}}{(1 - \epsilon_{CK} - \epsilon_{CFE})} \quad (6.30)$$

Die langfristige Outputelastizität der Kosten ist daher umso niedriger, je deutlicher die variablen Kosten infolge einer Erhöhung der Einsatzmenge der fixen Inputs sinken. Aus Tabelle 6.1 geht hervor, dass die langfristige Outputelastizität deutlich niedriger als die kurzfristige ist und im Durchschnitt den Wert 0,98 aufweist.⁴⁹ Dies gilt sowohl für das restringierte wie für das unrestringierte Modell. Der Kehrwert von η entspricht der Skaleneelastizität, falls die zu Grundliegende Produktionsfunktion homothetisch ist. Da die geschätzten Kreuzterme der Gleichung (6.21) alle hochsignifikant sind, ist zu vermuten, dass die Produktionstechnologie nicht homothetisch ist. Für die Interpretation von η^{-1} bedeutet dies, dass dieser Wert nicht mit der Skaleneelastizität identisch ist.⁵⁰ Mit einem Wert von 1,02 entspricht η^{-1} dem Wert der Skaleneelastizität, der sich aus der Schätzung der Produktionsfunktion im fünften Kapitel ergibt.

Damit die Faktornachfragekurven negativ geneigt sind, müssen die (Allen-Uzawa) Eigenpreiselastizitäten der Inputs Arbeit und Vorleistungen negativ oder gleich null sein ($\epsilon_{ZZ}, \epsilon_{LL} \leq 0$). In Tabelle 6.1 sind die durchschnittlichen Eigenpreiselastizitäten angegeben, die sowohl für das restringierte Modell als auch für das unrestringierte Modell negativ sind.⁵¹ Die unter Verwendung der Schätzergebnisse berechnete Hes-

⁴⁶ Eine ähnliche Vorgehensweise wählen auch Falk und Koebel (1998) bei der Berechnung aggregierter Elastizitäten.

⁴⁷ Da die Elastizitäten als gewichtete Mittelwerte der sektoralen Elastizitäten und als Mittelwerte über die Jahre berechnet wurden, ist eine Berechnung der Standardfehler der aggregierten Elastizitäten nicht möglich.

⁴⁸ Zur Herleitung siehe Caves, Christensen und Swanson (1981), S. 996.

⁴⁹ Die langfristigen Outputelastizitäten der einzelnen Wirtschaftsbereiche liegen ebenfalls nahe bei eins.

⁵⁰ Die Elastizität der Größe (elasticity of size) reflektiert bei nichthomothetischen Funktionen sowohl die Skaleneffekte (elasticity of scale) als auch die Effekte der Reallokation der Inputs. Siehe hierzu Chambers (1988), S. 73.

⁵¹ Die Preiselastizitäten variieren im Zeitablauf, da die geschätzten Kostenanteile der Beobachtungsjahre in die Berechnung eingehen. In Tabelle 6.1 sind die Mittelwerte ausgewiesen.

Tabelle 6.1.: Outputelastizitäten, Preiselastizitäten und die Wachstumsrate der Totalen Faktorproduktivität (Mittelwerte)

Modell	ε_{CY}	η	ε_{LL}^a	ε_{ZZ}^a	ε_{CT}
(I) Unrestringiert	1,12	0,98	-0,93	-0,45	-0,004
(II) Restrngiert	1,12	0,98	-0,71	-0,35	-0,003

a) An den Mittelwerten des Samples approximiert.

sesche Matrix sowie die Matrix der Substitutionselastizitäten sind für alle Beobachtungspunkte bzw. alle Wirtschaftsbereiche negativ definit, d.h. die geschätzte Kostenfunktion ist lokal konkav in den Faktorpreisen.

Wachstumsrate der TFP: Der technische Wandel ist definiert als die Rate der Kostenänderung bei Konstanz der anderen Variablen der Kostenfunktion. Die durch den technischen Wandel induzierte Kostensenkung lässt sich bestimmen, indem die partielle Ableitung der Gleichung (6.16) nach dem Zeitindex gebildet wird:

$$\varepsilon_{CT, it} = \frac{\partial \ln h(\cdot)}{\partial t} = \alpha_T + \gamma_{TT} T + \gamma_{LT} \ln q'_{L, it} + \gamma_{YT} \ln Y_{it} + \gamma_{FT} \ln FE_{it-1} + \gamma_{KT} \ln K_{it-1}. \quad (6.31)$$

Für die restringierte Version, unter der Annahme Hicks-neutralen technischen Wandels, werden die Parameter der Kreuzterme des Zeitindex gleich null gesetzt ($\gamma_{LT} = \gamma_{ZT} = \gamma_{KT} = \gamma_{FT} = \gamma_{YT} = 0$). Zusätzlich wird eine konstante Wachstumsrate der TFP unterstellt ($\gamma_{TT} = 0$), so dass sie dem Schätzwert des Parameters α_T entspricht. Im unrestringierten Modell (I) wird eine zeitliche Variation der Wachstumsrate sowie Nicht-Neutralität des technischen Wandels zugelassen.

Durch Einsetzen der geschätzten Koeffizienten und Einsetzen der Beobachtungen der Wirtschaftsbereiche kann die Wachstumsrate der TFP für die einzelnen Wirtschaftsbereiche berechnet werden. Die aggregierte Wachstumsrate der TFP der 23 untersuchten Wirtschaftsbereiche lässt sich wie folgt aus den sektoralen Wachstumsraten bestimmen:

$$\frac{\partial VC_t}{\partial t} \frac{1}{VC_t} = \sum_{i=1}^{23} \frac{\partial VC_{it}}{\partial t} \frac{1}{VC_{it}} \frac{VC_{it}}{VC_t}, \quad (6.32)$$

$$\text{mit } VC_t \equiv \sum_{i=1}^{23} VC_{it}, \quad (6.33)$$

wobei $\frac{\partial VC_t}{\partial t} \frac{1}{VC_t}$ die Wachstumsrate der Totalen Faktorproduktivität für den Wirtschaftsbereich i bezeichnet und $\frac{VC_{it}}{VC_t}$ den Anteil der variablen Kosten dieses Wirtschaftsbereichs an den variablen Kosten aller untersuchten Wirtschaftsbereiche.

Die Wachstumsrate der TFP ($-\varepsilon_{CT}$) liegt mit einem durchschnittlichen Wert von 0,4 Prozent für das unrestringierte Modell (I) geringfügig über der des restringierten Modells (II), die einen Wert von 0,3 Prozent aufweist. Die Wachstumsrate der Totalfaktorproduktivität geht im Beobachtungszeitraum kontinuierlich zurück. Der technische Wandel ist Hicks-neutral, wenn die Kreuzterme γ_{LT} , γ_{ZT} , γ_{KT} und γ_{FT} nicht signifikant von null verschieden sind. Die Nullhypothese, dass die Koeffizienten γ_{LT} , γ_{ZT} , γ_{KT} , γ_{FT} , γ_{YT} und γ_{TT} gemeinsam gleich null sind, wird mittels des Likelihood-Verhältnis-Tests (LR-Test) überprüft. Die Hypothese kann deutlich abgelehnt werden.⁵² Man spricht von faktorsparendem (-nutzendem) technischem Wandel hinsichtlich des Produktionsfaktors i , wenn der Koeffizient γ_{iT} negativ (positiv) ist. Die negativen Werte der Koeffizienten γ_{KT} und γ_{FT} deuten darauf hin, dass der technische Wandel hinsichtlich des physischen und des F&E-Kapitals sparend ist. Hingegen lässt sich kein signifikanter Einfluss des technischen Wandels auf den Kostenanteil des Faktors Arbeit feststellen. Der Schätzwert für den Parameter γ_{TT} , der den Trend der TFP angibt, ist ebenfalls statistisch nicht signifikant von null verschieden.

Produktivitätseffekte des physischen und des F&E-Kapitals: Die Elastizitäten der variablen Kosten hinsichtlich des physischen und des F&E-Kapitals werden durch Einsetzen der geschätzten Koeffizienten und durch Einsetzen der Beobachtungen der jeweiligen Variablen in die Gleichung (6.24) berechnet. Die aggregierten Elastizitäten ergeben sich aus den gewichteten Elastizitäten der einzelnen Wirtschaftsbereiche, wobei der Anteil der einzelnen Wirtschaftsbereiche am physischen bzw. F&E-Kapitalstock aller untersuchten Wirtschaftsbereiche als Gewichtungsfaktor dient.⁵³ In Tabelle 6.2 sind die Elastizitäten der variablen Kosten hinsichtlich des physischen Kapitals (ε_{CK}) und des F&E-Kapitals (ε_{CF}) für die unrestringierte und die restringierte Schätzung ausgewiesen. Da der LR-Test gegen die restringierte Version und damit gegen die Annahme der Hicks-neutralität des technischen Wandels spricht, werden nachfolgend nur die Ergebnisse der unrestringierten Schätzung diskutiert.

Die variablen Kosten sinken im Beobachtungszeitraum durchschnittlich um 0,106 Prozent, wenn der physische Kapitalstock um ein Prozent erhöht wird. Eine einprozentige Erhöhung des F&E-Kapitals führt zu einer Senkung der variablen Kosten um 0,045 Prozent.⁵⁴

Die Elastizitäten, die die relativen Änderungen beschreiben, lassen sich in die Schattenpreise (q_G^i) der fixen Inputs umrechnen. Hierfür werden die geschätzten Elastizitäten des entsprechenden Inputs mit dem Quotienten aus variablen Kosten und dem

⁵² Der Chi-Quadratwert des LR-Tests liegt bei 106,3. Die Annahme, dass die betreffenden Parameter gemeinsam gleich null sind, muss bei einem kritischen Wert von $\chi_{0,01,5}^2 = 15,01$ auf einem hohen Signifikanzniveau abgelehnt werden.

⁵³ Die Berechnung erfolgt damit analog zur Berechnung der aggregierten Outputelastizitäten.

⁵⁴ Aus der ökonometrischen Schätzung mit einer Abschreibungsrate des F&E-Kapitals in Höhe von fünf Prozent ergeben sich ähnliche Elastizitäten. Dies bestätigt die Ergebnisse des fünften Kapitels. Da hieraus keine zusätzlichen Erkenntnisse folgen, wird auf eine Darstellung der Ergebnisse verzichtet.

Tabelle 6.2.: Elastizitäten, Schattenpreise und Ex post-Ertragsraten des physischen und des F&E-Kapitals (Mittelwerte)

Modell	ε_{CK}	ε_{CF}	q_K^s	q_{FE}^s	r_K^a	r_{FE}^a
(I) Unrestringiert	-0,106	-0,045	0,23	0,27	15,5	17,1
(II) Restringsiert	-0,098	-0,051	0,22	0,30	13,4	21,6

a) in Prozent.

Kapitalstock des fixen Inputs multipliziert:⁵⁵

$$-\frac{\partial h(\cdot)}{\partial G} = -\frac{\partial \ln h(\cdot)}{\partial \ln G} \frac{CV}{G} = -\varepsilon_{CG} \frac{CV}{G} = q_G^s, \quad \text{mit } G = K, FE. \quad (6.34)$$

Aus Tabelle 6.2 geht hervor, dass eine Erhöhung des F&E-Kapitalstocks um eine Mark zu einer Senkung der variablen Kosten um 27 Pfennige pro Jahr führt. Dagegen sinken die variablen Kosten infolge einer Erhöhung des physischen Kapitalstocks um eine Mark um 23 Pfennige pro Jahr. Die Ex post-Ertragsraten (r_G) lassen sich wie folgt berechnen:⁵⁶ $r_G = \frac{q_G^s}{p_G} - \delta_G$ mit $G = K, FE$, wobei p_G den Kaufpreis (Preisindex) des Kapitalguts G bezeichnet und δ_G dessen Abschreibungsrate. Im Durchschnitt aller Beobachtungsjahre ergibt sich eine Ex post-Ertragsrate des physischen Kapitals von 15,5 Prozent. Die des F&E-Kapitals liegt mit 17,1 Prozent darüber. In Abbildung 6.1 ist die Entwicklung der Ex post-Ertragsraten des physischen und des F&E-Kapitals für das unrestringierte Modell (I) graphisch dargestellt. Es lässt sich ein Rückgang der Ex post-Ertragsrate nach dem Jahr 1984 feststellen. Die Ertragsrate sinkt von knapp 19 Prozent im Jahr 1984 auf ca. 15 Prozent im Jahr 1993.⁵⁷ Die Ex post-Ertragsrate des physischen Kapitals steigt in den Jahren 1987 bis 1993 von ca. 14 Prozent auf 21 Prozent deutlich an. Von 1990 bis 1993 liegt die Ex post-Ertragsrate des physischen Kapitals über der des F&E-Kapitals.

Vergleicht man dieses Ergebnis mit den Schätzergebnissen des fünften Kapitels, dann bestätigen die Ergebnisse dieser Schätzung die im fünften Kapitel festgestellte Entwicklung der Ertragsraten des physischen und des F&E-Kapitals.⁵⁸ Anders als bei der Schätzung der Produktionsfunktion ergibt sich jedoch aus der Schätzung des Kostenmodells eine relativ hohe Ex post-Ertragsrate des F&E-Kapitals.

⁵⁵ Der Index der Wirtschaftsbereiche i und der Zeitindex t werden für die nachfolgenden Ausführungen vernachlässigt, da sie hierfür nicht relevant sind.

⁵⁶ Hier werden die Wertsteigerungen der Kapitalgüter im Gegensatz zur Berechnung der Kapitalnutzungskosten für die Indexberechnung nicht berücksichtigt (siehe Anhang A).

⁵⁷ Aus den Schätzergebnissen des restringierten Modells II ergibt sich ein drastischerer Rückgang der Ertragsrate des F&E-Kapitals, allerdings spricht der Likelihood-Verhältnis-Test gegen das restringierte Modell.

⁵⁸ Auch Schätzergebnisse des fünften Kapitels deuten darauf hin, dass in der zweiten Hälfte des Beobachtungszeitraums die Ex post-Ertragsrate des F&E-Kapitals sinkt und die des physischen Kapitals steigt.

Abbildung 6.1.: Ex post-Ertragsraten des physischen und des F&E-Kapitals der untersuchten Wirtschaftsbereiche in den Jahren 1980 bis 1993



Die ökonomischen Schätzungen dieses Abschnitts liefern folgende Ergebnisse: Die Unternehmen produzieren kurzfristig im Bereich steigender variabler Durchschnittskosten, dagegen liegt der Wert der langfristigen Outputelastizität der Kosten nahe bei eins. Die Wachstumsrate der Totalen Faktorproduktivität nimmt über den gesamten Beobachtungszeitraum ab. Die Ex post-Ertragsrate des F&E-Kapitals ist seit Mitte der 80er Jahre deutlich zurückgegangen, und für den Zeitraum von 1990 bis 1993 liegt sie unter der Ertragsrate des F&E-Kapitals. Der Schätzwert für die Inverse der Preiselastizität der Nachfrage impliziert einen Markup in Höhe von 0,98, d.h. der Preis liegt unter den Grenzkosten. Dieses Ergebnis ist nicht plausibel und ist möglicherweise durch die Nichtberücksichtigung branchenspezifischer Effekte bedingt.

6.3.2. Resultate der ökonomischen Schätzung mit branchenspezifischen Effekten

Bei der Schätzung mit Paneldaten kann die Vernachlässigung branchenspezifischer Effekte zu inkonsistenten Schätzern führen. In diesem Abschnitt wird die nicht beobachtbare Heterogenität der Wirtschaftsbereiche berücksichtigt. Es wird zugelassen, dass die Konstanten der Kostengleichung (α_0), der Kostenanteilsleichung (α_L) und der Nachfragegleichung (β_0) für die untersuchten Wirtschaftsbereiche unterschiedliche Werte annehmen. Für die Preissetzungsgleichung werden dem Parameter β_V 22

Branchendummies hinzugefügt.⁵⁹ Wegen der Parameterrestriktionen sind die branchenspezifischen Parameter der Kostenanteilsleichung (α_L) und der Angebotsgleichung (β_Y) auch als Steigungsparameter in der Kostengleichung bzw. der Nachfragegleichung enthalten.

Die Ergebnisse der ökonometrischen Schätzungen sind in den Tabellen 6.5 und 6.6 im Anhang aufgeführt. Im Vergleich zu den Schätzungen ohne branchenspezifische Effekte weist diese Schätzung mit branchenspezifischen Effekten für die Kostenanteilsleichung der Arbeit und für die Angebotsgleichung einen deutlich höheren Erklärungsgehalt auf. Für das unrestringierte Modell (I) liegt das Bestimmtheitsmaß der Kostenanteilsleichung der Arbeit bei 0,98 und das der Angebots- bzw. Preissetzungsgleichung bei 0,74. Die gemeinsame Signifikanz der branchenspezifischen fixen Effekte wird mittels des Likelihood-Ratio-Tests überprüft. Die Hypothese, dass keine branchenspezifischen Effekte vorliegen, kann sowohl für das unrestringierte als auch für das restringierte Modell klar verworfen werden (siehe Tabellen 6.5 und 6.6). Es werden lediglich diejenigen branchenspezifischen Parameter (β_Y) ausgewiesen, die den Kehrwert der Preiselastizität der Nachfrage repräsentieren, da mit Hilfe der Schätzwerte dieser Parameter die Markups der Wirtschaftsbereiche ermittelt werden. Die Mehrzahl der geschätzten Koeffizienten, die nicht branchenspezifisch sind, sind mindestens auf einem Niveau von fünf Prozent signifikant von null verschieden. Auch unter Berücksichtigung branchenspezifischer Effekte sind die geschätzten Residuen autokorreliert. Die Werte der DW-Statistik, die von Bhargava et al. (1982) für FE-Modelle hergeleitet wurde, sprechen für das Vorliegen positiver Autokorrelation.⁶⁰

Regularitätsbedingungen, Preis- und Outputelastizitäten: Die geschätzte variable Kostenfunktion ist monoton steigend hinsichtlich des Outputs. Der aggregierte Wert der Outputelastizität der variablen Kosten beträgt im Durchschnitt aller Jahre 0,98 für das restringierte Modell und 0,89 für das unrestringierte Modell. Die Ergebnisse deuten darauf hin, dass die kurzfristigen Grenzkosten unter den variablen Durchschnittskosten liegen und die Unternehmen der Wirtschaftsbereiche kurzfristig im Bereich abnehmender (variabler) Durchschnittskosten produzieren. Die Signifikanz der geschätzten Koeffizienten, die in die Berechnung der Outputelastizität eingehen, ist für das unrestringierte Modell im Vergleich zur Schätzung ohne branchenspezifische Effekte und im Vergleich zur restringierten Version deutlich niedriger.

Für die langfristige Outputelastizität lassen sich anhand der Gleichung (6.30) keine sinnvollen Werte berechnen, da die aggregierte Elastizität des F&E-Kapitals über den gesamten Beobachtungszeitraum positiv ist. Für einige Jahre gilt dies auch für das physische Kapital. Dies bedeutet, dass eine Erhöhung des F&E-Kapitals zu einer Erhöhung der variablen Kosten führt und die Regularitätsbedingungen nicht erfüllt sind. Die Standardfehler der Koeffizienten der Kreuzterme des F&E-Kapitals sind

⁵⁹ Hierdurch lassen sich aus den Schätzergebnissen branchenspezifische Markups ermitteln. Eine ähnliche Vorgehensweise wählen beispielsweise auch Nadiri und Kim (1996).

⁶⁰ Die Werte dieser Durbin-Watson-Statistik liegen für die Kostengleichung (0,49), die Kostenanteilsleichung der Arbeit (0,47) sowie für die Angebots- (0,77) und Nachfragegleichung (0,31) des Modells (I) unterhalb der Untergrenze des Invarianzbereichs.

Tabelle 6.3.: Outputelastizitäten, Preiselastizitäten und die Wachstumsrate der Totalen Faktorproduktivität(Mittelwerte)

Modell	ε_{CY}	η	$\varepsilon_{LL}^{a)}$	$\varepsilon_{ZZ}^{a)}$	ε_{CT}
(I) Unrestringiert	0,89	-	-0,32	-0,16	-0,003
(II) Restringsiert	0,98	-	-0,59	-0,30	-0,004

a) An den Mittelwerten des Samples approximiert.

deutlich höher als im vorhergehenden Abschnitt. Die Schätzung der Elastizitäten ist somit sehr ungenau.

Die Eigenpreiselastizitäten der Inputs Arbeit und Vorleistungen sind wiederum negativ. Allerdings sind sie im Vergleich zu den Schätzergebnissen der Modelle ohne branchenspezifische Effekte für das restringierte Modell (II) etwas niedriger. Die anhand der Schätzergebnisse ermittelte Matrix der Substitutionelastizitäten ist für alle Beobachtungspunkte negativ definit.

Da die ökonomische Spezifikation mit branchenspezifischen fixen Effekten in der oben beschriebenen Form nicht zu befriedigenden Ergebnissen hinsichtlich der Produktivitätseffekte der fixen Inputs führt, wurden weitere ökonomische Modellspezifikationen untersucht. Es wurden dabei auch verschiedene Steigungsparameter als branchenspezifisch angenommen. Lediglich eine ökonomische Spezifikation des Modells, in welcher nur für den Parameter α_L branchenspezifische Effekte angenommen werden, führt zu plausiblen Ergebnissen. Auf die Darstellung der Ergebnisse wird verzichtet, da sich durch sie keine grundsätzlich neuen Einsichten ergeben.

Bereits im fünften Kapitel zeigte sich, dass die Schätzung des FE-Modells zu insignifikanten Koeffizienten des physischen und des F&E-Kapitals führt. Als Erklärung kann zum einen die Nichtberücksichtigung der Querschnittsdimension durch die Schätzung des FE-Modells genannt werden. Zum anderen werden durch das FE-Modell zufällige Messfehler stärker betont, was zu einer ungenaueren Schätzung der Parameter führt.⁶¹ Die Vernachlässigung branchenspezifischer Effekte lässt sich rechtfertigen, wenn durch die Berücksichtigung dieser Effekte die Schätzung langfristiger Zusammenhänge verhindert wird, weil kurzfristige Einflüsse die langfristige Beziehung zwischen den Variablen dominieren.⁶² Bei der Interpretation der Ergebnisse des Modells ohne branchenspezifische Effekte muss allerdings berücksichtigt werden, dass die Schätzer nicht konsistent sind.⁶³ Deshalb sind die Schätzwerte der Elastizitäten des physischen und des F&E-Kapitals möglicherweise nach oben verzerrt.

⁶¹ Vgl. Griliches und Hausman (1986).

⁶² Diese Begründung nennen beispielsweise García-Milà und McGuire (1993), die bei der Schätzung der Produktivitätseffekte der Infrastruktur für die Bundesstaaten der USA bewusst auf die Berücksichtigung fixer Effekte verzichten.

⁶³ Die Hypothese, dass keine branchenspezifischen Effekte vorliegen, wird durch den LR-Test klar verworfen.

Wachstumsrate der TFP: Die Berücksichtigung branchenspezifischer Effekte bewirkt, dass die durchschnittliche Wachstumsrate der Totalen Faktorproduktivität für das restringierte Modell (II) von 0,3 auf 0,4 Prozent ansteigt und die durchschnittliche Wachstumsrate für das unrestringierte Modell (I) von 0,4 auf 0,3 Prozent zurückgeht.⁶⁴ Der Likelihood-Verhältnis-Test spricht wieder deutlich gegen das restringierte Modell.⁶⁵ Der durch den technischen Wandel induzierte Produktivitätsfortschritt betrifft folglich nicht alle Inputs in gleicher Weise. Die Berücksichtigung branchenspezifischer Effekte hat einen wesentlichen Einfluss auf die Vorzeichen und die Höhe der geschätzten Kreuzterme γ_{LT} , γ_{ZT} , γ_{KT} , γ_{FT} , γ_{YT} und des Koeffizienten γ_{TT} . Die Ergebnisse der Schätzung deuten darauf hin, dass der technische Wandel arbeitssparend ist, da der geschätzte Koeffizient γ_{LT} negativ und statistisch hochsignifikant ist. Aus den Restriktionen (6.20) folgt demnach, dass der technische Wandel vorleistungsnutzend ist. Der technische Wandel wirkt kapitalnutzend hinsichtlich des physischen Kapitals und kapitalsparend hinsichtlich des F&E-Kapitals. Der positive und statistisch signifikante Koeffizient γ_{TT} impliziert, dass die Wachstumsrate der TFP im Zeitablauf zurückgeht.⁶⁶

Es wird nun betrachtet, in welcher Weise der technische Wandel im Beobachtungszeitraum das Produktivitätsniveau der Wirtschaftsbereiche beeinflusst hat. Unter Verwendung der aggregierten jährlichen Wachstumsraten der Totalen Faktorproduktivität wird der aggregierte Produktivitätsindex berechnet. Dieser wird für das Jahr 1981 auf den Wert 100 normiert. Um einen Vergleich mit den Ergebnissen der Indexberechnung des vierten Kapitels vornehmen zu können, wird analog zur obigen Berechnung ein aggregierter Produktivitätsindex für das primale Produktivitätsmaß berechnet. Grundlage hierfür sind die aggregierten jährlichen Wachstumsraten der TFP, die sich aus den gewichteten Wachstumsraten der TFP der einzelnen Wirtschaftsbereiche ergeben.⁶⁷ Der primale Produktivitätsindex wird ebenfalls für das Jahr 1981 auf den Wert 100 normiert. Die Entwicklung der Produktivitätsindizes ist in der Abbildung 6.2 abgetragen.

