

Licht, Georg; Stadler, Manfred

Working Paper

Auswirkungen öffentlicher Forschungsförderung auf die private F&E-Tätigkeit: Eine mikroökonomische Evaluation

Tübinger Diskussionsbeiträge, No. 256

Provided in Cooperation with:

University of Tuebingen, Faculty of Economics and Social Sciences, School of Business and Economics

Suggested Citation: Licht, Georg; Stadler, Manfred (2003) : Auswirkungen öffentlicher Forschungsförderung auf die private F&E-Tätigkeit: Eine mikroökonomische Evaluation, Tübinger Diskussionsbeiträge, No. 256, Eberhard Karls Universität Tübingen, Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät, Tübingen,
<https://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:bsz:21-opus-18803>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/47546>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät
der Eberhard Karls Universität Tübingen

**Auswirkungen öffentlicher
Forschungsförderung auf die
private F&E-Tätigkeit:
Eine mikroökonometrische Evaluation**

Georg Licht
Manfred Stadler

Tübinger Diskussionsbeitrag Nr. 256
März 2003

Wirtschaftswissenschaftliches Seminar
Mohlstraße 36, 72074 Tübingen

Auswirkungen öffentlicher Forschungsförderung auf die private F&E-Tätigkeit: Eine mikroökonometrische Evaluation

Georg Licht und Manfred Stadler¹

1 Einleitung

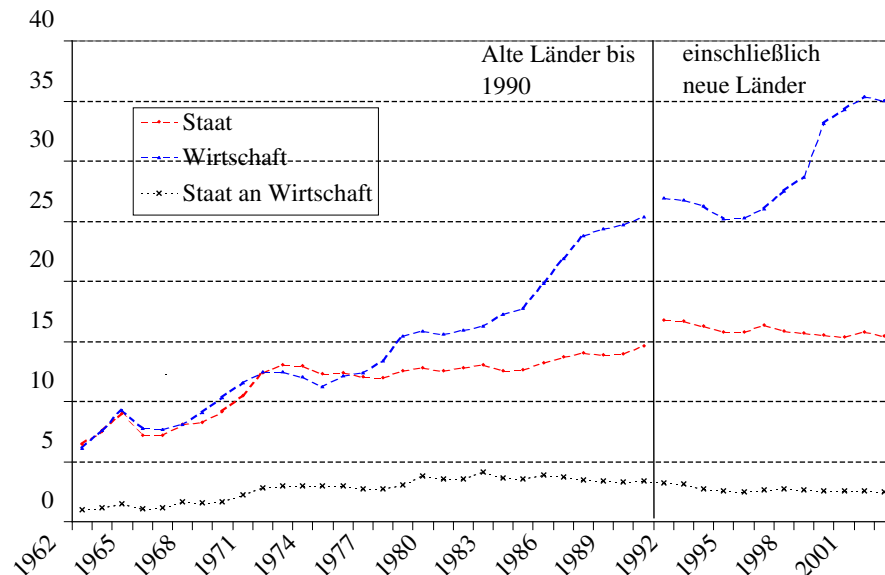
Zahlreiche industrieökonomische Beiträge beschäftigen sich sowohl aus theoretischer als auch empirischer Sicht mit den Determinanten der privaten F&E-Tätigkeit. Im Mittelpunkt stehen dabei in der Regel diverse Neo-Schumpeter-Hypothesen über den Einfluss spezifischer Marktbedingungen und -strukturen. Den Anreizwirkungen der staatlichen Forschungs- und Technologiepolitik wurde dagegen bislang kaum Beachtung geschenkt, obwohl beträchtliche öffentliche Mittel in die Forschungsförderung fließen. So brachte allein der Bund im Jahr 2001 knapp vier Mrd. EUR für die Förderung von Forschungsprojekten öffentlicher Forschungseinrichtungen und privater Unternehmen auf. Darüber hinaus gab er noch ca. fünf Mrd. EUR größtenteils für die institutionelle Förderung von Forschungseinrichtungen aus. In den Unternehmenssektor floss ein Betrag von ca. zwei Mrd. EUR, 55% davon wurden für die Subventionierung von zivilen F&E-Projekten der Wirtschaft aufgewendet. Diese Größenordnung erscheint im Verhältnis zu den gesamten Subventionsausgaben des Bundes, die sich 2001 auf ca. 70 Mrd. EUR (vgl. Boss, Rosenschon 2002) beliefen, als gering. Auch im Vergleich zu den gesamten F&E-Ausgaben der privaten Wirtschaft in Höhe von ca. 35 Mrd. EUR kommt den F&E-Subventionen des Bundes nur eine untergeordnete Rolle zu. Gleichwohl erwartet man sich von staatlichen F&E-Subventionen einen signifikanten Stimulus für die privaten F&E-Aktivitäten.

¹ Wir danken Norbert Janz, Bettina Peters und Günther Ebling für die Unterstützung bei der Aufbereitung der Daten der Innovationserhebung. Thorsten Doherr, Andreas Fier, Thomas Eckert, Katrin Hussinger und Dirk Czarnitzki haben die Zusammenführung von Daten der Innovationserhebung und Förderdaten konzipiert und realisiert. Für die Überlassung dieses Datenmaterials sind wir ihnen zu großem Dank verpflichtet. Den Teilnehmern des Ottobeurer Seminars und des Forschungsseminars des CEBR, Kopenhagen, sei für ihre hilfreichen Anmerkungen gedankt. Noch verbliebene Unzulänglichkeiten liegen ausschließlich in der Verantwortung der Autoren dieses Beitrags.

Der Zusammenhang zwischen der öffentlichen F&E-Förderung und privaten F&E-Ausgaben steht im Zentrum der aktuellen innovationspolitischen Diskussion: Auf dem Barcelona-Gipfel im März 2002 beschlossen die Regierungschefs der EU-Mitgliedsländer, dass zur Steigerung der technologischen Wettbewerbsfähigkeit spätestens im Jahr 2010 eine Relation zwischen F&E-Ausgaben und Bruttoinlandsprodukt in Höhe von 3% zu realisieren sei. 2/3 der F&E-Ausgaben sollten dabei vom privaten Sektor und 1/3 durch die öffentliche Hand finanziert werden. Das 3%-Ziel soll erreicht werden durch (1) eine Stimulierung privater F&E-Investitionen durch eine Verbesserung der Rahmenbedingungen für F&E und (2) eine signifikante Erhöhung der öffentlichen F&E-Investitionen. Insbesondere soll die Hebelwirkung zwischen öffentlicher F&E-Finanzierung und privaten F&E-Ausgaben erhöht werden (vgl. EU-Commission 2002). Das 3%-Ziel wurde von der deutschen Bundesregierung übernommen und im Koalitionsvertrag als mittelfristige Messlatte auch für die nationale Innovationspolitik festgeschrieben. Bislang liegt Deutschland mit einer F&E-Ausgaben/BIP-Relation von ca. 2,55% im Jahr 2001 (davon 1,77% finanziert durch Wirtschaft und 0,78% durch den Staat) noch erheblich hinter diesem Ziel zurück. Gegenwärtig erlaubt die prekäre Situation der öffentlichen Haushalte keine Erhöhung der staatlichen F&E-Mittel, so dass das Augenmerk sich verstärkt auf die Hebelwirkung staatlicher F&E-Zuwendungen richtet.

Zu dieser Hebelwirkung liegen kaum empirische Erkenntnisse vor. Abbildung 1 zeigt die zeitliche Entwicklung von privaten F&E-Ausgaben und staatlichen F&E-Subventionen für die private Wirtschaft in Deutschland in den letzten vierzig Jahren. Bis 1982 stiegen sowohl die staatlichen als auch die privaten F&E-Ausgaben beständig an. Seit 1983 zeigt sich eine stetige Abnahme der realen F&E-Zuwendungen des Staats an die private Wirtschaft, während gleichzeitig die F&E-Ausgaben der Wirtschaft – mit Ausnahme von 1992 bis 1995 – weiterhin stark angestiegen sind. In diesem Zeitraum haben die privaten F&E-Ausgaben um 100% zugenommen, während die öffentlichen F&E-Subventionen um 30% gefallen sind. Diese Entwicklung ist vereinbar mit der Substitutionsthese bezüglich privater F&E-Ausgaben und öffentlicher F&E-Zuwendungen. Diese These impliziert, dass eine Erhöhung der staatlichen F&E-Subventionen keinen Beitrag zur Erhöhung der privaten F&E-Tätigkeit leistet. Eine empirische Überprüfung dieser These auf der Unternehmensebene ist Gegenstand des vorliegenden Beitrags.

Abbildung 1: Entwicklung öffentlicher und privater F&E-Ausgaben in Deutschland 1962-2002



Quelle: BMBF (2002): Faktenbericht; 2000-2002 ZEW-Schätzungen

Die Untersuchung beschränkt sich auf die direkte F&E-Projektförderung durch das Bundesministerium für Bildung und Forschung (BMBF), die sich im Jahr 2001 auf ca. 0,6 Mrd. EUR belief. Dies entspricht in etwa der Hälfte der zivilen F&E-Subventionen des Bundes. Die direkte Projektförderung, bei der F&E-Projektvorschläge der Unternehmen im Rahmen der durch das Ministerium festgelegten Programme einzeln begutachtet und entschieden werden, unterliegt grundsätzlicher ökonomischer Kritik. Angriffspunkte sind mögliche Mitnahmeeffekte der Unternehmen und insbesondere die verzerrenden allokativen Wirkungen einer derartigen Strukturpolitik. Einzelne Programme der direkten Projektförderung werden regelmäßig evaluiert (vgl. zum Überblick Kuhlmann, Holland 1995). Diese Evaluationen stellen allerdings nur auf die Wirkungen und Verbesserungsmöglichkeiten des jeweiligen Förderprogramms (z.B. Mikrosystemtechnik) ab und zielen damit auf die Optimierung innerhalb des existierenden Fördersystems. Eine Einschätzung der Anreizwirkung des Gesamtsystems der direkten Projektförderung wurde für Deutschland bislang lediglich von Fier (2002) vorgenommen. Auch in der internationalen Literatur findet sich nur eine geringe Zahl von Studien, die sich vergleichbaren Fördersystemen in anderen

Ländern widmen, denn auch dort dominiert die Suche nach systeminternen Verbesserungen (vgl. zum Überblick David et al. 2000 und Fier 2002).

Ohne die strategische Bedeutung der existierenden Evaluationsansätze herunterspielen zu wollen, wird im Rahmen dieses Beitrags die Auffassung vertreten, dass unter der Perspektive des 3%-Ziels nicht die systeminternen Optimierungsmöglichkeiten Hauptansatzpunkt sind, sondern ein Vergleich der Wirkungen alternativer Förderinstrumentarien in ihrer Gesamtheit. Der vorliegende Beitrag präsentiert empirische Evidenz für den Einfluss der direkten staatlichen Projektförderung auf die F&E-Tätigkeit privater Unternehmen in Deutschland. Die Ergebnisse der empirischen Bewertung der Anreizwirkung können als Ausgangspunkt für die abwägende Diskussion alternativer Fördersysteme verwendet werden. Eine solche abwägende Diskussion würde allerdings den Rahmen dieses Beitrags sprengen, da die Unterschiede zwischen alternativen Förderansätzen primär im internationalen Vergleich und erst unter Einbeziehung weiterer Effekte (z.B. im Hinblick auf die Innovationsergebnisse oder die F&E-Produktivität) deutlich werden.

Unsere empirische Evaluation fußt auf einem oligopoltheoretischen F&E-Modell, das im nächsten Abschnitt entwickelt wird. Es dient dazu, die wesentlichen Determinanten privater F&E-Investitionen zu identifizieren. Abschnitt 3 beschäftigt sich mit der ökonometrischen Umsetzung des Modells. Der vierte Abschnitt beschreibt die der empirischen Analyse zugrunde liegenden Daten. Abschnitt 5 präsentiert die Ergebnisse alternativer mikroökonometrischer Ansätze zur Evaluation der Anreizwirkungen öffentlicher F&E-Subventionen. Schließlich werden im letzten Abschnitt die vorliegenden Ergebnisse einer kritischen Würdigung unterzogen, ehe noch einige methodische Probleme einer adäquaten ökonometrischen Evaluation forschungspolitischer Fördermaßnahmen angesprochen werden.

