

**WIFO**

A-1103 WIEN, POSTFACH 91  
TEL. 798 26 01 • FAX 798 93 86

 **ÖSTERREICHISCHES INSTITUT FÜR  
WIRTSCHAFTSFORSCHUNG**

**Wachstumswirkung der  
Forschungsausgaben**

**Martin Falk, Mariya Hake**

**Mai 2008**

# Wachstumswirkung der Forschungsausgaben

Martin Falk, Mariya Hake

Studie des Österreichischen Instituts für Wirtschaftsforschung  
im Auftrag des Bundesministeriums für Wirtschaft und Arbeit  
Begutachtung: Werner Hölzl  
Mai 2008

## Zusammenfassung der Ergebnisse

### *Ziel der Untersuchung*

Ziel dieser Studie ist die Untersuchung der Produktivitäts- und Wachstumswirkungen der F&E-Aktivitäten für Österreich und die OECD-Länder auf Basis von makroökonomischen Daten der letzten 30 Jahre. Dabei wird insbesondere untersucht, welchen Einfluss die gesamten F&E-Aktivitäten, die F&E-Kapazitäten im öffentlichen Bereich und im Unternehmenssektor sowie die internationalen F&E-Spillovers haben und ob sich die Produktivitätseffekte im Zeitablauf verändert haben. Um eine Aussage darüber treffen zu können, ob die Effekte auf nationaler Ebene höher oder niedriger sind als im Durchschnitt der OECD-Länder, werden ökonometrische Methoden mit länderspezifischen Koeffizienten verwendet. Ein weiteres wichtiges Ziel dieser Arbeit ist es festzustellen, ob und inwieweit sich die Ergebnisse hinsichtlich verschiedener Maße der F&E-Kapazitäten (z.B. F&E-Personalbestand oder F&E-Kapitalstock in konstanten EURO Kaufkraftparitäten), der verschiedenen Produktivitätsmasse, der ökonometrischen Spezifikation (dynamische oder statische Modelle) und der verwendeten Frequenz der Daten (jährliche Daten oder Fünfjahresdurchschnitte) unterscheiden.

### *Dynamik der F&E-Ausgaben*

In Österreich sind in den letzten 30 Jahren die F&E-Kapazitäten gemessen anhand der gesamten F&E-Ausgaben um durchschnittlich 8,1 % pro Jahr gestiegen. In den Jahren von 2000 bis 2007 hält der Aufbau der F&E-Kapazitäten mit einem Wachstum von durchschnittlich 6 % pro Jahr weiterhin an, wobei im OECD-Durchschnitt die Wachstumsrate zwischen 2000 und 2005 3,2% pro Jahr beträgt. Somit entwickeln sich die F&E-Kapazitäten in Österreich weiterhin überdurchschnittlich.

### *Entwicklung des F&E-Kapitalstocks*

Der F&E-Kapitalstock als Maß für das akkumulierte technische Wissen in einer Volkswirtschaft zählt zu den am schnellsten wachsenden Produktionsfaktoren. Dies gilt unabhängig davon, ob die F&E-Kapazitäten als F&E-Kapitalstock oder F&E-Personalbestand in Vollzeitäquivalenten gemessen werden. Nur der IKT-Kapitalstock wächst schneller als der F&E-Kapitalstock. In Österreich ist der F&E-Kapitalstock schneller als im Durchschnitt der OECD-Länder gewachsen. Zwischen 2000 und 2007 betrug der Abstand zwei Prozentpunkte (6,5 % in Österreich pro Jahr vs. 4,4 % pro Jahr im Durchschnitt der OECD-Länder). Bei der Dynamik der F&E-Kapazitäten steht Österreich seit dem Jahr 2000 in der Gruppe der F&E-intensiven Industrieländer im Spitzenfeld. Nur in Finnland und in den klassischen Aufhol-Ländern (z.B. Irland, Spanien etc.) sind die F&E-Kapazitäten rascher gewachsen.