Legt man die Entwicklung des dualen Indexes zu Grunde, der anhand der Ergebnisse der Schätzung mit branchenspezifischen Effekten ermittelt wurde, dann hat sich die Effizienz der untersuchten Wirtschaftsbereiche im Zeitraum von 1981 bis 1993 um 3,66 Prozent erhöht. Der primale TFP-Index zeigt eine Steigerung der Effizienz um 3,03 Prozent an und liegt damit leicht unter dem dualen Index. Der aggregierte TFP-Index und der duale Index weisen damit im Hinblick auf die Produktivitätsentwicklung in die gleiche Richtung. Dies ist überraschend, da der primale TFP-Index unter sehr viel

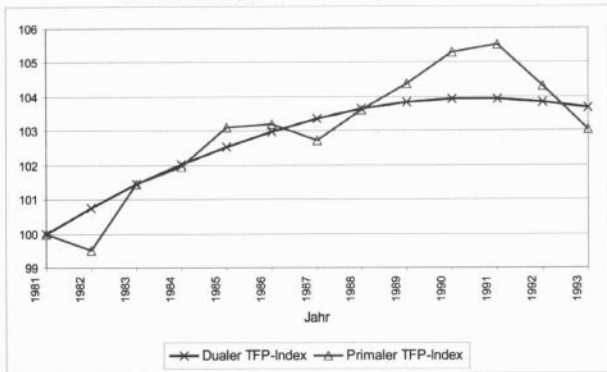
⁶⁴ Die Wachstumsraten des TFP werden für das unrestringierte Modell in gleicher Weise berechnet wie im vorhergehenden Abschnitt.

⁶⁵ Der Chi-Quadratwert des LR-Tests übersteigt mit 127,52 den kritischen Wert von $\chi^2_{0,01,5} = 15,01$ deutlich.

⁶⁶ Dies folgt aus dem negativen Vorzeichen der dualen Wachstumsrate der TFP.

⁶⁷ Als Gewichte dienen die Anteile der Wirtschaftsbereiche am gesamten Produktionswert der 23 Wirtschaftsbereiche in den jeweiligen Jahren. Dabei handelt es sich nicht um die Domar-Gewichte (1961), die sich auf einen Wert größer als eins summieren können. Dagegen ist die Summe der hier verwendeten Gewichte gleich eins. Im Sinne von Domar handelt es sich um eine "simple aggregation".

Abbildung 6.2.: Dualer und primärer TFP-Index der untersuchten Wirtschaftsbereiche in den Jahren 1981 bis 1993



restriktiveren Annahmen berechnet wurde.

Vergleicht man die zeitliche Entwicklung des dualen Indexes mit der Entwicklung des primalen TFP-Indexes, dann fällt zunächst auf, dass der primale TFP-Index im Gegensatz zum dualen Index deutliche „Sprünge“ aufweist. Die zeitliche Entwicklung des primalen TFP-Indexes zeigt deutlich, dass er durch konjunkturelle Einflüsse verzerrt ist. In den Jahren 1982, 1987 und 1993, für die sich konjunkturbedingte Rückgänge des Outputs beobachten lassen, weicht er negativ vom dualen Produktivitätsindex ab. Dagegen zeigt er für die Jahre 1990 und 1991 einen deutlichen Produktivitätsanstieg, während der duale Index auf ein konstantes Produktivitätsniveau hindeutet. Es ist bemerkenswert, dass der duale Index einen „glatten“ Verlauf aufweist, d.h., es sind keine konjunkturellen Einflüsse feststellbar. Die Schätzung des weniger restriktiven Kostenmodells ermöglicht demnach die Quantifizierung eines von konjunkturellen Effekten unverzerrten Maßes des Produktivitätswachstums.

Mögliche Erklärungen für das prozyklische Verhalten des primalen TFP-Indexes sind steigende Skalenerträge oder Auslastungsschwankungen.⁶⁸ Steigende Skalenerträge führen bei einer Steigerung (einem Rückgang) des Outputs zu einer Überschätzung

⁶⁸ Eine Zerlegung der primalen Produktivitätsentwicklung in die verschiedenen verzerrenden Einflüsse, wie sie beispielsweise Morrison (1992b) vornimmt, ist hier wegen der ungenauen Schätzungen der Elastizitäten der variablen Kosten hinsichtlich der fixen Inputs nicht möglich.

(Unterschätzung) der Wachstumsrate der TFP (siehe Gleichung 6.11). Auslastungsschwankungen der fixen Inputs führen, falls sie nicht hinreichend durch die Veränderung der Erlösanteile berücksichtigt werden, ebenfalls zu einem prozyklischen Verhalten der Wachstumsrate der TFP (siehe Kapitel 4.41). Das Problem der Auslastungsschwankungen kann durch das Vorliegen von Marktmacht verstärkt werden. In Abschnitt 6.1.2 wurde gezeigt, dass die Verwendung von Erlösanteilen an Stelle von Kostenanteilen zu einer falschen Gewichtung der Wachstumsraten der Inputs führt (siehe Gleichung 6.9).

Interpretiert man den dualen Index als „wahren“ aggregierten Produktivitätsindex der Wirtschaftsbereiche, dann stellt der primale Produktivitätsindex langfristig eine relativ gute Approximation dar, wenn sich die Fehler, die sich aus der Über- und Unterschätzung des Produktivitätswachstums ergeben, langfristig ausgleichen. Für den Zeitraum von 1981 bis 1993 ist dies der Fall, da der primale TFP-Index um den „wahren“ Index schwankt. Allerdings lässt sich auf der Grundlage der zeitlichen Entwicklung des primalen TFP-Indexes nicht erkennen, dass es sich bei der Verlangsamung des Produktivitätswachstums seit dem Jahr 1981 um einen stetigen Prozess handelt, der in den Jahren 1992 und 1993 sogar zu einem Rückgang des Produktivitätsniveaus führt. Die Ergebnisse dieser Schätzung liefern folglich bessere Informationen über die Entwicklung der Produktivität in den untersuchten Wirtschaftsbereichen.

Markups der einzelnen Wirtschaftsbereiche: Die Ausführungen des Abschnitts 6.1.2 haben gezeigt, dass die Verletzung der Annahme, dass der Preis den Grenzkosten entspricht, für die Messung der Wachstumsrate der TFP im primalen Ansatz ein Problem darstellt. Es wird nachfolgend untersucht, ob sich Markups für die einzelnen Wirtschaftsbereiche feststellen lassen. Die Schätzung branchenspezifischer Markups ermöglicht eine Aussage darüber, für welche Wirtschaftsbereiche die (primale) Wachstumsrate der TFP wegen der Verletzung der Annahme vollständiger Konkurrenz verzerrt ist. Für die Schätzung des Gleichungssystems mit branchenspezifischen Effekten wird in dieser Untersuchung angenommen, dass die Inverse der Preiselastizität der Outputnachfrage (β_y) branchenspezifisch und fix ist. Es werden die Schätzergebnisse des Modells (II) mit Hicks-neutralem technischen Wandel und dem unrestringierten Modell (I) diskutiert. Das restringierte Modell wird durch den LR-Test abgelehnt, und die folgenden Ausführungen zeigen, dass unter der Annahme Hicks-neutralen technischen Wandels die Markups unterschätzt werden. Die geschätzten Koeffizienten sind für das unrestringierte Modell (I) in Tabelle 6.5, für das restringierte Modell (II) in Tabelle 6.6 ausgewiesen.⁶⁹

Als zentrales Ergebnis kann festgehalten werden, dass für die meisten Wirtschaftsbereiche die geschätzten Koeffizienten β_{yi} signifikant von null verschieden sind. Die gemeinsame Signifikanz der Branchendummies wird anhand eines Likelihood-Verhältnis-Tests überprüft. Die Nullhypothese, dass die Parameter β_{yi} der Wirt-

⁶⁹ Die Branchendummies messen die Abweichung vom geschätzten Koeffizienten des Wirtschaftsbereichs Ernährungsgewerbe. Es hätte auch ein anderer Bereich als Referenz dienen können. Für die Höhe der geschätzten Inversen der Preiselastizität der Nachfrage ist dies unerheblich.

schaftsbereiche identisch sind, wird deutlich abgelehnt.⁷⁰ In den meisten Wirtschaftsbereichen liegen demnach die Preise über den Grenzkosten. Eine wichtige Annahme der primalen Indexberechnung des vierten Kapitels ist damit nicht erfüllt. Ein weiteres Ergebnis ist, dass die Höhe der geschätzten Markups von den Annahmen über die Wirkung des technischen Wandels beeinflusst wird. Die Markups des unrestringierten Modells liegen über den Markups des restringierten Modells, bei dem Hicks-neutraler technischer Wandel unterstellt wird. Die Ergebnisse sind in Tabelle 6.7 im Anhang aufgeführt. Das arithmetische Mittel der Markups beträgt für das unrestringierte Modell 1,33 und liegt damit leicht über dem Mittelwert des restringierten Modells in Höhe von 1,22. Die Höhe der geschätzten Markups variiert deutlich zwischen den einzelnen Wirtschaftsbereichen. Sowohl im unrestringierten wie auch im restringierten Modell kann für die Wirtschaftsbereiche Stahlbau, Holzverarbeitung und Ernährungsgewerbe die Nullhypothese, dass der geschätzte Koeffizient β_y gleich null ist, nicht abgelehnt werden. Dies impliziert eine sehr preiselastische Nachfrage nach dem Output dieser Wirtschaftsbereiche, woraus sich statistisch insignifikante Markups ergeben. Besonders hohe Markups weisen dagegen die Wirtschaftsbereiche Glasgewerbe, Zellstoff und Papiererzeugung, Feinkeramik, Steine und Erden, Chemische Industrie sowie Musikinstrumente und Spielwaren auf. Eher niedrige Markups lassen sich für die F&E-intensiven Wirtschaftsbereiche Maschinenbau, Straßenfahrzeugbau, Elektrotechnik, Feinmechanik und Optik sowie Herstellung von EBM-Waren feststellen.

In Abschnitt 4.4.2 des vierten Kapitels wurden die Ex post-Ertragsraten der Kapitalinputs diskutiert, die im Rahmen der Indexberechnung ermittelt wurden.⁷¹ Dabei zeigte sich, dass die Ex post-Ertragsraten einiger Wirtschaftsbereiche während des gesamten Beobachtungszeitraums über der durchschnittlichen Rate aller untersuchten Wirtschaftsbereiche liegen. Dies gilt insbesondere für die Bereiche Musikinstrumente und Spielwaren sowie Feinmechanik und Optik. Für die F&E-intensiven Bereiche Maschinenbau, Straßenfahrzeugbau und Elektrotechnik sind die Ex post-Ertragsraten hingegen unterdurchschnittlich. Dies deutet auf einen Zusammenhang zwischen Ex post-Ertragsrate und Markups hin. Bei näherer Betrachtung zeigt sich allerdings, dass sich für die Wirtschaftsbereiche insgesamt kein systematischer Zusammenhang zwischen der Höhe der Markups und den im vierten Kapitel ermittelten Ex post-Ertragsraten der Kapitalinputs feststellen lässt.⁷²

Aus hohen Markups kann *nicht* geschlossen werden, dass auch Monopolgewinne entstehen. Sind beispielsweise bei einem gegebenen Outputniveau die Grenzkosten geringer als die variablen Durchschnittskosten, wie dies im Bereich steigender Skalenerträge (fallender Durchschnittskosten) der Fall ist, dann ist ein multiplikativer Markup auf die Grenzkosten notwendig, damit die Unternehmen keine Verluste erwirtschaften (siehe Gleichung 6.27). Die Ergebnisse der Schätzung unter Berücksichti-

⁷⁰ Für das unrestringierte Modell (II) liegt der Chi-Quadratwert des LR-Tests mit 758, 23 klar über dem kritischen Wert von $\chi^2_{0,01,23} = 41,64$.

⁷¹ Zur Berechnung der Ex post-Ertragsrate siehe Anhang A.

⁷² Die Resultate von Regressionen der Ex post-Ertragsrate auf die Markups der Wirtschaftsbereiche ließen keinen signifikanten Zusammenhang erkennen.

gung branchenspezifischer Effekte deuten darauf hin, dass die Wirtschaftsbereiche im Bereich (leicht) fallender variabler Durchschnittskosten produzieren.⁷³ Daraus folgt, dass in den untersuchten Wirtschaftsbereichen die Grenzkosten unter den variablen Durchschnittskosten liegen. Dies kann die Existenz von Markups und die gleichzeitig niedrigen Ex post-Ertragsraten einiger Wirtschaftsbereiche erklären.⁷⁴

Die ökonomischen Schätzungen dieses Abschnitts liefern folgende Ergebnisse: Der in diesem Abschnitt ermittelte Produktivitätsindex weist im Gegensatz zum primalen Produktivitätsindex keine konjunkturell bedingten Schwankungen auf. Es kann deshalb vermutet werden, dass er ein besserer Indikator für den durch technischen Wandel induzierten Produktivitätszuwachs darstellt. Die Schätzergebnisse implizieren deutliche Markups für einzelne Wirtschaftsbereiche.

6.4. Zusammenfassung und Diskussion der Ergebnisse

In diesem Kapitel wurde ein Kostenmodell, das um eine Preissetzungs- und Outputnachfragegleichung erweitert wurde, anhand der gepoolten Daten von 23 Wirtschaftsbereichen des Verarbeitenden Gewerbes der Bundesrepublik Deutschland geschätzt. Zunächst werden die wichtigsten Ergebnisse vorgestellt und nachfolgend im Lichte der Ergebnisse anderer empirischer Studien diskutiert:

- Die Wachstumsrate der TFP nimmt über den gesamten Beobachtungszeitraum ab, in den Jahren 1992 und 1993 ist sie negativ.
- Im Gegensatz zum primalen Produktivitätsindex der Index-Methode ist der in diesem Kapitel ermittelte Produktivitätsindex nicht durch konjunkturbedingte Effekte verzerrt.
- Die Ex post-Ertragsrate des F&E-Kapitals ist in der zweiten Hälfte des Beobachtungszeitraums deutlich zurückgegangen und liegt für die Jahre 1989 bis 1993 unter der des physischen Kapitals.
- Für die meisten Wirtschaftsbereiche lassen sich Markups feststellen, die zwischen den einzelnen Wirtschaftsbereichen deutlich variieren.
- Die geschätzte Outputelastizität der Kosten deutet auf konstante bis fallende Skalenerträge hin.

⁷³ Diese Aussage bezieht sich auf die kurzfristige Outputelastizität der variablen Kosten. Über die langfristige Outputelastizität lässt sich wegen der ungenauen Schätzung der Elastizitäten der fixen Inputs keine Aussage treffen.

⁷⁴ Eine positive Korrelation zwischen der Outputelastizität der Kosten und der Höhe der Markups stellen Flaig und Steiner (1993a) fest.

Wachstumsrate der Totalen Faktorproduktivität: Für den Zeitraum von 1981 bis 1993 liegt die aggregierte Wachstumsrate der Totalen Faktorproduktivität der untersuchten Wirtschaftsbereiche im Durchschnitt bei 0,34 Prozent. Damit „erklärt“ das Wachstum der TFP ca. 20 Prozent des Outputwachstums der untersuchten Wirtschaftsbereiche. Diese Wachstumsrate entspricht in der Höhe den Ergebnissen, die für andere Industrieländer festgestellt wurden. Kim und Nadiri (1996) ermitteln beispielsweise für das Verarbeitende Gewerbe der USA und Japans im Zeitraum von 1980 bis 1990 Wachstumsraten in Höhe von 0,39 und 0,36 Prozent.

Es ist bemerkenswert, dass die Wachstumsrate der TFP über den gesamten Beobachtungszeitraum abnimmt und in den letzten beiden Jahren sogar negativ ist. Worauf dieser Rückgang zurückzuführen ist, kann anhand der Schätzergebnisse nicht beantwortet werden, da der technische Wandel im geschätzten Modell exogen ist. Die Ergebnisse dieser Untersuchung stehen im Gegensatz zu den Ergebnissen von Erber und Haid (1992), die für das Verarbeitende Gewerbe in den 80er Jahren einen deutlichen Produktivitätsanstieg messen.

Der aus den Wachstumsraten der TFP berechnete duale Produktivitätsindex der untersuchten Wirtschaftsbereiche zeigt einen Anstieg von ca. 3,7 Prozent. Dies entspricht in etwa dem Anstieg, der sich auch für den primalen Index ergibt. Jedoch weist der duale Index im Gegensatz zum primalen TFP-Index keine konjunkturbedingten Schwankungen auf. Durch die Aufhebung allzu restriktiver Annahmen der Indexberechnung konnten demnach die konjunkturellen Einflüsse beseitigt werden. Zu diesem Ergebnis kommen beispielsweise auch Flaig und Steiner (1993b) in ihrer Untersuchung zur Produktivitätsentwicklung im Verarbeitenden Gewerbe.

Ex post-Ertragsraten des physischen und des F&E-Kapitals: Für den Beobachtungszeitraum ergibt sich im Durchschnitt eine Ex post-Ertragsrate des F&E-Kapitals in Höhe von 17,1 Prozent, die damit über derjenigen des physischen Kapitals (15,5 Prozent) liegt. Allerdings lässt sich für die beiden Ertragsraten eine unterschiedliche Entwicklung feststellen. Die Ertragsrate des F&E-Kapitals geht in der zweiten Hälfte der 80er Jahre und Anfang der 90er Jahre deutlich zurück. Dagegen steigt die Ertragsrate des physischen Kapitals in der zweiten Hälfte deutlich an, so dass sie in den Jahren 1990 bis 1993 über der des F&E-Kapitals liegt. Positive Ertragsraten ergeben sich allerdings nur aus der Schätzung des Gleichungssystems *ohne* Berücksichtigung branchenspezifischer fixer Effekte.

Markups der Wirtschaftsbereiche: Die meisten Wirtschaftsbereiche weisen positive Markups auf. Für die Indexberechnung des vierten Kapitels bedeutet dies, dass das Produktivitätswachstum in Bereichen mit hohen Markups tendenziell unterschätzt wird. Darüber hinaus zeigen die Ergebnisse, dass Annahmen über die Wirkungsweise des technischen Wandels Auswirkungen auf die Schätzwerte der Markups haben. Wenn Hicks-neutraler technischer Wandel unterstellt wird, dann führt dies zu niedrigeren Schätzwerten für die Markups.

Andere Untersuchungen kommen hinsichtlich der Höhe der geschätzten Markups zu ähnlichen Ergebnissen. Die Ergebnisse der Studien von Flaig und Steiner (1993b),

Hofmann (1995) und Rottmann (1995) sind in Tabelle 6.7 aufgeführt. Obwohl in den genannten Studien unterschiedliche Ansätze verwendet werden, sind die geschätzten Markups für die Mehrzahl der Wirtschaftsbereiche ähnlich hoch. Unterschiede können sich dadurch ergeben, dass die Beobachtungszeiträume nicht identisch sind. Im Durchschnitt liegen die Markups zwischen 1,22 und 1,36. Olivera Martins et al. (1996) ermitteln – unter Verwendung des Ansatzes von Roeger (1995) – für deutsche Industriezweige einen durchschnittlichen Markup von 1,20.⁷⁵ In ihrer länderübergreifenden Studie (14 OECD Länder) kommen sie zu dem Ergebnis, dass die Bereiche Maschinenbau, Straßenfahrzeugbau und Elektrotechnik vergleichsweise niedrige Markups aufweisen. Ihre Ergebnisse stimmen diesbezüglich mit den Ergebnissen dieser Untersuchung überein.

Outputelastizität der Kosten: Die Resultate der Schätzung ohne branchenspezifische fixe Effekte deuten darauf hin, dass die Unternehmen kurzfristig im Bereich steigender variabler Durchschnittskosten produzieren und die langfristige Outputelastizität den Wert eins annimmt. Dieses Ergebnis bestätigt die Schätzergebnisse des fünften Kapitels, die insgesamt nicht gegen das Vorliegen konstanter Skalenerträge sprechen.⁷⁶ Bei Berücksichtigung branchenspezifischer fixer Effekte ändert sich allerdings das Ergebnis, und die Schätzergebnisse implizieren, dass die Unternehmen kurzfristig im Bereich konstanter bis (leicht) fallender variabler Durchschnittskosten produzieren. Über die Höhe der langfristigen Outputelastizität lassen sich aus den Schätzergebnissen keine statistisch abgesicherten Aussagen ableiten. Flaig und Steiner (1993a,b) kommen in einer reinen Zeitreihenuntersuchung für 21 Wirtschaftsbereiche des Verarbeitenden Gewerbes zu dem Ergebnis, dass die Outputelastizität der variablen Kosten in den meisten Wirtschaftsbereichen nahe bei eins liegt und die langfristige Outputelastizität signifikant niedriger als eins ist. Auch Erber (1994) kommt im Rahmen des dualen Ansatzes zu dem Ergebnis, dass die Unternehmen im Bereich fallender Durchschnittskosten produzieren.

⁷⁵ Die Ergebnisse sind nicht in der Tabelle 6.7 aufgeführt, weil sie wegen der unterschiedlichen sektoralen Abgrenzung nicht vergleichbar sind.

⁷⁶ Dabei wird unterstellt, dass die Skalenelelastizität approximativ der Inversen der Outputelastizität der Kosten entspricht.

6.5. Anhang: Schätzergebnisse

Tabelle 6.4.: Ergebnisse der Schätzung ohne Berücksichtigung branchenspezifischer Effekte

Parameter	Unrestringiert		Restringiert	
α_0	1123,7	(977,5)	3,127	(2,586)
α_L	-7,3	(5,54)	0,648**	(0,096)
α_K	-8,85*	(3,93)	-0,303**	(0,092)
α_F	-5,09**	(1,51)	-0,199**	(0,435)
α_Y	-15,7**	(2,51)	1,61**	(0,068)
α_T	-1,09	(0,98)	-0,003*	(0,001)
γ_{LL}	-0,086	(0,06)	-0,014	(0,026)
γ_{KK}	-0,146**	(0,03)	-0,147**	(0,036)
γ_{FF}	-0,013	(0,008)	-0,010	(0,008)
γ_{YY}	-0,208**	(0,02)	-0,21**	(0,024)
γ_{LF}	0,443**	(0,006)	0,032**	(0,004)
γ_{LK}	0,083**	(0,025)	-0,010	(0,018)
γ_{LY}	-0,174**	(0,026)	-0,069**	(0,015)
γ_{FK}	-0,024*	(0,011)	-0,021	(0,011)
γ_{YF}	0,039**	(0,004)	0,031**	(0,005)
γ_{YK}	0,171**	(0,019)	0,180**	(0,022)
β_0	-52,38**	(6,39)	-45,76**	(5,664)
β_U	0,012**	(0,004)	0,009*	(0,004)
β_{VP}	0,028	(0,105)	0,153	(0,094)
β_{AQ}	0,037	(0,019)	0,058**	(0,014)
β_{AW}	-0,414**	(0,086)	-0,358**	(0,093)
β_l	0,026**	(0,003)	0,221**	(0,003)
γ_{TT}	0,0005	(0,0004)	-	
γ_{LT}	0,004	(0,003)	-	
γ_{KT}	-0,004*	(0,002)	-	
γ_{FT}	-0,003**	(0,0007)	-	
γ_{YT}	0,009**	(0,001)	-	
Kosten	$R^2 = 0,99$	(0,063)	$R^2 = 0,99$	(0,065)
Arbeit	$R^2 = 0,14$	(0,077)	$R^2 = 0,29$	(0,062)
Angebot	$R^2 = 0,26$	(0,050)	$R^2 = 0,21$	(0,055)
Nachfrage	$R^2 = 0,61$	(0,058)	$R^2 = 0,62$	(0,058)
Log of Likelihood.	1539,98		1486,83	

Signifikanzniveau: * = 5 %, ** = 1 %. Die Zahlen in den Klammern sind die asymptotischen Standardfehler.

Tabelle 6.5.: Ergebnisse der Schätzung unter Berücksichtigung branchenspezifischer Effekte (Modell I)

Parameter			Parameter		
α_K	-4,579*	(2,11)	$\beta_{Y(24,40)}$	-0,261**	(0,052)
α_F	2,517*	(1,13)	$\beta_{Y(58)}$	-0,194**	(0,040)
α_Y	2,042	(1,35)	$\beta_{Y(59)}$	-0,242**	(0,049)
α_T	-2,152**	(0,69)	$\beta_{Y(25)}$	-0,286**	(0,041)
γ_{LL}	0,115**	(0,017)	$\beta_{Y(51)}$	-0,334**	(0,064)
γ_{KK}	0,203**	(0,051)	$\beta_{Y(52)}$	-0,356**	(0,056)
γ_{FF}	0,028	(0,020)	$\beta_{Y(29)}$	-0,242**	(0,049)
γ_{YY}	0,328**	(0,039)	$\beta_{Y(30)}$	-0,174**	(0,036)
γ_{LF}	0,006	(0,005)	$\beta_{Y(31)}$	-0,044	(0,038)
γ_{LK}	0,016	(0,014)	$\beta_{Y(32)}$	-0,084*	(0,039)
γ_{LY}	-0,022	(0,015)	$\beta_{Y(33)}$	-0,118**	(0,041)
γ_{FK}	0,041*	(0,017)	$\beta_{Y(36)}$	-0,166**	(0,045)
γ_{YF}	-0,019	(0,010)	$\beta_{Y(37)}$	-0,166**	(0,047)
γ_{YK}	-0,276**	(0,034)	$\beta_{Y(38)}$	-0,175**	(0,037)
β_{VP}	0,188	(0,107)	$\beta_{Y(39)}$	-0,269**	(0,053)
β_{AQ}	0,039*	(0,019)	$\beta_{Y(53)}$	-0,255**	(0,055)
β_{AW}	-0,408**	(0,090)	$\beta_{Y(54)}$	-0,062	(0,034)
β_t	0,0274**	(0,003)	$\beta_{Y(55)}$	-0,341**	(0,052)
γ_{TT}	0,001**	(0,0003)	$\beta_{Y(56)}$	-0,193**	(0,041)
γ_{LT}	-0,005**	(0,0008)	$\beta_{Y(57)}$	-0,215**	(0,037)
γ_{KT}	0,002*	(0,001)	$\beta_{Y(63)}$	-0,245**	(0,039)
γ_{FT}	-0,001*	(0,0005)	$\beta_{Y(64)}$	0,077	(0,043)
γ_{YT}	-0,0007	(0,0007)	$\beta_{Y(68)}$	-0,050	(0,712)
Kosten	$R^2 = 0,99$	(0,028)			
Arbeit	$R^2 = 0,97$	(0,011)			
Angebot	$R^2 = 0,73$	(0,027)			
Nachfrage	$R^2 = 0,82$	(0,040)			
Log of Likelihood.	2926,56				
NOB	322				
LR-Test (Branchendummies)	2773**				

Signifikanzniveau: * = 5 %, ** = 1 %. Die Zahlen in den Klammern sind die asymptotischen Standardfehler. Die Zahlen in den Klammern des Parameters β_Y stehen für die Zahlen der VGR-Klassifikation. Diese Koeffizienten messen die Abweichungen von dem geschätzten Koeffizienten des Wirtschaftsbereichs Ernährungsgewerbe $\beta_{Y(68)}$.