2 Ein oligopoltheoretisches Innovationsmodell

Unseren empirischen Analysen legen wir ein industrieökonomisches Modell eines zweistufigen strategischen Wettbewerbs zugrunde, in dem mehrere Unternehmen unabhängig voneinander zunächst ihre F&E-Budgets festlegen, ehe sie nach deren Bekanntwerden über ihre Produktionsmengen (oder besser Kapazitäten) befinden. Die F&E-Aktivitäten beziehen sich auf inkrementale Verbesse-

rungsinnovationen, so dass Fragen der zeitlichen Planung von F&E-Projekten und sämtliche Arten von Unsicherheit im Innovationsprozess ausgeklammert bleiben. Das spezifische Charakteristikum, das die betrachteten F&E-Investitionen zur Realisierung von Produkt- und Prozessinnovationen modelltechnisch etwa von nachfragestimulierenden Werbungsinvestitionen bzw. von kostenreduzierenden Kapitalinvestitionen unterscheidet, liegt in der Berücksichtigung wechselseitiger Spillover-Effekte zwischen den F&E-Aktivitäten der Unternehmen. Technologisches Wissen kann kaum vollständig geheimgehalten werden. Über diverse Transmissionskanäle profitieren in aller Regel auch die Konkurrenten von eigenen Forschungsbemühungen. Der Tradition von Spence (1984) folgend, werden konstante Spillover-Parameter $\theta \in [0, 1]$ unterstellt, so dass die unternehmerischen F&E-Ausgaben x_i , $i = 1, \dots, n$ jeweils einen innovationswirksamen F&E-Input

$$z_i = x_i + \theta \sum_{j \neq i} x_j$$

induzieren. Während sich die grundlegenden innovationstheoretischen Arbeiten von D'Aspremont, Jacquemin (1988, 1990), Henriques (1990), Vonortas (1994) und Hinloopen (1997, 2000) auf den empirisch uninteressanten Fall homogener Duopolmärkte konzentrieren, haben u.a. Suzumura (1992) und Amir (2000) die Analyse auf mehrere Unternehmen erweitert und Kamien et al. (1992) sowie De Bondt et al. (1992) darüber hinaus Oligopolmodelle heterogener Märkte entwickelt. Letztere eignen sich in besonderem Maße als Ausgangspunkt für unser empirisch motiviertes F&E-Modell, da sie aufgrund der Produktdifferenzierung nicht nur für eine Analyse kostensenkender Prozessinnovationen, sondern auch nachfragestimulierender Produktinnovationen verwendet werden können.

Im Fall einer Prozessinnovation werden die (mengenunabhängigen) Produktionsstückkosten eines Unternehmens i von c auf $c_i = c - f(z_i)$ reduziert. Die von Kamien et al. (1992) nicht näher spezifizierte Innovationsproduktionsfunktion wird im Folgenden durch die Potenzfunktion

$$f(z_i) = \mu \sqrt{z_i}$$

beschrieben, deren konkav steigender Verlauf sinkende Skalenerträge im F&E-

Bereich widerspiegelt.² Der Parameter μ gibt dabei die „technologischen Möglichkeiten“ im betrachteten Markt an. Im Fall einer Produktinnovation wird der Marktgrößenindikator des Unternehmens i in seiner inversen Nachfragefunktion

$$p_i = a_i - q_i - d \sum_{j \neq i} q_j$$

mit den Preisen $\mathbf{p} = (p_1, \dots, p_n)'$, den Mengen $\mathbf{q} = (q_1, \dots, q_n)'$ und dem Homogenitätsparameter $d \in [0, 1]$ von a auf $a_i = a + f(z_i)$ erhöht.

Erweitert wird das Modell schließlich um eine nicht-diskriminierende staatliche Subventionierung aller privaten F&E-Investitionen mit dem konstanten Subventionssatz $s \in [0, 1]$. Die Gewinnfunktion jedes Unternehmens lautet damit unabhängig von der Art der Innovation

$$\pi^i(\mathbf{q}, \mathbf{x}) = \left[a - c + \mu\sqrt{z_i} - q_i - d \sum_{j \neq i} q_j \right] q_i - (1 - s)x_i.$$

Gewinnmaximierung über die jeweilige Festlegung der Produktionsmenge q_i liefert im Gleichgewicht auf der zweiten Spielstufe

$$q_i^*(\mathbf{x}) = \frac{a - c + \mu\sqrt{z_i} - \frac{d\mu}{2-d} \sum_{j \neq i} [\sqrt{z_j} - \sqrt{z_i}]}{2 + (n - 1)d}$$

und damit die Gewinnfunktion

$$\pi^i(\mathbf{x}) = q_i^{*2}(\mathbf{x}) - (1 - s)x_i,$$

die in dieser reduzierten Form neben den exogenen Parametern nur noch von den F&E-Aktivitäten aller Unternehmen im Markt abhängt. Die Festlegung der gewinnmaximierenden F&E-Investitionen x_i auf der ersten Spielstufe liefert die notwendigen Optimalitätsbedingungen

$$\frac{q_i^*[(2 - 2d + nd)/\sqrt{z_i} - \theta d / \sum_{j \neq i} \sqrt{z_j}]}{[2 + (n - 1)d](2 - d)\mu} = 1 - s,$$

aus denen im symmetrischen teilspielperfekten Nash-Gleichgewicht die Bestimmungsgleichung

² Der Definitionsbereich für die Variablen z_i sei so beschränkt, dass negative Stückkosten c_i ausgeschlossen sind. Bei generell zu unterstellender Existenz interner Optima erweist sich diese Restriktion als nicht bindend.

$$x^* = \frac{[(a - c)\mu\Gamma]^2}{[2(1 - s) - \mu^2\Gamma]^2[1 + (n - 1)\theta]}; \quad \Gamma \equiv \frac{2[2 - d + (n - 1)(1 - \theta)d]}{[2 + (n - 1)d]^2(2 - d)}$$

resultiert. Aus einer komparativ-statistischen Analyse lassen sich die folgenden Hypothesen über die Erklärungsfaktoren der privaten F&E-Tätigkeit deduzieren, die einer anschließenden empirischen Überprüfung mit unserem Datensatz zugänglich sind:

Hypothese 1: Die F&E-Ausgaben x^* steigen mit dem Subventionssatz s und folglich auch mit dem Förderbetrag $S = sx^*$ für jedes Unternehmen.

Hypothese 2: Die F&E-Ausgaben x^* sinken mit dem Spillovergrad θ . Diese reduzierte F&E-Tätigkeit wird aber durch die verwertbaren Forschungsinputs der Konkurrenten kompensiert, so dass der innovationswirksame F&E-Input z^* konstant bleibt.

Hypothese 3: Die F&E-Ausgaben x^* sinken mit der Unternehmenszahl n . Eine mit zunehmender Marktkonzentration $1/n$ steigende Marktmacht stimuliert nach dieser Neo-Schumpeter-Hypothese die F&E-Aktivitäten jedes Unternehmens.

Hypothese 4: Die F&E-Ausgaben x^* steigen mit der Marktgröße $a - c$. Dieser Zusammenhang entspricht der *demand pull*-Hypothese.

Hypothese 5: Die F&E-Ausgaben x^* steigen mit den technologischen Möglichkeiten μ im Markt. Dieser Zusammenhang lässt sich der *technology push*-Hypothese zuordnen.

Hypothese 6: Der Einfluss der Heterogenität des Marktes auf die F&E-Tätigkeit hängt von der Konstellation der anderen Parameterwerte ab. Die F&E-Ausgaben x^* steigen aber mit dem Homogenitätsgrad d bzw. sinken mit dem Heterogenitätsgrad $1/d$, sofern die Spillover-Effekte „klein“ sind.

3 Die ökonometrische Umsetzung

Das präsentierte Modell hat naturgemäß stark stilisierenden Charakter und kann in der vorliegenden Form nicht ökonometrisch geschätzt werden. Weder sind alle Unternehmen in einer Branche symmetrisch, noch kann gerade im F&E-Bereich von deterministischen Zusammenhängen ausgegangen werden. Dennoch lässt sich aus der nicht-linearen F&E-Gleichung, die sich im teilspielperfekten Nash-Gleichgewicht einstellt, approximativ eine log-linearisierte Schätzgleichung ableiten, in der die unternehmerischen F&E-Ausgaben gemäß den aufgestellten Hypothesen von den identifizierten marktspezifischen Erklärungsfaktoren abhängen.

Die staatliche F&E-Förderung wurde im Rahmen unseres Modells als für alle Unternehmen einheitlicher Subventionssatz s verstanden. Die untersuchte direkte Projektförderung weicht von dieser Symmetrieannahme insofern ab, als die Förderung nur für einzelne Unternehmen und jeweils in unterschiedlicher Höhe gewährt wird. Dabei liegt das Ausmaß der Subventionierung durchaus im Einflussbereich eines Unternehmens, da die Gewährung einer Zuwendung im Rahmen der direkten Projektförderung naturgemäß eine Antragstellung voraussetzt und die Höhe der Förderung prinzipiell eine Funktion der durch das Unternehmen gewählten Projektgröße ist.³ Die Teilnahme an F&E-Förderprogrammen bzw. die Höhe der Fördermittel sind daher ihrerseits prinzipiell als endogene Variablen anzusehen. Bei der ökonometrischen Implementierung einer entsprechenden Schätzgleichung für die F&E-Förderung muss deshalb davon ausgegangen werden, dass prinzipiell alle Einflussfaktoren, die auf die Höhe der F&E-Ausgaben Einfluss haben, auch potenzielle Determinanten für die Teilnahme an öffentlichen F&E-Förderprogrammen sind.

Die empirische Erfassung der Wissensspillovers θ , der technologischen Möglichkeiten μ und der Konkurrentenzahl n wird im nächsten Abschnitt näher erläutert. Die Heterogenität der Unternehmen ($1/d$) wird über Branchen-, Unternehmensgrößen-, Zeit- und Regionaleffekte abgebildet. Unternehmens-

³ Gefördert werden nicht jegliche F&E-Aktivitäten eines Unternehmens, sondern einzelne Forschungsprojekte. Entspricht das Projekt den festgelegten Standards für förderungswürdige F&E-Projekte, erhält das Unternehmen einen Zuschuss in Höhe von ca. 50% der gesamten Projektkosten. Im Förderantrag ist das Projekt sowohl inhaltlich als auch von der Kostenseite her darzustellen. Ex-post sind die Projektkosten im Verwendungsnachweis detailliert zu belegen.

größeneffekte lassen sich dabei mit Vorteilen großer Unternehmen bei der Durchführung von Innovationsprojekten begründen. Die Marktgröße $(a - c)$ wird durch branchenspezifische Effekte sowie eine Dummy-Variable für die Exporttätigkeit erfasst. Schließlich soll eine Dummy-Variable für ostdeutsche Unternehmen spezifische Bedingungen im Transformationsprozess einfangen, die z.B. aus dem deutlich höheren Angebot alternativer F&E-Fördermöglichkeiten, einer geringeren Integration in internationale Märkte oder geringeren Faktorpreisen für F&E aufgrund des geringeren Arbeitskostenniveaus für die dort beschäftigten Forscher resultieren.

Die Schätzgleichung kann damit wie folgt formuliert werden:

$$x_{it} = \sum_j \alpha_j A_{jit} + \beta S_{it} + \sum_j \gamma_j B_{jit} + \epsilon_{it}.$$

Dabei bezeichnet x_{it} die realen F&E-Ausgaben eines Unternehmens i im Jahr t , α_j bezeichnet den Koeffizientenvektor für die theoretisch abgeleiteten Erklärungsfaktoren A_{jit} , β misst den Effekt der staatlichen Förderung S_{it} und γ_j symbolisiert den Koeffizientenvektor für die Kontrollvariablen B_{jit} . ϵ_{it} bezeichnet den stochastischen Störterm.

Das Augenmerk gilt vor allem dem Koeffizienten β , der den Effekt der öffentlich finanzierten F&E-Ausgaben eines Unternehmens misst. Gemäß der abgeleiteten Modellhypothese sollte β signifikant größer als Null sein. Die öffentlichen F&E-Subventionen verpuffen dann nicht lediglich in Mitnahmeeffekten, sondern führen zu einer Erhöhung der F&E-Budgets der Unternehmen. Es sei hier daran erinnert, dass auf der Projektebene die hier betrachtete F&E-Förderung den Charakter von *matching grants* besitzen, d.h. sie müssen mit einer privaten F&E-Finanzierung einhergehen, wie dies auch im theoretischen Modell implizit unterstellt wurde. Da die öffentliche Förderung i.d.R. aber nicht alle Forschungsprojekte eines Unternehmens einschließt, haben die Unternehmen die Möglichkeit, ein gefördertes F&E-Projekt zu Lasten anderer, nicht-geförderter Projekte auszuweiten. Auf der Unternehmensebene kann es auf diese Weise zu einer Reduzierung der privaten F&E-Ausgaben kommen.

Die aus der Schätzgleichung hervorgehende Panelstruktur kann in unserer Analyse nur unvollständig ausgenutzt werden, da der konstruierte Datensatz für F&E-aktive Unternehmen aus den Jahren 1992 bis 2000 im Durchschnitt lediglich ca. 2,5 Beobachtungen pro Unternehmen enthält, die zudem nicht notwendigerweise benachbarte Jahre umfassen. Zudem wirft eine weitergehende

Ausnutzung der vorhandenen Panelinformation verschärft das Endogenitätsproblem auf, da dann nicht nur der Förderbetrag oder die Teilnahme an einer öffentlichen Förderung endogen wäre, sondern auch der Teilnahmezeitpunkt konsequenterweise endogenisiert werden müsste.