In Österreich sind die F&E-Kapazitäten an den Hochschulen und außeruniversitären F&E-Einrichtungen ebenfalls kräftig aufgestockt worden. Zwischen 2000 und 2007 betrug das

Wachstum in diesem Bereich 5,1 % pro Jahr gegenüber dem Durchschnitt der OECD-Länder mit 3,6 % pro Jahr. Zwischen 2000 und 2007 liegt Österreich beim Wachstum der F&E-Kapazitäten im öffentlichen Sektor unter den F&E-intensiven OECD-Ländern an erster Stelle zusammen mit Finnland, gefolgt von Kanada.

### ***Produktivitätseffekte der F&E-Kapazitäten***

Die empirischen Ergebnisse auf Basis von 21 OECD-Ländern für den Zeitraum 1975–2007 zeigen, dass die gesamtwirtschaftliche Faktorproduktivität sowohl durch den inländischen als auch den ausländischen F&E-Kapitalstock bestimmt wird. Modelle mit länderspezifischen Koeffizienten kommen zu dem Ergebnis, dass der Produktivitätseffekt der gesamten F&E-Kapazitäten in Österreich tendenziell höher ist als im Durchschnitt der OECD-Länder. Dies gilt unabhängig von den verwendeten Messmethoden (F&E-Kapitalstock in konstanten EURO-Kaufkraftparitäten oder Forschungspersonal), sowie den verwendeten Outputvariablen (TFP nach OECD-Berechnungen und BIP je Erwerbsfähigen in Kaufkraftparitäten). Die Ergebnisse sind jedoch sensitiv hinsichtlich des verwendeten ökonometrischen Modells und der Frequenz der Daten (d. h. statisches Modell auf Basis von Fünfjahresdurchschnitten oder dynamisches Modell auf Basis von jährlichen Daten).

Das von den Autoren favorisierte statische Modell mit variablen länderspezifischen Koeffizienten auf Basis von Fünfjahresdurchschnitten kommt für Österreich zu einer Elastizität der gesamten Faktorproduktivität bezogen auf den F&E-Personalbestand in der Höhe von 0,16. Das heißt, dass ein Anstieg des inländischen F&E-Kapitalstocks um 10 % zu einer Steigerung der gesamten Faktorproduktivität (OECD-Definition) um 1,6 % führt. Im Durchschnitt der OECD-Länder liegt die Elastizität dagegen bei 0,11.

### ***Der Einfluss der heimischen F&E-Kapazitäten ist im Zeitablauf wichtiger geworden***

Getrennte Schätzungen für verschiedene Teilzeiträume zeigen, dass der Einfluss des inländischen F&E-Kapitalstocks zugenommen, jener des ausländischen F&E-Kapitalstocks stagniert bzw. abgenommen hat. Auch für Österreich ist die Produktivitätswirksamkeit des F&E-Kapitalstocks bzw. des F&E-Personalbestandes in den 90er Jahren stark angestiegen. Der steigende Produktivitätseffekt der inländischen F&E-Kapazitäten ist ein wichtiges empirisches Ergebnis. Denn heimische F&E-Kapazitäten können durch die indirekte und die direkte F&E-Förderung und die Rahmenbedingungen (z.B. Bildungssystem, Regulierung der Produkt- und Arbeitsmärkte, Steuersystem) stimuliert werden. Dagegen kann der F&E-Kapitalstock des Auslands, naturgemäß, nicht durch die nationale Innovationspolitik eines kleinen oder mittelgroßen Industrielandes beeinflusst werden.

### ***Direkte Effekte der öffentlichen Forschung sind schwer quantifizierbar***

Nicht nur die von den Unternehmen durchgeführten F&E-Aktivitäten, sondern auch die F&E-Aktivitäten der Hochschulen und der außeruniversitären Forschungseinrichtungen, bestimmen das langfristige Wachstumspotenzial einer Volkswirtschaft. Die direkten Auswirkungen des öffentlichen F&E-Kapitalstocks lassen sich allerdings auf der makroökonomischen Ebene kaum nachweisen und sind zudem nicht robust gegenüber den verschiedenen Produktivitätsmaßen (TFP nach OECD-Berechnungen, BIP je Erwerbsfähigen). Während der öffentliche F&E-Kapitalstock einen signifikanten und positiven Effekt auf das BIP pro Kopf in Kaufkraftparitäten hat, kann ein positiver Effekt auf die Faktorproduktivität nicht nachgewiesen werden. Der Einfluss der öffentlichen F&E-Kapazitäten auf das BIP je Erwerbsfähigen ist erwartungsgemäß kleiner als der Einfluss des F&E-Kapitalstocks im Unternehmenssektor (Elastizität von 0,27 für den Unternehmenssektor und 0,10 für den öffentlichen Sektor im Durchschnitt der OECD-Länder).