Tabelle 6.6.: Ergebnisse der Schätzung unter Berücksichtigung branchenspezifischer Effekte (Modell II)

Parameter			Parameter		
α_K	0,34*	(0,133)	$\beta_{Y(24,40)}$	-0,327**	(0,052)
α_F	-0,018	(0,053)	$\beta_{Y(58)}$	-0,225**	(0,042)
α_Y	0,602**	(0,070)	$\beta_{Y(59)}$	-0,277**	(0,052)
α_T	-0,004**	(0,000)	$\beta_{Y(25)}$	-0,336**	(0,043)
γ_{LL}	0,022**	(0,006)	$\beta_{Y(51)}$	-0,372**	(0,069)
γ_{KK}	0,261**	(0,059)	$\beta_{Y(52)}$	-0,408**	(0,060)
γ_{FF}	0,006	(0,018)	$\beta_{Y(29)}$	-0,278**	(0,054)
γ_{YY}	0,387**	(0,043)	$\beta_{Y(30)}$	-0,201**	(0,038)
γ_{LF}	-0,006	(0,005)	$\beta_{Y(31)}$	-0,048	(0,041)
γ_{LK}	0,035**	(0,012)	$\beta_{Y(32)}$	-0,118**	(0,038)
γ_{LY}	-0,044**	(0,010)	$\beta_{Y(33)}$	-0,160**	(0,039)
γ_{FK}	0,048**	(0,017)	$\beta_{Y(36)}$	-0,212**	(0,045)
γ_{YF}	-0,026*	(0,011)	$\beta_{Y(37)}$	-0,189**	(0,049)
γ_{YK}	-0,335**	(0,036)	$\beta_{Y(38)}$	-0,206**	(0,038)
β_{VP}	0,270**	(0,095)	$\beta_{Y(39)}$	-0,295**	(0,058)
β_{AQ}	0,055**	(0,015)	$\beta_{Y(53)}$	-0,284**	(0,060)
β_{AW}	-0,304**	(0,090)	$\beta_{Y(54)}$	-0,069	(0,043)
β_t	0,020**	(0,095)	$\beta_{Y(55)}$	-0,395**	(0,055)
γ_{TT}	-		$\beta_{Y(56)}$	-0,215**	(0,046)
γ_{LT}	-		$\beta_{Y(57)}$	-0,246**	(0,043)
γ_{KT}	-		$\beta_{Y(63)}$	-0,287**	(0,044)
γ_{FT}	-		$\beta_{Y(64)}$	0,107*	(0,047)
γ_{YT}	-		$\beta_{Y(68)}$	0,058	(0,067)
Kosten	$R^2 = 0,99$	(0,027)			
Arbeit	$R^2 = 0,98$	(0,001)			
Angebot	$R^2 = 0,74$	(0,026)			
Nachfrage	$R^2 = 0,81$	(0,041)			
Log of Likelihood.	2862,80				
LR-Test (Branchendummies)	2679,94**				

Signifikanzniveau: * = 5 %, ** = 1 %. Die Zahlen in den Klammern sind die asymptotischen Standardfehler. NOB=Zahl der Beobachtungen. Die Zahlen in den Klammern des Parameters β_Y stehen für die Zahlen der VGR-Klassifikation.. Diese Koeffizienten messen die Abweichungen von dem geschätzten Koeffizienten des Wirtschaftsbereichs Ernährungsgewerbe $\beta_{Y(68)}$.

Tabelle 6.7.: Markups der Wirtschaftsbereiche: Eigene Ergebnisse und die Ergebnisse anderer Untersuchungen

Wirtschaftsbereiche ^{a)}	Modell I	Modell II	A	B	C
Chemie usw. (24/40)	1,45	1,37	1,36	1,72	1,31
Kunststoffwaren (58)	1,32	1,20	1,16	1,40	1,19
Gummiverarbeitung (59)	1,41	1,28	1,30	1,32	1,19
Steine und Erden (25)	1,50	1,38	1,20	1,41	1,28
Feinkeramik (51)	1,62	1,45	1,43	1,61	1,32
Glasgewerbe (52)	1,68	1,53	1,24	1,50	1,30
Gießerei (29)	1,41	1,28	1,25	1,24	1,21
Ziehereien usw. (30)	1,29	1,17	1,29	1,31	1,26
Stahlbau usw. (31)	1,10 ^{ns}	1,00 ^{ns}	1,21	1,33 ^{ns}	1,30
Maschinenbau (32)	1,16	1,07 ^{ns}	1,19	1,32	1,16
Straßenfahrzeugbau (33)	1,20	1,12	-	1,26	1,19
Elektrotechnik (36)	1,27	1,19	1,23 ^{ns}	1,27	1,22
Feinmechanik, Optik (37)	1,27	1,15	1,43	1,43	1,36
H.v.EBM-Waren (38)	1,29	1,17	1,22	1,39	1,25
Musikinstr., Spielw. (39)	1,47	1,31	1,45	1,54	1,32
Holzbearbeitung (53)	1,44	1,28	-	1,20	1,17
Holzverarbeitung (54)	1,13 ^{ns}	1,00 ^{ns}	-	1,43	1,23
Zellstoff-, Papiererz (55)	1,64	1,50	1,18	1,21	1,21
Papier-u. Pappever. (56)	1,32	1,18	1,26	1,26	1,24
Druckerei, Vervielfält. (57)	1,36	1,23	1,23 ^{ns}	1,68	1,37
Textilgewerbe (63)	1,42	1,29	1,13	1,18	1,19
Bekleidungsgewerbe (64)	0,97 ^{ns}	0,85	1,20	1,11 ^{ns}	nv
Ernährungsgewerbe (68)	1,05 ^{ns}	0,94 ^{ns}	0,91 ^{ns}	1,02 ^{ns}	nv
Mittelwert	1,33	1,22	1,24	1,36	1,25

Quellen: Modell I und II auf der Grundlage eigener Berechnungen.

A: Flaig und Steiner (1993a): Schätzung der Markups im Rahmen eines verallgemeinerten Leontief-Kostenmodells. Werte des Jahres 1980. Beobachtungszeitraum 1961-1985.

B: Rottmann (1995): Schätzung der Markups nach dem Ansatz von Hall (1988) unter Berücksichtigung der Vorleistungen. Zeitraum 1970-1989.

C: Hofmann (1995): Schätzung der Markups nach dem Ansatz von Hall (1988). Die Markups werden nachträglich um die Vorleistungsquote korrigiert. Zeitraum 1970-1989. Die sektorale Abgrenzung stimmt nicht genau mit der VGR-Abgrenzung überein.

a) Die Zahlen in runden Klammern stehen für die Zweisteller der Systematik der Wirtschaftszweige im Produzierenden Gewerbe (SYPRO).

ns: nicht signifikant. nv: sektorale Abgrenzung nicht vergleichbar.

7. Schlussbetrachtung

In der vorliegenden Arbeit wurde die Produktivitätsentwicklung der Wirtschaftsbereiche des Verarbeitenden Gewerbes der Bundesrepublik Deutschland für den Zeitraum von 1980 bis 1993 untersucht. Im Gegensatz zu anderen Untersuchungen wurde dabei der F&E-Kapitalstock der Wirtschaftsbereiche als eigenständiger Produktionsfaktor berücksichtigt. Für die Analyse wurden verschiedene Methoden und Modellspezifikationen genutzt, um die Robustheit der Ergebnisse zu überprüfen. Im Folgenden werden zunächst die inhaltlichen und methodischen Ergebnisse nochmals knapp zusammengefasst. Abschließend werden die wirtschaftspolitischen Implikationen diskutiert und Ansatzpunkte für weitere Forschungsarbeiten genannt.

7.1. Zusammenfassung der wichtigsten Ergebnisse

Die in der Einleitung formulierten Fragen können zusammenfassend wie folgt beantwortet werden.

Wachstumsrate der Totalen Faktorproduktivität (zu Frage 1): Aus den Ergebnissen der Indexberechnung und den Schätzergebnissen des Kostenmodells folgt, dass die aggregierte Wachstumsrate der TFP der untersuchten Wirtschaftsbereiche im Durchschnitt der Beobachtungsjahre über 0,3 Prozent beträgt. Daraus ergibt sich für den gesamten Untersuchungszeitraum ein Anstieg der Produktivität von rund vier Prozent. Für die einzelnen Wirtschaftsbereiche lassen sich dabei unterschiedlich hohe Wachstumsraten der TFP feststellen. Die Schätzergebnisse des Kostenmodells liefern das überraschende Ergebnis, dass die aggregierte Wachstumsrate der TFP über den gesamten Beobachtungszeitraum abnimmt und in den Jahren 1992 und 1993 sogar negativ ist, das heißt, die Effizienz der Produktion nimmt in diesen Jahren ab.

Beitrag des Wachstums der TFP zum Outputwachstum (Frage 2): Die Bedeutung des Produktivitätswachstums für das Outputwachstum ist vergleichsweise gering. Lediglich 20 Prozent des Outputwachstums lassen sich auf das Wachstum der TFP zurückführen. Das übrige Wachstum wird durch das Inputwachstum erklärt, wobei die einzelnen Faktorinputs in sehr unterschiedlichem Umfang zum Outputwachstum beitragen. Das F&E-Kapital leistet vor allem in den F&E-intensiven Wirtschaftsbereichen einen merklichen Beitrag zum Outputwachstum. Damit leistet es auch einen Beitrag zum gesamten Outputwachstum der untersuchten Wirtschaftsbereiche, da die F&E-intensiven Wirtschaftsbereiche hieran einen Anteil von über 50 Prozent haben.

Produktivitätseffekte des F&E-Kapitals (zu Frage 3): Aus der ökonometrischen Schätzung der Produktionsfunktion ergeben sich für die partielle Produktionselastizität des F&E-Kapitals – in Abhängigkeit vom gewählten Schätzansatz – Werte zwischen 0,031 und 0,042. Eine Erhöhung des F&E-Kapitalstocks um ein Prozent führt danach zu einer Erhöhung des realen Produktionswertes um 0,031 bis 0,042 Prozent. Aus dem

dualen Ansatz ergibt sich eine Senkung der variablen Kosten um 0,045 Prozent, wenn der F&E-Kapitalstock um ein Prozent erhöht wird.

Übereinstimmend liefern die Schätzresultate der Produktionsfunktion und des Kostenmodells das bemerkenswerte Ergebnis, dass die Ex post-Ertragsrate des F&E-Kapitals in der zweiten Hälfte des Beobachtungszeitraums zurückgeht und die des physischen Kapitals steigt. Dabei deuten die Ergebnisse der Schätzung der Produktionsfunktion auf einen drastischen Rückgang hin. Aus den Ergebnissen beider Ansätze folgt, dass die Ertragsrate des F&E-Kapitals am Ende des Beobachtungszeitraum unter derjenigen des physischen Kapitals liegt.

Abweichend sind die Ergebnisse der Schätzung der Produktionsfunktion und des Kostenmodells hinsichtlich der durchschnittlichen Höhe der Ex post-Ertragsrate des F&E-Kapitals. Aus den Schätzresultaten des Kostenmodells ergibt sich eine höhere Ex post-Ertragsrate des F&E-Kapitals. Während die Ergebnisse der Schätzung der Produktionsfunktion eher darauf hindeuten, dass die Ertragsrate des F&E-Kapitals im Durchschnitt der Beobachtungsjahre unter der Ertragsrate des physischen Kapitals liegt, folgt aus den Ergebnissen der Schätzung des Kostenmodells das Gegenteil.

Produktivitätswirkung der Zusammensetzung industrieller F&E (zu Frage 4): Die Untersuchungsergebnisse zeigen darüber hinaus, dass die Zusammensetzung des F&E-Kapitals die Produktivitätsentwicklung beeinflusst. Steigt der Anteil externer F&E, dann hat dies einen positiven Einfluss auf die TFP. Die Ergebnisse lassen darauf schließen, dass externe F&E deutlich höhere Produktivitätseffekte aufweist als interne F&E. Dagegen sind die Produktivitätseffekte staatlich finanzierter F&E eher niedriger als die Effekte privat finanzierter F&E.

Intraindustrielle F&E-Spillover (zu Frage 5): Die Schätzresultate liefern keine deutlichen Hinweise auf das Vorliegen intraindustrieller F&E-Spillover. Aus der Regression der TFP-Indizes der Wirtschaftsbereiche auf deren F&E-Kapitalstöcke ergibt sich kein statistisch signifikanter Zusammenhang. Auch die Höhe der ermittelten Ertragsraten des F&E-Kapitals deutet nicht auf intraindustrielle F&E-Spillover hin. Weder aus der Schätzung der Produktionsfunktion noch aus der des Kostenmodells ergeben sich auffällig hohe Ex post-Ertragsraten des F&E-Kapitals. Die Schätzresultate der Produktionsfunktion deuten sogar auf eine vergleichsweise niedrige Ertragsrate hin.

Lediglich die hohen Produktivitätseffekte externer F&E können als ein Hinweis auf F&E-Spillover betrachtet werden, wobei es sich nicht um intraindustrielle F&E-Spillover handeln muss. Unterstellt man, dass Unternehmen, die mehr Forschungsaufträge an Dritte vergeben, auch eher außerhalb des Unternehmens vorhandenes Wissen nutzen, dann wäre der Anteil externer F&E mit dem Wissenstransfer korreliert.¹

Die *methodischen Ergebnisse* dieser Untersuchung lassen sich wie folgt zusammenfassen: Die Wachstumsraten der Totalen Faktorproduktivität wurden mittels Indexbe-

¹ Audretsch et al. (1996) kommen in ihrer Studie zu den Determinanten der externen F&E zu dem Schluss, dass externe F&E die Nutzung der F&E-Spillover erleichtert.

rechnung und durch die Schätzung eines Kostenmodells quantifiziert. Im Beobachtungszeitraum zeigen die Ergebnisse beider Methoden einen vergleichbaren Anstieg der TFP an. Allerdings lassen sich aus den Schätzergebnissen des Kostenmodells Änderungsraten der TFP berechnen, die nicht von konjunkturellen Einflüssen verzerrt sind. Das prozyklische Verhalten des primalen Produktivitätsmaßes kann durch die Nichtberücksichtigung von Marktmacht und von steigenden Skalenerträgen verursacht sein.

Die Ergebnisse der Schätzung des Kostenmodells zeigen, dass in den meisten der untersuchten Wirtschaftsbereiche die Outputpreise über den Grenzkosten liegen. Dabei variiert die Höhe der gemessenen Markups deutlich zwischen den untersuchten Wirtschaftsbereichen. Hieraus folgt, dass eine grundlegende Annahme der primalen Indexberechnung nicht erfüllt ist.

Die Schätzergebnisse der Produktionsfunktion legen den Schluss nahe, dass konstante bzw. geringfügig steigende Skalenerträge der Produktion vorliegen. Die Schätzergebnisse des Kostenmodells deuten zwar darauf hin, dass die Unternehmen kurzfristig im Bereich konstanter bis leicht sinkender variabler Durchschnittskosten produzieren, die Ergebnisse des Kostenmodells lassen aber keine eindeutigen Aussagen darüber zu, ob die Unternehmen auch langfristig im Bereich fallender Durchschnittskosten produzieren.

In Hinblick auf die Höhe der Produktivitätseffekte des F&E-Kapitals kann festgestellt werden, dass diese durch unterschiedliche Schätzansätze und Modellspezifikationen beeinflusst werden. Die Mehrzahl der ökonometrischen Schätzungen liefert allerdings das Ergebnis, dass das F&E-Kapital der Wirtschaftsbereiche einen positiven und statistisch signifikanten Einfluss auf den Output hat. Lediglich aus der Schätzung der Produktionsfunktion und des Kostenmodells mit branchenspezifischen fixen Effekten (FE-Modell) ergeben sich keine statistisch signifikanten und positiven Effekte des F&E-Kapitals. Dies kann möglicherweise darauf zurückgeführt werden, dass das FE-Modell nur die zeitliche Dimension des Samples berücksichtigt und die Fehler in den Daten durch diesen Schätzansatz betont werden.

Darüber hinaus wird die Höhe der geschätzten Grenzproduktivität und Ex post-Ertragsrate des F&E-Kapitals von den Annahmen über die Abschreibungsrate des F&E-Kapitals beeinflusst. Die Ergebnisse der Schätzung der Produktionsfunktion zeigen, dass die Ex post-Ertragsrate des F&E-Kapitals mit höheren Abschreibungsraten des F&E-Kapitals zunimmt. Dagegen hat die Wahl der Abschreibungsraten keinen bedeutenden Einfluss auf die Schätzwerte der Produktionselastizität des F&E-Kapitals und die Elastizität der variablen Kosten hinsichtlich des F&E-Kapitals. Auch im Rahmen der Indexberechnung zeigt sich, dass der gemessene Beitrag des F&E-Kapitals zum Outputwachstum durch die Wahl der Abschreibungsrate kaum beeinflusst wird.²

² Nur bei einer angenommenen Abschreibungsrate von null ist ein merklicher Effekt feststellbar.

Um dem Problem nichtstationärer Zeitreihen Rechnung zu tragen, wurde die Produktionsfunktion der Wirtschaftsbereiche als ein Fehlerkorrekturmodell geschätzt. Die Ergebnisse deuten darauf hin, dass die Cobb-Douglas-Produktionsfunktion unter Einbeziehung des F&E-Kapitals als Langfrist- bzw. Kointegrationsbeziehung interpretiert werden kann. Zusätzlich lassen sich mit Hilfe dieses Modells die lang- und kurzfristigen Produktionselastizitäten der Inputs ermitteln. Die langfristigen Produktionselastizitäten weisen ähnliche Werte auf, wie sie sich auch aus den anderen Schätzansätzen ergeben haben.

7.2. Wirtschaftspolitische Implikationen

In der Einleitung wurde bereits darauf hingewiesen, dass sich eine wirtschaftstheoretisch fundierte Forschungsförderung hauptsächlich auf die externen Effekte privatwirtschaftlicher F&E stützt. Ob sich aus dem Rückgang der realen F&E-Aufwendungen wirtschaftspolitischer Handlungsbedarf ableitet, hängt folglich nicht zuletzt davon ab, ob von den F&E-Aktivitäten der Unternehmen positive externe Effekte ausgehen. Die Senkung der realen F&E-Aufwendungen kann aus privatwirtschaftlicher Sicht eine sinnvolle Anpassung an veränderte relative Preise, Absatzerwartungen usw. darstellen, jedoch führt sie bei Vorliegen positiver F&E-Spillover zu einem Wohlfahrtsverlust. Nach der Neuen Wachstumstheorie kann ein Rückgang der F&E-Aktivitäten sogar zu einer dauerhaft niedrigeren Wachstumsrate des Outputs führen.³

Die Ergebnisse der vorliegenden Untersuchung geben allerdings keine deutlichen Hinweise auf *intra*industrielle F&E-Spillover. Andere Untersuchungen stellen für Deutschland zwar F&E-Spillover fest⁴, allerdings ist die empirische Fundierung noch nicht hinreichend, um damit eine massive Förderung industrieller F&E rechtfertigen zu können. Hierfür sind sehr viel detailliertere Informationen über Art und Höhe externer Effekte notwendig.⁵ Insofern scheint für den Bereich F&E eher eine Verbesserung der allgemeinen Rahmenbedingungen, wie z.B. Förderung der Märkte für Risikokapital oder eine allgemeine steuerliche Entlastung der Unternehmen, angebracht zu sein als eine Subventionierung von F&E-Aktivitäten.

Ein weiteres Ergebnis dieser Untersuchung ist die Feststellung, dass die Ex post-Ertragsrate des F&E-Kapitals in der zweiten Hälfte des Beobachtungszeitraums zurückgeht. Seit dem Jahr 1989 sind die realen F&E-Aufwendungen ebenfalls zurückgegangen. Einen vergleichbaren Rückgang der F&E-Aktivitäten hat es in den letzten dreißig Jahren nicht gegeben. Lediglich zur Zeit der ersten Ölkrise, in den Jahren 1972 bis 1975, sind die privatwirtschaftlichen F&E-Aktivitäten kurzfristig zurückgegangen.

³ Vgl. Klodt (1995), S. 93 ff.

⁴ Siehe Harhoff (1997b) und Bönke (1997).

⁵ Vgl. Pfähler und Bönke (1996).

Es stellt sich die Frage, ob ein Zusammenhang zwischen den sinkenden Ertragsraten des F&E-Kapitals und dem Rückgang der realen F&E-Aufwendungen besteht.

Die Entscheidung über die Einsatzmenge des F&E-Kapitals wird von den Unternehmen *ex ante* auf der Grundlage der erwarteten Grenzproduktivität und der erwarteten realen Kapitalnutzungskosten getroffen. Im (Konkurrenz-)Gleichgewicht wird ein Unternehmen die Einsatzmenge des F&E-Kapitals so wählen, dass die erwartete Grenzproduktivität des F&E-Kapitals dessen erwarteten (marktbedingten) realen Kapitalnutzungskosten entspricht. Ohne Unsicherheiten über die Preis- und Absatzentwicklung bzw. über das Ergebnis der F&E-Aufwendungen (Innovationserfolg) stimmen erwartete und realisierte Grenzproduktivität überein. Nimmt man an, dass die Nachfragekurve des Produktionsfaktors F&E-Kapital negativ geneigt ist⁶, dann lässt sich eine sinkende Grenzproduktivität bzw. Ertragsrate durch eine Bewegung entlang der Nachfragekurve erklären. Eine sinkende Grenzproduktivität geht *ceteris paribus* mit höheren realen F&E-Aufwendungen einher.

Betrachtet man die Entwicklung der realen F&E-Aufwendungen, dann kann eine Bewegung entlang der Nachfragekurve die Entwicklung der geschätzten *Ex post*-Ertragsrate des F&E-Kapitals nur für einige Beobachtungsjahre erklären. Dies gilt für den Zeitraum von 1986 bis 1989, in dem der Rückgang der Ertragsrate mit einem Anstieg der realen F&E-Aufwendungen einhergeht. Dagegen müsste der Rückgang der realen F&E-Aufwendungen in den Jahren nach 1989 von einer höheren geschätzten Ertragsrate begleitet sein.

Abnehmende Ertragsraten können allerdings auch aus einer Verschiebung der Nachfragekurve resultieren. Eine Verschiebung der Kurve zum Ursprung kann durch einen plötzlich auftretenden Nachfragerückgang erklärt werden oder dadurch, dass das durch F&E erzeugte technische Wissen weniger produktiv geworden ist. In diesem Fall tritt eine geringere Ertragsrate in Verbindung mit niedrigeren realen F&E-Aufwendungen auf.

Da die Vereinigung der beiden deutschen Staaten und der Rückgang der realen F&E-Aufwendungen zeitlich zusammenfallen, liegt es nahe, hieraus auch einen kausalen Zusammenhang herzuleiten. Es wäre beispielsweise möglich, dass westdeutsche Unternehmen ihre Ressourcen nicht mehr auf zukunftsgerichtete F&E-Aktivitäten gelenkt haben, sondern auf andere Produktionsfaktoren, um die infolge der Einheit gestiegene Nachfrage zu befriedigen. Allerdings ergibt sich daraus noch keine Erklärung für die niedrige Ertragsrate des F&E-Kapitals in diesem Zeitraum.

Eine andere mögliche Erklärung für den Rückgang der Ertragsrate seit Mitte der 80er Jahre ist der deutliche Anstieg des Außenwertes der D-Mark. Während der Außenwert der D-Mark gegenüber anderen Industrieländern in der ersten Hälfte der 80er Jahre nahezu stabil war, stieg er im Zeitraum von 1985 bis 1993 um fast 26 Prozent

⁶ Die negative Steigung kann damit begründet werden, dass nicht alle F&E-Projekte die gleiche erwartete Ertragsrate aufweisen und die Unternehmen zuerst diejenigen mit der höchsten Ertragsrate wählen. Vgl. Hall (1993b), S. 290.

und bis zum Jahr 1995 nochmals um sieben Prozent.⁷ Da die F&E-intensiven Wirtschaftsbereiche eine vergleichsweise hohe Exportquote aufweisen, sind sie von einer Aufwertung der D-Mark besonders betroffen.⁸ Überwiegen die negativen Mengeneffekte die positiven Preiseffekte, dann hat dies negative Effekte auf die Exporterlöse der Unternehmen und somit auf die Ex post-Ertragsrate des F&E-Kapitals.⁹ Allerdings steht diesem Erklärungsansatz entgegen, dass in den Jahren bis 1989 die realen F&E-Aufwendungen trotz des steigenden Außenwertes deutlich zunahmen.