4 Datenbasis und Messkonzepte

4.1 Herkunft der Daten

Die Datenbasis für unsere Untersuchung stammt aus zwei unterschiedlichen Quellen, die auf der Unternehmensebene miteinander verknüpft wurden: Die erste Datenquelle ist das Mannheimer Innovationspanel (MIP), das mittels einer jährlichen schriftlichen Befragung von deutschen Unternehmen gewonnen wird (vgl. ausführlich Janz et al. 2002). Die vorliegende Untersuchung konzentriert sich auf das Verarbeitende Gewerbe.⁴ Bei MIP handelt es sich um eine geschichtete Stichprobe, in der große Unternehmen und Unternehmen aus Ostdeutschland überproportional vertreten sind. Die Befragung fokussiert auf das Innovationsverhalten der Unternehmen. Indikatoren, die geringen zeitlichen Veränderungen unterworfen sind, werden nur in mehrjährigen Abständen erfragt. Dies trifft für eine Reihe der hier verwendeten Daten zu. Außerdem ist zu bemerken, dass eine Reihe von Unternehmen nur in mehrjährigen Abständen an der Befragung teilnehmen. Sollen auch solche Unternehmen in die Analysen aufgenommen werden, so sind naturgemäß Abstriche an möglichen Paneldatendesigns vorzunehmen. Gleichzeitig ist auch zu bemerken, dass viele Unternehmen in den neunziger Jahren einem hohen strukturellen Wandel durch Zusammenschlüsse, Auflösungen und Neugliederungen unterlegen sind und durch mangelnde Vergleichbarkeit der Daten als Panelkandidaten ausfallen. Da eine Reihe von Unternehmen nur unregelmäßig in F&E investiert, ergibt sich ebenfalls eine Reduzierung der Panelstruktur der Daten.

Bei der zweiten Datenquelle handelt es sich um die Förderdatenbank des BMBF. In dieser Datenbank sind alle vom BMBF im Rahmen der direkten Projektförderung abgewickelten Forschungsvorhaben verzeichnet. Wir konzentrieren uns hier auf die Förderfälle der Jahre 1991 bis 2000. Dabei ist zu be-

⁴ Unternehmen des Dienstleistungssektors – ausgenommen Ingenieur- und Informationsdienstleistungen – spielen im Rahmen der direkten Projektförderung ohnehin nur eine geringe Rolle.

achten, dass diese Datenquelle Angaben zu einzelnen Forschungsvorhaben und nicht Angaben auf der Unternehmensebene enthält (vgl. Fier 2002 für eine ausführliche Beschreibung).

Die Daten aus diesen beiden Quellen wurden auf der Projektebene zusammengespielt und anschließend auf Unternehmensebene aggregiert. Für den Abgleich beider Datenbanken wurde das am ZEW entwickelte String-Matching Programm „SearchEngine“ verwendet (zur Beschreibung siehe Janz et al. 2001). Zur Sicherstellung der Übereinstimmung von Förderfällen und Unternehmensdaten wurden die vom Programm identifizierten Übereinstimmungen im Einzelfall überprüft. Eine ausführliche Erläuterung des Abgleichs findet sich in Czarnitzki et al. (2002).

Schließlich sei darauf verwiesen, dass für diese Untersuchung Unternehmen mit mehr als 20.000 Beschäftigten nicht berücksichtigt wurden. Zudem werden nur diejenigen Unternehmen betrachtet, die tatsächlich F&E-Aktivitäten durchführten. Um zu vermeiden, dass Unternehmen, die unregelmäßig F&E-Aktivitäten entfalten, ganz aus der Untersuchung herausfallen, fand dieser Ausschluss auf der Ebene einzelner Jahre statt. Der Ausschluss von Beobachtungen ohne F&E-Aktivitäten bedeutet jedoch, dass der Effekt öffentlicher Förderung auf die Bereitschaft, überhaupt F&E-Aktivitäten durchzuführen, vernachlässigt wird.

4.2 Messkonzepte für die Variablen

Im Folgenden wird kurz auf die jeweiligen Messkonzepte für die verwendeten Variablen eingegangen. Die zugehörigen deskriptiven Statistiken sind getrennt für geförderte und nicht-geförderte Unternehmen in Tabelle 1 aufgeführt. Deutlich wird, dass sich diese beiden Gruppen sowohl hinsichtlich der Höhe der F&E-Ausgaben als auch hinsichtlich der meisten erklärenden Variablen deutlich unterscheiden. Insbesondere sind die geförderten Unternehmen – gemessen an ihrer Beschäftigtenzahl – deutlich größer als die nicht-geförderten Unternehmen.

Tabelle 1: Deskriptive Statistiken für den Datensatz

| Variable | Nicht-geförderte Unternehmen | | Geförderte Unternehmen | | t-Test auf Differenz der Mittelwerte ¹⁾ |
|---|------------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|--|
| | Mittelwert/ Anteile | Standard- abweichung | Mittelwert/ Anteile | Standard- abweichung | |
| Anzahl der Beobachtungen | 6953 | | 925 | | |
| F&E-Ausgaben (in Preisen von 1997) ²⁾ | 5,0240 | 32,184 | 20,0541 | 71,712 | ** |
| F&E-Ausgaben/Umsatz | 0,0350 | 0,049 | 0,0612 | 0,070 | ** |
| Förderbetrag ²⁾ | 0 | 0 | 0,4987 | 1,849 | |
| Förderung (ja/nein) | 0 | 0 | 1 | 0 | |
| Förderbetrag/F&E-Aufwendungen | 0 | 0 | 0,18218 | 0,2669 | |
| Beschäftigte | 496,5 | 1300,3 | 1422,2 | 2887,3 | ** |
| Intraindustrie Spilloverpool (in Preisen von 1997) ²⁾ | 2390,8 | 2284,1 | 2937,6 | 1909,4 | ** |
| Technologische Möglichkeiten (Faktorscore) | 0,0121 | 0,316 | 0,2398 | 0,340 | ** |
| Know-how-Bezug aus anderen Unternehmen (Faktorscore) | 0,0836 | 0,177 | 0,1049 | 0,177 | ** |
| Heterogenitätsindikator (Variations- koeffizient der Umsatzanteile mit neuen Produkten) | 0,9613 | 0,200 | 0,9522 | 0,197 | |
| Anzahl der Konkurrenten | 9,7877 | 1,889 | 9,1364 | 1,755 | ** |
| Ostdeutsches Unternehmen (ja/nein) | 0,2928 | 0,455 | 0,3070 | 0,462 | ** |
| WZ 93: 15-16 | 0,0390 | 0,194 | 0,0151 | 0,122 | ** |
| WZ 93: 17-19 | 0,0436 | 0,204 | 0,0119 | 0,108 | ** |
| WZ 93: 20-22, 36 | 0,0811 | 0,273 | 0,0259 | 0,159 | ** |
| WZ 93: 23-24 | 0,0972 | 0,296 | 0,0941 | 0,292 | |
| WZ 93: 25-26 | 0,1338 | 0,340 | 0,0605 | 0,239 | ** |
| WZ 93: 27-28 | 0,1303 | 0,337 | 0,0865 | 0,281 | ** |
| WZ 93: 29, 33 | 0,3111 | 0,463 | 0,4735 | 0,500 | ** |
| WZ 93: 30-32 | 0,1097 | 0,313 | 0,1514 | 0,359 | ** |
| WZ 93: 34-35 | 0,0542 | 0,226 | 0,0810 | 0,273 | ** |
| 1992 | 0,1516 | 0,359 | 0,1935 | 0,395 | ** |
| 1993 | 0,1204 | 0,325 | 0,1524 | 0,360 | ** |
| 1994 | 0,1490 | 0,356 | 0,1449 | 0,352 | |
| 1995 | 0,1024 | 0,303 | 0,0810 | 0,271 | * |
| 1996 | 0,1187 | 0,323 | 0,0789 | 0,270 | ** |
| 1997 | 0,0490 | 0,216 | 0,0454 | 0,208 | |
| 1998 | 0,1198 | 0,325 | 0,0897 | 0,286 | ** |
| 1999 | 0,1107 | 0,314 | 0,1016 | 0,302 | |
| 2000 | 0,0784 | 0,269 | 0,1135 | 0,317 | ** |

Quelle: Mannheimer Innovationspanel (2002); BMBF-Förderdatenbank Profi (Juni 2002)

¹⁾ t-Test auf Gleichheit der Gruppenmittelwerte (bei ungleichen Varianzen):

**=1%-Signifikanzniveau; *=5%-Signifikanzniveau

²⁾ in Mio. DM

F&E-Tätigkeit: Die F&E-Tätigkeit wird abgebildet durch die gesamten F&E-Ausgaben eines Unternehmens, d.h. private F&E-Ausgaben einschließlich der im Rahmen der direkten Projektförderung erhaltenen Zuwendungen. Da die Untersuchung einen Zeitraum von acht Jahren umfasst, wurden die F&E-Ausgaben deflationiert.

Branchenspezifische Preisindizes für F&E: Für die Deflationierung der F&E-Ausgaben wurde ihre branchenspezifische Struktur der Jahre 1995 und 1997 gemäß der Systematik der Wirtschaftszweige WZ93 zugrunde gelegt. Falls keine Angaben auf Zweistellerebene vorhanden waren, wurden entsprechende Angaben auf der Basis des Mannheimer Innovationspanels und der F&E-Erhebung des Stifterverbandes für die Deutsche Wissenschaft geschätzt. In der Regel entfallen ca. 56 bis 65% der (internen) F&E-Ausgaben auf Personalkosten, 10 bis 15% auf Investitionen und der Rest auf Verbrauchsgüter. Die Deflationierung der Personalkosten wurde anhand der mit der branchenspezifischen Qualifikationsstruktur des F&E-Personals (Wissenschaftler, Techniker, sonstiges F&E-Personal) gewichteten Arbeitskosten für diese Personengruppen vorgenommen. Als Datenquellen für die Struktur der F&E-Ausgaben und des F&E-Personals standen detaillierte Branchenergebnisse aus der F&E-Erhebung des Stifterverbandes zur Verfügung. Die Preisindizes beruhen auf Angaben des Statistischen Bundesamtes. Der Investitionsanteil wurde über den Erzeugerpreisindex für Investitionsgüter deflationiert. Die Preisentwicklung für den Vorleistungsanteil wurde durch die Preisindexentwicklung für gewerbliche Produkte approximiert.

Öffentliche F&E-Subventionen: Die Forschungsförderung messen wir als Summe der jährlichen Zuwendungen (in Mio. DM in Preisen von 1997) durch das BMBF. Nicht eingerechnet werden konnten Zuwendungen von anderen staatlichen Institutionen wie der Bundesländer, des Bundeswirtschafts- und des Bundesverteidigungsministeriums oder der EU. Alternativ wird bei einigen Verfahren auch lediglich die binäre Information gefördert/nicht-gefördert verwertet. Die F&E-Subventionen werden auf die gleiche Weise deflationiert wie die F&E-Ausgaben.

Wissensspillovers: Das den einzelnen Unternehmen „kostenlos“ zur Verfügung stehende Know-how der Konkurrenten wird als Summe der F&E-Ausgaben aller anderen Unternehmen in der betreffenden Branche abgebildet. Zur Konstruktion von Spilloverpools benutzen wir Angaben des MIP (Bewertung möglicher Wissensabflüsse als Innovationshemmnis auf einer fünfteiligen Likert-Skala) und Angaben des Stifterverbandes zu den F&E-Ausgaben auf Branchenebene (WZ93-Zweisteller). Dabei wird von der Vorstellung ausgegangen, dass nicht jede F&E-Tätigkeit eines Unternehmens automatisch allen anderen Unternehmen zur Verfügung steht. Vielmehr können Unternehmen entsprechende Optionen wahrnehmen, ihr Wissen zu schützen und so das Risiko eines

ungewollten Know-how-Abflusses gering halten. Als Indikator dafür wird die hochgerechnete Bedeutung solcher Informationsabflüsse als Innovationshemmnis gedeutet. Das branchenspezifische Risiko eines Know-how-Transfers kann berechnet werden aus:

$$\omega_j = \frac{1}{\sum_i \omega_{ij}} \sum_i \omega_{ij} \frac{H_{ij}}{5}.$$

Dabei bezeichnet ω_{ij} das Hochrechnungsgewicht des i -ten Unternehmens im j -ten Sektor. H_{ij} stellt die Bewertung des Innovationshemmnisses „Know-how-Abfluss an andere Unternehmen“ dar. Falls alle Unternehmen einer Branche dieses Risiko als „sehr hoch“ bewerten (Wert 5 auf der Likert-Skala), nimmt ω_j den Wert 1 an. Die branchenweiten F&E-Ausgaben werden mit diesem Gewicht multipliziert und ein entsprechender Spilloverpool für die gesamte Industrie gebildet. Der intraindustrielle Spilloverpool des i -ten Unternehmens in der j -ten Branche im Jahr t berechnet sich gemäß

$$SP_{ijt}^H = \omega_j X_{jt} - x_{it}.$$

Dabei steht X_{jt} für die F&E-Ausgaben der Industrie j und x_{it} für die F&E-Ausgaben des Unternehmens i . Der interindustrielle Spilloverpool, d.h. der Spilloverpool aller anderen Industrien zusammen, ergibt sich dann aus

$$SP_{ijt}^V = \sum_j \omega_j X_{jt} - (\omega_j X_{jt} - x_{it}).$$

Technologische Möglichkeiten: Der Berechnung eines Indikators für die technologischen Möglichkeiten in einer Branche liegt die Erfahrung zugrunde, dass in Branchen mit hohem Forschungspotenzial wissenschaftliche Institutionen signifikante Beiträge zur Weiterentwicklung der Technologie leisten. Je bedeutender die Unternehmen einer Industriebranche den Informationsfluss aus wissenschaftlichen Einrichtungen für ihre eigene Innovationstätigkeit einschätzen, desto günstiger sollten demzufolge auch die technologischen Möglichkeiten in dieser Branche sein. Die Variable wird auf der Basis von drei Wellen des MIP berechnet und als zeit- und brancheninvariant auf WZ93-Dreistellerebene allen Unternehmen der jeweiligen Branche zugeordnet.