Generell ist die Wirkungskette vom öffentlichen F&E-Kapitalstock auf die Produktivität schwer zu quantifizieren, da der Output der F&E-Aktivitäten an den Hochschulen und außeruniversitären Einrichtungen schwer messbar ist (z.B. in der Klimaforschung, der Gesundheitsforschung oder in der Weltraumforschung) und dazu verfolgt die öffentliche Forschung meistens andere Ziele als die Produktivitätssteigerung.

### ***Indirekte Effekte der öffentlichen Forschung***

Es ist zu erwarten, dass Hochschulen und außeruniversitäre F&E-Einrichtungen die unternehmerischen F&E-Aktivitäten durch den Wissens- und Technologietransfer indirekt stimulieren. Darüber hinaus sind sie wichtige Informationsquellen für Innovationen (Publikationen, Patente) und wichtige Partner der industriellen Forschung. Die empirischen Ergebnisse belegen, dass zwischen den F&E-Kapazitäten der Wirtschaft und des öffentlichen Sektors ein positiver Zusammenhang besteht. Öffentliche Forschungsausgaben für Grundlagenforschung ziehen damit private F&E-Ausgaben nach sich. Für Österreich mit einer Elastizität von 0,80 ist dieser Zusammenhang im Ländervergleich jedoch unterdurchschnittlich.

### ***U-förmiger Verlauf der Produktivitätseffekte von F&E***

Bei den Produktivitätseffekten des F&E-Kapitalstocks gibt es empirische Evidenz für einen U-förmigen Verlauf. Dies bedeutet, dass die Produktivitätswirksamkeit des F&E-Kapitalstocks mit zunehmendem F&E-Kapitalstock zunächst abfällt und nach dem Erreichen eines Tiefpunkts wieder ansteigt. Mit anderen Worten ausgedrückt, sind die Produktivitätseffekte bei kleinen und sehr großen Werten für den F&E-Kapitalstock am höchsten.

### ***Bedeutung des Offenheitsgrads, des ausländischen F&E-Finanzierungsanteils und die Produktionseffekte zwischen G7-Ländern und Nicht-G7-Ländern***

Die Hypothese, dass offenere Volkswirtschaft stärker vom ausländischen F&E-Kapitalstock profitieren, gilt in abgeschwächter Form auch für den erweiterten Untersuchungszeitraum bis 2005. Im Allgemeinen gilt, dass je offener ein Land ist (Offenheitsgrad gemessen an dem Anteil der Importe und Exporte am BIP), desto höher ist die Produktivitätswirksamkeit des F&E-Kapitalstocks des Auslands. Eine Erklärung hierfür ist, dass der Offenheitsgrad eines Landes die Aufnahmefähigkeit des im Ausland produzierten Wissens steigert. Da der Offenheitsgrad in Österreich seit Mitte der 90er Jahre stärker gewachsen ist als im Durchschnitt der OECD-Länder, hat Österreich von den ausländischen F&E-Spillovers überdurchschnittlich profitiert.

Die Hypothese, dass die Produktivitätswirksamkeit des inländischen F&E-Kapitalstocks in den G7-Ländern höher ist als in den Nicht-G7-Ländern, kann nicht bestätigt werden. Eine Erklärung hierfür ist, dass die Gruppe der Nicht-G7-Länder sehr heterogen ist. Beispielhaft sei erwähnt, dass auch in kleineren OECD-Ländern wie z.B. in Finnland überdurchschnittliche Produktivitätseffekte des F&E-Kapitalstocks zu finden sind.