Die wirtschaftspolitische Bedeutung des *Wachstums der TFP* wurde in der Einleitung bereits erläutert. Die vorliegende Untersuchung liefert diesbezüglich zwei wichtige Ergebnisse: Erstens werden lediglich 20 Prozent des Outputwachstums der untersuchten Wirtschaftsbereiche durch das Wachstum der TFP erklärt. Zweitens lässt sich eine nachlassende Produktivitätsdynamik feststellen. Was bedeuten diese Ergebnisse für die Wirtschaftspolitik?¹⁰ Da das Inputwachstum die wichtigste Determinante des Outputwachstums ist, sollte eine Wirtschaftspolitik, deren Ziel in einer Steigerung des Outputwachstums besteht, ihren Schwerpunkt auf Förderung der Akkumulation der Faktorinputs legen. Hierfür sind die steuerlichen, gesetzlichen und institutionellen Rahmenbedingungen so zu gestalten, dass Eingriffe in funktionierende Märkte vermieden werden und eine effiziente Ressourcenallokation ermöglicht wird. Die Situation auf dem Arbeitsmarkt und die verhaltene Entwicklung der Kapitalakkumulation zeigen, dass hier noch ungenutzte Ressourcen vorhanden sind.

Langfristig bleibt jedoch das Problem bestehen, dass das durch Inputwachstum induziertes Outputwachstum an seine Grenzen stößt, wenn der Einsatz der Produktionsfaktoren mit abnehmenden Grenzerträgen verbunden ist. Vor diesem Hintergrund stellt der negative Trend der Produktivitätsentwicklung insbesondere dann ein Problem dar, wenn es sich um einen längerfristigen Trend handelt. Die Ergebnisse der vorliegenden Untersuchung lassen hierzu wegen der kurzen Zeitreihen jedoch keine Aussage zu.

7.3. Ansatzpunkte weiterer Forschung

Aus den obigen Ausführungen ergeben sich eine Reihe von Ansatzpunkten für zukünftige Forschungsarbeiten zu den Determinanten und Produktivitätseffekten in-

⁷ Nach der sogenannten Plaza-Konferenz im Jahr 1985 fiel der Kurs des Dollars gegenüber anderen Währungen deutlich.

⁸ Im Rahmen einer ökonomischen Analyse der Bestimmungsgründe für die realen F&E-Aufwendungen von Branchen kommt van Reenen (1997) für die wichtigsten industrialisierten Länder zu dem Schluss, dass die Exporte eine wichtige Determinante der realen F&E-Aufwendungen darstellen. Auch Felder et al. (1995) stellen eine hohe Relevanz der internationalen Ausrichtung von Unternehmen für deren F&E-Aktivitäten fest.

⁹ Die Exportquoten der F&E-intensiven Wirtschaftsbereiche gehen nach einem deutlichen Anstieg bis zur Mitte der 80er Jahre in den Jahren bis 1993 zurück.

¹⁰ Wirtschaftspolitische Implikationen lassen sich nur für die untersuchten Wirtschaftsbereiche ableiten, da nicht gesagt werden kann, inwieweit die Ergebnisse der vorliegenden Untersuchung auch auf nicht berücksichtigte Bereiche, wie beispielsweise Dienstleistungen, Handel usw., zutreffen.

dustrieller F&E. Beispielsweise könnten die Ursachen des drastischen Rückgangs der F&E-Aktivitäten genauer erforscht werden. In diesem Zusammenhang könnte auch die Bewertung der F&E-Aktivitäten durch die Aktienmärkte untersucht werden. Für die USA liegen erste Ergebnisse solcher Untersuchungen bereits vor.¹¹

Einen interessanten Ansatzpunkt bieten auch die hohen Produktivitätseffekte externer F&E. Hier ist eine genauere Analyse dieser Effekte hinsichtlich verschiedener Auftragnehmer möglich, da die Daten der SV-Wissenschaftsstatistik eine Aufteilung der externen Aufwendungen nach diesem Merkmal erlauben. Es könnte beispielsweise untersucht werden, ob F&E-Aufträge an Universitäten besondere Produktivitätseffekte aufweisen. Dies würde eine sinnvolle Ergänzung zu den empirischen Studien darstellen, die Produktivitätseffekte universitärer Forschung für private Unternehmen untersucht haben.¹² Außerdem könnte durch eine Untersuchung auf Unternehmensebene das Problem der Doppelzählung externer F&E beseitigt werden.

Auch hinsichtlich der Datengrundlage besteht weiterer Forschungsbedarf. Obwohl bereits bis auf die Ebene von Wirtschaftsbereichen disaggregiert wurde, stellen diese Bereiche immer noch ein Aggregat unterschiedlichster Unternehmen dar. Die verwendeten Ansätze sind jedoch aus der mikroökonomischen Theorie entlehnt. Üblicherweise wird dieses Vorgehen damit begründet, dass die Schätzergebnisse die Produktionsstrukturen bzw. das Verhalten eines „repräsentativen“ Unternehmens wiedergeben. Diese Interpretation der Schätzergebnisse ist insbesondere dann problematisch, wenn die Unternehmen in den untersuchten Wirtschaftsbereichen sehr heterogen sind. Dem Aggregationsproblem könnte begegnet werden, indem die ökonomische Schätzung des erweiterten Kostenmodells unter Verwendung von Betriebs- bzw. Unternehmensdaten durchgeführt wird, was wiederum eine hinreichend gute Datenbasis für die betriebsspezifischen Output- und Inputpreise voraussetzt. Da diese in der Regel nicht vorliegen, müsste für die zukünftige Forschung der Versuch unternommen werden, solche Daten zu erheben. Eine derart verbesserte Datenbasis eröffnet auch die Möglichkeit, das unterschiedliche Verhalten von Unternehmen besser zu erklären.

Insgesamt besteht somit sowohl in Hinblick auf eine verbesserte Modellierung des Verhaltens von Unternehmen als auch in Hinblick auf die Verbesserung der Datenbasis deutlicher Forschungsbedarf.

¹¹ Siehe Hall (1993a,b).

¹² Siehe z.B. Pfähler, Clermont und Hofmann (1997).

Literaturverzeichnis

- [1] Appelbaum, E. (1979): Testing Price Taking Behavior. *Journal of Econometrics*, Vol. 9, S. 283-294.
- [2] Appelbaum, E. (1982): The Estimation of the Degree of Oligopoly Power. *Journal of Econometrics*, Vol. 19, S. 287-299.
- [3] Audretsch, D.B., A.J. Menkveld und A.R. Thurik (1996): The Decision Between Internal and External R&D, *Journal of Institutional and Theoretical Economics (JITE)*, Vol. 152, S. 519-530.
- [4] Baltagi, B.H. (1995): *Econometric Analysis of Panel Data*. New York: Wiley.
- [5] Baltagi, B.H. and J.M. Griffin (1984): Short and long run effects in pooled models. *International Economic Review*, Vol. 25, S. 631-645.
- [6] Banerjee, A., J.J. Dolado, J.W. Galbraith und D.F. Hendry (1993): *Co-Integration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Nonstationary Data*. Oxford University Press, Oxford.
- [7] Barro R.J. und X. Sala-i-Martin (1995): *Economic Growth*. McGraw-Hill.
- [8] Barten, A. (1969): Maximum Likelihood Estimation of a Complete System of Demand Equations. *European Economic Review*, 1, S. 7-13.
- [9] Basu, S. und J.G. Fernald (1995): Aggregate Productivity and the Productivity of Aggregates. In: *NBER Working Paper, No. 5382*.
- [10] Berndt, E.R. (1991): *The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary*. New York: Wesley.
- [11] Berndt, E.R. und L.R. Christensen (1973): The internal Structure of Functional Relationships: Separability, Substitution and Aggregation. *Review of Economic Studies*, Vol. 40, S. 403-410.
- [12] Berndt, E.R. und M.A. Fuss (1986): Productivity Measurement with Adjustments for Variations in Capacity Utilization and other Forms of Temporary Equilibrium. *Journal of Econometrics*, Vol. 33, S. 7-29.
- [13] Berndt, E.R. und D.M. Hesse (1986): Measuring and Assessing Capacity Utilization in the Manufacturing Sectors of Nine OECD Countries. *European Economic Review*, Vol. 30, S. 961-989.
- [14] Berndt, E.R. und N.E. Savin (1975): Estimation and Hypothesis Testing in Singular Equation Systems with Autoregressive Disturbances, *Econometrica*, Vol. 43, S. 937-957.

- [15] Bernstein, J.I. (1988): Cost of Production, Intra- and Interindustry R&D-Spillovers: Canadian Evidence. *Canadian Journal of Economics*, Vol. 21, S. 324-347.
- [16] Beuerlein, I. (1995): Neuberechnung der Indizes der Außenhandelspreise auf Basis 1991. *Wirtschaft und Statistik* 3/1995, S. 207-214.
- [17] Bhargava, A., L. Franzini und W. Narendranathan (1982): Serial Correlation and the Fixed Effects Model. *Review of Economic Studies*, Vol.49, S. 533-549.
- [18] Bönte, W. (1998): *Wie produktiv sind Investitionen in Forschung und Entwicklung?* Diskussionsbeitrag, präsentiert auf der Jahrestagung des Vereins für Socialpolitik, Rostock, September 1998.
- [19] Bönte, W. (1997): F&E-Spillover und ihre Auswirkungen auf die Kosten der Produktion. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Bd. 216/2, S. 209-225.
- [20] Breitung, J., und W. Meyer (1994): Testing for unit roots in panel data: are wages on different bargaining levels cointegrated? *Applied Economics*, Vol. 26, S. 353-361.
- [21] Bresnahan, T.F. (1989): Empirical Studies of Industries with Market Power. In: *Handbook of Industrial Organization*, Vol. 2, (eds.) R. Schmalensee und R.D. Willig, S. 1011-1057.
- [22] Brockhoff, K. und K. Warschkow (1991): *Deflationierung industrieller Forschungs- und Entwicklungsaufwendungen*, Nichtveröffentlichter Abschlußbericht zum DFG-Projekt Br 311/22-1, Kiel.
- [23] Bundesministerium für Forschung und Technologie (1993): Bundesbericht Forschung 1993.
- [24] Bundesministerium für Forschung und Technologie (1996): Bundesbericht Forschung 1996.
- [25] Burnside, C., M. Eichenbaum, und S. Rebelo (1995): Capital Utilization and Returns to Scale, *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge, MA.
- [26] Caves D.W., L.R. Christensen und J.A. Swanson (1981): Productivity Growth, Scale Economies, and Capacity Utilization in U.S. Railroads, 1955-74. *The American Economic Review*, Vol. 71, No. 5, S. 994-1002.
- [27] Chambers, R.G. (1988): *Applied Production Analysis. A Dual Approach*. Cambridge.
- [28] Christensen, L.R., D.W. Jorgenson und L.J. Lau (1971): Conjugative Duality and the Transcendental Logarithmic Production Function. *Econometrica*, Vol. 39, S. 225-256.

- [29] Christensen, L.R., D.W. Jorgenson und L.J. Lau (1973): Transcendental Logarithmic Production Frontiers. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 55, S. 28-45.
- [30] Coe, D.T. und E. Helpman (1995): International R&D Spillovers. *European Economic Review*, Vol. 39, S. 859-887.
- [31] Cuneo, P. und J. Mairesse (1984): Productivity and R&D at the Firm Level in French Manufacturing. In: *R&D, Patents and Productivity*, (ed.) Z. Griliches, (Chicago: University of Chicago Press).
- [32] Denison, E. (1985): *Trends in American Economic Growth, 1929-1982*. Brookings Institution, Washington D.C.
- [33] Diewert, E. (1971): An Application of the Shepard Duality Theorem: A Generalized Linear Production Function" *Journal of Political Economy*, Vol. 79, S.482-507.
- [34] Diewert, E. (1976): Exact and Superlative Index Numbers. *Journal of Econometrics*, Vol. 4, No. 2, S. 115-146.
- [35] Diewert, W.E. und T.J. Wales (1987): Flexible Functional Forms and Global Curvature Conditions, *Econometrica*, Vol. 51, No.1, S. 43-68.
- [36] Domar, E. (1961): On the measurement of technological change. *Economic Journal*, 71, 709-727.
- [37] Dougherty, C. und D.W. Jorgenson (1996): International Comparisons of the Sources of Economic Growth. *American Economic Review*, Papers and Proceedings, S. 25-29.
- [38] Engle, R.F. und C.W.J. Granger (1987): Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, Vol. 55, S. 251-276.
- [39] Entorf, H. (1997): Random walks with drifts: Nonsense regression and spurious fixed-effect estimation. *Journal of Econometrics*, Vol. 80, S. 287-296.
- [40] Erber, G. (1994): Technical Change, Economies of Scale, and Factor Augmentation. *Paper presented at the International Symposium of Economic Modelling, The World Bank, Washington D.C., 22-24, 1994*.
- [41] Erber, G. und A. Haid (1992): Totale Faktorproduktivität in der Bundesrepublik Deutschland (1970-1989) - Ergebnisse für das Produzierende Gewerbe. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Vol. 210, S. 385-411.
- [42] Fagerberg (1994): Technology and International Differences in Growth Rates. *Journal of Economic Literature*, Vol. 32, S. 1147-1175.

- [43] Falk, M. und B. Koebel (1998): Determinanten der qualifikatorischen Arbeitsnachfrage in der westdeutschen Industrie 1978-90: FuE-intensive versus nicht FuE-intensive Industrien. In: Qualifikation, Weiterbildung und Arbeitsmarkterfolg, (Hrsg.) Pfeiffer, F. und W. Pohlmeier, ZEW-Wirtschaftsanalysen, Nr. 31, S. 339-373.
- [44] Färe, R., S. Grosskopf, B. Lindgren und P. Ross (1992): Productivity Changes in Swedish Pharmacies 1980-1989: A nonparametric Malmquist Approach. *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 3, S. 85-102.
- [45] Felder, J., G. Licht, E. Nerlinger and H. Stahl (1995): Appropriability, Opportunity, Firm Size and Innovation Activities - Empirical Results Using East and West German Firm Level Data, *Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW) Discussion Paper No. 95-21*.
- [46] Feldstein, M. (1982): Inflation, Tax Rules and Investment: Some Econometric Evidence. *Econometrica*, Vol. 50, S. 825-862.
- [47] Flaig, G. und V. Steiner (1993a): Markup Differentials, Cost Flexibility, and Capacity Utilization in West-German Manufacturing. In: *Advances in Applied Econometrics*, H. Schneeweis und K.F. Zimmermann (Hrsg.), S. 150-181, Heidelberg.
- [48] Flaig, G. und V. Steiner (1993b): Searching for the Productivity Slowdown: Some Surprising Findings from West-German Manufacturing. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 75, S. 57-65.
- [49] Frascati Manual (1993): *The Measurement of Scientific and Technological Activities, Proposed Standard Practice for Surveys of Research and Experimental Development*. OECD, Paris.
- [50] Fuss, M. und D. McFadden (1978): *Production Economics: A dual Approach to Theory and Applications*, Vol. 2, North-Holland.
- [51] Garcia-Mila, T. und T.J. McGuire (1992): The Contribution of Publicly Provided Inputs to State Economies. *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 22, S. 229-241.
- [52] Gerstenberger, W., J. Heinze, M. Hummel und K. Vogler-Ludwig (1989): Sektorale Kapitalbildung in der deutschen Wirtschaft nach dem Eigentümer- und Benutzerkonzept. Investitionen, Anlagevermögen und Kapitalnutzungspreise nach Wirtschaftszweigen und Gütergruppen. In: *Ifo Studien zur Strukturforchung Nr. 12*, München.
- [53] Good, D.H., M.I. Nadiri und R.C. Sickles (1996): Index Number and Factor Demand Approaches to the Estimation of Productivity. In: *NBER Working Paper No. 5790*.

- [54] Goto, A. und K. Suzuki (1989): R&D Capital, Rate of Return on R&D Investment and Spillover of R&D in Japanese Manufacturing Industries, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 71, No. 4, S. 555-564.
- [55] Greene, W.H. (1993): *Econometric Analysis*, 2nd Edition, Macmillan, New York.
- [56] Grenzmann, C. (1993): Methodik und Aufbau der deutschen F&E-Statistik und Struktur der F&E-Aktivitäten in der Bundesrepublik Deutschland, In: *Materialien zur Wissenschaftsstatistik*, Heft 7, Forschung und Entwicklung in der Wirtschaft, Wissenschaftsstatistik GmbH (Hrsg.), S. 9-31.
- [57] Griliches, Z. (1979): Issues in Assessing the Contribution of Research and Development to Productivity Growth. *The Bell Journal of Economics*, Vol. 10, S. 92-116.
- [58] Griliches, Z. (1980): R&D and The Productivity Slowdown. *American Economic Review*, Vol. 70, No. 2, S. 343-348.
- [59] Griliches, Z. (1986): Productivity, R&D, and Basic Research at the Firm Level in the 1970's. *American Economic Review*, Vol. 76, No. 1, S. 141-154.
- [60] Griliches, Z. (1988): Productivity Puzzles and R&D: Another Nonexplanation. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 2, No. 1, S. 9-21.
- [61] Griliches, Z. (1990): Patent Statistics as Economic Indicators: A Survey. *Journal of Economic Literature*, Vol. 28, S. 1661-1707.
- [62] Griliches, Z. (1992): The Search for R&D Spillovers. *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 94, S. 29-47.
- [63] Griliches, Z. (1994): Productivity, R&D and the Data Constraint. *The American Economic Review*, Vol. 84, No. 1, S. 1-23.
- [64] Griliches, Z. (1995): R&D and Productivity: Econometric Results and Measurement Issues. In: *Handbook of the Economics of Innovation and Technical Change*, Stoneman P. (ed.), Oxford.
- [65] Griliches, Z. und J. Hausman (1986): Errors in Variables in Panel Data. *Journal of Econometrics*, Vol. 31, S.93-118.
- [66] Griliches, Z. und F. Lichtenberg (1984): R&D and Productivity Growth at the Industry Level: Is there Still a Relationship? In: *R&D, Patents, and Productivity*, Griliches, Z. (ed.), (Chicago: University of Chicago Press).
- [67] Griliches, Z. und J. Mairesse (1984): Productivity and R&D at the Firm Level. In: *R&D, Patents and Productivity*, Griliches, Z. (ed.), (Chicago: University of Chicago Press).
- [68] Griliches, Z. und J. Mairesse (1995): Production Functions: The Search for Identification. In: *NBER, Working Paper No. 5067*, 1995.

- [69] Hall, B. (1993a) The Stock Market Value of R&D Investment during the 1980s. *American Economic Review*, Vol. 83 (May), S. 259-264.
- [70] Hall, B. (1993b): Industrial R&D During the 1980s: Did the Rate of Return Fall? *Brooking Papers on Economic Activity (Microeconomics)*, No. 2, S. 289-349.
- [71] Hall, B. und J. Mairesse (1995): Exploring the Relationship between R&D and Productivity Growth in French Manufacturing Firms. *Journal of Econometrics*, Vol. 65, S. 263-294.
- [72] Hall, R.E. (1988): The Relation between Price and Marginal Cost in U.S. Industry. *Journal of Political Economy*, Vol. 96, S. 921-947.
- [73] Hanoch, G. (1975): The Elasticity of Scale and the Shape of Average Costs. *American Economic Review*, Vol. 65, No.3, S. 492-497.
- [74] Hansen, G. (1993): *Quantitative Wirtschaftsforschung*. Verlag Vahlen, München.
- [75] Harhoff, D. (1997a): R&D and Productivity in German Manufacturing Firms. *Economics of Innovation and New Technology* (forthcoming, Vol. 5, No. 4).
- [76] Harhoff, D. (1997b): R&D Spillovers, Technological Proximity, and Productivity Growth - Evidence from German Panel Data. *Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW)*, University of Mannheim and CEPR.
- [77] Hausman, J.A. (1978): Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, Vol. 46, S. 1251-1271.
- [78] Helpmann, E. (1997): R&D and Productivity: The International Connection. *NBER Working Paper* No. 6101, 1997.
- [79] Hesse, H. und R. Linde (1976): *Gesamtwirtschaftliche Produktionstheorie*, Teil 1 und 2, Würzburg-Wien.
- [80] Hofmann, H.-J. (1995): Schätzungen des Lerner-Indexes im deutschen Verarbeitenden Gewerbe und seine Abhängigkeit von der Betriebsgröße. *Beiträge aus dem Institut für Statistik und Ökonometrie der Universität Hamburg*, 10/1995.
- [81] Hulten, C.R. (1973): Divisia Index Numbers. *Econometrica*, Vol. 41, No. 6, S. 1017-1025.
- [82] Hulten, C.R. (1986): Productivity Change, Capacity Utilization, and the Sources of Efficiency Growth. *Journal of Econometrics*, Vol. 33, S. 31-50.
- [83] Hulten, C.R. und F.C. Wykoff (1981): The Measurement of Economic Depreciation. In: C.R. Hulten (ed.), *Depreciation, Inflation and the taxation of Income from Capital*, Washington: Urban Institute.

- [84] Hulten, C.R. und F.C. Wykoff (1996): Issues in the Measurement of Economic Depreciation. *Economic Inquiry*, Vol. 34, S. 10-23.
- [85] Ifo-Institut für Wirtschaftsforschung (1989): *Handbuch der IFO-Umfragen: 40 Jahre Unternehmensbefragungen des Ifo-Instituts*. Karl Heinrich Oppenländer und Günter Poser (Hrsg.), Ifo-Institut für Wirtschaftsforschung. Berlin; München, Duncker und Humblot.
- [86] Institut der deutschen Wirtschaft (1998): *Zahlen zur wirtschaftlichen Entwicklung der Bundesrepublik Deutschland*. Köln.
- [87] Jones, C.I. und J.C. Williams (1996): Too Much of a Good Thing? The Economics of Investment in R&D. *Working Paper, Department of Economics, Stanford University*.
- [88] Jorgenson, D.W. (1963): Capital Theory and Investment Behavior, *American Economic Review*, Vol. 53, S. 247-259.
- [89] Jorgenson, D.W. (1986): Econometric Methods for Modeling Producer Behavior. In: *Handbook of Econometrics*, Z. Griliches and M.D. Intriligator (eds.), Vol. 3, S.1841-1905.
- [90] Jorgenson, D.W. (1996): Empirical Studies of Depreciation. *Economic Inquiry*, Vol. 34, S. 24-42.
- [91] Jorgenson, D.W. und Z. Griliches (1967): The Explanation of Productivity Change. *Review of Economic Studies*, Vol. 34, S. 249-283.
- [92] Jorgenson, D.W. und B. Fraumeni (1981): Relative Prices and Technical Change. In: Berndt, E.R. und B.C. Field (eds.), *Modelling and Measuring Natural Resource Substitution*, Cambridge, MA: MIT Press.
- [93] Jorgenson, D.W., Gollop, F. und B. Fraumeni (1987): *Productivity and U.S. Economic Growth*, Amsterdam, Oxford.
- [94] Kantzenbach, E. und M. Pfliser (1995): Nationale Konzeptionen der Technologiepolitik in einer globalisierten Weltwirtschaft: Der Fall Deutschlands und der Europäischen Union, *HWWA-Report, Nr. 154*, HWWA-Institut für Weltwirtschaft, Hamburg 1995.
- [95] Kleinknecht, A. (1987): Measuring R&D in Small Firms: How Much are we Missing? *The Journal of Industrial Economics*, Vol. 36, No. 2, S.253-256.
- [96] Klodt, H. (1995): *Grundlagen der Forschungs- und Technologiepolitik*, München: Vahlen.
- [97] Kremers, J.J.M., Ericsson N.R. und J.J. Dolado (1992): The Power of Cointegration Tests. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, No. 3, S. 325-348.

- [98] Krugman, P. (1994): The Myth of Asia's Miracle. *Foreign Affairs*, Vol. 73, No. 6, S. 62-78.
- [99] Lau, L.J. (1976): A Characterization of the Normalized Restricted Profit Function. *Journal of Economic Theory*, Vol. 12, S. 131-163.
- [100] Lau, L.J. (1979): On Exact Index Numbers. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 61, S. 73-82.
- [101] Lau, L.J. (1986): Functional Forms in Econometric Model Building. In: *Handbook of Econometrics*, Z. Griliches and M.D. Intriligator (eds.), Vol. 3, S.1515-1566.
- [102] Lichtenberg, F. und D. Siegel (1991): The Impact of R&D Investment on Productivity - New Evidence using linked R&D-LRD Data. *Economic Inquiry*, Vol. 29, S. 203-228.
- [103] Lützel, H. (1972): Das reproduzierbare Sachvermögen zu Anschaffungs- und Wiederbeschaffungspreisen. *Wirtschaft und Statistik* 11/72, S. 611-624.
- [104] Mairesse, J. und M. Sassenou (1991): R&D and Productivity at the Firm Level. *Science-Technology-Industry Review*, No. 8, S. 317-348.
- [105] Mansfield, E. (1980): Basic Research and Productivity Increase in Manufacturing. *American Economic Review*, Vol. 70, S. 863-873.
- [106] Mohnen, P.A. (1992): *The Relationship between R&D and Productivity Growth in Canada and Other Major Industrialized Countries*. (Ottawa: Economic Council of Canada).
- [107] Mohnen, P.A., M.I. Nadiri und I.R. Prucha (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*, Vol. 30, S. 749-771.
- [108] Morrison, C.J. (1988): Quasi-Fixed Inputs in US and Japanes Manufacturing: A Generalized Leontief Restricted Cost Function Approach, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 70, No.2, S. 275-287.
- [109] Morrison, C.J. (1992a): Markups in US and Japanese Manufacturing: A Short-Run Econometric Analysis, *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 10, No.1, S. 51-63.
- [110] Morrison, C.J. (1992b): Unraveling the Productivity Growth Slowdown in the United States, Canada and Japan: The Effects of Subequilibrium, Scale Economies and Markups, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 74, No.3, S. 381-393.
- [111] Morrison, C.J. und W.E. Diewert (1990): New Techniques in the Measurement of Multifactor Productivity, *Journal of Productivity Analysis*, Vol.1, S. 276-285.