Heterogenitätsindikator: Die Messung der intraindustriellen Heterogenität beruht auf der Überlegung, dass eine c.p. höhere Varianz der Umsatzanteile mit neuen Produkten darauf schließen lässt, dass in dieser Branche Unternehmen

mit sehr unterschiedlichen Innovationsportfolios überleben können. Dies setzt allerdings voraus, dass innerhalb einer Branche (Teil-)Märkte existieren, die auch weniger innovativen Unternehmen ein Überleben ermöglichen. Da sich die Branchen im Hinblick auf den Umsatzanteil unterscheiden, wird hier die auf den Branchendurchschnitt normierte Standardabweichung der Umsatzanteile mit neuen Produkten verwendet. Dieser Variationskoeffizient wurde auf der Basis aller Beobachtungen in den einzelnen Dreisteller-Industrien berechnet und als zeitkonstanter Faktor verwendet.

Anzahl der Konkurrenten: Diese Angabe entstammt der zweiten Welle des MIP und beruht auf klassifizierten Antworten der Unternehmen bzgl. ihrer Branche. Die Messung findet ebenfalls auf WZ93-Dreistellerebene statt.

5 Die empirischen Ergebnisse

Die empirische Analyse tastet sich in drei Schritten an die Analyse der Effekte der öffentlichen Forschungsförderung auf die gesamten F&E-Ausgaben der privaten Unternehmen heran.⁵ Im ersten Schritt werden anhand verschiedener Regressionsmodelle erste Erkenntnisse darüber gewonnen, ob die empirischen Ergebnisse über die Determinanten der F&E-Investitionen im Einklang mit den modelltheoretisch abgeleiteten Hypothesen stehen. Im zweiten Schritt wird die Teilnahme an Förderprogrammen nicht mehr länger als exogene Variable behandelt, sondern im Rahmen von Treatment-Modellen endogenisiert. Schließlich wird der Effekt öffentlicher F&E-Förderung in einem dritten Schritt mit Hilfe der Matching-Methode herausgearbeitet.

5.1 Paneldatenmodelle

Im ersten Untersuchungsschritt verwenden wir Paneldatenmodelle, die zusätzlich zu der explizit modellierten Heterogenität von geförderten und nicht-geförderten Unternehmen explizit Effekte unbeobachteter Heterogenität berücksichtigen. Die Ergebnisse sind in Tabelle 2 dargestellt. Verwendet werden hier sowohl Fixed-Effects- als auch Random-Effects-Modelle.

Im Hinblick auf den im Mittelpunkt stehenden Zusammenhang zwischen der staatlichen F&E-Subventionierung und den privaten F&E-Ausgaben zeigen beide Modelltypen einen hoch signifikanten, positiven Effekt der F&E-För-

⁵ Entsprechende Schätzungen für F&E-Intensitäten finden sich in Licht, Stadler (2003).

derung auf die F&E-Tätigkeit der Unternehmen. Die durch die Förderung induzierte Senkung der F&E-Kosten veranlasst die Unternehmen damit zu einer Ausweitung ihrer F&E-Budgets. Andererseits ist die geschätzte Punktelastizität in beiden Modellen signifikant kleiner als eins. Dies deutet auf eine substitutive Beziehung zwischen privaten und öffentlich finanzierten F&E-Ausgaben der Unternehmen hin. Diese Interpretation der Punktschätzung muss allerdings aus mehreren Gründen mit Skepsis betrachtet werden. Die erste Einschränkung der Validität dieser Schätzung beruht auf der im Rahmen dieser Modelle nicht berücksichtigten Endogenität der Höhe der F&E-Förderung. Zweitens muss berücksichtigt werden, dass die jährliche Fördersumme im Laufe eines Projekts nicht wesentlich variiert und dass ein nicht zu vernachlässigender Anteil der hier untersuchten Unternehmenspopulation entweder überhaupt nicht oder während des gesamten betrachteten Zeitraums an der F&E-Förderung partizipiert. Dies trägt zu einer Unterschätzung des Effekts bei.⁶

⁶ Bei den Fällen ohne F&E-Förderung existiert der Logarithmus des Förderbetrags „0“ nicht. Daher wurde in diesen Fällen der Wert des 1%-Perzentils verwendet und eine Dummy-Variable in das Modell aufgenommen, die diese Fälle signalisiert.

Tabelle 2: Determinanten der F&E-Ausgaben

| Exogene Variable | Fixed-Effects -Modell | | Random-Effects-Modell | |
|-----------------------------------|-----------------------|-------------|-----------------------|-------------|
| | Koeffizient | Signifikanz | Koeffizient | Signifikanz |
| Log. staatl. Förderung | 0,0961 | 0,02 | 0,1925 | 0,00 |
| Förderung (ja/nein) | 0,0259 | 0,71 | 0,0528 | 0,34 |
| Log. Intraindustrie Spilloverpool | -0,0419 | 0,21 | -0,0566 | 0,01 |
| Technologische Möglichkeiten | n.e. | | 0,3196 | 0,00 |
| Heterogenitätsindikator | n.e. | | -0,2567 | 0,00 |
| Anzahl der Konkurrenten | n.e. | | -0,0370 | 0,00 |
| Exportierendes Unternehmen | 0,0013 | 0,97 | 0,0754 | 0,02 |
| Log. Beschäftigte | 0,2613 | 0,14 | -0,0832 | 0,08 |
| (Log. Beschäftigte) ² | 0,0178 | 0,29 | 0,0795 | 0,00 |
| Ostdeutsches Unternehmen | n.e. | | -0,1052 | 0,00 |
| F-Test: Branchendummies | n.e. | | 299,9 | 0,00 |
| F-Test: Jahresdummies | 19,02 | 0,00 | 181,21 | 0,00 |
| Anzahl der Beobachtungen | 7878 | | 7878 | |
| R ² | 0,56 | | 0,67 | |
| Fixed Effects F(3790,4079) | 4,06 | 0,00 | | |
| Hausman $\chi(18)$ | | | 153,82 | 0,00 |
| Breusch/Pagan-Test | | | 2339,04 | 0,00 |
| für Random Effects $\chi(1)$ | | | | |

n.e.=nicht im Modell enthalten

Quelle: Mannheimer Innovationspanel (2002); BMBF-Förderdatenbank Profi (Juni 2002)

Im Hinblick auf die Analyse der sonstigen Modellvariablen erweist sich das Fixed-Effects-Modell, das lediglich die Abweichungen vom unternehmensspezifischen Mittelwert berücksichtigt, als wenig ergiebig, da die exogenen Variablen nur geringe zeitliche Variationen aufweisen und daher deren Einfluss von den unternehmensspezifischen Effekten aufgesogen werden. Lediglich diese Effekte und die Jahresdummies zeigen signifikanten Einfluss. Die übrigen im Modell berücksichtigten Variablen haben zwar die theoretisch abgeleiteten Vorzeichen, sind jedoch nicht signifikant. Da die entwickelten Indikatoren für die technologischen Möglichkeiten, die Heterogenität der Branchen, die Anzahl der Konkurrenten, der Sitz und die Branche eines Unternehmens ohnehin keine zeitlichen Veränderungen aufweisen, wurden diese Variablen im Fixed-Effects-

Modell nicht berücksichtigt.

Die Ergebnisse des Random-Effects-Modells besitzen dagegen eine deutlich höhere Aussagekraft hinsichtlich der Modellvariablen. Wie erwartet sind die F&E-Ausgaben signifikant negativ korreliert mit den intraindustriellen Spillovers⁷, der Heterogenität der Unternehmen einer Branche und der Anzahl der Konkurrenten. Bessere technologische Möglichkeiten (d.h. eine höhere F&E-Produktivität) stimulieren die F&E-Ausgaben. Ostdeutsche Unternehmen tätigen tendenziell geringere F&E-Ausgaben. Dies dürfte allerdings in Verbindung mit der ohnehin geringeren Unternehmensgröße ostdeutscher Unternehmen stehen, denn entsprechende Regressionen auf der Basis der F&E-Intensität weisen auf eine c.p. höhere F&E-Intensität der ostdeutschen Unternehmen hin. Der Zusammenhang zwischen Unternehmensgröße (abgebildet über die Anzahl der Beschäftigten) zeigt einen u-förmigen Verlauf, der auch in einer Vielzahl von neueren Studien aufgedeckt wurde. Wenig überraschend ergibt sich auch, dass ein größerer Markt (abgebildet über die Exporttätigkeit) die Höhe der F&E-Anstrengungen fördert. Diese Ergebnisse sollten jedoch mit Vorsicht betrachtet werden. Zum einen lässt ein Blick auf die Teststatistiken für das Random-Effects-Modell vermuten, dass die zufälligen Effekte und die erklärenden Variablen korreliert sind und damit eine Anwendungsvoraussetzung für dieses Modell nicht gegeben ist. Zum anderen muss auch in Zweifel gezogen werden, dass die Exogenitätsannahme über die F&E-Förderung erfüllt ist.

5.2 Berücksichtigung der Endogenität der F&E-Förderung: Treatment-Modelle

Versuche, das Endogenitätsproblem durch eine geeignete Instrumentierung des Förderbetrages zu umgehen, waren auf der Basis des vorhandenen Datenmaterials nicht erfolgreich. Angesichts der stark variierenden Projektgröße im Rahmen der direkten Projektförderung ist dies wenig verwunderlich, solange man nicht auf spezifische Projekteigenschaften zurückgreifen kann. Andererseits lässt sich die Teilnahmewahrscheinlichkeit der Unternehmen an Förderprogrammen mit dem vorhandenen Datenmaterial gut erklären. Verzichtet man auf die Ausnutzung der Information zur Höhe der Förderung, so kann der

⁷ Im theoretischen Modell vernachlässigte Spillovers aus anderen Industrien scheinen für die F&E-Entscheidungen nicht relevant bzw. mögliche positive und negative Effekte neutralisieren sich gegenseitig.

Subventionseffekt unter Berücksichtigung der Endogenität der Teilnahmewahrscheinlichkeit an Förderprogrammen im Rahmen normaler Treatment-Modelle abgebildet werden. Das der Untersuchung zugrunde liegende Modell kann dargestellt werden als

$$x_{it} = \sum_j \alpha_j A_{jit} + \beta S_{it}^D + \sum_j \gamma_j B_{jit} + \epsilon_{it}$$

$$S_{it}^* = \sum_j \delta_j C_{jit} + \varphi_{it}$$

$$S_{it}^D = \begin{cases} 1, & \text{falls } S_{it}^* > 0 \\ 0, & \text{falls } S_{it}^* \leq 0 \end{cases}$$

$$\epsilon_{it} \sim N(0, \sigma); \quad \varphi_{it} \sim N(0, 1); \quad \text{corr}(\varphi_{it}, \epsilon_{it}) \neq 0.$$

Dabei stellt S_{it}^* die nicht beobachtbare Teilnahmewahrscheinlichkeit an der direkten Projektförderung dar. C_{jit} symbolisiert die Einflussfaktoren für die Teilnahmewahrscheinlichkeit. Zur Identifizierung sollten einige der in C_{jit} zusammengefassten Einflussfaktoren nicht gleichzeitig auch Determinanten des F&E-Budgets der Unternehmen sein.

Zur Gewinnung entsprechender Instrumentvariablen wurden Indikatoren benutzt, die Charakteristika des Angebots an öffentlicher F&E-Förderung einfangen (vgl. dazu ausführlich Czarnitzki et al. 2002). So existieren eine Reihe von Förderprogrammen, bei denen eine spezifische Präferenz für kleine und mittlere Unternehmen (KMU) besteht. Bei der Projektförderung existiert eine hohe Präferenz für Forschungsverbünde, bestehend aus mehreren Unternehmen und öffentlichen Einrichtungen. Czarnitzki et al. (2002) zeigen, dass öffentliche F&E-Institutionen die wichtigsten Multiplikatoren für Informationen über die öffentliche Forschungsförderung sind. Schließlich können Unternehmen auf eigene F&E-Ausgaben verzichten, wenn das für Innovationen notwendige Know-how von anderen Unternehmen beschafft werden kann. Auf der Basis dieser Überlegungen lassen sich verschiedene Instrumente konstruieren, die die Beteiligungsentscheidung beeinflussen, nicht aber die Höhe der F&E-Budgets. So könnte man vermuten, dass die regionale Intensität öffentlicher Forschung eine geeignete Instrumentvariable darstellt. Ebenso sollten KMU c.p. häufiger an

der F&E-Förderung partizipieren. Als weitere Instrumente wurden Indikatoren für Wissensflüsse entlang der Wertschöpfungskette (also Know-how-Bezüge aus vor- oder nachgelagerten Unternehmen) sowie interindustrielle Wissensspillovers verwendet. Wie die Ergebnisse in der Tabelle 3 zeigen, ist der gewählte Satz von Instrumenten valide: Der Test auf Ausschlussrestriktionen ist nicht signifikant. Dies stützt die Vermutung, dass die Instrumente nicht mit der Höhe der F&E-Ausgaben korreliert sind, wohl aber mit der Beteiligungsentscheidung. In die gleiche Richtung zeigt auch der F-Test auf gemeinsame Signifikanz der Instrumente in der Beteiligungsgleichung. Schließlich belegen die Ergebnisse die Endogenität der F&E-Förderung. Die Störterme der Gleichung für die Teilnahme an der F&E-Förderung und die Höhe der F&E-Ausgaben sind positiv korreliert.