Ein neues empirisches Ergebnis ist, dass Länder mit einem hohen Anteil von ausländisch finanziertem F&E-Kapital eine höhere Produktivitätswirksamkeit des F&E-Kapitalstocks im Unternehmenssektor aufweisen. Mit einem Anteil des ausländisch finanzierten F&E-Kapitalstocks von 16,5 % hat Österreich eine um 5 Prozentpunkte höhere TFP-Elastizität als der Durchschnitt der OECD-Länder.

### ***Produktivitätsbeitrag der F&E-Kapazitäten und das 3 % Ziel***

Die angestrebte Zielmarke von 3 % am BIP impliziert für Österreich eine jährliche Steigerung der F&E-Ausgaben in Höhe von 7,5 % pro Jahr zwischen 2006 und 2010. Hält die Dynamik bei dem Wachstum der F&E-Ausgaben in Höhe von 6,9 % an, so wird Österreich die Lissabon-Vorgaben knapp verfehlen. Berechnungen aufgrund der erwarteten Wachstumsrate der F&E-Ausgaben und der mittelfristigen BIP-Prognose der OECD zeigen, dass nur wenige OECD-Länder die 3 % Zielmarke erreichen werden bzw. bereits erreicht haben, dazu zählen neben Schweden und Finnland, Japan und die Schweiz. Der Staat in Österreich hat mit einem Finanzierungsanteil von 1 % am BIP das Barcelona-Teilziel bereits im Jahr 2007 erreicht. Jetzt sind die Unternehmen gefordert die F&E-Lücke zum Barcelona-Teilziel zu schließen. Der Finanzierungsanteil der Unternehmen in Österreich ist immer noch zu niedrig.

Unsere Schätzergebnisse lassen eine Aufteilung der F&E-Ausgaben in Höhe von 72% auf den Unternehmenssektor und 28 % auf den staatlichen Sektor begründen. Dies ist jedoch nicht mit den Finanzierungsanteilen von Wirtschaft und Staat gleichzusetzen, da in dieser Analyse nur eine Trennung der F&E-Kapazitäten nach der Durchführungsebene und nicht nach der Finanzierungsebene vorgenommen wurde. Im Jahr 2007 beträgt die staatliche Förderung der F&E-Ausgaben im Unternehmenssektor in Österreich zwischen 11% und 12%.

Das angestrebte Barcelona-Ziel bis 2010, nämlich die F&E-Ausgaben am BIP auf 3 % zu erhöhen, führt nach unseren Berechnungen für Österreich zwischen 2008 und 2010 zu einer Steigerung des F&E-Kapitalstocks von 6,5 % pro Jahr. Mit diesem Anstieg ist mittelfristig eine Steigerung der gesamten Faktorproduktivität von durchschnittlich 0,7 % pro Jahr zu erwarten.

### ***Effekte der direkten und steuerlichen F&E-Förderung***

Die empirischen Ergebnisse belegen, dass sowohl die steuerliche F&E-Förderung als auch die direkte projektbezogene F&E-Förderung einen signifikanten Einfluss auf die unternehmerischen F&E-Ausgaben haben. Für Österreich liegt die Elastizität der F&E-Ausgaben bezogen auf die steuerliche Behandlung der F&E-Ausgaben bei 1 und damit im Durchschnitt der OECD-Länder. Das bedeutet, dass eine Reduktion der F&E-Kosten infolge der steuerlichen Förderung um einen Prozent, eine Erhöhung der F&E-Ausgaben im Ausmaß von ebenfalls einen Prozent zur Folge hat.

Hinsichtlich der direkten F&E-Förderung kommen unsere Berechnungen zum Ergebnis, dass eine Steigerung der F&E-Förderung um 1 € zu einer Steigerung der gesamten F&E-Ausgaben um 1,7 € führen. Dieser Hebel liegt ebenfalls im Durchschnitt der OECD-Länder. Das bedeutet, dass zusätzliche Fördergelder nicht zu einer Verdrängung, sondern zu einer Ausweitung der von den Unternehmen finanzierten F&E-Ausgaben führen.