- [112] Morrison, C.J. und D. Siegel (1997): External Capital Factors and Increasing Returns in U.S. Manufacturing. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, S. 647-654.
- [113] Nadiri, M.I. (1993). Innovations and technological spillovers. *NBER Working Paper* 4423, 1993.
- [114] Nadiri, M.I. und S. Kim (1996): R&D, Production Structure and Productivity Growth: A Comparison of the US, Japanese, and Korean Manufacturing Sectors. *NBER Working Paper* 5506, 1996.
- [115] Nadiri, M.I. and I. Prucha (1996): Estimation of the Depreciation Rate of Physical and R&D Capital in the U.S. Total Manufacturing Sector. *Economic Inquiry*, Vol. 34, S. 43-56.
- [116] Nadiri, M. I. and M. Schankerman (1981): Technical Change, Returns to Scale, and the Productivity Slowdown, *American Economic Review*, Vol. 71, S. 314-319.
- [117] Nelson, C.R. und C.I. Plosser (1982): Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10, S. 139-162.
- [118] Norsworthy, J.R., M.J. Harper und K. Kunze (1979): The Slowdown in Productivity Growth: Analysis of Some Contributing Factors. *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 2, S. 387-421.
- [119] OECD (1996): *Research and Development Expenditures in Industry 1973-93*, Paris.
- [120] Ohta, M. (1974): A Note on the Duality between Production and Cost Functions: Rate of Return to Scale and Rate of Technical Progress. *Economic Studies Quarterly*, Vol. 25, S. 63-65.
- [121] Oliveira Martins, J., S. Scarpetta und D. Pilat (1996): Mark-Up Ratios in Manufacturing Industries - Estimates for 14 OECD Countries, *Economic Department Working Papers*, No. 162, OECD, Paris.
- [122] Pakes, A. und M. Schankerman (1984): The Rate of Obsolescence of Patents, Research Gestation Lags, and the Private Rate of Return to Research Resources. In: *R&D, Patents, and Productivity*, Griliches Z. (ed.), (Chicago: University of Chicago Press).
- [123] Pakes, A. und M. Schankerman (1986): Estimates of the Value of Patent Rights in European Countries during the post-1950 Period, *Economic Journal*, Vol. 96, S. 1052-1076.
- [124] Park, S.R. und J. K. Kwon (1995): Rapid Economic Growth with Increasing Returns to Scale and Little or no Productivity Growth, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 77, S. 332-351.

- [125] Pesaran, M.H. und R. Smith (1995): Estimating Long-Run Relationships From Dynamic Heterogenous Panels. *Journal of Econometrics*, Vol. 68, S. 79-113.
- [126] Pfähler, W. (1996): Industrieökonomik - Eine Einführung. In: *Handwörterbuch der Produktionswirtschaft*, 2. Auflage, W. Kern, H.-H. Schröder und J. Weber (Hrsg.), S. 689-704.
- [127] Pfähler, W. und W. Bönte (1996): F&E-Spillover und F&E-Politik. Zur theoretischen und empirischen Fundierung der deutschen F&E-Politik. In: Kruse, J. und O.G. Meyer (Hrsg.), *Aktuelle Probleme der Wettbewerbs- und Wirtschaftspolitik*, Nomos Verlag, Baden-Baden, S. 59-82.
- [128] Pfähler, W., C. Clermont und U. Hofmann (1996): Sektorale Produktivitätseffekte der Hochschulbildungs- und Wissenschaftsausgaben in Hamburg. In: *Bildung und Wirtschaftswachstum*, von Weizsäcker, R. und B. Wiggert (Hrsg.).
- [129] Pfähler, W., U. Hofmann und W. Bönte (1996), Does Extra Public Infrastructure Capital matter? An Appraisal of Empirical Literature. *Finanzarchiv*, Bd. 53, S. 68-112.
- [130] Richter, M.K. (1966): Invariance Axioms and Economic Indexes. *Econometrica*, Vol. 34, No. 4, S. 739-755.
- [131] Roeger, W. (1995): Can Imperfect Competition explain Differences between Primal and Dual Productivity Measures? Estimates for US manufacturing. *Journal of Political Economy*, Vol. 103, No. 2, S. 316-330.
- [132] Romer, P.M., (1986): Increasing Returns and Long-Run Growth. *Journal of Political Economy*, Vol. 94, S. 1002-1037.
- [133] Romer, P.M., (1990): Endogenous Technological Change. *Journal of Political Economy*, Vol. 98, part II, S. S71-S112
- [134] Rottmann, H. (1995): *Das Innovationsverhalten von Unternehmen - Eine ökonomische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland*. Frankfurt am Main.
- [135] Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1996): Im Standortwettbewerb, *Jahresgutachten 1995/96*, Stuttgart 1995.
- [136] Sakurai, N., E. Ioannidis and G. Papaconstantinou (1996): The Impact of R&D and Technology Diffusion on Productivity Growth: Evidence for 10 OECD Countries in the 1970s and 1980s. *STI Working Papers 1996/2*, OECD.
- [137] Schankerman, M. (1981): The Effects of Double-Counting and Expensing on the Measured Returns to R&D, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 63, No. 3, S. 454-458.

- [138] Schmidt, L. (1992): Reproduzierbares Anlagevermögen 1950 bis 1992, Revidierte Ergebnisse für das frühere Bundesgebiet der Bundesrepublik Deutschland, *Wirtschaft und Statistik* 2, 1992.
- [139] Schröer, G. und P. Stahlecker (1995): Zur Schätzung einer makroökonomischen Produktionsfunktion für die Bundesrepublik Deutschland. *Beiträge aus dem Institut für Statistik und Ökonometrie der Universität Hamburg*, 1/1995.
- [140] Schumacher, D. et al. (1995): Technologische Wettbewerbsfähigkeit der Bundesrepublik Deutschland, Theoretische und empirische Aspekte einer international vergleichenden Analyse. *Beiträge zur Strukturforchung, Heft 155, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung*. Duncker und Humblot, Berlin.
- [141] Shephard, R.W. (1953): *Theory of Cost and Production Functions*, Princeton University Press, Princeton.
- [142] Shephard, R.W. (1970): *Theory of Cost and Production*, Princeton University Press, Princeton.
- [143] Sims, C.A. (1969): Theoretical Basis for a Double Deflated Index of Real Value Added. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 51, S. 470-471.
- [144] Solow, R.M. (1956): A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 70, No. 1, S. 65-94.
- [145] Solow, R.M. (1957): Technical change and the aggregate production function, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 39, S. 312-320.
- [146] Statistisches Bundesamt (1994): Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Fachserie 18, Reihe 2, Input-Output-Tabellen 1986, 1988, 1990.
- [147] Statistisches Bundesamt (1995): Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Fachserie 18, Reihe S. 19, Ergebnisse für die Wirtschaftsbereiche (Branchenblätter) 1960 bis 1994.
- [148] Statistisches Bundesamt: Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland. Verschiedene Jahrgänge.
- [149] Stock, J.H. (1987): Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors. *Econometrica*, Vol. 55, S. 1035-1056.
- [150] Straßberger, F. et al. (1996): F&E-Aktivitäten, Außenhandel und Wirtschaftsstrukturen: Die technologische Leistungsfähigkeit der deutschen Wirtschaft im internationalen Vergleich. *Beiträge zur Strukturforchung, Heft 165, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung*, Duncker und Humblot, Berlin.
- [151] Suzuki, K. (1985): Knowledge Capital and the Private Rate of Return to R&D in Japanese Manufacturing Industries. *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 3, S. 293-305.

- [152] SV-Wissenschaftsstatistik (1997): *Forschung und Entwicklung in der Wirtschaft 1995 bis 1997, Bericht über die F&E-Erhebung 1995 und 1996*. Stifterverband für die Deutsche Wissenschaft (Hrsg.), Essen.
- [153] SV-Wissenschaftsstatistik (1996): *Forschung und Entwicklung in der Wirtschaft 1993 – mit ersten Daten bis 1995*. Stifterverband für die Deutsche Wissenschaft (Hrsg.), Essen.
- [154] SV-Wissenschaftsstatistik (1994): *Forschung und Entwicklung in der Wirtschaft 1991 – mit ersten Daten bis 1993*. Stifterverband für die Deutsche Wissenschaft (Hrsg.), Essen.
- [155] SV-Wissenschaftsstatistik (1991): *Forschung und Entwicklung in der Wirtschaft 1989 – mit ersten Daten bis 1991*. Stifterverband für die Deutsche Wissenschaft (Hrsg.), Essen.
- [156] SV-Wissenschaftsstatistik (1990): *Forschung und Entwicklung in der Wirtschaft 1987 – mit ersten Daten bis 1989*. Stifterverband für die Deutsche Wissenschaft (Hrsg.), Essen.
- [157] SV-Wissenschaftsstatistik (1988): *Forschung und Entwicklung in der Wirtschaft 1985 – mit ersten Daten bis 1987*. Stifterverband für die Deutsche Wissenschaft (Hrsg.), Essen.
- [158] SV-Wissenschaftsstatistik (1986): *Forschung und Entwicklung in der Wirtschaft 1983 – mit ersten Daten bis 1985*. Stifterverband für die Deutsche Wissenschaft (Hrsg.), Essen.
- [159] SV-Wissenschaftsstatistik (1985): *Forschung und Entwicklung in der Wirtschaft 1979 und 1981 – mit ersten Daten bis 1983*. Stifterverband für die Deutsche Wissenschaft (Hrsg.), Essen.
- [160] SV-Wissenschaftsstatistik (1980): *Forschung und Entwicklung in der Wirtschaft 1977*. Stifterverband für die Deutsche Wissenschaft (Hrsg.), Essen.
- [161] Takayama, A. (1994): *Analytical Methods in Economics*. New York u.a.: Harvester Wheatsheaf.
- [162] Unger, R. (1986): *Messung und Analyse der Totalen Faktorproduktivität für 28 Sektoren der Bundesrepublik Deutschland 1960 bis 1981*. Frankfurt am Main-Berlin-New York.
- [163] van Reenen, J. (1997): Why has Britain had slower R&D growth? *Research Policy*, Vol. 26, S. 493-507.
- [164] Verspagen, B. (1995): R&D and Productivity: A Broad Cross-Section Cross-Country Look. *Journal of Productivity Analysis*, Vol 6, S.117-135.

- [165] Verspagen, B. (1997): Estimating International Technology Spillovers Using Technology Flow Matrices. *Weltwirtschaftliches Archiv*, Bd. 133, S.226-248.
- [166] von Minding, B. (1985): Zusammengefasster Index der Erzeugerpreise gewerblicher Produkte im Inlands- und Auslandsabsatz auf Basis 1980. *Wirtschaft und Statistik* 6/1985, S. 509-511.
- [167] von Minding, B. (1994): Neuberechnung des Index der Erzeugerpreise gewerblicher Produkte auf Basis 1991. *Wirtschaft und Statistik* 3/1994, S.201-204.
- [168] White, H. (1980): A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity, *Econometrica*, Vol. 48, 1980, S. 817-838.
- [169] Zellner, A., J. Kmenta und J. Drèze (1966): Specification and Estimation of Cobb-Douglas Production Function Models. *Econometrica*, Vol. 34 (4), S.784-95.

A. Datenquellen und Konstruktion der Datenbasis

„...our understanding of what is happening in our economy (and in the world economy) is constrained by the extent and quality of the available data.“ Zvi Griliches (1994: S. 2)

Die vorliegende Untersuchung bezieht sich auf die Wirtschaftsbereiche des Verarbeitenden Gewerbes der Bundesrepublik Deutschland (Gebietsstand bis zum 3.10.1990) und den Zeitraum von 1979 bis 1993. Die Datenbasis der Untersuchung 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 SV-Wissenschaftsstatistik, in denen die F&E-Aktivitäten der Unternehmen erfragt werden.¹

Im Abschnitt A.1 wird das verwendete Outputkonzept diskutiert, und es wird die Berechnung der Outputpreisindizes erläutert. Die theoretische Fundierung von Input-Indizes wird im zweiten Abschnitt kurz dargestellt.² Für die Konstruktion der Inputindizes müssen Preise und Mengen der Inputs vorliegen oder berechnet werden. Die Konstruktion der Datenbasis wird in den übrigen Abschnitten des Anhangs beschrieben.

A.1. Messung des Outputs

Als Ausgangspunkt für die Messung von Produktivitäten ist die Messung des Outputs bzw. der Wachstumsrate des Outputs von zentraler Bedeutung. Die Outputmessung kann nach dem Bruttokonzept auf der Grundlage des realen (Brutto-)Produktionswertes erfolgen, oder es kann entsprechend dem Nettokonzept die reale Bruttowertschöpfung verwendet werden. Für die Anwendung des Nettokonzepts müssen allerdings bestimmte Annahmen erfüllt sein.

Die reale Bruttowertschöpfung wird vom Statistischen Bundesamt mit Hilfe der Methode der doppelten Deflationierung berechnet. Diese Methode ist aus theoretischer Sicht gerechtfertigt, falls Separabilität zwischen den Vorleistungen und den anderen Produktionsfaktoren vorliegt.³ Berndt und Christensen (1973) haben gezeigt, dass aus dieser Annahme eine identische partielle Substitutionselastizität zwischen den Vorleistungen und den übrigen Produktionsfaktoren folgt. An der Verwendung der realen Bruttowertschöpfung als Outputmaß ist wegen der sehr restriktiven Annahmen vielfach Kritik geübt worden, und auch die Ergebnisse der meisten empirischen Studien sprechen nicht für die Existenz einer Wertschöpfungsfunktion.⁴ Aus diesen

¹ Siehe zweites Kapitel.

² Zu den methodischen Grundlagen der Konstruktion der Inputindizes siehe Jorgenson et al. (1987).

³ Vgl. Sims (1969).

⁴ Siehe zum Beispiel Fuss und MacFadden (1978), Part III.

Gründen wird in der vorliegenden Untersuchung auf die Bruttowertschöpfung als Outputmaß verzichtet.

In der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung wird für jeden Wirtschaftsbereich der *nominale* Produktionswert ausgewiesen. Der *Produktionswert* beziffert den Wert aller im Berichtsjahr produzierten Güter. Er setzt sich zusammen aus den Verkäufen von Waren und Dienstleistungen (Umsatz) sowie aus dem Wert der Bestandsveränderungen an halbfertigen und fertigen Erzeugnissen aus eigener Produktion und dem Wert selbsterstellter Ausrüstungen und Bauten. Firmeninterne Lieferungen und Leistungen sind nicht im Produktionswert enthalten.⁵ In der VGR wird er zu Marktpreisen, also einschließlich Produktionssteuern, aber ohne Subventionen berechnet, die Umsatzsteuer ist nicht enthalten.

Das Statistische Bundesamt weist die *realen* Produktionswerte *nicht* für die einzelnen Wirtschaftsbereiche des Verarbeitenden Gewerbes aus, sondern nur für das Verarbeitende Gewerbe insgesamt. Zwar berechnet das Statistische Bundesamt intern die realen Produktionswerte der Wirtschaftsbereiche, jedoch werden diese *nicht* veröffentlicht und auch auf Anfrage *nicht* zur Verfügung gestellt. Es werden deshalb in dieser Untersuchung aus den vorhandenen Daten Preisindizes berechnet, um aus den nominalen die realen Produktionswerte der Wirtschaftsbereiche herzuleiten.⁶ Die berechneten Outputpreisindizes der einzelnen Wirtschaftsbereiche berücksichtigen zum einen die Inlands- und Ausfuhrpreise für einzelne Gütergruppen und zum anderen den Umstand, dass in den Produktionswerten der institutionell abgegrenzten Wirtschaftsbereiche verschiedene Gütergruppen enthalten sind.

Das Statistische Bundesamt veröffentlicht nach Gütergruppen (2-Steller) des Systematischen Güterverzeichnisses für Produktionsstatistiken (GP) den Index der Erzeugerpreise gewerblicher Produkte (Inlandsabsatz).⁷ Er ist ein Laspeyres-Index und stellt eine Messgröße für die durchschnittliche Entwicklung der *effektiven* Verkaufspreise für die *im Inland* hergestellten und abgesetzten Erzeugnisse des Bergbaus und des Verarbeitenden Gewerbes dar. Die erhobenen Preise enthalten nicht die Umsatzsteuer, wohl aber die *Verbrauchssteuern* und *gesetzlichen Abgaben*.

Dieser Index gibt *nicht* die Entwicklung der Ausfuhrpreise der Wirtschaftsbereiche wieder. Weisen einzelne Wirtschaftszweige hohe Exportquoten auf und weicht die Entwicklung der Ausfuhrpreise stark von der Entwicklung der Inlandspreise ab, so müssen die Ausfuhrpreise bei der Berechnung des realen Outputs berücksichtigt werden. Die Exportquoten, das ist hier der Anteil des Auslandsumsatzes am Gesamtumsatz, werden vom Statistischen Bundesamt für die Betriebe von Unternehmen mit 20

⁵ Vgl. Statistisches Bundesamt (1995), S. 14.

⁶ Die für diese Untersuchung verwendeten Preisindizes werden vom Statistischen Bundesamt in den Reihen 2 und 8 der Fachserie 17 veröffentlicht.

⁷ Zur Neuberechnung des Indizes der Erzeugerpreise gewerblicher Produkte auf der Basis des Jahres 1991 siehe von Minding (1994).

Beschäftigten und mehr ausgewiesen.⁸ Im Jahr 1991 hatten beispielsweise die Wirtschaftszweige Büromaschinen/ADV und Maschinenbau Exportquoten in Höhe von 39,9 und 40,4 Prozent.⁹

Das Statistische Bundesamt veröffentlicht für Gütergruppen den Index der Ausfuhrpreise, der „...als Outputpreisindex die Entwicklung der Verkaufspreise der aus der deutschen Volkswirtschaft hinausgehenden Warenströme aufzeigt.“¹⁰ Auch hierbei handelt es sich um einen Laspeyres-Index. Wie bei dem Index der Erzeugerpreise gehen die effektiven Preise in die Berechnung ein, allerdings sind die Verbrauchsteuern nicht enthalten.

Aus den Indizes der Erzeugerpreise gewerblicher Produkte (p_{yInj}), der jährlichen Exportquote der Wirtschaftszweige (ex_i) und den Indizes der Ausfuhrpreise (p_{yAusj}) wird für jede Gütergruppe j ($j = 1, \dots, m$) ein zusammengefasster Preisindex des Inlandsabsatzes und der Ausfuhr auf der Basis des Jahres 1991 berechnet (p_{yj}).¹¹

$$p_{yjt} = [1 - ex_{it}]p_{yInjt} + ex_{it}p_{yAusjt} \quad (A.1)$$

Der Index ist das gewogene arithmetische Mittel der Indizes der Erzeugerpreise und der Ausfuhrpreise, wobei die Exportquote als Gewicht dient.¹² Es wird angenommen, dass die zusammengefassten Indizes die Preisentwicklung der Gütergruppen aus Sicht der inländischen Produzenten wiedergeben. Für die Wirtschaftsbereiche Luft- und Raumfahrzeugbau sowie Schiffbau liegen die Indizes der Erzeugerpreise gewerblicher Produkte und die Ausfuhrpreisindizes nicht vor. Sie werden deshalb aus der Untersuchung ausgeschlossen.

Der Produktionswert eines Wirtschaftsbereichs kann jedoch nicht nur mit dem Preisindex einer Gütergruppe deflationiert werden, da im Produktionswert der institutionell abgegrenzten Wirtschaftsbereiche in der Regel verschiedene Gütergruppen enthalten sind. Eine Deflationierung mit dem Preisindex der Hauptgütergruppe würde

⁸ Dabei wird unterstellt, dass die Exportquote der Betriebe von Unternehmen mit weniger als 20 Beschäftigten derjenigen der Unternehmen mit mehr als 20 Beschäftigten entspricht. Für Wirtschaftszweige, in denen die kleineren Unternehmen einen großen Anteil am Produktionswert haben, kann diese Annahme problematisch sein.

⁹ Die Exportquoten sind der Fachserie 4.1.2 entnommen. Die Abgrenzung stimmt nicht exakt mit dem VGR-Konzept überein. Für einzelne Jahre liegen für einige Wirtschaftsbereiche keine Angaben vor. In diesen Fällen wird angenommen, dass die Quote im Vergleich zur Vorperiode konstant geblieben ist.

¹⁰ Aus Beuerlein (1995), S. 207.

¹¹ Aus dem Index der Erzeugerpreise (Inlandsabsatz) und dem Index der Ausfuhrpreise berechnet das Statistische Bundesamt den zusammengefassten Index der Erzeugerpreise gewerblicher Produkte im Inlands- und Auslandsabsatz. Er soll die Preisentwicklung der vom Verarbeitenden Gewerbe im Inland produzierten Güter wiedergeben. Dieser Index liegt auf der Basis des Jahres 1991 nicht für alle Jahre des Beobachtungszeitraumes vor. Zur Berechnung dieses Indizes siehe von Minding (1985), S. 509.

¹² Es wird unterstellt, dass die Exportquoten der Wirtschaftszweige mit den Exportquoten der entsprechenden Gütergruppe übereinstimmen.

zu verzerrten Ergebnissen führen, falls der Anteil von Zweitgütern am Produktionswert hoch ist und die Entwicklung der Preisindizes der Gütergruppen stark voneinander abweicht. Für die Deflationierung muss deshalb die Outputstruktur (Anteil verschiedener Gütergruppen am Produktionswert) berücksichtigt werden.

Das Statistische Bundesamt hat für das Jahr 1990 eine *Output-Tabelle* nach Gütergruppen und Wirtschaftsbereichen nach dem Konzept der Inlandsproduktsberechnung veröffentlicht.¹³ In dieser Tabelle sind die Produktionswerte von 58 Wirtschaftsbereichen nach 58 Gütergruppen aufgegliedert. Es lässt sich aus der Tabelle eine Matrix A berechnen, welche die Anteile der Gütergruppen (Zeilen) an den Produktionswerten der Wirtschaftsbereiche (Spalten) wiedergibt:

$$A_{[58 \times 58]} = \begin{bmatrix} \gamma_{1,1} & \dots & \gamma_{1,58} \\ \vdots & & \vdots \\ \gamma_{58,1} & \dots & \gamma_{58,58} \end{bmatrix}, \quad (\text{A.2})$$

wobei γ_{ji} den wertmäßigen Anteil des Produktionswertes der Gütergruppe (j) am gesamten Produktionswert des Wirtschaftsbereichs (i) bezeichnet. Mit diesen Anteilen werden die zusammengefassten Preisindizes der Gütergruppen (Inlandsabsatz und Ausfuhr) gewichtet.¹⁴ Daraus ergibt sich für jeden der 28 untersuchten Wirtschaftsbereiche ein Outputpreisindex, entsprechend seiner Outputstruktur. Es wird angenommen, dass die gütermäßige Outputstruktur der Wirtschaftsbereiche für den Beobachtungszeitraum konstant und gleich der des Jahres 1990 ist. Die nominalen Produktionswerte der untersuchten Wirtschaftsbereiche werden mit diesen Preisindizes deflationiert.

A.2. Translog-Mengen-Indizes der Inputs

Die Ausführungen des vierten Kapitels zeigen, dass die Validität des Törnqvist-Theil-Indexes in erheblichem Maße von der Gültigkeit der Annahme abhängt, dass die Produktionsfaktoren entsprechend ihrer Grenzproduktivität entlohnt werden. Falls sich die Grenzproduktivitäten der Faktoren deutlich unterscheiden, führt eine tiefe Disaggregation der Inputs zu verbesserten Ergebnissen. Es werden deshalb für die Indexberechnung des vierten Kapitels Input-Indizes gebildet.

Die Produktion der Wirtschaftsbereiche ($i = 1, \dots, n$) erfolgt unter Verwendung der Inputs Vorleistungen (Z_i), Arbeit (L_i), physisches Kapital (K_i) und F&E-Kapital (FE_i).

¹³ Siehe Statistisches Bundesamt (1994), S. 260 ff.

¹⁴ Dies gilt nur für die Gütergruppen, für welche zusammengefasste Preisindizes berechnet werden können. Sie haben im Durchschnitt einen Anteil von 98 Prozent am Produktionswert. Die Anteile anderer Gütergruppen, wie beispielsweise „sonstige marktbestimmte Dienstleistungen“, werden der Hauptgütergruppe zugerechnet.