Tabelle 3: Treatment-Regression zum Effekt öffentlicher F&E-Zuwendungen

| Exogene Variable | Treatment-Modell | | | |
|---|---------------------------|-------------|----------------------------|-------------|
| | Log. Gesamte F&E-Ausgaben | | Beteiligung an Förderungen | |
| | Koeffizient | Signifikanz | Koeffizient | Signifikanz |
| Förderung (ja/nein) | 0,3137 | 0,00 | | |
| Log. Intraindustrie Spilloverpool | -0,0525 | 0,01 | 0,0836 | 0,04 |
| Technologische Möglichkeiten | 0,3679 | 0,00 | 0,3503 | 0,00 |
| Heterogenitätsindikator | -0,3514 | 0,00 | | |
| Anzahl der Konkurrenten | -0,0424 | 0,00 | -0,0322 | 0,01 |
| Exportierendes Unternehmen | 0,1464 | 0,00 | 0,1780 | 0,00 |
| Log. Beschäftigte | -0,1695 | 0,00 | 0,2740 | 0,00 |
| (Log. Beschäftigte) ² | 0,0889 | 0,00 | | |
| Ostdeutsches Unternehmen | -0,0779 | 0,00 | 0,4359 | 0,00 |
| KMU-Dummy | | | 0,2215 | 0,00 |
| Know-how-Bezug aus anderen Unternehmen | | | -0,7191 | 0,00 |
| Log. Interindustrielle Spillover | | | 3,1020 | 0,00 |
| Branchendummies $\chi(8)$ | 399,79 | 0,00 | 76,71 | 0,00 |
| Jahresdummies $\chi(8)$ | 122,34 | 0,00 | 36,15 | 0,00 |
| Anzahl der Beobachtungen | 7878 | | | |
| Wald $\chi(25)$ | | 15679,11 | 0,00 | |
| Korrelation der Störterme | | 0,0537 | | |
| Wald-Test auf Unabhängigkeit der Residuen $\chi(1)$ | | 3,15 | 0,07 | |
| Sargan-Test:Ausschlussrestriktionen $\chi(3)$ | | 0,52 | 0,92 | |
| F-Test: Instrumente $\chi(3)$ | | 54,07 | 0,00 | |

Quelle: Mannheimer Innovationspanel (2002); BMBF-Förderdatenbank Profi (Juni 2002)

Ebenso ist festzustellen, dass die Modellvariablen i.d.R. sowohl die Beteiligung an der F&E-Förderung als auch die Höhe der F&E-Ausgaben beeinflussen. Eine Ausnahme stellt dabei Heterogenität der Produkte dar, die keinen Einfluss auf die Beteiligung aufweist und daher im ausgewiesenen Modell nicht mehr aufgenommen wurde. Tabelle 3 zeigt auch, dass die Höhe der den Unternehmen zur Verfügung stehenden intraindustriellen Spillovers positiv mit der Teilnahmewahrscheinlichkeit und negativ mit der Höhe der F&E-Ausgaben korreliert ist. Während sich hinsichtlich der Unternehmensgrößenabhängigkeit der F&E-Ausgaben wie oben ein u-förmiger Verlauf zeigt, steigt die Teilnahmewahrscheinlichkeit mit der Unternehmensgröße an. Ähnliches zeigt sich auch bei den Unternehmen aus den neuen Ländern. Einerseits sind ihre F&E-Ausgaben geringer, andererseits erhalten diese Unternehmen sehr viel wahrscheinlicher F&E-Subventionen. Die deutlich geringeren F&E-Ausgaben der ostdeutschen Unternehmen lassen jedoch vermuten, dass sich in dieser Größe nicht lediglich der Ost-West-Unterschied, sondern auch anderweitig nicht erfasste Unternehmensgrößenunterschiede niederschlagen.

Die Berücksichtigung der Endogenität der Förderung erhärtet den bereits oben abgeleiteten F&E-stimulierenden Effekt der öffentlichen F&E-Förderung. Die Größenordnung des Effektes deutet jetzt allerdings auf eine Komplementarität von öffentlicher Förderung und privat finanzierten F&E-Aktivitäten hin, da der vom Modell prognostizierte Unterschied hinsichtlich der F&E-Ausgaben c.p. zwischen geförderten und nicht-geförderten Unternehmen deutlich größer ist als der durchschnittliche Förderbetrag.

5.3 Fördereffekte auf der Basis von Matching-Modellen

Matching-Modelle bieten eine in der mikroökonomischen Literatur vielbeachtete Alternative zu den eben dargestellten Treatment-Modellen. Sie ermöglichen zudem noch einen Einblick in mögliche Interaktionseffekte zwischen den sonstigen hier herausgestellten exogenen Variablen und den Effekten staatlicher F&E-Subventionierung. Daher werden in diesem Abschnitt die bisher abgeleiteten Auswirkungen staatlicher F&E-Subventionen auf die privaten F&E-Ausgaben im Rahmen von Matching-Modellen nochmals überprüft.

Der Grundgedanke von Matching-Modellen mit nicht-experimentellen Daten liegt darin, dass die nicht-beobachtbare Situation, welche F&E-Aktivitäten die geförderten Unternehmen aufweisen würden, wenn sie nicht gefördert wor-

den wären, mit Hilfe der Daten nicht-geförderter Unternehmen approximiert werden kann. Allerdings lassen die in Tabelle 1 ausgewiesenen deskriptiven Statistiken erkennen, dass sich geförderte und nicht-geförderte Unternehmen in den meisten Dimensionen signifikant unterscheiden. Daher ist ein einfacher Vergleich zwischen den durchschnittlichen F&E-Ausgaben von geförderten und nicht-geförderten Unternehmen irreführend. Rubin (1977) hat gezeigt, dass bei Gültigkeit der *conditional independence assumption (CIA)* die Situation der geförderten Unternehmen für den Fall der Nichtförderung approximiert werden kann. Die CIA verlangt in unserem Fall, dass die Teilnahme an der F&E-Förderung und die F&E-Ausgaben unabhängig sind für die Unternehmen mit identischen Ausprägungen hinsichtlich der die Teilnahme bestimmenden Unternehmenscharakteristika. Die CIA erfordert daher ein reichhaltiges Datenmaterial für die Schätzung der Fördereffekte. Der hier verfügbare Datensatz erhält umfangreiche Charakteristika der Unternehmen, so dass die hohen Datenanforderungen der CIA mit hoher Wahrscheinlichkeit erfüllt werden können. Allerdings kann die CIA nicht getestet werden und es muss daher letztlich offen bleiben, ob dies tatsächlich zutrifft.

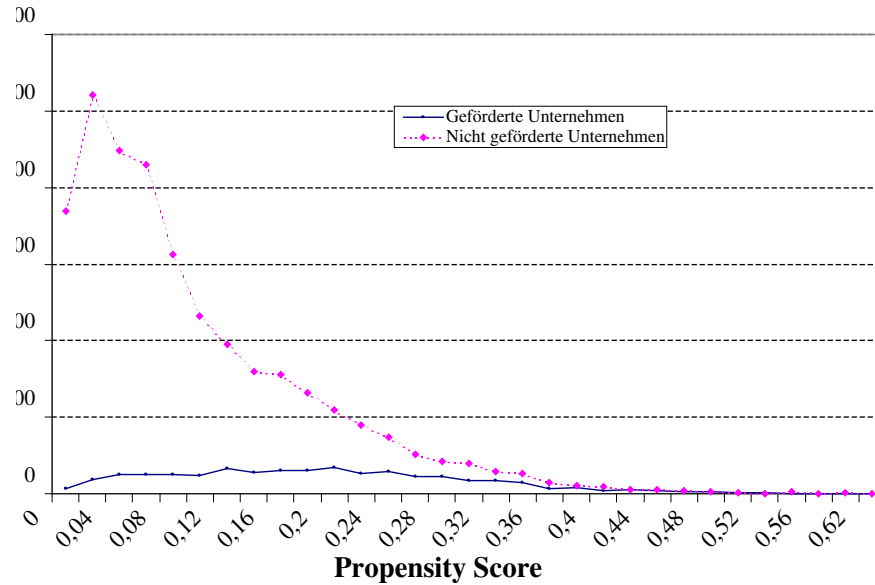
Die Identifizierung der Fördereffekte ist allerdings noch an eine weitere Bedingung geknüpft. Es muss nämlich auch gewährleistet sein, dass die F&E-Ausgaben der nicht-geförderten Unternehmen nicht durch das Teilnahmeverhalten der geförderten beeinflusst werden. Diese Bedingung wird in der Literatur als *stable unit treatment value assumption (SUTVA)* abgehandelt (vgl. etwa Lechner 1998a). Diese Annahme ist beispielsweise verletzt, wenn durch die Förderung ein Anstieg der Marktlöhne für F&E-Personal induziert wird. Die prinzipielle Idee der Matching-Ansätze besteht also darin, dass die kontrafaktische Situation mit Hilfe der nicht-geförderten Unternehmen angenähert werden kann. Sind die genannten Annahmen erfüllt, kann der Effekt der Förderung approximiert werden durch

$$\omega := E[(x_{it}^1 - x_{it}^0) | S_{it}^D = 1] = E[x_{it}^1 | S_{it}^D = 1, C_{it} = c] - E[x_{it}^0 | S_{it}^D = 0, C_{it} = c].$$

Dabei enthält C die Determinanten der Teilnahme an der direkten F&E-Projektförderung. Die Gleichung besagt damit, dass der Effekt der Förderung geschätzt werden kann über die Differenz der Mittelwerte der F&E-Ausgaben von geförderten und nicht-geförderten Unternehmen, die bei allen relevanten Variablen C identische Ausprägungen aufweisen. Aus dem Pool der nicht-

geförderten Unternehmen sind diejenigen zu identifizieren, die die gleichen Ausprägungen c aufweisen wie die geförderten Unternehmen. Rosenbaum, Rubin (1983) zeigen, dass bei Gültigkeit der CIA auch beliebige Funktionen wie der „Propensity Score“, d.h. die Teilnahmewahrscheinlichkeit gegeben C , oder auch andere Funktionen $b(C)$ dazu geeignet sind, die Dimensionalität des von der Gleichung implizierten Abgleichsproblems entscheidend zu reduzieren. Mit Hilfe einer Probit-Schätzung der Teilnahmewahrscheinlichkeit wird das Problem auf eine Dimension reduziert. Der Fördereffekt kann dann approximiert werden durch den Vergleich von Paaren von geförderten und nicht-geförderten Unternehmen mit einer möglichst ähnlichen Teilnahmewahrscheinlichkeit. Ausgehend von diesem Grundmodell finden sich in der Literatur eine Reihe von Varianten, die beispielsweise nur solche Beobachtungen als für die Kontrollgruppe geeignet ansehen, die eine vorgegebene maximale Abweichung zwischen den Teilnahmewahrscheinlichkeiten nicht überschreiten (vgl. z.B. Cochran, Rubin 1973) oder die die Kontrollgruppe als gewichtetes Mittel aus mehreren Fällen nicht-geförderter Unternehmen bilden (vgl. Heckman et al. 1998). Etwas komplexere Modelle ermöglichen demgegenüber, dass neben der Teilnahmewahrscheinlichkeit auch weitere Charakteristika (wie z.B. Region, Wirtschaftszweig, Unternehmensgröße usw.) berücksichtigt werden (vgl. z.B. Rubin 1980, Lechner 1998b, Dehejia, Wahba 2002).

Abbildung 2: Häufigkeitsverteilung des Propensity Scores bei geförderten und nicht-geförderten Unternehmen



Quelle: ZEW: Mannheimer Unternehmenspanel; BMBF: Datenbank Profi;
Eigene Schätzungen

Matching-Ansätze lassen sich nur dann sinnvoll einsetzen, wenn eine hinreichende Überlappung zwischen der Verteilung der Teilnahmewahrscheinlichkeiten von geförderten und nicht-geförderten Unternehmen besteht. Die Teilnahmewahrscheinlichkeiten können mit Hilfe eines Probit-Modells geschätzt werden.⁸ Da sich die Ergebnisse mit der erste Stufe des Treatment-Modells decken, kann hier auf eine weitergehende Interpretation verzichtet werden. Abbildung 2 zeigt die absolute Häufigkeitsverteilung des Propensity Scores von geförderten und nicht-geförderten Unternehmen. Offensichtlich ist, dass i.d.R. deutlich mehr nicht-geförderte Unternehmen mit einer ähnlichen Teilnahmewahrscheinlichkeit wie geförderte Unternehmen verfügbar sind. Folglich besteht ein großes Reservoir an potenziellen Kontrollbeobachtungen. Lediglich bei den Unternehmen mit einer sehr hohen Teilnahmewahrscheinlichkeit (dies sind insbesondere Großunternehmen) kann es möglicherweise Probleme geben, nicht-geförderte Unternehmen zu finden, mit denen die kontrafaktische

⁸ Die Ergebnisse sind in Tabelle A im Anhang dargestellt.

Situation von geförderten Unternehmen approximiert werden kann. Allerdings ist auch dort die Anzahl der nicht-geförderten Unternehmen immer noch zwei bis viermal so hoch wie die der geförderten.