### ***Zukünftige Studien auf Basis von Firmendaten notwendig***

Obwohl diese Studie einige neue Ergebnisse zu den Produktivitätseffekten der F&E-Aktivitäten auf nationaler Ebene und für die OECD-Länder präsentiert hat, bleiben einige Fragen noch offen. Vor allem die relative Sensitivität der Ergebnisse bei den länderspezifischen Produktivitätseffekten im Hinblick auf Methoden und die verschiedenen verwendeten Produktivitätsvariablen deuten darauf hin, dass die Ergebnisse bzw. die Datengrundlage nicht sehr belastbar sind und somit eine vorsichtige Interpretation der Ergebnisse gefordert ist.<sup>1</sup> Sinnvoll könnte es sein, die Produktivitätseffekte der unternehmerischen F&E-Ausgaben auf Basis von Firmendaten der Statistik Austria zu quantifizieren. Mit der F&E-Erhebung und der Leistungs- und Strukturhebung würde eine geeignete Datenbasis zur Verfügung stehen. Die Studie kann letztlich auch nicht die Frage nach den Produktivitätseffekten der öffentlichen Forschung in Österreich beantworten. Hilfreich wäre eine Befragung von österreichischen Unternehmen nach den Wissensflüssen und Austauschprozessen zwischen Wirtschaft und öffentlichen Forschungseinrichtungen. Beispielsweise könnten die Unternehmen in Österreich gefragt werden, ob (die 50

---

<sup>1</sup> Insbesondere die Schätzergebnisse auf Basis von jährlichen Daten sind für die Länder mit großen Datenlücken (dazu zählt auch Österreich) skeptisch zu beurteilen. Durch die lineare Interpolation wird keine zusätzliche Information gewonnen.

wichtigsten) Innovationen oder Erfindungen ohne wichtige Forschungsergebnisse aus der nationalen oder internationalen Wissenschaft hätten realisiert werden können und wie wichtig dabei die räumliche Nähe zu den öffentlichen Forschungseinrichtungen gewesen wäre.



## 1. Einführung

In den letzten Jahren sind die F&E-Ausgaben relativ zum BIP in Österreich stark angestiegen. Der Staat hat dabei nicht nur durch den Ausbau der direkten und indirekten F&E-Förderung, sondern auch durch die Finanzierung der F&E-Aktivitäten an Hochschulen und außeruniversitären Forschungseinrichtungen dazu beigetragen. Vor dem Hintergrund des 3%-Ziels, wonach die Ausgaben von Staat und der Wirtschaft für F&E im Jahr 2010 auf 3 % des BIP steigen sollen, wird wiederholt die Frage nach den Auswirkungen der F&E-Ausgaben auf das Wirtschaftswachstum und die Produktivität gestellt. Generell gelten in den hoch entwickelten Volkswirtschaften die Investitionen in Forschung und Entwicklung als Schlüsselfaktoren für Wachstum, Produktivität und Wohlstand. Aber auch die internationalen F&E-Spillovers (z. B. gemessen als F&E-Aktivitäten der wichtigsten Handelspartner oder Direktinvestitionsgeber bzw. -empfänger) haben einen positiven und signifikanten Effekt auf die Produktivität und das Wirtschaftswachstum (*Coe – Helpman, 1995*). Trotz der umfangreichen Literatur konnte bislang jedoch keine Einigung in der Frage im Hinblick auf die Größenordnung der Effekte und der relevanten Wirkungskanäle der F&E-Spillovers erzielt werden.

Nicht nur die F&E-Aktivitäten der Unternehmen und die internationalen F&E-Spillovers, sondern auch die Forschung an den Hochschulen und außeruniversitären Einrichtungen, sind wichtige Bestimmungsfaktoren des Wirtschafts- und Produktivitätswachstums. Die grundlagenorientierte Forschung steht am Ausgangspunkt einer Wirkungskette, gefolgt von der angewandten Forschung sowie der Entwicklung, der Markteinführung und der Produktion.