Jeder dieser Inputs stellt – mit Ausnahme des Inputs F&E-Kapital – ein Aggregat heterogener Inputs dar:¹⁵

$$Z_i = f_i(Z_{1i}, \dots, Z_{wi}), \quad (\text{A.3})$$

$$L_i = f_i(L_{1i}, \dots, L_{wi}), \quad (\text{A.4})$$

$$K_i = f_i(K_{1i}, \dots, K_{wi}). \quad (\text{A.5})$$

Es wird angenommen, dass sich die aggregierten Inputs des Wirtschaftsbereichs i in Form einer Translog-Funktion ihrer w individuellen Inputs ausdrücken lassen.¹⁶ Der entsprechende Inputindex ist ein Translog-Mengen-Index der einzelnen Inputs:¹⁷

$$\ln V_{it} - \ln V_{it-1} = \sum \bar{\alpha}_{V_{li}} [\ln V_{lit} - \ln V_{lit-1}], \quad (\text{A.6})$$

mit $V = Z, L, K \quad (i = 1, \dots, n; l = 1, \dots, w).$

Die Veränderung der Leistungsabgabe des Aggregats ergibt sich aus der gewogenen Differenz der logarithmierten Inputs. Die Gewichte ($\bar{\alpha}_{V_{li}}$) sind die durchschnittlichen Anteile der individuellen Inputs an der Entlohnung des aggregierten Inputs:

$$\bar{\alpha}_{V_{li}} = 0.5[\alpha_{V_{lit}} + \alpha_{V_{lit-1}}], \quad (\text{A.7})$$

mit $V = L, K, Z \quad (i = 1, \dots, n; l = 1, \dots, w).$

Die Gewichte lassen sich aus den Bedingungen erster Ordnung für ein Produktionsgleichgewicht herleiten. Sind die Funktionen der Inputs linear homogen, dann ist die Summe der Elastizitäten der individuellen Inputs gleich eins. Im Gleichgewicht werden die Inputs entsprechend ihrer Grenzproduktivität entlohnt.¹⁸ Die Wertanteile der individuellen Inputs entsprechen dem Quotienten aus der Entlohnung des individuellen Inputs ($q_{V_{li}} V_{li}$) und der Entlohnung des Aggregats ($q_V V_i$) und addieren sich ebenfalls zu eins:

$$\alpha_{V_{li}} = \frac{\partial V_i}{\partial V_{li}} \frac{V_{li}}{V_i} = \frac{q_{V_{li}} V_{li}}{q_V V_i}, \quad (\text{A.8})$$

mit $V = L, K, Z \quad (i = 1, \dots, n; l = 1, \dots, w),$

¹⁵ Für das F&E-Kapital liegen die notwendigen Informationen nicht vor. Siehe hierzu den ersten Abschnitt des dritten Kapitels.

¹⁶ Vereinfachend wird zunächst unterstellt, dass die Anzahl der individuellen Inputs (w) für die aggregierten Inputs identisch ist.

¹⁷ Siehe hierzu Jorgenson et al. (1987), S. 92 ff.

¹⁸ Es wird angenommen, dass die Faktormärkte durch vollkommene Konkurrenz gekennzeichnet sind.

$$q_{Vi} V_i = \sum_{l=1}^w q_{Vli} V_{li}, \quad \text{mit } V = L, K, Z \quad (i = 1, \dots, n; l = 1, \dots, w). \quad (\text{A.9})$$

Es wird für jeden individuellen Input (V_{li} , mit $V = L, K, Z$) der Aggregate Vorleistungen, Arbeit und physisches Kapital angenommen, dass die Leistungsabgabe proportional ist:

- zur realen Vorleistung (Z): $Z_{lit} = \lambda_{Zli} Z_{lit}$
- zu den tatsächlich geleisteten Arbeitsstunden (H): $L_{lit} = \lambda_{Lli} H_{lit}$
- zum Kapitalstock (A): $K_{lit} = \lambda_{Kli} A_{lit}$

Die Proportionalitätsfaktoren (λ_{Vli}) transformieren die Mengen in Leistungsabgaben und werden als zeitlich konstant angenommen.¹⁹

A.3. Messung des Vorleistungsinputs

Das Statistische Bundesamt berechnet die realen Produktionswerte und die realen Vorleistungen der Wirtschaftsbereiche, um aus deren Differenz die realen Bruttowertschöpfungen der Wirtschaftsbereiche zu ermitteln (doppelte Deflationierung). Veröffentlicht werden jedoch lediglich die realen Bruttowertschöpfungen der Wirtschaftsbereiche.

In empirischen Studien werden die realen Vorleistungen häufig aus der Differenz zwischen realen Produktionswerten und realer Bruttowertschöpfung berechnet.²⁰ In dieser Untersuchung wird ein anderer Weg beschritten. Die realen Vorleistungen der untersuchten Wirtschaftsbereiche werden anhand von Preisindizes in der Gliederung nach 58 Gütergruppen berechnet.

A.3.1. Die Entlohnung der Vorleistungsinputs

In den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen werden die nominalen Vorleistungen der einzelnen Wirtschaftsbereiche ausgewiesen, und allein mit Hilfe der dort ausgewiesenen Daten ist eine weitere Disaggregation nicht zu bewerkstelligen.

Das Statistische Bundesamt veröffentlicht in regelmäßigen Abständen Input-Output-Tabellen, aus denen sich der Güterfluss zwischen den Produktionsbereichen ablesen lässt. Auf diese Input-Output-Tabellen kann jedoch im Rahmen der vorliegenden Untersuchung *nicht* zurückgegriffen werden, da die ihnen zu Grunde liegende gütermäßige Abgrenzung der „Produktionsbereiche“ nicht der institutionellen Abgrenzung „Wirtschaftsbereiche“ der VGR entspricht. Der Grund dafür sind die

¹⁹ Vgl. Jorgenson et al. (1987), S. 93.

²⁰ Da die vom Statistischen Bundesamt berechneten realen Produktionswerte nicht ausgewiesen werden, müssen folglich „eigene“ reale Produktionswerte berechnet werden.

unterschiedlichen Zielsetzungen der Statistiken. Zielsetzung der Sozialproduktsberechnung ist die Darstellung von Marktvorgängen, hingegen soll die Input-Output-Rechnung die güter- und produktionsmäßigen Verflechtungen zwischen den Bereichen der Volkswirtschaft aufzeigen. Zumindest auf Seiten der vorleistungsbeziehenden Wirtschaftsbereiche muss jedoch die Abgrenzung derjenigen der VGR entsprechen.

Das Statistische Bundesamt hat eine tief disaggregierte Input-Tabelle nach 58 Gütergruppen und 58 Wirtschaftsbereichen nach dem Konzept der Inlandsberechnung bisher *einmalig* für das Berichtsjahr 1990 veröffentlicht.²¹ Die nominalen Vorleistungen der Wirtschaftsbereiche sind darin nach 58 Gütergruppen disaggregiert. Die Spalten der Tabelle enthalten den Wert der Vorleistungsgüter in laufenden Preisen, die der betreffende Wirtschaftsbereich bezieht.

Aus der Tabelle des Jahres 1990 wird eine wertmäßige Input-Koeffizienten-Matrix (B) berechnet, welche die Wertanteile der einzelnen Gütergruppen (Zeilen) am Wert der Vorleistungen der Wirtschaftsbereiche (Spalten) wiedergibt:

$$B_{[58 \times 58]} = \begin{bmatrix} \alpha_{1,1} & \cdot & \alpha_{1,58} \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ \alpha_{58,1} & \cdot & \alpha_{58,58} \end{bmatrix}, \quad (\text{A.10})$$

wobei α_{il} den wertmäßigen Anteil der Vorleistungen der Gütergruppe (l) an den gesamten Vorleistungen des Wirtschaftsbereichs (i) bezeichnet. Die unveröffentlichten Input-Tabellen anderer Jahre konnten vom Statistischen Bundesamt auch auf Anfrage nicht zur Verfügung gestellt werden. Es wird deshalb angenommen, dass der Wertanteil der einzelnen Vorleistungsgüter für den gesamten Untersuchungszeitraum konstant ist und demjenigen des Jahres 1990 entspricht. Es lassen sich damit für die Jahre 1979 bis 1993 die disaggregierten nominalen Vorleistungen (vn) eines Wirtschaftsbereichs (i) in Form einer Matrix B_i darstellen:

$$B_i_{[58 \times T]} = \begin{matrix} \alpha_i & * & VN_i \\ [58 \times 1] & & [1 \times T] \end{matrix} \quad (\text{A.11})$$

$$= \begin{bmatrix} vn_{1,79} & \cdot & vn_{1,93} \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ vn_{58,79} & \cdot & vn_{58,93} \end{bmatrix},$$

wobei VN_i den Vektor der nominalen Vorleistungen, T die Anzahl der Beobachtungsjahre und α_i den Vektor der Input-Koeffizienten des Wirtschaftsbereichs (i) bezeichnet.

²¹ Siehe Statistisches Bundesamt (1994), S. 228 ff.

A.3.2. Faktorpreis der Vorleistungen

Die nominalen Vorleistungen der Wirtschaftsbereiche beziffern den „Wert der Güter, die von anderen Wirtschaftseinheiten bezogen und im Berichtsjahr im Zuge der Produktion verbraucht werden“²². Über die reale Entwicklung bzw. über die Entwicklung der Vorleistungsinputs sagen sie damit, solange sie nicht mit Hilfe geeigneter Preisindizes deflationiert werden wenig aus.

In der VGR werden die verschiedenen Gütergruppen zu den Preisen bewertet, die von den Verwendern der Güter gezahlt werden. Dies sind die Anschaffungspreise der Güter, in denen nichtabzugsfähige Umsatzsteuer sowie Handels- und Transportleistungen enthalten sind. Auch aus Sicht des Vorleistungsbeziehers ist der Anschaffungspreis der relevante Preis, da er in der Regel dem Preis entspricht, den die Käufer der Güter am Markt gezahlt haben. Verhalten sich Unternehmen wie Gewinnmaximierer, dann entspricht dieser Preis – den Fall vollständigen Wettbewerbs vorausgesetzt – dem Wertgrenzprodukt der Vorleistung.

Zur Deflationierung der einzelnen Vorleistungsinputs sind demnach die jeweiligen Preisindizes zu Anschaffungspreisen geeignet. Solche Preisindizes liegen für die Bundesrepublik Deutschland entweder nicht für alle Gütergruppen oder nicht für den gesamten Untersuchungszeitraum vor. Geeignete Alternativen sind die Preisindizes des Wareneingangs im Verarbeitenden Gewerbe oder die Indizes der Erzeugerpreise. Sie liegen allerdings nur für Güter aus dem Produzierenden Gewerbe vor. Für die Preisbereinigung der Vorleistungen aus anderen Bereichen, wie z.B. Handel und Verkehr oder Dienstleistungen, können sie nicht verwendet werden.

Das Statistische Bundesamt berechnet im Rahmen der Input-Output-Rechnung die Preisindizes der Vorleistungsgüter in der Gliederung nach 58 Gütergruppen, die das Ergebnis gütermäßig sehr tiefgegliederter Berechnungen sind. Die Einteilung der Gütergruppen ist mit derjenigen der Vorleistungen identisch. Für den Untersuchungszweck sind sie eingeschränkt verwendbar, da sie nach dem Konzept der Input-Outputrechnung berechnet werden. Es handelt sich um Preisindizes zu Ab-Werk-Preisen, die nicht vollkommen mit dem Konzept der VGR kompatibel sind. Dennoch dürften sie die Preisentwicklung der Vorleistungen zum größten Teil richtig wiedergeben.²³ Diese Indizes wurden vom Statistischen Bundesamt für diese Untersuchung zur internen Verwendung zur Verfügung gestellt.

Daraus lässt sich für den Zeitraum von 1979 bis 1993 (Spalten) und für 58 Gütergruppen (Zeilen) eine Matrix der Deflatoren bestimmen, die als Element die reziproken Werte der Preisindizes der Gütergruppen enthält:

²² Aus Statistisches Bundesamt (1995), S. 15.

²³ Sie stellen eine gute Approximation der Preisentwicklung der Anschaffungspreise dar, falls der Anteil der Handels- und Transportleistungen relativ gering ist und/oder die Preisentwicklung dieser Leistungen nicht stark von derjenigen der Vorleistungen abweicht.

$$D_{[58 \times T]} = \begin{bmatrix} 1/p_{1,79} & \cdot & 1/p_{1,93} \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ 1/p_{58,79} & \cdot & 1/p_{58,93} \end{bmatrix}. \quad (\text{A.12})$$

Die Matrix der realen Vorleistungen (E_i) eines Wirtschaftsbereichs (i) nach 58 Gütergruppen ergibt sich aus dem Hadamard-Produkt der Matrizen B_i und D :

$$E_i_{[58 \times T]} = \begin{bmatrix} \frac{vn_{1,79}}{p_{1,79}} & \cdot & \frac{vn_{1,93}}{p_{1,93}} \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ \frac{vn_{58,79}}{p_{58,79}} & \cdot & \frac{vn_{58,93}}{p_{58,93}} \end{bmatrix}. \quad (\text{A.13})$$

A.4. Messung des Arbeitsinputs

Die Leistungsabgabe des Faktors Arbeit wird üblicherweise als proportional zu den geleisteten Arbeitsstunden oder, falls diese Daten nicht verfügbar sind, als proportional zur Zahl der Erwerbstätigen angenommen. Dieses Vorgehen ist unproblematisch, falls es sich um einen homogenen Produktionsfaktor handelt. In der Regel wird diese Annahme allerdings nicht zutreffen. Die Leistungsabgabe des Faktors Arbeit ist beispielsweise abhängig von der Qualifikation, der Stellung im Beruf oder dem Alter derjenigen Person, welche die Arbeitsleistung erbringt.

Inwieweit diese Heterogenität berücksichtigt werden kann, hängt nicht zuletzt von der Datenverfügbarkeit ab. In der vorliegenden Arbeit wird der Arbeitsinput nach der Stellung im Beruf, d.h. nach Arbeitern, Angestellten sowie Selbständigen und mithelfenden Familienangehörigen, disaggregiert. Eine Erhöhung des Anteils der Angestellten kann als Qualitätsverbesserung gesehen werden, falls damit eine Erhöhung des Anteils besser ausgebildeter Arbeitskräfte einhergeht. Aus den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen der Wirtschaftsbereiche können die Zahl der Erwerbstätigen und die Entlohnung der beschäftigten Arbeitnehmer entnommen werden. Aus den Veröffentlichungen des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung werden die Angaben zu den tatsächlich geleisteten Arbeitsstunden genutzt. Auf die Betriebsstatistiken des Produzierenden Gewerbes wird zurückgegriffen, um die Daten nach Arbeitern und Angestellten zu disaggregieren. Anschließend werden mit Hilfe dieser Daten und Berechnungen Indizes der Arbeitsinputs der Wirtschaftsbereiche berechnet, welche zumindest einen Teil der Heterogenität und damit Qualitätsveränderungen innerhalb des Aggregats berücksichtigen.

A.4.1. Das Arbeitsvolumen

Der Faktoreinsatz des Produktionsfaktors Arbeit wird in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (Fachserie 18) als Zahl der Erwerbstätigen ausgewiesen. Erwerbstätige, im Sinne der VGR, sind Personen, „...die einer Erwerbstätigkeit

oder auch mehreren Erwerbstätigkeiten nachgehen, unabhängig von der Dauer der tatsächlich geleisteten oder vertragsmäßig zu leistenden wöchentlichen Arbeitszeit.²⁴ Ausgewiesen wird die Zahl der Erwerbstätigen als Periodendurchschnitt.²⁵ In dieser Größe kommt der tatsächliche Faktoreinsatz nicht zum Ausdruck.

Die Quantität wird überschätzt, da die Zahl der geleisteten Stunden je Erwerbstätigem im Beobachtungszeitraum zurückgegangen ist. Es müssen deshalb die tatsächlich geleisteten Arbeitsstunden zur Messung des Arbeitsinputs herangezogen werden. Das Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) veröffentlicht auf Jahresbasis die Zahl der durchschnittlich geleisteten Arbeitsstunden je Erwerbstätigem bzw. aller Erwerbstätigen in den einzelnen Wirtschaftsbereichen. Die Zahlen des IAB sind nach der gleichen Systematik wie in der VGR gegliedert und daher mit den Zahlen der VGR kompatibel. Multipliziert man die vom IAB ermittelte durchschnittlich geleistete Arbeitszeit der Erwerbstätigen (DH_i)²⁶ mit der Zahl der Erwerbstätigen (EW_i) aus der VGR, so erhält man die tatsächlich geleisteten Stunden im Wirtschaftsbereich (i), das Arbeitsvolumen (AV_i):

$$AV_i = EW_i * DH_i. \quad (A.14)$$

Die Erwerbstätigen lassen sich nach ihrer Stellung im Beruf unterscheiden in Selbständige, mithelfende Familienangehörige und abhängig Beschäftigte.²⁷ Da in der VGR neben der Zahl der Erwerbstätigen auch die Zahl der beschäftigten Arbeitnehmer (AN_i) ausgewiesen wird, lässt sich aus der Differenz dieser Größen ($EW_i - AN_i$) die Zahl der Selbständigen und mithelfenden Familienangehörigen (S_i) ermitteln. Das IAB ermittelt zusätzlich die durchschnittliche Jahresarbeitszeit der Arbeitnehmer in den Wirtschaftsbereichen. Die Multiplikation der durchschnittlichen Jahresarbeitszeit je Arbeitnehmer (DH_{Ai}) mit der Zahl der beschäftigten Arbeitnehmer (AN_i) ergibt die jährlich geleisteten Stunden aller Arbeitnehmer (AV_{Ai}) im Wirtschaftsbereich (i):

$$AV_{Ai} = AN_i * DH_{Ai}. \quad (A.15)$$

Die geleisteten Arbeitsstunden der Selbständigen und mithelfenden Familienangehörigen (H_{S_i}) erhält man dann durch die Subtraktion der geleisteten Arbeitsstunden der beschäftigten Arbeitnehmer vom gesamten Arbeitsvolumen im Wirtschaftsbereich:

²⁴ Aus Statistisches Bundesamt (1995), S. 13.

²⁵ Vgl. Statistisches Bundesamt (1995), S. 13.

²⁶ Für das Jahr 1993 lag die tatsächliche jährliche Arbeitszeit bei Erwerbstätigen nur für das Verarbeitende Gewerbe insgesamt vor. Es wurde deshalb unterstellt, dass in diesem Jahr die Veränderung gegenüber dem Vorjahr für die einzelnen Wirtschaftsbereiche identisch mit der des Verarbeitenden Gewerbes insgesamt ist.

²⁷ Siehe Statistisches Bundesamt (1995), S. 11 f.

$$H_{Si} = AV_i - AV_{Ai}. \quad (\text{A.16})$$

Eine weitere Disaggregation setzt voraus, dass das Arbeitsvolumen der Arbeitnehmer (AV_{Ai}) in die Arbeitsstunden der Angestellten und Arbeiter zerlegt werden kann. Eine Spaltung der Zahl der beschäftigten Arbeitnehmer in Arbeiter und Angestellte wird in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen nicht ausgewiesen, und das IAB veröffentlicht die tatsächliche jährliche Arbeitszeit von Angestellten und Arbeitern nur für das Verarbeitende Gewerbe insgesamt. Für die einzelnen Wirtschaftsbereiche liegen diese Angaben *nicht* vor.

Es muss deshalb auf andere Statistiken zurückgegriffen werden. Das Statistische Bundesamt veröffentlicht für die Wirtschaftsbereiche die Zahl der Beschäftigten, die Zahl der Arbeiter und die geleisteten Arbeiterstunden nur für die Betriebe von Unternehmen mit mehr als 20 Beschäftigten. Diese Statistik basiert, im Gegensatz zur Erwerbstätigenstatistik, auf der Auswertung von Betriebsmeldungen. Außerdem erfolgt die Zuordnung nach dem Schwerpunkt der wirtschaftlichen Tätigkeit des Betriebes, gemessen an der Beschäftigtenzahl und ist demnach mit der bisherigen nicht vollkommen identisch. Für eine Umrechnung auf die Erwerbstätigenzahlen der Wirtschaftsbereiche müssen deshalb einige Annahmen getroffen werden. Im ersten Schritt wird der Anteil der Arbeiter an den Beschäftigten im Wirtschaftsbereich (i) aus der Betriebsstatistik ermittelt:

$$\chi_i = \frac{\text{Zahl der Arbeiter}}{\text{Zahl der Beschäftigten}}. \quad (\text{A.17})$$

Für eine Umrechnung auf die Erwerbstätigen wird angenommen, dass dieses Verhältnis auch für die beschäftigten Arbeitnehmer (VGR-Konzept) gilt. Daraus lässt sich die Zahl der Arbeiter (ANR_i) und die Zahl der Angestellten (ANG_i) berechnen:

$$\begin{aligned} AN_i &= \chi_i * AN_i + (1 - \chi_i) * AN_i, \\ &= ANR_i + ANG_i. \end{aligned} \quad (\text{A.18})$$

Im nächsten Schritt wird das Arbeitsvolumen der Arbeiter und Angestellten ermittelt. Würde man annehmen, dass die tatsächliche jährliche Arbeitszeit von Angestellten und Arbeitern identisch ist, so könnte man das Arbeitsvolumen ebenfalls entsprechend dem Anteil der Arbeiter bzw. Angestellten umrechnen.

Die vom IAB auf der Ebene des Verarbeitenden Gewerbes veröffentlichten Zahlen belegen allerdings, dass die tatsächliche jährliche Arbeitszeit der Angestellten leicht über derjenigen der Arbeiter liegt.²⁸ Der Quotient (ϕ) der tatsächlichen jährlichen Arbeitszeit der Angestellten (STN) und derjenigen der Arbeiter (STR) wird für alle Wirtschaftsbereiche des Verarbeitenden Gewerbes als identisch angenommen:

²⁸ Außerdem ändert sich dieses Verhältnis über den Beobachtungszeitraum. In Phasen des wirtschaftlichen Abschwungs steigt dieses Verhältnis an.

$$\phi = \frac{STN}{STR}. \quad (\text{A.19})$$

Mit Hilfe dieses Quotienten lässt sich das Arbeitsvolumen der beschäftigten Arbeitnehmer eines Wirtschaftsbereichs (AV_{Ai}) in jenes der Arbeiter (H_{ARI}) sowie jenes der Angestellten (H_{ANI}) differenzieren:

$$\begin{aligned} AV_{Ai} &= ANR_i * STR_i + ANG_i * \phi * STR_i, \\ &= H_{ARI} + H_{ANI}. \end{aligned} \quad (\text{A.20})$$

Durch diese Berechnungen konnte das Arbeitsvolumen der Wirtschaftsbereiche in jenes der Arbeiter, Angestellten und Selbständigen und mithelfenden Familienangehörigen disaggregiert werden.

A.4.2. Faktorpreis der Arbeit

Für die Berechnung eines Translog-Indexes des Arbeitsinputs werden neben den Daten der individuellen Arbeitsinputs auch Angaben über deren Ausgabenanteile benötigt. In den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen werden die *Bruttolohn- und Gehaltssumme* und die *entstandenen Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit* nach Wirtschaftsbereichen ausgewiesen. Erstere enthält die Löhne und Gehälter vor Abzug der Sozialbeiträge der Arbeitnehmer und der Lohnsteuer.²⁹ In einigen Studien werden diese Daten als Indikator für die Entlohnung des Faktors Arbeit verwandt. Hierin sind allerdings *nicht* die Sozialbeiträge der Arbeitgeber enthalten. Der Indikator Bruttolohn- und Gehaltssumme unterschätzt damit sowohl das Niveau als auch die Entwicklung der tatsächlichen Arbeitskosten. Aus Sicht der Unternehmen sind die gesamten Arbeitskosten relevant. In den Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit sind die Sozialbeiträge der Arbeitgeber enthalten. Das Statistische Bundesamt rechnet hierzu die *tatsächlichen* Sozialbeiträge (z.B. Renten- und Arbeitslosenversicherung) und die *unterstellten* Sozialbeiträge (z.B. Betriebsrenten und Zahlungen der Arbeitgeber im Krankheitsfall).

In der VGR wird für die einzelnen Wirtschaftsbereiche *keine* weitere Unterteilung der Einkommen aus unselbständiger Arbeit vorgenommen. Eine Aussage über die Verteilung der Arbeitskosten auf Arbeiter und Angestellte ist auf der Grundlage dieser Angaben nicht möglich, weshalb hierüber Annahmen getroffen werden müssen. Aus den Betriebsstatistiken des Produzierenden Gewerbes lassen sich die Lohnsummen der Arbeiter (LS_i) und die Gehaltssummen der Angestellten (GS_i), *ohne* die Sozialbeiträge der Arbeitgeber in Betrieben mit mehr als 20 Beschäftigten für die einzelnen Wirtschaftsbereiche entnehmen. Hieraus können die Anteile der Löhne (β_{LS_i}) und Gehälter (β_{GS_i}) an der Lohn- und Gehaltssumme (LG_i) ermittelt werden:

²⁹ Statistisches Bundesamt (1995), S. 10 ff.

$$\beta_{LS_i} = \frac{LS_i}{LG_i} \quad \text{und} \quad \beta_{GS_i} = \frac{GS_i}{LG_i}. \quad (\text{A.21})$$

Es wird erstens angenommen, dass sich dieses Verhältnis auf das VGR-Konzept übertragen lässt und zweitens, dass dieses auch für die Anteile an den Bruttoeinkommen, also inklusive Sozialbeiträge der Arbeitgeber, gilt. Die Bruttoeinkommen der Arbeiter (BLS_i) und Angestellten (BGS_i) werden berechnet, indem diese Anteile mit den Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit (BE_i) multipliziert werden:

$$BLS_i = \beta_{LS_i} * BE_i \quad \text{und} \quad BGS_i = \beta_{GS_i} * BE_i \quad (\text{A.22})$$

Die zweite Annahme impliziert, dass der prozentuale Anteil der Sozialbeiträge der Arbeitgeber an den Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit für Arbeiter und Angestellte gleich ist.³⁰

In der VGR werden für einzelne Wirtschaftsbereiche die Einkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen ausgewiesen. Diese ergeben sich grundsätzlich als Residualgröße nach Abzug der geleisteten Einkommen aus unselbständiger Arbeit von der Nettowertschöpfung zu Faktorkosten der Wirtschaftsbereiche. Der kalkulatorische Lohn für die Arbeitsleistungen des Unternehmers und der mithelfenden Familienangehörigen ist zwar funktional in dieser Position enthalten, wird jedoch vom Statistischen Bundesamt *nicht* berechnet. Aus diesem Grund müssen auch hier Annahmen getroffen werden, um die Arbeitseinkommen von den Vermögenseinkommen zu trennen.