Tabelle 4 stellt die Ergebnisse für unterschiedliche Matching-Verfahren dar. Zeile I präsentiert die Ergebnisse eines Modells, das die Ähnlichkeit lediglich auf Basis der geschätzten Teilnahmewahrscheinlichkeit festlegt (Nearest-Neighbor). In den Zeilen II und III finden sich Modelle, die neben dem Propensity Score auch die Übereinstimmung in weiteren Variablen (Region, Größenklasse, Branche) fordern. Zeile IV schließlich zeigt ein Modell, das „künstliche“ Vergleichsunternehmen als gewichteten Durchschnitt existierender Unternehmen verwendet. Die unterschiedliche Beobachtungszahlen entstehen, weil es bei komplexeren Matching-Verfahren zunehmend geförderte Unternehmen gibt, für die keine passenden „Zwillinge“ gefunden wurden. Wenig überraschend liegen diese Sonderfälle im Bereich der großen Unternehmen.

Tabelle 4 zeigt auch, dass deutliche Unterschiede im Hinblick auf die Größe des „kausalen Effektes“ der Forschungsförderung bestehen. Eine genauere Analyse der *gematchten* Paare zeigt, dass neben dem Propensity Score auch weitere Variablen in das Matching einbezogen werden sollten. Matching-Verfahren mit Hilfe des Balancing Score, berechnet über die Teilnahmewahrscheinlichkeit, der Regionszugehörigkeit, der Größenklasse und der Industrie, scheinen die „beste“ Approximation für die Ermittlung des Fördereffekts zu liefern. Die Qualität der Matching-Verfahren lässt sich auch danach beurteilen, ob eventuell bestehende ex-ante Unterschiede in wesentlichen Unternehmenscharakteristika weitgehend durch das Matching-Verfahren beseitigt wurden. Ein solcher Vergleich findet sich für das hier präferierte Modell III in Tabelle B im Anhang. Diese Tabelle bestätigt, dass durch das Matching-Verfahren bestehende Unterschiede zwischen geförderten und nicht-geförderten Unternehmen weitgehend nivelliert werden. Lediglich im Hinblick auf das Jahr der Förderung ergeben sich nach dem Matching noch größere Abweichungen.

Wenig überraschend bestätigen diese Berechnungen mit alternativen Matching-Verfahren die bereits getroffene Feststellung, dass eine öffentliche F&E-Förderung zu einer Erhöhung der F&E-Aktivitäten der Unternehmen führt. In Erweiterung der bisherigen Ergebnisse legt die Tabelle die Schlussfolgerung nahe, dass die Unternehmen bei Erhalt einer öffentlichen F&E-Förderung zusätzliche interne Ressourcen für die F&E-Aktivitäten mobilisieren. Damit sind

Tabelle 4: Überblick über die Effekte öffentlicher F&E-Förderung bei verschiedenen Matching-Methoden

| | Matching Methode | Matching Variable | Anzahl verwendeter Förderfälle | Logarithmierte F&E-Ausgaben geförderter Unternehmen | Geschätzte logarithmierte F&E- Ausgaben der Kontrollgruppe | Geschätzter Fördereffekt (Standardfehler) | Signifikanztests für Fördereffekt (t-Wert / Wilcoxon) |
|-----|----------------------------------|--|--------------------------------------|--|---|---|---|
| I | Nearest Neighbour | Propensity Score | 925 | 1,0589 | 0,5419 | 0,5170 (0,0963) | 5,37 6,86 |
| II | Caliber Mahalanobis | Propensity Score, Ost, Größenklassen | 901 | 1,0132 | 0,6177 | 0,3955 (0,0991) | 3,99 7,36 |
| III | Caliber Mahalanobis | Propensity Score, Ost, Branche Größenklassen | 824 | 0,8982 | 0,4732 | 0,4250 (0,0992) | 4,29 7,54 |
| IV | Epanechnikov-Kern Mahalanobis | Propensity Score, Ost, Branche Größenklassen | 831 | 0,9019 | 0,4889 | 0,4129 (0,1012) ¹ | 4,08 9,47 |

Quelle: Mannheimer Innovationspanel (2002); BMBF-Förderdatenbank Profi (Juni 2002)

¹⁾ Bootstrap-Standardfehler

auch nach diesen Schätzverfahren öffentliche F&E-Subventionen und private F&E-Aktivitäten als Komplemente anzusehen. Allerdings liegt der hier ermittelte Fördereffekt niedriger als bei vergleichbaren früheren Arbeiten etwa von Fier (2002), dessen Datensatz sich auf den Zeitraum von 1992 bis 1998 bezieht. Diese Unterschiede beruhen im Wesentlichen auf unserer alternativen Spezifikation der Teilnahmegleichung.

Untersucht man darüber hinaus, bei welchen Unternehmenstypen die Förderung besonders starke Effekte auslöst, so zeigt sich, dass in der Regel die Treatment-Effekte mit steigender Unternehmensgröße geringer werden. Berücksichtigt man die geringere Größe der ostdeutschen Unternehmen, erhält man auch für diese Gruppe geringere Fördereffekte. Schließlich zeigt sich, dass die relative Höhe der Subvention kaum Einfluss auf die Größe des Fördereffekts hat.

6 Zusammenfassung und kritische Würdigung

Die präsentierte Studie untersuchte Bestimmungsgründe der F&E-Tätigkeit von deutschen Industrieunternehmen im Zeitraum von 1992 bis 2000. Die modelltheoretischen Analysen dienten dazu, testbare Hypothesen über wesentliche Einflussfaktoren und deren Wirkungsrichtungen auf die F&E-Aktivitäten privater Unternehmen herzuleiten. Im Mittelpunkt des Interesses stand insbesondere die von der öffentlichen F&E-Förderung ausgehende Anreizwirkung, es wurden aber auch Einflüsse der Heterogenität im Markt, der Marktstruktur, der F&E-Spillovers, der Marktgröße und der Effizienz der Innovationsproduktion auf die F&E-Tätigkeit herausgearbeitet.

Auf der Basis des MIP, das um Angaben zur F&E-Förderung aus den Förderdatenbanken des BMBF ergänzt wurde, wurden Messkonzepte entwickelt, die den Variablen des theoretischen Modells recht gut entsprechen. Die empirische Umsetzung, insbesondere im Hinblick auf die Ableitung eines Fördereffektes, beruhte auf unterschiedlichen methodischen Konzepten der modernen Mikroökonomie. Im Rahmen von Fixed-Effects und Random-Effects-Modellen wurde die Auswirkung der staatlichen Projektförderung auf die realen F&E-Ausgaben der Unternehmen untersucht. Sowohl hinsichtlich der F&E-Förderung als auch hinsichtlich der weiteren Variablen wurden unsere theoretischen Überlegungen bestätigt. Diese Schätzansätze wurden allerdings aufgrund ökonometrisch-

methodischer Überlegungen als wenig befriedigend eingestuft. Deshalb wurden Treatment- und Matching-Modelle zu einer erneuten Überprüfung der Hypothesen herangezogen. Diese subtileren Schätzansätze lieferten eindeutige Ergebnisse: Die öffentliche F&E-Förderung stimuliert die F&E-Tätigkeit der Unternehmen. Öffentliche Förderung und privat finanzierte F&E-Ausgaben sind folglich als komplementär anzusehen. Ein *crowding out* privater Forschungsanstrengungen liegt demnach nicht vor. Dieses Ergebnis bestätigt eine Reihe jüngerer Untersuchungen, die sowohl für Deutschland (vgl. Czarnitzki, Fier 2002, Fier 2002, Almus, Czarnitzki 2003) als auch für andere Länder (vgl. zum Überblick David et al. 2000) durchgeführt wurden und besitzt unmittelbare Relevanz für die aktuelle forschungspolitische Diskussion (vgl. etwa Fier, Harhoff 2002). Zur Zeit werden auch hierzulande diverse Überlegungen angestellt, ob und inwieweit die F&E-Aktivitäten der Unternehmen durch fiskalpolitisch wirksame Maßnahmen weiter stimuliert werden können. Aus internationalen Studien ist bekannt, dass die Elastizität privater F&E-Ausgaben im Hinblick auf die F&E-Kosten kleiner oder maximal gleich 1 ist (vgl. Hall, Van Reenen 1999). Unsere Resultate sprechen dafür, dass die direkte Projektförderung einen höheren Effekt auf die F&E-Ausgaben hat als eine Förderung via F&E-Steuererleichterungen (*tax credits*). Bei einer wohlfahrtstheoretischen Bewertung ist allerdings zu berücksichtigen, dass ein System der direkten Projektförderung stärker in die Ressourcenallokation eingreift als eine nicht auf bestimmte Technologien festgelegte steuerliche F&E-Förderung – und auch die Kosten der Administration der F&E-Förderung wären miteinzubeziehen. Die jeweiligen Vorzüge einer F&E-Projektförderung und einer steuerlichen F&E-Förderung lassen zudem vermuten, dass beide Instrumente eher komplementär als substitutiv anzusehen sind.

Abschließend sei darauf hingewiesen, dass das für unsere empirischen Analysen eingesetzte methodische Instrumentarium aus einigen prinzipiellen Erwägungen heraus nicht frei von Kritik sein kann. So muss zunächst konstatiert werden, dass bei der direkten Projektförderung hinsichtlich der Projektauswahl durch die Unternehmen und die Förderinstanzen Informationen relevant sind, die ex-post kaum beobachtet werden können. Dies weckt Zweifel, ob die für die Identifizierung der Fördereffekte notwendigen Annahmen auch tatsächlich als erfüllt angesehen werden können. Beispielsweise könnten implizite Informationen über die Qualität der F&E-Tätigkeit eines Unternehmens bei der

Förderinstanz vorliegen und entscheidungsrelevant sein. Daraus würde unweigerlich eine systematische Korrelation zwischen der staatlichen Entscheidung über die Förderung und den unternehmerischen Entscheidungen über die Höhe ihrer internen F&E-Ausgaben resultieren. Entsprechend würde der „kausale“ Fördereffekt als zu hoch ausgewiesen werden.

Ebenso wichtig für die Interpretation der empirischen Ergebnisse sind Verletzungen der SUTVA-Annahme. Bereits aus theoretisch-konzeptioneller Sicht sollte stärker als bisher bei der Analyse der Wirkung von F&E-Förderung auf das Ausmaß von Wissensspillovers eingegangen werden, denn gerade diese führen dazu, dass die individuellen potenziellen Ergebnisse der nicht-geförderten Unternehmen mit den F&E-Entscheidungen der geförderten Unternehmen verbunden sind. Unsere Ergebnisse deuten auf einen signifikanten, wenn auch geringen Effekt von Wissensspillovers auf die F&E-Entscheidungen hin – und genau diese Wissensspillovers sind die wesentliche Begründung für die staatliche Förderung von F&E. Zudem ist auch zu erwarten, dass die Marktinteraktionen einer F&E-Stimulierung durch staatliche Förderung nicht zu vernachlässigen sind. So zeigt etwa Goolsbee (1998) für die USA, dass sich eine Erhöhung der staatlichen F&E-Förderung in steigenden Löhnen für Ingenieure und Wissenschaftler niederschlägt. Von dieser Lohnsteigerung sind aber nicht nur die geförderten, sondern auch die nicht-geförderten Unternehmen betroffen. Ähnliches beobachten Brouwer et al. (2002) in den Niederlanden. Diese Rückkopplungen der Auswirkungen öffentlicher F&E-Förderung über den Arbeitsmarkt sind besonders relevant im ohnehin recht engen Markt für Ingenieure. Da dieser Arbeitsmarkt in den letzten Jahren starken zyklischen Schwankungen unterlag, kann es durchaus sein, dass die empirischen Ergebnisse zur Effektivität staatlicher F&E-Förderung vom Konjunkturzyklus abhängen. Diesbezügliche Effekte wurden bislang allerdings in einschlägigen Untersuchungen nahezu vollständig vernachlässigt. Die von uns vorgelegten Ergebnisse zeigen signifikante jährliche Unterschiede im Hinblick auf die Förderwahrscheinlichkeit und belegen somit die Relevanz dieser Überlegung. Ein konkretes Konjunkturmuster zeichnet sich in den Jahresdummies im Beobachtungszeitraum allerdings nicht ab.

Literaturverzeichnis

- Almus, M., Czarnitzki, D. (2003), The Effects of Public R&D Subsidies on Firms' Innovation Activities: The Case of Eastern Germany. *Journal of Business and Economic Statistics* (im Druck).
- Amir, R. (2000), Modelling Imperfectly Appropriable R&D via Spillovers. *International Journal of Industrial Organization* 18, 1013-1032.
- Boss, A., Rosenschon, A. (2002), Subventionen in Deutschland: Quantifizierung und finanzpolitische Bewertung. Kieler Diskussionsbeiträge 392/393, Institut für Weltwirtschaft, Kiel.
- Brouwer, E., Van Hertog, P., Poot, T., Segers, J. (2002), WBSO nader beschouwd. Onderzoek naar de effectiviteit van de WBSO.
- Cochran, W., Rubin, D.B. (1973), Controlling Bias in Observational Studies. *Sankhya* 35, 417-446.
- Czarnitzki, D., Fier, A. (2001), Do R&D Subsidies Matter? Evidence for the German Service Sector. ZEW Discussion Paper No. 01-09, Mannheim.
- Czarnitzki, D., Fier, A. (2002), Do Innovation Subsidies Crowd Out Private Investment? Evidence from the German Service Sector, Konjunkturpolitik (im Druck).
- Czarnitzki, D., Doherr, T., Fier, A., Licht, G., Rammer, C. (2002), Öffentliche Förderung der Forschungs- und Innovationsaktivitäten von Unternehmen in Deutschland. Studien zum deutschen Innovationssystem Nr. 17-2003, ZEW Mannheim (www.technologische-leistungsfähigkeit.de).
- D'Aspremont, C., Jacquemin, A. (1988), Cooperative and Noncooperative R&D in Duopoly with Spillovers. *American Economic Review* 78, 1133-1137.
- D'Aspremont, C., Jacquemin, A. (1990), Cooperative and Noncooperative R&D in Duopoly with Spillovers: Erratum. *American Economic Review* 80, 641-642.
- David, P.A., Hall, B.H., Toole, A.A. (2000), Is Public R&D a Complement or Substitute for Private R&D? A Review of the Econometric Evidence. *Research Policy* 29, 497-529.
- De Bondt, R., Slaets, P., Cassiman, B. (1992), The Degree of Spillovers and the Number of Rivals for Maximum Effective R&D. *International Journal of Industrial Organization* 10, 35-54.
- Dehejia, R.H., Wahba, S. (2002), Propensity Score-Matching Methods for Nonexperimental Causal Studies. *Review of Economics and Statistics* 84, 151-161.
- EU-Commission (2002), More Research For Europe. Towards 3% of GDP. Communication from the Commission, COM(2002)499, 11.9.2002, Brussels.