Der ökonomische Nutzen der wissenschaftlichen Forschung ist hoch. Öffentliche Forschung ist nicht nur eine wichtige Informationsquelle für Innovationen, sondern wirkt auch maßgeblich an der Erfindung neuer Technologien und Produkte mit. Beispielhaft sind hier die MP3-Technologie und die Lasertechnik zu erwähnen. Der ökonomische Nutzen der öffentlichen Forschung ist schwierig zu quantifizieren. Direkt messbar sind, beispielsweise, die Entstehung von neuem Wissen in der Form von Publikationen und Hochschulpatenten. Messbar ist auch die Intensität der Austauschprozesse (F&E-Kooperationen zwischen Wissenschaft und Unternehmen, F&E-Einrichtungen als wichtige Innovationsquelle für Unternehmen, Drittmittel aus der Wirtschaft, ausgegründete Unternehmen von Hochschulen und Forschungseinrichtungen).

In dem Forschungsprojekt sollen mittels eines neuen Datensatzes, welcher 21 OECD-Länder und die Zeitperiode 1975–2005<sup>2</sup> umfasst, folgende Forschungsfragen beantwortet werden:

---

<sup>2</sup> Daten bestimmter Variablen (z.B. TFP und F&E-Personalbestand) und mancher Länder fehlen für die Jahre 2006 und 2007 und daher konzentrierten wir uns in der Analyse grundsätzlich bis 2005, wobei im Falle von Österreich Daten auch 2006 und 2007 miteinbezogen werden.

- Welchen Einfluss haben die gesamtwirtschaftlichen F&E-Aktivitäten auf die Faktorproduktivität und auf das Wachstum? Entstehen Unterschiede, wenn der F&E-Personalbestand statt dem F&E-Kapitalstock verwendet wird?
- Inwieweit haben sich die Produktivitäts- und Wachstumseffekte der verschiedenen Typen der Forschung und Entwicklung im Zeitablauf geändert?
- Welche Auswirkungen (gemessen anhand von Elastizitäten) haben die inländisch und ausländisch finanzierten F&E-Aktivitäten des Unternehmenssektors, sowie die F&E-Aktivitäten des Staates bzw. der Universitäten auf die gesamte Faktorproduktivität in den OECD-Ländern und insbesondere in Österreich?
- Welche Impulse gehen von der staatlich finanzierten Forschung, die an Hochschulen und staatlichen Forschungseinrichtungen durchgeführt wird, auf die F&E-Ausgaben im Unternehmenssektor? Sind die beiden Kategorien von F&E-Ausgaben substitutiv oder komplementär?
- Gibt es Unterschiede in den Auswirkungen der internationalen F&E-Spillovereffekte im Hinblick auf den Wirkungskanal: (i) Importe und (ii) Ähnlichkeit der technologischen Spezialisierung?
- Profitieren kleinere offene Volkswirtschaften stärker von internationalen F&E-Spillovers als große Volkswirtschaften?
- Welche Implikationen können im Hinblick auf das Barcelona-Ziel hergeleitet werden?
- Welcher Zusammenhang besteht zwischen der öffentlichen F&E-Förderung (direkte F&E-Förderung oder steuerliche Förderung) und den unternehmerischen F&E-Ausgaben?

## 2. Überblick der relevanten Literatur

Die F&E-Aktivitäten werden von Unternehmen, von Hochschulen und von außeruniversitären Forschungsinstituten durchgeführt. Zudem profitiert die inländische Wirtschaft auch von F&E-Aktivitäten der anderen Industrieländer in Form von internationalen F&E-Spillovers. Eine Vielzahl von empirischen Studien belegt den positiven Einfluss der F&E-Aktivitäten im Unternehmenssektor auf das Wachstum und die Produktivität. Auch die wissenschaftliche Forschung an Universitäten und außeruniversitären Einrichtungen spielt eine wichtige Rolle für die Innovationskraft der Unternehmen und damit auch für Produktivität und Wirtschaftswachstum. Wegen der potentiell großen Bandbreite der Effekte der wissenschaftlichen Forschung lässt sich ihr ökonomischer Nutzen, jedoch, nur schwer direkt quantifizieren. Der direkte Output von Hochschulen lässt sich am besten, beispielsweise, über Publikationen bzw. deren Qualität anhand des Zitierungsindex (Science Citation Index) und anhand von Hochschulpatenten messen. Die ökonomische Bedeutung des generierten Wissens kann demzufolge nur sehr schwer bestimmt werden.