In der vorliegenden Untersuchung wird der kalkulatorische Unternehmerlohn (BSS_i) berechnet, indem die geleisteten Arbeitsstunden der Selbständigen und mithelfenden Familienangehörigen mit dem durchschnittlichen Lohnsatz der Angestellten, das sind die Bruttoeinkommen der Angestellten, dividiert durch das Arbeitsvolumen der Angestellten, multipliziert werden.³¹

$$BSS_i = \frac{BGS_i}{H_{ANI}} * H_{Si}. \quad (\text{A.23})$$

³⁰ Diese Annahme wird durch die Arbeitskostenerhebung des Statistischen Bundesamtes gestützt. Siehe Statistisches Jahrbuch (1995), Tabelle 22.11, S. 597.

³¹ Eine etwas andere Vorgehensweise wählt der Sachverständigenrat (SVR). Er unterstellt für Selbständige und mithelfende Familienangehörige eine Entlohnung entsprechend dem Durchschnittseinkommen der Arbeitnehmer. Vgl. Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1996), S. 319.

A.5. Messung der physischen Kapitalinputs

In der vorliegenden Untersuchung wird der physische Kapitalinput in den Input der Ausrüstungen und Bauten disaggregiert. Hierfür werden die Faktorpreise (Kapitalnutzungskosten) der individuellen Kapitalinputs ermittelt. Da das verwendete Kapitalnutzungskostenkonzept auf der Annahme einer konstanten Abschreibungsrate basiert, müssen die Kapitalstöcke der individuellen Kapitalinputs mittels konstanter Abschreibungsraten berechnet werden.

A.5.1. Die physischen Kapitalstöcke

Der Kapitalstock A am Ende einer Periode ergibt sich nach der Perpetual-Inventory-Methode als die gewichtete Summe der Bruttoinvestitionen der aktuellen Periode und der Vorperioden:³²

$$A_t = \sum_{\tau=0}^n d_{\tau} I_{t-\tau}, \quad (\text{A.24})$$

wobei $d_{\tau} \geq 0$ die Effizienzfunktion bezeichnet, $I_{t-\tau}$ die realen Bruttoinvestitionen in Periode $(t - \tau)$ und n für die maximale Nutzungsdauer eines Kapitalgutes steht, die annahmegemäß auch unendlich sein kann ($n = \infty$). Die Effizienzfunktion beschreibt die relativen Effizienzen der Kapitalgüter verschiedenen Alters. Die relative Effizienz d_{τ} drückt die Effizienz eines Kapitalgutes des Alters τ relativ zur Effizienz eines neuen Kapitalgutes aus. Hierbei wird üblicherweise unterstellt, dass die relative Effizienz eines Kapitalgutes in der Periode, in der es zum erstenmal eingesetzt wird, gleich eins ist: $d_0 = 1$. Die relative Effizienz eines Kapitalgutes steigt annahmegemäß nicht mit zunehmendem Alter: $1 > d_{\tau}$ für $\tau = 1, \dots, n$ und ist null, falls das Kapitalgut die maximale Nutzungsdauer überschritten hat: $d(\tau) = 0$ für $\tau > n$ bzw. $\lim_{\tau \rightarrow \infty} d(\tau) = 0$. Die Effizienz eines Kapitalgutes hängt folglich nicht vom Zeitpunkt der Anschaffung, sondern von seiner Nutzungsdauer ab. Da die gewichteten Bruttoinvestitionen additiv verknüpft sind, wird angenommen, dass die Leistungsabgaben der Investitionsgüter verschiedener Jahrgänge perfekte Substitute sind.

Zur Berechnung der Kapitalstöcke können verschiedene Effizienzkonzepte genutzt werden. Um dieses zu verdeutlichen, wird die Kumulierungsmethode wie folgt formuliert:

$$A_t = I_t + (1 - \delta_t) A_{t-1}, \quad (\text{A.25})$$

wobei δ_t die Rate der Ersatzinvestitionen bezeichnet. Im Umfang von $\delta_t A_{t-1}$ müssen Investitionen vorgenommen werden, um die Effizienz des Kapitalstocks zu erhalten.

³² Jorgenson et al. (1987), S. 40 ff.

In die Gleichung (A.24) kann nun die rechte Seite der Gleichung (A.25) für A_t eingesetzt werden:

$$I_t + (1 - \delta_t)A_{t-1} = \sum_{\tau=0}^{\infty} d_{\tau}I_{t-\tau}. \quad (\text{A.26})$$

Nach Auflösen dieser Gleichung nach der Abschreibungsrate der Periode t ergibt sich:

$$\begin{aligned} \delta_t &= \frac{I_t + A_{t-1} - \sum_{\tau=0}^{\infty} d_{\tau}I_{t-\tau}}{A_{t-1}}, \\ &= \frac{\sum_{\tau=0}^{\infty} [d_{\tau} - d_{\tau+1}]I_{t-\tau-1}}{\sum_{\tau=0}^{\infty} d_{\tau}I_{t-\tau-1}}. \end{aligned} \quad (\text{A.27})$$

Diese Gleichung verdeutlicht, dass die Höhe der Abschreibungsrate abhängig vom genutzten Effizienzkonzept ist. In der Regel werden drei Konzepte genutzt:

1. *Konstante Effizienz:* Aus einer über die Nutzungsdauer eines Kapitalgutes konstanten Effizienz ergibt sich eine periodische Abschreibungsrate. Die Effizienz ist bis zur maximalen Nutzungsdauer gleich eins und dann gleich null: $d_{\tau} = 1$, für $\tau = 0, \dots, n-1$; $d_{\tau} = 0$, für $\tau = n, n+1, \dots$
2. *Linear abnehmende Effizienz:* Aus einer linear abnehmenden Effizienz folgen Abschreibungsrate, die von der Nutzungsdauer und vom Verlauf der Bruttoinvestitionen abhängig sind. Die Effizienz sinkt um einen konstanten Betrag bis zur maximalen Nutzungsdauer und ist dann gleich null: $d_{\tau} = 1 - \frac{\tau}{n}$ für $\tau = 0, 1, \dots, n$; $d_{\tau} = 0$, für $\tau = n, n+1, \dots$
3. *Geometrisch abnehmende Effizienz:* Aus einer geometrisch abnehmenden Effizienz ergibt sich eine konstante Abschreibungsrate $\delta_t = \delta$. Die Effizienz nimmt in jeder Periode mit einer konstanten Rate, jedoch nicht um einen konstanten Betrag, ab: $d_{\tau} = (1 - \delta)^{\tau}$, für $\tau = 1, \dots, n$. In diesem speziellen Fall stimmen Abschreibungsrate und Effizienzverlust überein.

Es liegt mittlerweile eine große Zahl empirischer Studien vor, deren Untersuchungsziel die Quantifizierung der Abschreibungsrate des physischen Kapitals ist.³³ Die Mehrzahl dieser Studien kommt zu dem Ergebnis, dass die geometrische Abschreibung eine gute Approximation der realen Effizienzfunktion darstellt. Allerdings haben diese Ergebnisse noch nicht Eingang in die offizielle Statistik gefunden. Das Statistische Bundesamt weist Vermögensrechnungen aus, die auf der Annahme der konstanten und der linearen abnehmenden Effizienz beruhen. Begründet wird der Verzicht auf die Berechnung nach dem geometrischen Verfahren mit internationalen Ver-

³³ Für einen Überblick siehe Jorgenson (1996).

einbarungen und der fehlenden Existenz repräsentativer Märkte für gebrauchte Anlagen auf denen der Gebrauchtwagenpreis zu ermitteln wäre.³⁴

Da das Statistische Bundesamt keine Berechnungen des Anlagevermögens auf der Grundlage geometrischer Abschreibungsraten veröffentlicht, werden in dieser Untersuchung die Kapitalstöcke der Bauten und Ausrüstungen nach der Kumulierungsmethode mit konstanter Abschreibungsrate aufgebaut. Hierfür werden die vom Statistischen Bundesamt veröffentlichten Zeitreihen der Investitionen in neue Bauten und in neue Ausrüstungen in Preisen von 1991 verwendet.³⁵

Zunächst werden die realen Abschreibungen D_{lit} (in Preisen von 1991) berechnet, indem der Bestand des Nettoanlagevermögens der Bauten und Ausrüstungen am Jahresanfang (N_{lit}) und die realen Bruttoinvestitionen (I_{lit}) addiert werden und von dieser Summe das Nettoanlagevermögen am Jahresende (N_{lit+1}) subtrahiert wird.³⁶ Die jährlichen Abschreibungsraten (δ_{lit}) ergeben sich als Quotient aus realen Abschreibungen und Nettoanlagevermögen am Jahresanfang:

$$\delta_{lit} = \frac{D_{lit}}{N_{lit}} = \frac{N_{lit} + I_{lit} - N_{lit+1}}{N_{lit}}. \quad (\text{A.28})$$

Aus den jährlichen Abschreibungsraten der Bauten und Ausrüstungen werden für jeden untersuchten Wirtschaftsbereich arithmetische Mittel berechnet. Für die Bauten und Ausrüstungen liegt der Mittelwert der Abschreibungsraten aller Wirtschaftsbereiche bei 4,9 Prozent bzw. 14 Prozent. Hulten und Wykoff (1981) ermitteln für industrielle Gebäude und Ausrüstungen eine geometrische Abschreibungsrate von 3,61 bzw. von 13,3 Prozent. Der Vergleich mit den Ergebnissen anderer empirischer Untersuchungen zeigt, dass die angestellten Berechnungen plausible Werte für die geometrischen Abschreibungsraten der Wirtschaftsbereiche liefern.

Zur Berechnung der einzelnen Kapitalstöcke ($l=Ausrüstungen, Bauten$) wird das für jeden Wirtschaftsbereich berechnete arithmetische Mittel (δ_{li}) der Abschreibungsraten der Bauten und Ausrüstungen als konstante Abschreibungsrate in die Gleichung (A.25) eingesetzt.³⁷

$$A_{lit} = I_{lit} + (1 - \delta_{li})A_{lit-1}. \quad (\text{A.29})$$

³⁴ Ein Beispiel für einen solchen Markt ist der für gebrauchte Personenkraftwagen. Auf diesem Markt zeigt sich, dass der Marktwert nach dem Zeitpunkt der Anschaffung schnell abnimmt und in späteren Jahren ein langsamer Verlust des Marktwertes beobachtbar ist. Vgl. Schmidt (1992), S. 116 und Lützel (1972), S. 613.

³⁵ Die Daten der Bruttoinvestitionen in Ausrüstungen und Bauten in Preisen von 1991 wurden der Fachserie 18, Reihe 1.3, Tabelle 3.2.7 entnommen.

³⁶ Die Daten der Nettoanlagevermögen der Ausrüstungen und Bauten in Preisen von 1991 wurden der Tabelle 3.6.4 der Fachserie 18, Reihe 1.3 des Statistischen Bundesamtes entnommen.

³⁷ Die Bezeichnung des Nettoanlagevermögens mit A statt N, soll deutlich machen, dass es definitorisch nicht mit dem Nettoanlagevermögen des Statistischen Bundesamtes identisch ist.

Die Anwendung der Perpetual-Inventory-Methode setzt die Existenz sehr langer Investitionszeitreihen oder eines Ausgangskapitalstocks voraus. Als Näherungsgrößen wurden für den Aufbau der Kapitalstöcke der Ausrüstungen und Bauten die vom Statistischen Bundesamt ausgewiesenen Nettoanlagevermögen der Ausrüstungen und Bauten des Jahres 1970 als Ausgangskapitalstöcke genutzt.

A.5.2. Faktorpreis des Kapitals

Im Vergleich zu den Produktionsfaktoren Arbeit und Vorleistungen weist der Produktionsfaktor Kapital zwei Besonderheiten auf: Erstens erstreckt sich die Leistungsabgabe des Faktors Kapital über mehrere Perioden. Zweitens können die Marktpreise für die Leistungsabgabe des Kapitals nur ausnahmsweise beobachtet werden, nämlich in den Fällen, in denen Märkte für die Nutzung von Kapitalgütern existieren.³⁸

Die Nutzungskosten müssen daher berechnet werden. Das in dieser Arbeit verwendete Nutzungspreiskonzept basiert auf der neoklassischen Investitionstheorie.³⁹ Dabei wird unterstellt, dass die Unternehmen die Inputs und Outputs so wählen, dass der Gegenwartswert der zukünftigen Gewinne maximiert wird.⁴⁰ Die Kapitalnutzungskosten (q_{Kit}) in der Periode (t) sind – sofern Steuern außer Acht bleiben – nur abhängig vom Preis des Investitionsgutes (p_{it}), der Ertragsrate (Marktzins) r_m und der Abschreibungsrate (δ):⁴¹

$$q_{Kit} = p_{iit-1} * r_{mit} + \delta_i p_{iit} - [p_{iit} - p_{iit-1}]. \quad (\text{A.30})$$

Die Berechnung der Nutzungskosten ist dual zum verwendeten Effizienzkonzept. Falls die relative Effizienz eines Kapitalgutes mit geometrischer Rate abnimmt, dann ist die Abschreibung (p_{dilit}), das ist der finanzielle Wert des Effizienzverlustes, proportional zum Preis des Investitionsgutes ($p_{dilit} = \delta_i p_{iit}$).⁴²

Ist die Produktionsfunktion linearhomogen und herrscht vollkommene Konkurrenz auf Produkt- und Faktormärkten, dann entsprechen die Werte der Inputs dem Wert des Outputs. Es wird angenommen, dass die Gewinne gleich null sind. Das Kapitaleinkommen (π_{Kit}) kann demnach als Residual berechnet werden. Es ergibt sich aus der Differenz des Outputwertes ($p_{Yit} Y_{it}$) vermindert um den Wert des Arbeitsinputs ($q_{Lit} L_{it}$) und den Wert des Vorleistungsinputs ($q_{Zit} Z_{it}$):

$$\pi_{Kit} = q_{Kit} K_{it} = p_{Yit} Y_{it} - q_{Lit} L_{it} - q_{Zit} Z_{it}. \quad (\text{A.31})$$

³⁸ Beispiele hierfür sind die Vermietung von Wohnungen, Büros oder Kraftfahrzeugen.

³⁹ Diese Berechnung der Kapitalnutzungskosten geht auf Jorgenson (1963) zurück.

⁴⁰ Auf eine genaue Darstellung des Maximierungsproblems wird hier verzichtet. Siehe hierzu Takayama (1994), S. 515 ff.

⁴¹ Vgl. Jorgenson et al. (1987), S. 45.

⁴² Auf eine ausführliche Darstellung wird hier verzichtet. Siehe hierzu Jorgenson et al. (1987), S. 45 ff.

Das Kapitaleinkommen entspricht dem Wert der Kapitaleleistungen ($q_{Kl}K_l$). Die *Ex post*-Ertragsrate (r_{it}) eines Kapitalinputs lässt sich durch Einsetzen der Formel der Kapitalnutzungskosten in die Gleichung (A.31) und Auflösen nach der Ertragsrate bestimmen. Abgesehen von der *Ex post*-Ertragsrate sind alle Größen der Formel (A.30) beobachtbar, oder sie können aus den Daten berechnet werden.

Verteilt sich das Kapitaleinkommen auf mehrere Kapitalinputs und wird zusätzlich angenommen, dass die *Ex post*-Ertragsrate für alle Kapitalinputs gleich ist, dann lässt sich die *Ex post*-Ertragsrate wie folgt berechnen:⁴³

$$r_{it} = \frac{\pi_{it} - \sum_l [\delta_{il} p_{lit} - [p_{lit} - p_{lit-1}]] * A_{lit}}{\sum_j p_{lit-1} * A_{lit}} \quad (\text{A.32})$$

Es wird *ex post* das Kapitaleinkommen eines Wirtschaftsbereichs so auf die physischen Kapitalinputs ($l =$ Ausrüstungen, Bauten) verteilt, dass sie eine gleiche *Ex post*-Ertragsrate aufweisen. Die Kapitalnutzungskosten der physischen Kapitalinputs ergeben sich durch Einsetzen der *Ex post*-Ertragsrate in die Gleichung (A.30). Die Berechnung ändert sich, wenn das F&E-Kapital als zusätzlicher Produktionsfaktor berücksichtigt wird. Dies wird im nächsten Abschnitt erläutert.

A.6. Messung des F&E-Kapitalinputs

F&E wird in der vorliegenden Untersuchung analog zum physischen Kapital als Kapitalinput betrachtet. Zur Berechnung des F&E-Kapitalstocks werden die realen internen F&E-Aufwendungen und die realen F&E-Gesamtaufwendungen der Wirtschaftsbereiche verwendet.

A.6.1. Der F&E-Kapitalstock

Die F&E-Kapitalstöcke werden – ebenso wie die physischen Kapitalstöcke – nach der Perpetual-Inventory-Methode berechnet. Bei der Berechnung der F&E-Kapitalstöcke ergeben sich einige Probleme:

1. Die F&E-Aufwendungen liegen nicht für alle Wirtschaftsbereiche in der gleichen systematischen Abgrenzung wie die VGR-Daten vor.
2. Durch die Wiedervereinigung ist eine Zuordnung der F&E-Aufwendungen zum früheren Bundesgebiet für die Jahre 1991 und insbesondere 1993 schwierig.
3. Es liegen nur für ungerade Jahre Daten über die F&E-Aufwendungen in den Wirtschaftsbereichen vor.

⁴³ Wird in der Produktion lediglich ein homogener Kapitalinput eingesetzt, dann ergeben sich die Nutzungskosten als Quotient aus Kapitaleinkommen und Kapitalstock. Bernd und Fuss (1986) zeigen, dass die so berechneten Kapitalnutzungskosten dem Wertgrenzprodukt des Kapitals entsprechen.

4. Die F&E-Aufwendungen sind in den Vorleistungen, dem Arbeitseinsatz und dem physischen Kapital der Wirtschaftsbereiche bereits enthalten und werden ohne Korrektur doppelt erfasst.
5. Es liegen keine Preisindizes der F&E für die einzelnen Wirtschaftsbereiche vor.
6. Die F&E-Daten vor und nach 1979 sind nur bedingt vergleichbar.
7. Es liegen keine F&E-Anfangskapitalstöcke für die einzelnen Wirtschaftsbereiche vor.

Umrechnung der F&E-Daten auf die VGR-Systematik (zu 1): Die SV-Wissenschaftsstatistik fasst die Ergebnisse ihrer Erhebungen nach der Systematik der Wirtschaftszweige, Ausgabe 1979, zusammen. Nur für einige Wirtschaftszweige, wie beispielsweise Maschinenbau (242) und Elektrotechnik (250), veröffentlicht sie die Ergebnisse ihrer Erhebungen auf der Ebene der Dreisteller. Andere werden nur zu WZ-Zweistellern zusammengefasst ausgewiesen. Die Abgrenzung der Wirtschaftsbereiche des Verarbeitenden Gewerbes, wie sie in Fachserie 18, Reihe S. 19 des Statistischen Bundesamtes vorgenommen wird⁴⁴, ist nicht mit der von der SV-Wissenschaftsstatistik benutzten Systematik identisch. Allerdings lassen sich die F&E-Daten der WZ-Dreisteller für fast alle Wirtschaftszweige auf die VGR-Systematik umrechnen.⁴⁵ Die SV-Wissenschaftsstatistik hat für die vorliegende Untersuchung auch die *nichtveröffentlichten* F&E-Daten auf der Ebene der Dreisteller zur Verfügung gestellt. Mit Hilfe dieser Daten werden die F&E-Daten so umgerechnet, dass sie mit den VGR-Daten kompatibel sind.

Berechnung der F&E-Daten für das frühere Bundesgebiet (zu 2): Mit der Vereinigung der beiden deutschen Staaten wurde die Erhebung der SV-Wissenschaftsstatistik auch auf die neuen Länder ausgedehnt.⁴⁶ Für diese Untersuchung stellt dies ein Problem dar, da sich die übrigen Daten auf das frühere Bundesgebiet beziehen und da die Zunahme der neuen Länder einen rein statistischen Anstieg der F&E-Aufwendungen bedeutet. Eine Trennung der F&E-Gesamtaufwendungen nach Ost und West ist schwierig. Insbesondere für das Jahr 1993 lassen sich die F&E-Gesamtaufwendungen nur schwer nach früherem Bundesgebiet und neuen Ländern trennen.

⁴⁴ Diese entspricht im wesentlichen der Systematik der Wirtschaftszweige, Fassung für die Statistik im Produzierenden Gewerbe (SYPRO). Abweichungen ergeben sich z.B. für den Wirtschaftsbereich Chemische Industrie, Herstellung von Spalt- und Brutstoffen, in welchem die SYPRO-Zweisteller 24 und 40 enthalten sind.

⁴⁵ Bei der Umschlüsselung der WZ-Zahlen auf die SYPRO-Systematik werden die WZ-Dreisteller 249 und 259 den SYPRO-Zweistellern Straßenfahrzeugbau und Reparatur von Kraftfahrzeugen (33) und Elektrotechnik, Reparatur von Haushaltsgeräten (36) zugeordnet.

⁴⁶ Siehe hierzu zweites Kapitel.

Freundlicherweise wurde für diese Untersuchung von der SV-Wissenschaftsstatistik eine Sonderauswertung vorgenommen, so dass auch für die Jahre 1991 und 1993 die internen F&E-Aufwendungen für das alte Bundesgebiet auf der Ebene der WZ-Dreisteller vorliegen. Die F&E-Gesamtaufwendungen für das frühere Bundesgebiet waren auf diese Weise nicht zu bestimmen. Deshalb wird für die Jahre 1991 und 1993 zunächst der Anteil der internen F&E-Aufwendungen des früheren Bundesgebietes an denen Deutschlands für jeden untersuchten Wirtschaftsbereich berechnet. Dabei wird jeweils angenommen, dass der Anteil des früheren Bundesgebietes an den F&E-Gesamtaufwendungen Deutschlands ebenso groß ist wie an den internen Aufwendungen. Durch Multiplikation der F&E-Gesamtaufwendungen eines Wirtschaftsbezugs mit diesem Anteil, lassen sich dann die F&E-Gesamtaufwendungen des früheren Bundesgebietes berechnen.

Schätzung der F&E-Daten für die Zwischenjahre (zu 3): Ein weiteres Problem ergibt sich aus dem Umstand, dass SV-Wissenschaftsstatistik nur alle zwei Jahre großangelegte Unternehmensbefragungen durchführt. Dieses Problem lässt sich nur begrenzt „lösen“. In einigen Studien, welche die F&E-Daten der SV-Wissenschaftsstatistik nutzten, wurden die Daten der Zwischenjahre durch lineare Interpolation berechnet.⁴⁷ Die OECD schätzt fehlende Jahre mit Hilfe einer quasi-kubischen Spline Interpolation.⁴⁸ Beide Verfahren führen zu einer Glättung der Zeitreihen mit entsprechenden Informationsverlusten.

In dieser Untersuchung wird eine andere Vorgehensweise gewählt. Die SV-Wissenschaftsstatistik veröffentlicht für die Zwischenjahre Schätzungen für die F&E-Gesamtaufwendungen der Unternehmen. Diese beruhen ab dem Jahr 1986 auf Erhebungen bei ausgewählten Unternehmen und in den Jahren davor überwiegend auf Plandaten. Die Unternehmen werden per Fragebogen zur F&E-Planung des laufenden Geschäftsjahres befragt. Sie können angeben, ob die F&E-Gesamtaufwendungen höher, etwa gleich groß oder niedriger sein werden. Außerdem können Sie diese Angaben präzisieren, indem sie die prozentuale Änderung der F&E-Aufwendungen im laufenden Geschäftsjahr im Vergleich zum vorigen Geschäftsjahr nennen. Da die Erhebungen in der Mitte des jeweils laufenden Geschäftsjahres erfolgen, dürften die Angaben der Unternehmen den tatsächlichen F&E-Aufwendungen dieses Jahres sehr nahe kommen.

Die Ergebnisse werden für WZ-Zweisteller und einige WZ-Dreisteller veröffentlicht. Auch intern liegen nach Auskunft der SV-Wissenschaftsstatistik für viele WZ-Dreisteller keine gesicherten Schätzungen vor. Es werden deshalb die Zwischenschätzungen der F&E-Gesamtaufwendungen der WZ-Zweisteller genutzt, um daraus Schätzungen für die F&E-Gesamtaufwendungen der Wirtschaftsbereiche her-

⁴⁷ Siehe zum Beispiel Bönke (1997) und Harhoff (1997a).