- Fier, A. (2002), Staatliche Förderung industrieller Forschung in Deutschland. ZEW-Wirtschaftsanalysen. Schriftenreihe des ZEW, Band 62, Baden-Baden.
- Fier, A., Harhoff, D. (2002), Die Evolution der bundesdeutschen Forschungs- und Technologiepolitik. *Perspektiven der Wirtschaftspolitik* 3, 279-301.
- Goolsbee, A. (1998), Does R&D Policy Primarily Benefit Scientists and Engineers? *American Economic Review* 88, P&P, 298-302.
- Hall, B., Van Reenen, J. (1999), How Effective Are Fiscal Incentives for R&D. *Research Policy* 29, 449-469.
- Heckman, J.J., Ichimura, H., Todd, P.E. (1998), Matching as an Econometric Evaluation Estimator. *Review of Economic Studies* 65, 261-294.
- Henriques, I. (1990), Cooperative and Noncooperative R&D in Duopoly with Spillovers: Comment. *American Economic Review* 80, 638-640.
- Hinlopen, J. (1997), Subsidizing Cooperative and Noncooperative R&D in Duopoly with Spillovers. *Journal of Economics* 66, 151-175.
- Hinlopen, J. (2000), More on Subsidizing Cooperative and Noncooperative R&D in Duopoly with Spillovers. *Journal of Economics* 72, 295-308.
- Kamien, M.I., Muller, E., Zang, I. (1992), Research Joint Ventures and R&D Cartels. *American Economic Review* 82, 1293-1306.
- Kuhlmann, S., Holland, D. (1995), Evaluation von Technologiepolitik in Deutschland. Konzepte, Anwendungen, Perspektiven. Heidelberg.
- Janz, N., Ebling, G., Gottschalk, S., Peters, B. (2002), Die Mannheimer Innovationspanels. *Allgemeines Statistisches Archiv* 86, 189-201.
- Janz, N., Licht, G., Doherr, T. (2001), Innovation Activities and European Patenting of German Firms. Mimeo, Mannheim.
- Lechner, M. (1998a), Anmerkungen zu mikroökonomischen Evaluationen. In: Pfeiffer, F., Pohlmeier, W. (Hrsg.), Qualifikation, Weiterbildung und Arbeitsmarkterfolg. ZEW-Wirtschaftsanalysen. Baden-Baden.
- Lechner, M. (1998b), Training the East German Labor Force. Microeconomic Evaluations of Continuous Vocational Training after Unification. Heidelberg.
- Licht, G., Stadler, M. (2003), The Impact of Public Grants on the R&D Intensities of Private Firms: Evidence from German Innovation Survey Data. Mimeo, Mannheim.
- Rosenbaum, P.R., Rubin, D.B. (1983), The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies Causal Effects. *Biometrika* 70, 41-55.
- Rubin, D.B. (1977), Assignment to Treatment Group on the Basis of a Covariate. *Journal of Educational Statistics* 2, 1-26.
- Rubin, D.B. (1980), Bias Reduction Using Mahalanobis-Metric Matching. *Biometrics* 36, 293-298.

- Spence, M. (1984), Cost Reduction, Competition and Industry Performance. *Econometrica* 52, 101-121.
- Stifterverband für die Deutsche Wissenschaft (verschiedene Jahrgänge), FuE-Datenreport – Forschung und Entwicklung in der Wirtschaft. Bericht über die FuE-Erhebungen. Essen.
- Suzumura, K. (1992), Cooperative and Noncooperative R&D in an Oligopoly with Spillovers. *American Economic Review* 82, 1307-1320.
- Vonortas, N.S. (1994), Inter-Firm Cooperation with Imperfectly Appropriable Research. *International Journal of Industrial Organization* 12, 413-435.

Anhang

Tabelle A: Probit-Schätzungen der Teilnahmewahrscheinlichkeit an der direkten Projektförderung des BMBF

| | Koeffizient | Signifikanz |
|---|-------------|-------------|
| Log. Intraindustrie Spilloverpool | 0,0843 | 0,04 |
| Technologische Möglichkeiten | 0,3476 | 0,00 |
| Anzahl der Konkurrenten | -0,0317 | 0,01 |
| Exportierendes Unternehmen | 0,1795 | 0,00 |
| Log. Beschäftigte | 0,2714 | 0,00 |
| Ostdeutsches Unternehmen | 0,3271 | 0,00 |
| KMU-Dummy | 0,2189 | 0,00 |
| Log. Interindustrie Spilloverpool | 3,0220 | 0,00 |
| Know-how-Bezug aus anderen Unternehmen | -0,7041 | 0,00 |
| Regionale Intensität öffentlicher Forschung | 0,0036 | 0,08 |
| Regionale Arbeitslosenquote | 0,0122 | 0,07 |
| Branchendummies $\chi(8)$ | 73,20 | 0,00 |
| Jahresdummies $\chi(8)$ | 34,86 | 0,00 |
| Anzahl der Beobachtungen | 7877 | |
| McKelvey-Zavoina R2 | 0,24 | |

Quelle: Mannheimer Innovationspanel (2002); BMBF-Förderdatenbank Profi (Juni 2002)

Tabelle B: Indikatoren zur Qualität des Matching

| | Geförderte vor Matching | | Nicht-Geförderte nach Matching | | Geförderte nach Matching | | Kontrollgruppe nach Matching | | Abweichung vor dem Matching (%) | |
|--|----------------------------|---------------------|-----------------------------------|---------------------|-----------------------------|---------------------|---------------------------------|---------------------|---------------------------------------|--------|
| | Mittelwert / Anteil | Mittelwert / Anteil | Mittelwert / Anteil | Mittelwert / Anteil | Mittelwert / Anteil | Mittelwert / Anteil | Mittelwert / Anteil | Mittelwert / Anteil | vor | nach |
| Förderwahrscheinlichkeit | 0,2059 | 0,1055 | | | 0,1903 | 0,1901 | | | 95,1% | 0,1% |
| Intraindustrie Spilloverpool | 2937,6465 | 2389,5647 | | | 3002,9390 | 3021,8171 | | | 22,9% | -0,6% |
| Technologische Möglichkeiten | 0,2398 | 0,0121 | | | 0,2278 | 0,2219 | | | 1878,5% | 2,6% |
| Anzahl der Wettbewerber | 9,1364 | 9,7864 | | | 9,1849 | 9,2349 | | | -6,6% | -0,5% |
| Exportierendes Unternehmen | 0,8616 | 0,7909 | | | 0,8701 | 0,8786 | | | 8,9% | -1,0% |
| Beschäftigte | 1422,1863 | 496,7365 | | | 1048,0792 | 1033,4406 | | | 186,3% | 1,4% |
| Ostdeutsches Unternehmen | 0,3070 | 0,2934 | | | 0,2925 | 0,2925 | | | 4,6% | 0,0% |
| KMU | 0,3946 | 0,6012 | | | 0,4235 | 0,4235 | | | -34,4% | 0,0% |
| Regionale Intensität öffentlicher Forschung | 4,4453 | 3,1330 | | | 4,0642 | 4,0381 | | | 41,9% | 0,6% |
| Log. Interindustrielle Spillover | 28604,3301 | 29023,7305 | | | 28459,8652 | 28345,2930 | | | -1,4% | 0,4% |
| Regionale Arbeitslosenquote | 12,5272 | 11,9729 | | | 12,2737 | 12,4535 | | | 4,6% | -1,4% |
| WZ 93: 15-16 | 0,0151 | 0,0389 | | | 0,0170 | 0,0170 | | | -61,1% | 0,0% |
| WZ 93: 17-19 | 0,0119 | 0,0438 | | | 0,0121 | 0,0121 | | | -72,9% | 0,0% |
| WZ 93: 20-22, 36 | 0,0259 | 0,0812 | | | 0,0279 | 0,0279 | | | -68,0% | 0,0% |
| WZ 93: 23-24 | 0,0941 | 0,0971 | | | 0,0898 | 0,0898 | | | -3,2% | 0,0% |
| WZ 93: 25-26 | 0,0605 | 0,1336 | | | 0,0522 | 0,0522 | | | -54,7% | 0,0% |
| WZ 93: 27-28 | 0,0865 | 0,1302 | | | 0,0801 | 0,0801 | | | -33,6% | 0,0% |
| WZ 93: 30-32 | 0,1514 | 0,1096 | | | 0,1493 | 0,1493 | | | 38,0% | 0,0% |
| WZ 93: 34-35 | 0,0811 | 0,0542 | | | 0,0643 | 0,0643 | | | 49,7% | 0,0% |
| 1992 | 0,1935 | 0,1515 | | | 0,1966 | 0,1748 | | | 27,8% | 12,5% |
| 1993 | 0,1524 | 0,1203 | | | 0,1553 | 0,1760 | | | 26,7% | -11,7% |
| 1994 | 0,1449 | 0,1489 | | | 0,1481 | 0,1578 | | | -2,7% | -6,2% |
| 1996 | 0,0789 | 0,1186 | | | 0,0813 | 0,0801 | | | -33,4% | 1,5% |
| 1997 | 0,0454 | 0,0490 | | | 0,0498 | 0,0473 | | | -7,3% | 5,1% |
| 1998 | 0,0897 | 0,1198 | | | 0,0910 | 0,0752 | | | -25,1% | 21,0% |
| 1999 | 0,1016 | 0,1109 | | | 0,1007 | 0,0934 | | | -8,4% | 7,8% |
| 2000 | 0,1135 | 0,0787 | | | 0,0971 | 0,0959 | | | 44,1% | 1,3% |

Quelle: Mannheimer Innovationspanel (2002); BMBF-Förderdatenbank Profi (Juni 2002)

Tübinger Diskussionsbeiträge

Die Liste der hier aufgeführten Diskussionsbeiträge beginnt mit der Nummer 145 im Jahr 1998. Die Texte können direkt aus dem Internet bezogen werden. Sollte ein Interesse an früher erschienenen Diskussionsbeiträgen bestehen, kann die Bibliothek des Wirtschaftswissenschaftlichen Seminars auf Wunsch die vollständige Liste zuschicken. Die einzelnen Diskussionsbeiträge können nur direkt über die Autoren angefordert werden.

145. **Bayer, Stefan and Dieter Cansier:** Intergenerational Discounting: a New Approach.
146. **Hirth, Hans:** Modelle zur Marktmikrostruktur, September 1998.
147. **Bascha, Andreas:** Venture Capital, Convertible Securities und die Durchsetzung optimaler Exitregeln, Oktober 1998.
148. **Fehr, Hans:** Privatization of Public Pensions in Germany: Who Gains and How Much?, Oktober 1998.
149. **Hutton, John P. und Anna Ruocco:** Tax Progression and the Wage Curve, Oktober 1998.
150. **Neff, Cornelia:** Asymmetric Information, Credit Rationing and Investment, Oktober 1998.
151. **Nufer, Gerd:** Event-Sponsoring am Beispiel der Fußball-Weltmeisterschaft 1998 in Frankreich. Kritik und Implikationen für die Praxis, Oktober 1998.
152. **Woeckener, Bernd:** Network Effects, Compatibility Decisions, and Horizontal Product Differentiation, Oktober 1998.
153. **Starbatty, Joachim:** Strukturpolitik im Konzept der Sozialen Marktwirtschaft? - Kommentar **Manfred Stadler**, November 1998.
154. **Starbatty, Joachim:** Schicksalhafte Entscheidung und politische Argumentation - Bundestag und Bundesrat zum Euro, Dezember 1998.
155. **Kukuk, Martin:** Indirect Estimation of Linear Models with Ordinal Regressors. A Monte Carlo Study and some Empirical Illustrations, Dezember 1998.
156. **Kukuk, Martin:** Analyzing Ordered Categorical Data derived from Elliptically Symmetric Distributions, Dezember 1998.
157. **Neus, Werner:** Bankenwettbewerb und Kreditwürdigkeitsprüfung, Januar 1999.
158. **Opper, Sonja und Joachim Starbatty:** Menschenrechte und die Globalisierung der Wirtschaft - Konflikt oder Chance?, Februar 1999.
159. **Kukuk, Martin und Manfred Stadler:** Financing Constraints and the Timing of Innovations in the German Services Sector, Februar 1999.
160. **Hornig, Stephan O.:** Informationsaustausch und trotzdem Wettbewerb? Unternehmensverhalten bei Nachfrageunsicherheit, Februar 1999.
161. **Schnabl, Gunther:** Die Kaufkraftparitätentheorie als Erklärungsatz zur Wechselkursentwicklung des Yen, Februar 1999.
162. **Neff, Cornelia:** Financing and Product Market Competition: Optimal Contracts with Venture Capitalists, März 1999.
163. **Bayer, Stefan und Dieter Cansier:** Kyoto-Mechanismen und globaler Klimaschutz: Die Rolle handelbarer Emissionsrechte, März 1999.