## 2.1. Effekte der gesamten F&E-Aktivitäten auf Produktivität und Output

Die Effekte der unternehmerischen F&E-Aktivitäten bzw. der gesamtwirtschaftlichen F&E-Aktivitäten lassen sich dagegen gut quantifizieren. Bislang gibt es umfangreiche empirische Evidenz auf Basis unterschiedlicher Zeitperioden, Länder, Sektoren und Firmendaten. Auf Basis einer umfassenden Metaanalyse von 200 empirischen Studien, welche sich vor allem auf die Ergebnisse für Frankreich, Großbritannien, Japan, Kanada und USA stützt, und dabei sowohl Firmendatenanalysen, als auch Analysen auf Basis sektoraler und gesamtwirtschaftlicher Ebene einbezieht, kommt *Wieser* (2005) zu dem Ergebnis, dass die Elastizität der Wertschöpfung bezogen auf F&E-Kapital bei 0,13 liegt. Ein weiteres wichtiges Ergebnis dieser Studie ist, dass die Ertragsrate von F&E und die zugrunde liegende Elastizität im Zeitablauf gestiegen sind. In den 90er Jahren lagen sie signifikant höher als in den 80er Jahren und in den 80er Jahren waren sie höher als in den 70er Jahren. Ertragsraten variieren auch zwischen den Industriezweigen, wobei für F&E-intensive Firmen bzw. High-Tech Firmen tendenziell höhere Ertragsraten ermittelt werden (*Wieser*, 2005). Allerdings ist dieses Ergebnis nicht statistisch gesichert. Zudem gibt es kaum Unterschiede in den Ertragsraten von F&E zwischen den Industrieländern. Wenn überhaupt Differenzen bestehen, dann ist die Ertragsrate von F&E in den USA etwas höher als in Europa und in Japan. Für Österreich gibt es bislang keine Evidenz, ob die F&E-Aktivitäten zu mehr oder weniger Wachstum führen bzw. mehr oder weniger produktivitätswirksam sind als in anderen Industrieländern. Angesichts des hohen wirtschaftspolitischen Interesses an den Auswirkungen von Forschung und Entwicklung ist es überraschend, dass es keine Untersuchungen dazu gibt. Ein Grund dafür dürfte darin liegen, dass in Österreich für Wirtschaftsforscher keine Möglichkeit besteht, im Rahmen von Kooperationsprojekten mit Statistik Austria vor Ort die Firmendaten der amtlichen Statistik für wissenschaftliche Zwecke zu nutzen. Dagegen ist in den USA, Großbritannien und in den skandinavischen Ländern seit den 80er Jahren möglich, in Forschungsk Kooperationen mit nationalen Statistikämtern, Mikrodaten „vor Ort“ für empirische Analysen zu nutzen.

## 2.2. Einflüsse der öffentlichen Forschung

Studien zum wirtschaftlichen Nutzen wissenschaftlicher Forschung belegen eindeutig, dass Universitäten und außeruniversitäre Institutionen eine Schlüsselrolle für die Generierung von Innovationen haben. Zudem tragen sie durch die Aus- und Weiterbildung maßgeblich zur Innovationskraft der Unternehmen bei. In einer Zusammenfassung der wichtigsten empirischen Ansätze zur Quantifizierung der ökonomischen Bedeutung der wissenschaftlichen öffentlich finanzierten Forschung kommen *Salter – Martin* (2001) und *Martin – Tang* (2007) zu dem Ergebnis, dass die Auswirkungen wissenschaftlicher Forschung auf die gesamtwirtschaftliche Produktivität nicht exakt zu quantifizieren sind. Dies hängt auch damit zusammen, dass die Ziele der wissenschaftlichen Forschung nicht die unmittelbare ökonomische Verwertung beinhalten.