⁴⁸ OECD (1996), S. 33.

zuleiten.⁴⁹

In einem ersten Schritt werden für die Erhebungsjahre die Anteile der F&E-Gesamtaufwendungen der Wirtschaftsbereiche an den F&E-Gesamtaufwendungen der WZ-Zweisteller ermittelt. Für die Zwischenjahre wird angenommen, dass die Anteile der einzelnen Wirtschaftsbereiche am Aggregat (WZ-Zweisteller) dem arithmetischen Mittel der Anteile des Vor- und des Folgejahres entsprechen. Mittels Multiplikation dieser Anteile mit den von der SV-Wissenschaftsstatistik *geschätzten* F&E-Gesamtaufwendungen der WZ-Zweisteller werden die F&E-Gesamtaufwendungen der Wirtschaftsbereiche für die Zwischenjahre ermittelt.

Die Schätzung der SV-Wissenschaftsstatistik liegt nur für die F&E-Gesamtaufwendungen vor. Für die Ermittlung der internen F&E-Aufwendungen der Zwischenjahre werden zunächst die Anteile der internen F&E-Aufwendungen an den F&E-Gesamtaufwendungen der Wirtschaftsbereiche für die Erhebungsjahre berechnet. Es wird angenommen, dass die Anteile in den Zwischenjahren dem arithmetischen Mittel der Anteile des Vor- und des Folgejahres entsprechen. Anhand der Multiplikation dieses Anteils mit den im ersten Schritt berechneten F&E-Gesamtaufwendungen der Wirtschaftsbereiche ergeben sich die internen F&E-Aufwendungen für die Zwischenjahre.

Bereinigung der VGR-Zahlen um Doppelzählungen (zu 4): Durch die Berücksichtigung des F&E-Kapitals als zusätzlichen Produktionsfaktor ergibt sich das Problem der Doppelzählung. Im Gegensatz zur VGR-Statistik der Wirtschaftsbereiche werden die F&E-Aufwendungen für Personal und Sachmittel in der vorliegenden Untersuchung nicht als Zwischennachfrage der Unternehmen betrachtet, sondern als Investitionen. Daher müssen die VGR-Daten des Statistischen Bundesamtes um die F&E-Aufwendungen bereinigt werden, um eine doppelte Erfassung der F&E-Aufwendungen zu vermeiden.

Die SV-Wissenschaftsstatistik befragt die Unternehmen im Rahmen ihrer Erhebungen auch nach der Höhe der Personal- und Sachaufwendungen und der Investitionen für F&E. Aus den erhobenen F&E-Daten können die Anteile der Mitteleinsätze an den internen F&E-Aufwendungen berechnet werden. Der Vergleich der Jahresdaten kann erste Hinweise auf eine Veränderung der Einsatzverhältnisse der Produktionsfaktoren Arbeit, Sachmittel (Vorleistungen) und Investitionen (Kapital) in Bereich Forschung und Entwicklung geben.

Um Doppelzählungen zu vermeiden, müssen sowohl die Faktorinputs als auch die Entlohnung der Produktionsfaktoren um die internen F&E-Aufwendungen korrigiert werden. Die Entlohnung der Faktoren Vorleistungen und Arbeit ist um die Sach- bzw. Personalaufwendungen zu hoch. In den nominalen Vorleistungen der Wirtschaftsbereiche sind die Sachmittel für F&E enthalten. In den Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit sind die Personalaufwendungen für F&E enthalten. Die Arbeits-

⁴⁹ Für die Bereiche Maschinenbau und Eisenschaffende Industrie konnten die Zahlen der SV-Wissenschaftsstatistik für die Zwischenjahre direkt übernommen werden.

Kapital- und Vorleistungsinputs werden in der vorliegenden Untersuchung disaggregiert, und es müssen deshalb Annahmen getroffen werden, wie sie um die internen F&E-Aufwendungen bereinigt werden können.

Das F&E-Personal umfasst die Arbeitskräfte, die „...direkt in F&E beschäftigt sind, sowie direkte Dienstleistungen für F&E erbringen...“⁵⁰ Es zählen damit sowohl Wissenschaftler, Ingenieure und Techniker als auch Verwaltungspersonal zum F&E-Personal. Die SV-Wissenschaftsstatistik unterscheidet bei den Unternehmensbefragungen zwischen den drei Gruppen Wissenschaftler und Ingenieure, Techniker und sonstigem Personal. Im Jahr 1993 liegt der Anteil der Wissenschaftler und Ingenieure im Verarbeitenden Gewerbe bei 43,4 Prozent, der Anteil der Techniker bei 28,3 Prozent und der Anteil des sonstigen Personals bei 28,3 Prozent.⁵¹ Diese Untergliederung lässt sich nicht auf die VGR bzw. IAB-Daten übertragen. Deshalb wird für den Arbeitsinput angenommen, dass die in F&E Beschäftigten vollkommen der Gruppe der Angestellten zugerechnet werden können.⁵² Die F&E-Personalaufwendungen umfassen neben den Löhnen und Gehältern auch die Sozialbeiträge der Arbeitgeber. Diese Ausgaben für F&E-Personal sind in ihrer Abgrenzung mit den Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit der VGR kompatibel. Die Personalaufwendungen für F&E werden vom Bruttoeinkommen der Angestellten abgezogen. Der Arbeitsinput der Angestellten wird um die für F&E geleisteten Arbeitsstunden korrigiert. Zur Berechnung der geleisteten Arbeitsstunden für F&E werden die F&E-Personalausgaben der Wirtschaftsbereiche durch den Stundenlohn der Angestellten dividiert. Es wird unterstellt, dass das F&E-Personal im Durchschnitt die gleichen Stundenlöhne wie die Angestellten des Wirtschaftsbereichs erhält.

Die SV-Wissenschaftsstatistik erfragt auch die Höhe der Sachaufwendungen für F&E. Die Sachaufwendungen umfassen die „Aufwendungen für Material und Ausrüstung, sofern es nicht unter Investition fallende größere Positionen sind...“⁵³ Die F&E-Sachaufwendungen sind ihrer Abgrenzung nach mit den Vorleistungen der VGR vergleichbar. Da keine genauen Angaben über die Herkunft der F&E-Vorleistungen vorliegen, wird angenommen, dass der Vorleistungsbezug in seiner Struktur derjenigen der gesamten Produktion entspricht. Das heißt die Input-Koeffizienten für F&E-Vorleistungen und andere Vorleistungen sind identisch.⁵⁴ Zur Korrektur der Entlohnung des Vorleistungsinputs werden von den nominalen Vorleistungen die nominalen F&E-Sachaufwendungen subtrahiert. Daraus ergibt sich auch eine Korrektur des Vorleistungsinputs (reale Vorleistungen).

⁵⁰ Aus SV-Wissenschaftsstatistik (1996), S. 43*.

⁵¹ Siehe SV-Wissenschaftsstatistik (1996), Tabelle 16.

⁵² Die Wissenschaftler, Ingenieure und Techniker, die zusammen ca. 70 Prozent des F&E-Personals stellen, sind vermutlich Angestellte. Auch das sonstige Personal dürfte zum Teil im Angestelltenverhältnis stehen.

⁵³ Aus SV-Wissenschaftsstatistik (1996), S. 43*.

⁵⁴ Diese Annahme ist insbesondere für Wirtschaftsbereiche mit niedriger F&E-Intensität problematisch, da hier in der Regel ein großer Teil der Vorleistungen ebenfalls aus Wirtschaftsbereichen mit niedriger F&E-Intensität bezogen wird.

Die Investitionen für F&E sind „Bruttokapitalausgaben (Bruttozugänge ohne Umbuchungen) für erworbene und selbsterstellte Anlagen für F&E...“.⁵⁵ Eine weitere Aufteilung nach Ausrüstungen und Bauten, wie sie in dieser Untersuchung vorgenommen wird, liegt nicht vor. Für den Kapitalinput wird angenommen, dass es sich bei Investitionen im Bereich F&E zum größten Teil um Ausrüstungsinvestitionen handelt. Es wird aus diesem Grund der Kapitalstock der Ausrüstungen um die Investitionen für F&E korrigiert. Hierfür wird der Teil der internen F&E der Wirtschaftsbereiche, welcher für Investitionen verausgabt wird, mit dem Preisindex der Ausrüstungsinvestitionen deflationiert. Von den realen Ausrüstungsinvestitionen werden diese realen Investitionen für F&E subtrahiert. Die Ausrüstungskapitalstöcke der Wirtschaftsbereiche werden mit den korrigierten Investitionsreihen berechnet.

Konstruktion der F&E-Preisindizes der Wirtschaftsbereiche (zu 5): Die realen F&E-Aufwendungen der Wirtschaftsbereiche liegen nicht vor. Es existieren auch keine F&E-Preisindizes für die einzelnen Wirtschaftsbereiche. Dieses Problem wird in empirischen Studien unterschiedlich behandelt. In einigen Studien wird der BIP-Deflator zur Deflationierung der F&E-Aufwendungen herangezogen. Dieses Vorgehen scheint vor allem im Hinblick auf den starken Einfluss der Konsumgüterpreise auf diesen Deflator fraglich. Andere Studien nutzen den Index der Investitionsgüterpreise zur Deflationierung.⁵⁶ Diesen Indizes ist gemeinsam, dass sie die Zusammensetzung der Ausgaben für F&E nicht hinreichend berücksichtigen und demnach nur eine äußerst grobe Annäherung darstellen.⁵⁷

In der vorliegenden Untersuchung wird die Zusammensetzung der F&E-Aufwendungen nach dem Einsatz der Mittel berücksichtigt. Der Einsatz der Mittel lässt sich unterscheiden in Personal- und Sachaufwendungen und Investitionen für F&E. Die Preisindizes der F&E werden in dieser Untersuchung als Tornqvist-Preisindizes aus den Daten der internen F&E-Aufwendungen nach Einsatz der Mittel konstruiert:

$$\begin{aligned} \ln P_{Fit} - \ln P_{Fit-1} &= \sum \bar{v}_{Fvi} [\ln P_{Fvit} - \ln P_{Fvit-1}], & (A.33) \\ \text{mit } \bar{v}_{Fvi} &= 0.5[v_{Fvit} + v_{Fvit-1}]. \end{aligned}$$

Eine Veränderung des Preises der F&E (P_{Fi}) ergibt sich aus der gewogenen Veränderung der Preise der verschiedenen F&E-Inputs (P_{Fvi} , $v = Z, L, K$). Die Gewichte (v_{Fvi}) der Preisänderungen werden als Anteile der Personal- und Sachaufwendungen sowie der Investitionen für F&E berechnet. Die Daten der internen F&E-Aufwendungen nach Einsatz der Mittel wurden von der SV-Wissenschaftsstatistik für die geraden Jahre auf Ebene der WZ-Dreisteller zur Verfügung gestellt.

⁵⁵ Aus SV-Wissenschaftsstatistik (1996), S. 43*.

⁵⁶ Siehe z.B. Harhoff (1997a).

⁵⁷ Dies gilt vor allem für den BIP-Deflator. Nach einer Untersuchung von Brockhoff und Warschcow (1991) stellt der Preisindex der Investitionsgüter eine bessere Näherungsgröße dar.

Entsprechend der Umschlüsselung werden diese für die Wirtschaftsbereiche berechnet. Für die Zwischenjahre wird angenommen, dass der Anteil an den internen F&E-Aufwendungen dem arithmetischen Mittel des Anteils des Vor- und Folgejahres entspricht. Im Durchschnitt aller Wirtschaftsbereiche des Verarbeitenden Gewerbes beträgt der Anteil der Personalaufwendungen für F&E im Beobachtungszeitraum ca. 60 Prozent. Die Anteile der Sachaufwendungen und Investitionen für F&E liegen bei ca. 28 und 12 Prozent. Zwischen den Wirtschaftsbereichen und verschiedenen Zeitpunkten unterscheiden sich die Anteile zum Teil erheblich.

Der Preisindex der Arbeit ist der Index der Stundenlöhne der Angestellten. Der Preisindex des Materials ist der Preisindex der Vorleistungen. Der Preisindex der Investitionen für F&E ist der Preisindex der Ausrüstungen, welcher implizit aus den realen und nominalen Ausrüstungen berechnet wird. Die drei Preisindizes weisen im Jahr 1991 den Wert eins auf. Der aus diesen Daten berechnete F&E-Preisindex wird ebenfalls auf den Wert eins für das Jahr 1991 normiert.

Ein Vergleich der F&E-Preisindizes der Wirtschaftsbereiche mit dem BIP-Deflator oder mit den Preisindizes der Ausrüstungsinvestitionen zeigt, dass sie sich sowohl vom Niveau als auch von der Entwicklung deutlich unterscheiden. Der F&E-Preisindex wird hauptsächlich von der Entwicklung der Bruttostundenverdienste der Angestellten beeinflusst. Der Index der Bruttostundenlöhne steigt in der Regel schneller an als die Preisindizes des Bruttoinlandsprodukts oder der Investitionsgüter. Dies schlägt sich auch in den Wachstumsraten der realen F&E-Aufwendungen nieder. In Tabelle A.1 sind die Wachstumsraten der realen internen F&E-Aufwendungen ausgewiesen, welche sich bei einer Deflationierung mit den Indizes der Ausrüstungsinvestitionen (W_{INV}), des Bruttoinlandsproduktes (W_{BIP}) und der in dieser Untersuchung berechneten F&E-Preisindizes ergeben (W_{FE}).

Es lässt sich feststellen, dass das Wachstum der realen F&E-Aufwendungen bei Verwendung des BIP-Deflators und der Preisindizes der Ausrüstungsgüter in den meisten Fällen höher ausfällt als bei der Deflationierung mit den F&E-Preisindizes der Wirtschaftsbereiche. Für einige Wirtschaftsbereiche ändern sich durch alternative Preisindizes sogar die Vorzeichen der durchschnittlichen Wachstumsrate. Als Fazit kann festgehalten werden: Die Höhe und die Entwicklung der realen F&E-Aufwendungen werden von der Wahl der Preisindizes in erheblichem Umfang beeinflusst. Nimmt man die Preisentwicklung der F&E-Aufwendungen als zu niedrig an, so führt dies zu einer Überschätzung des Wachstums der realen F&E-Aufwendungen.

Reale F&E-Aufwendungen der Jahre 1971 bis 1978 (zu 6:) Für die Berechnung von F&E-Kapitalstöcken sind lange Zeitreihen erforderlich. Die F&E-Aufwendungen vor 1979 sind aber nur bedingt mit denen der Folgejahre vergleichbar.⁵⁸ Die Daten vor 1979 gehen deshalb nicht direkt in die Untersuchung ein, sondern werden lediglich dazu genutzt, bessere Schätzwerte für die F&E-Kapitalstöcke am Ende des Jahres 1978 zu erhalten.

⁵⁸ In diesem Jahr wurde der Berichtskreis erweitert. Siehe hierzu zweites Kapitel.

Die Daten des Verarbeitenden Gewerbes liegen erstmals für das Jahr 1971 in tieferer Gliederung vor. Ausgewiesen werden die nominalen Aufwendungen für die Erhebungsjahre für die WZ-Zweisteller.⁵⁹ Die F&E-Aufwendungen der WZ-Dreisteller der Jahre 1971 bis 1978 können von der SV-Wissenschaftsstatistik nicht zur Verfügung gestellt werden.⁶⁰ Deshalb werden die nominalen F&E-Aufwendungen der WZ-Dreisteller unter den Annahme berechnet, dass ihr Anteil an den nominalen Aufwendungen der entsprechenden WZ-Zweisteller dem Anteil des Jahres 1979 entspricht.

Um die F&E-Aufwendungen der Jahre bis 1978 vergleichbar zu machen, werden die F&E-Aufwendungen der Jahre vor 1979 für einige Wirtschaftsbereiche angehoben. Das Kriterium für die Anhebung ist ein auffälliger Anstieg der F&E-Aufwendungen zwischen den Jahren 1977 und 1979. Für die Jahre 1971, 1973, 1975 und 1977 werden zunächst Quotienten der F&E-Aufwendungen aufeinanderfolgender Erhebungsjahre berechnet. Der Durchschnitt dieser Quotienten wird mit dem Verhältnis der F&E-Aufwendungen der Jahre 1977 und 1979 verglichen. Liegt dieses Verhältnis um mehr als 20 Prozentpunkte über dem Durchschnitt der Vorjahre, dann werden die Aufwendungen vor 1979 angehoben. Dem liegt die Annahme zu Grunde, dass ein Anstieg in dieser Höhe auf die statistischen Effekte einer zusätzlichen Erfassung kleiner und mittlerer Unternehmen zurückzuführen ist. Nach diesem Kriterium müssen die F&E-Aufwendungen von 15 Wirtschaftsbereichen angehoben werden. Die F&E Aufwendungen des Jahres 1977 werden so angehoben, dass die Differenz auf 15 Prozentpunkte begrenzt bleibt.⁶¹ Die F&E-Aufwendungen der Vorjahre ergeben sich dann entsprechend dem beobachteten Verhältnis zu den Folgejahren. Die F&E-Aufwendungen der Zwischenjahre werden durch lineare Interpolation ermittelt. Diese Korrektur hat zur Folge, dass die nominalen Aufwendungen im Verarbeitenden Gewerbe zwischen 1977 und 1979 nicht mehr um 38 Prozent steigen, sondern um 28,5. Die korrigierten Aufwendungen aller untersuchten Wirtschaftsbereiche liegen bei durchschnittlich 106 Prozent der unkorrigierten Aufwendungen.

Für die Jahre vor 1979 kann der F&E-Preisindex auf Grund fehlender Informationen nicht in der gleichen Form wie für den Zeitraum von 1979 bis 1993 berechnet werden. Da die Personalausgaben für F&E den größten Anteil an den F&E-Aufwendungen haben, wird aus den Stundenlöhnen der beschäftigten Arbeitnehmer für jeden Wirtschaftsbereich ein Preisindex gebildet, der mit dem berechneten F&E-Preisindex der Jahre 1979 bis 1993 verknüpft wird. Die nominalen F&E-Aufwendungen werden mit diesem Index deflationiert.

Anfangskapitalstöcke des Jahres 1970 (zu 7): Der Anfangskapitalstock eines Wirtschaftsbereichs i lässt sich wie folgt bestimmen: Ausgangspunkt ist die folgende Be-

⁵⁹ Ausnahmen bilden die Wirtschaftsbereiche Eisenschaffende Industrie (230-232), Maschinenbau (242) und Elektrotechnik (250).

⁶⁰ Die Ermittlung der F&E-Aufwendungen für die WZ-Dreisteller ist zwar prinzipiell möglich, wäre nach Aussage der SV-Wissenschaftsstatistik jedoch mit einem erheblichen Arbeitsaufwand verbunden.

⁶¹ Diese Zahl kann nicht theoretisch begründet werden. Sie ist als Näherungsgröße zu betrachten.

stimmungsgleichung für den F&E-Kapitalstock FE_{it} (mit einer über die Zeit konstanten Abschreibungsrate δ_F):

$$FE_{it} = I_{FEit} + (1 - \delta_F)FE_{it-1}. \quad (A.34)$$

wobei I_{FE} die realen F&E-Aufwendungen des Wirtschaftsbereichs bezeichnet. Dieser Kapitalstock lässt sich rekursiv wie folgt bestimmen:

$$\begin{aligned} FE_{it} &= I_{FEit} + (1 - \delta_F)I_{FEit-1} + (1 - \delta_F)^2 I_{FEit-2} \\ &\quad + \dots + (1 - \delta_F)^\tau I_{FEit-\tau} \\ &= \sum_{\tau=0}^{\infty} I_{FEit-\tau} (1 - \delta_F)^\tau. \end{aligned} \quad (A.35)$$

Nimmt man an, dass die realen F&E-Aufwendungen mit einer konstanten Rate (ψ_i) wachsen, so gilt:

$$I_{FEit} = (1 + \psi_i)^\tau I_{FEit-\tau} \quad \text{mit } \psi_i = \frac{I_{FEit-\tau} - I_{FEit-\tau-1}}{I_{FEit-\tau-1}} = \text{const.} \quad (A.36)$$

Unter dieser Annahme lässt sich die Gleichung (A.35) nun wie folgt schreiben:

$$\begin{aligned} FE_{it} &= I_{FEit} + \frac{I_{FEit}}{(1 + \psi_i)}(1 - \delta_F) + \frac{I_{FEit}}{(1 + \psi_i)^2}(1 - \delta_F)^2 \\ &\quad + \dots + \frac{I_{FEit}}{(1 + \psi_i)^\tau}(1 - \delta_F)^\tau \\ &= I_{FEit} \sum_{\tau=0}^{\infty} \left(\frac{1 - \delta_F}{1 + \psi_i} \right)^\tau. \end{aligned} \quad (A.37)$$

Durch Umformung der Gleichung (A.37) erhält man den nachfolgenden Ausdruck für die Berechnung des Anfangsbestandes:

$$FE_{it} = I_{FEit} \frac{1}{1 - \frac{(1 - \delta_F)}{(1 + \psi_i)}} = \frac{I_{FEit+1}}{\delta_F + \psi_i}. \quad (A.38)$$

Der Anfangskapitalstock des Jahres 1970 wird approximiert durch die realen F&E-Aufwendungen des Jahres 1971, welche durch die Summe aus Abschreibungsrate des F&E-Kapitals (δ_{FE}) und Wachstumsrate der realen F&E-Aufwendungen (ψ_i) dividiert werden:

$$FE_{170} = \frac{I_{F171}}{\delta_F + \psi_i}$$

Da keine Angaben über das reale Wachstum der F&E-Investitionen vor 1971 vorliegen, wird angenommen, dass es dem Wachstum der realen Ausrüstungsinvestitionen entspricht. Für jeden Wirtschaftsbereich werden die durchschnittlichen Wachstumsraten der realen Ausrüstungsinvestitionen in den Jahren 1960 bis 1970 berechnet.

Barro und Sala-i-Martin (1995) schlagen vor, die ersten Kapitalstockdaten, die auf einer Approximation beruhen, aus einer Untersuchung auszuschließen. Da die verwendeten Daten der Jahre bis 1979 für viele Wirtschaftsbereiche problematisch sind, geht der F&E-Kapitalstock des Jahres 1979 als erster Beobachtungspunkt in die Untersuchung ein.

A.6.2. Faktorpreis des Kapitals unter Berücksichtigung des F&E-Kapitals

Die Berücksichtigung des F&E-Kapitals führt dazu, dass die Kapitaleinkommen (π_{KFit}) dem Wert der Kapitaleleistungen des physischen und des F&E-Kapitals entsprechen:

$$\pi_{KFit} = q_{KIt} K_{it} + q_{FIt} FE_{it} = p_{Yit} Y_{it} - q_{Lit} L_{it} - q_{Zit} Z_{it}, \quad (A.39)$$

wobei q_{FIt} die Kapitalnutzungskosten des F&E-Kapitals bezeichnet und die traditionellen Inputs (Z, L, K) um die F&E-Inputs bereinigt sind, so dass die F&E-Aufwendungen nicht vom Outputwert subtrahiert werden. Die Ex post-Ertragsrate lässt sich wiederum anhand der Gleichung (A.32) berechnen. Allerdings wird nun das Kapitaleinkommen eines Wirtschaftsbereichs *ex post* so auf die physischen Kapitalinputs und das F&E-Kapital verteilt, dass sie eine gleiche Ex post-Ertragsrate aufweisen.

Tabelle A.1.: Wachstumsraten der realen F&E-Aufwendungen bei unterschiedlichen Deflatoren

Wirtschaftsbereiche ^{a)}	W_{INV}	W_{BIP}	W_{FE}
Chemie, usw. (24/40)	1,40%	1,38%	0,81%
Mineralölverarbeitung (22)	0,57%	0,35%	0,70%
Kunststoffwaren (58)	2,11%	2,50%	1,57%
Gummiverarbeitung (59)	1,67%	1,73%	0,55%
Steine und Erden (25)	-0,37%	-0,70%	-1,98%
Feinkeramik (51)	-2,69%	-2,92%	-3,92%
Glasgewerbe (52)	7,22%	7,34%	6,50%
Eisenschaffende Ind. (27)	-2,59%	-2,64%	-3,30%
NE-Metallerzeugung (28)	-1,73%	-2,39%	-2,91%
Gießerei (29)	-7,82%	-7,40%	-8,62%
Ziehereien usw. (30)	4,85%	4,64%	3,90%
Stahlbau usw. (31)	3,28%	2,93%	2,49%
Maschinenbau (32)	0,42%	0,27%	-0,85%
Büromasch., ADV (50)	9,13%	7,04%	8,11%
Straßenfahrzeugbau (33)	6,24%	5,93%	4,70%
Elektrotechnik (36)	2,21%	2,00%	0,79%
Feinmechanik, Optik (37)	1,26%	0,71%	-0,19%
EBM-Waren (38)	1,09%	1,16%	-0,07%
Musikinstr., Spielw. (39)	2,58%	2,40%	0,67%
Holzbearbeitung (53)	-3,35%	-3,17%	-4,59%
Holzverarbeitung (54)	-1,94%	-2,29%	-3,31%
Zellstoff-, Papiererz. (55)	-0,48%	-0,77%	-1,27%
Papier- u. Pappever. (56)	-5,56%	-6,07%	-7,59%
Druckerei, Vervielfält. (57)	-4,52%	-5,18%	-5,72%
Textilgewerbe (63)	-0,61%	-0,38%	-1,24%
Bekleidungs-gewerbe (64)	6,38%	6,42%	5,24%
Ernährungsgewerbe (68)	-0,42%	-0,14%	-0,34%
Tabakverarbeitung (69)	1,82%	2,02%	-0,20%

a) Die Zahlen in runden Klammern stehen für die Zweisteller der Systematik der Wirtschaftszweige im Produzierenden Gewerbe (SYPRO).

Quelle: SV-Wissenschaftsstatistik und eigene Berechnungen.