164. **Schnabl, Gunther:** Ein langfristiges Gleichgewichtsmodell zur Erklärung der Zahlungsbilanzentwicklung Japans, März 1999.
165. **Cansier, Dieter:** Informal-kooperatives Verwaltungshandeln im Umweltschutz aus ökonomischer Sicht, April 1999.
166. **Wapler, Rüdiger:** Dual Labour Markets. A Survey, Mai 1999.
167. **Stadler, Manfred:** Stochastische Innovations- und Wachstumszyklen, Mai 1999.
168. **Reiss, Ariane:** Discrete Time and Continuous Time Dynamic Mean-Variance Analysis, Mai 1999.
169. **Kellerhals, B. Philipp und Rainer Schöbel:** Modeling Closed-End Funds with a Stochastic Access Premium, Mai 1999.
170. **Cansier, Adrienne und Dieter Cansier:** Umweltstandards bei Unsicherheit aus entscheidungstheoretischer Sicht, Juni 1999.
171. **Schöbel, Rainer und Jianwei Zhu:** Endogenous Determination of Exchange Rate Process: An Intertemporal Two-Country Model, Juli 1999.
172. **Stadler, Manfred:** Demand Pull and Technology Push Effects in the Quality Ladder Model, August 1999.
173. **Woeckener, Bernd:** Compatibility and Product Design in Software Markets, Oktober 1999.
174. **Schnabl, Gunther:** Internationale Übertragungswege und Übertragungsmechanismen von Konjunkturentwicklungen - das Beispiel Japan und Ostasien 1980 - 1999, Oktober 1999.
175. **Zhu, Jianwei:** Modular Pricing of Options, November 1999.
176. **Starbatty, Joachim:** Das Menschenbild in den Wirtschaftswissenschaften, Dezember 1999.
177. **Stadler, Manfred und Stephan O. Hornig:** Wettbewerb bei unvollständiger Information: Informationsaustausch oder stillschweigende Kollusion? Januar 2000.
178. **Jung, C. Robert und Roman Liesenfeld:** Estimating Time Series Models for Count Data Using Efficient Importance Sampling, Januar 2000.
179. **Stadler, Manfred und Rüdiger Wapler:** Arbeitsmarkttheorie, Februar 2000.
180. **Wapler, Rüdiger:** Unions, Monopolistic Competition and Unemployment, Februar 2000.
181. **Hornig, Stephan O.:** When Do Firms Exchange Information?, März 2000.
182. **Preuße, Heinz Gert:** Entwicklungen in der US-amerikanischen Außenhandelspolitik seit der Gründung der Nordamerikanischen Freihandelszone (NAFTA), März 2000.
183. **Preuße, Heinz Gert:** Sechs Jahre Nordamerikanisches Freihandelsabkommen (NAFTA) - Eine Bestandsaufnahme, März 2000.
184. **Starbatty, Joachim:** Struktur- und Industriepolitik in einer Welt konstitutioneller Unwissenheit, März 2000.
185. **Woeckener, Bernd:** Spatial Competition of Multi-Product Retail Stores with Store-Specific Variety Effects, April 2000.
186. **Bayer, Stefan:** Altruism and Egoism: Measurable by Utility Discount Rates?, April 2000.

187. **Bayer, Stefan:** Generation Adjusted Discounting in Long-term Decision-making, Mai 2000.
188. **Cansier, Dieter:** Freifahrerverhalten und Selbstverpflichtungen im Umweltschutz, Mai 2000.
189. **Kellerhals, B. Philipp und Rainer Schöbel:** The Dynamic Behavior of Closed-End Funds and its Implication for Pricing, Forecasting and Trading, Juli 2000.
190. **Bühler, Wolfgang , Korn Olaf und Rainer Schöbel:** Pricing and Hedging of Oil Futures – A Unifying Approach –, Juli 2000.
191. **Woeckener, Bernd:** Spatial Competition with an Outside Good: a Note, August 2000.
192. **Woeckener, Bernd:** Standards Wars, August 2000.
193. **Opper, Sonja und Joachim Starbatty:** Reflections on the Extension of Human Rights from the Economic Perspective, September 2000.
194. **Hornig, Stephan und Manfred Stadler:** No Information Sharing in Oligopoly: The Case of Price Competition with Cost Uncertainty, Oktober 2000.
195. **Duijm, Bernhard:** A First Evaluation of the Institutional Framework for European Monetary Policy, Oktober 2000.
196. **Edlund, Lena und Evelyn Korn:** An Economic Theory of Prostitution, Oktober 2000.
197. **Bayer, Stefan und Claudia Kemfert:** Reaching National Kyoto-Targets in Germany by Mainting a Sustainable Development, Oktober 2000.
198. **Preusse, Heinz Gert:** MERCOSUR – Another Failed Move Towards Regional Integration? November 2000.
199. **Böckem, Sabine und Ulf Schiller:** Contracting with Poor Agents, November 2000.
200. **Schiller, Ulf:** Decentralized Information Acquisition and the Internal Provision of Capital, November 2000.
201. **Leitner, Frank:** Die Entstehung von Runs auf Banken unter verschiedenen Umweltbedingungen, Dezember 2000.
202. **Gampfer, Ralf:** Die optimale Versteigerungsreihenfolge in sequentiellen Zweitpreisauktionen bei Synergieeffekten, Dezember 2000.
203. **Eisele, Florian, Werner Neus und Andreas Walter:** Zinsswaps – Funktionsweise, Bewertung und Diskussion, Januar 2001.
204. **Jung, Robert und Andrew R. Tremayne:** Testing Serial Dependence in Time Series Models of Counts Against Some INARMA Alternatives, Januar 2001.
205. **Heilig, Stephan und Rainer Schöbel:** Controlling Chaos in a Model with Heterogeneous Beliefs, Januar 2001.
206. **Wapler, Rüdiger:** Unions, Growth and Unemployment, Februar 2001.
207. **Woeckener, Bernd:** Compatibility decisions, horizontal product differentiation, and standards wars, Mai 2001.
208. **Kellerhals, B. Philipp und Rainer Schöbel:** Risk Attitudes of Bond Investors, Mai 2001.

209. **Kellerhals, B. Philipp:** Pricing Electricity Forwards under Stochastic Volatility, Mai 2001.
210. **Wapler, Rüdiger:** Unions, Efficiency Wages and Unemployment, August 2001.
211. **Starbatty, Joachim:** Globalisierung und die EU als „sicherer Hafen“ – einige ordnungspolitische Anmerkungen, August 2001.
212. **Kiesewetter, Dirk und Rainer Niemann:** Beiträge und Rentenzahlungen in einer entscheidungsneutralen Einkommensteuer, August 2001.
213. **Schnabl, Gunther und Dirk Baur:** Purchasing Power Parity: Granger Causality Tests for the Yen-Dollar Exchange Rate, August 2001.
214. **Baten, Jörg:** Neue Quellen für die unternehmenshistorische Analyse, August 2001.
215. **Baten, Jörg:** Expansion und Überleben von Unternehmen in der „Ersten Phase der Globalisierung“, August 2001.
216. **Baten, Jörg:** Große und kleine Unternehmen in der Krise von 1900-1902, August 2001.
217. **Baten Jörg:** Produktivitätsvorteil in kleinen und mittelgroßen Industrieunternehmen, Sicherheit in Großunternehmen? Die Gesamtfaktorproduktivität um 1900, August 2001.
218. **Schnabl, Gunther:** Weak Economy and Strong Currency – the Origins of the Strong Yen in the 1990's, August 2001.
219. **Ronning, Gerd:** Estimation of Discrete Choice Models with Minimal Variation of Alternative-Specific Variables, September 2001.
220. **Stadler, Manfred und Rüdiger Wapler:** Endogenous Skilled-Biased Technological Change and Matching Unemployment, September 2001.
221. **Preusse, Heinz G.:** How Do Latin Americans Think About the Economic Reforms of the 1990s?, September 2001.
222. **Hanke, Ingo:** Multiple Equilibria Currency Crises with Uncertainty about Fundamental Data, November 2000.
223. **Starbatty, Joachim:** Zivilcourage als Voraussetzung der Freiheit – Beispiele aus der Wirtschaftspolitik – , Oktober 2001.
224. **Kiesewetter, Dirk:** Für wen lohnt sich die Riester-Rente?, Dezember 2001.
225. **Neubecker, Leslie:** Aktienkursorientierte Management-Entlohnung: Ein Wettbewerbshemmnis im Boom?, Dezember 2001.
226. **Gampfer, Ralf:** Internetauktionen als Beschaffungsinstrument: Eigenständige oder Integrierte Lösung?, Dezember 2001.
227. **Buchmüller, Patrik:** Die Berücksichtigung des operationellen Risikos in der Neuen Basler Eigenkapitalvereinbarung, Dezember 2001.
228. **Starbatty, Joachim:** Röpkes Beitrag zur Sozialen Marktwirtschaft, Januar 2002.
229. **Nufer, Gerd:** Bestimmung und Analyse der Erfolgsfaktoren von Marketing-Events anhand des Beispiels DFB-adidas -Cup, März 2002.
230. **Schnabl, Gunther:** Asymmetry in US-Japanese Foreign Exchange Policy: Shifting the Adjustment Burden to Japan, März 2002.

231. **Gampfer, Ralf:** Fallende Preise in Sequentiellen Auktionen: Das Beispiel des Gebrauchtwagenhandels, März 2002.
232. **Baur, Dirk:** The Persistence and Asymmetry of Time-Varying Correlations, März 2002.
233. **Bachmann, Mark:** Ermittlung und Relevanz effektiver Steuersätze. Teil 1: Anwendungsbereich und Modellerweiterungen, März 2002.
234. **Knirsch, Deborah:** Ermittlung und Relevanz effektiver Steuersätze. Teil 2: Der Einfluss der Komplexitätsreduktion von Steuerbemessungsgrundlagen, März 2002.
235. **Neubecker, Leslie:** Aktienkursorientierte Managemententlohnung bei korrelierter Entwicklung der Marktnachfrage, März 2002.
236. **Kukuk, Martin und Manfred Stadler:** Rivalry and Innovation Races, März 2002.
237. **Stadler, Manfred:** Leistungsorientierte Besoldung von Hochschullehrern auf der Grundlage objektiv messbarer Kriterien?, März 2002.
238. **Eisele, Florian:** Markus Habermann und Ralf Oesterle: Die Beteiligungskriterien für eine Venture Capital Finanzierung - Eine empirische Analyse der phasenbezogenen Bedeutung, März 2002.
239. **Niemann, Rainer und Kiesewetter, Dirk:** Zur steuerlichen Vorteilhaftigkeit von Kapitallebensversicherungen, März 2002.
241. **Niemann, Rainer; Bachmann, Mark und Knirsch, Deborah:** Was leisten die Effektivsteuersätze des European Tax Analyzer?, Juni 2002.
242. **Kiesewetter, Dirk:** Tax Neutrality and Business Taxation in Russia, Juni 2002.
243. **McKinnon, Ronald und Schnabl, Gunther:** Synchronized Business Cycles in East Asia and Fluctuations in the Yen/Dollar Exchange Rate, Juli 2002.
244. **Neus, Werner:** Fusionsanreize, strategische Managerentlohnung und die Frage des geeigneten Unternehmensziels, Juli 2002.
245. **Blüml, Björn und Neus, Werner:** Grenzüberschreitende Schuldverträge und Souveränitätsrisiken, Juli 2002.
246. **Starbatty, Joachim:** Die Abschaffung der DM ist noch keine Bereitschaft zur politischen Union, Juli 2002.
247. **Schnabl, Gunther:** Fear of Floating in Japan? A Bank of Japan Monetary Policy Reaction Function, September 2002.
248. **Brassat, Marcel und Kiesewetter, Dirk:** Steuervorteile durch Versorgungszusagen in Arbeitsverträgen, September 2002.
249. **Knirsch, Deborah:** Neutrality-Based Effective Tax Rates, September 2002.
250. **Neubecker, Leslie:** The Strategic Effect of Debt in Dynamic Price Competition with Fluctuating Demand, November 2002.
251. **Baur, Dirk und Jung, Robert C.:** Return and Volatility Linkages Between the US and the German Stock Market, Dezember 2002.
254. **Bayer, Stefan:** Possibilities and Limitations of Economically Valuating Ecological Damages, Februar 2003.
255. **Stadler, Manfred:** Innovation and Growth: The Role of Labor-Force Qualification, März 2003.
256. **Stadler, Manfred:** Auswirkungen öffentlicher Forschungsförderung auf die private F&E-Tätigkeit: Eine mikroökonomische Evaluation, März 2003.