Der Nutzen akademischer Forschung zeigt sich vielmehr in Form von indirekten Effekten. Beispielsweise können *McMillan et al.* (2000) auf Basis von 119 amerikanischen Biotechnologieunternehmen zeigen, dass sich 70 % der zitierten wissenschaftlichen Artikel in ihren Patentanmeldungen auf Publikationen öffentlicher Forschungseinrichtungen beziehen. Zu einem ähnlichen Ergebnis kommen *Narin et al.* (1997) in einer Analyse bezüglich der Abhängigkeit patentierter Erfindungen von wissenschaftlicher Grundlagenforschung für die USA. Zudem lassen sich neue High-Tech Firmen vor allem in der Nähe von Hochschulen nieder (*Zucker et al.*, 1998; *Darby – Zucker*, 2001, *Zucker – Darby*, 1995,1996).

Eine Reihe von Autoren versucht den ökonomischen Nutzen der öffentlichen Forschung auf Firmenebene zu messen, in dem sie Unternehmen danach befragt, ob und wie viele Innovationen nicht oder erst viel später hätten realisiert werden können ohne auf die neueren Forschungsergebnisse von Hochschulen und anderen öffentlich finanzierten Forschungseinrichtungen aus der Wissenschaft aufzubauen (für die USA siehe *Mansfield*, 1991; für Deutschland siehe *Beise – Stahl*, 1999). Dabei wird auch auf den Aspekt der räumlichen Reichweite der Wissensspillovers von öffentlichen Forschungseinrichtungen eingegangen. *Beise – Stahl* (1999) kommen auf Basis von 2300 Unternehmen in Deutschland zu dem Ergebnis, dass die öffentliche Forschung bei 9% der Unternehmen maßgeblich für die Einführung neuer Produkte oder Prozesse war. Für Österreich steht eine entsprechende Untersuchung aus.

Ein anderes wichtiges Ergebnis, welches sich wiederum ausschließlich auf amerikanische Daten stützt, ist, dass der Wissensfluss zwischen Wissenschaft und Wirtschaft sich von Ende der 80er bis Mitte der 90er Jahre um das Dreifache erhöht hat (*Narin et.al.*, 1997). Neue innovative Produkte und Verfahren greifen in immer größerem Umfang auf die Ergebnisse der öffentlichen Forschung zurück, insbesondere in der Biotechnologie, in der Nanotechnologie und in den neuen Materialien. *Mansfield* (1998) zeigt, dass sich der zeitliche Abstand zwischen Grundlagenforschung und Entwicklung neuer innovativer Produkte verkürzt hat. Für Europa, und insbesondere für Österreich, gibt es allerdings wenige bzw. keine empirische Untersuchungen zu den Austauschbeziehungen zwischen Wirtschaft und Wissenschaft.

### **2.3. Produktivitätswirkungen von öffentlichen F&E**

Trotz des Quantifizierungsproblems der direkten Produktivitätswirkungen des öffentlichen F&E-Kapitalstocks auf der makroökonomischen Ebene haben *Guellec – Van Pottelsberghe* (2001, 2004) und *Khan – Luintel* (2006) Untersuchungen der Produktivitätswirkungen öffentlicher F&E-Aktivitäten auf Basis von 16 OECD-Ländern (ohne Österreich) vorgenommen. Beide Studien zeigen, dass sowohl die in Hochschulen und außeruniversitären Forschungsinstituten durchgeführten F&E-Aktivitäten, als auch die durch den gewichteten F&E-Kapitalstock des Auslands F&E-Tätigkeiten und die F&E-Aktivitäten des Unternehmenssektors, einen positiven Einfluss auf die Produktivität haben. Beispielsweise kommen *Guellec – Van Pottelsberghe*

(2004) zu dem Ergebnis, dass eine einprozentige Erhöhung der F&E-Ausgaben im Unternehmenssektor zu einer Erhöhung der gesamtwirtschaftlichen Produktivität um 0,13 % führt. Der gewichtete F&E-Kapitalstock der ausländischen Volkswirtschaften führt zu einer Erhöhung der gesamtwirtschaftlichen Produktivität um 0,45 % und der F&E-Kapitalstock von Universitäten und außeruniversitären Forschungseinrichtungen trägt entsprechend zu einem Produktivitätsanstieg von 0,17 % bei. Die von *Guellec – Van Pottelsberghe* (2004) geschätzte höhere Produktivitätswirksamkeit der öffentlichen gegenüber unternehmerischen F&E-Aktivitäten ist jedoch überraschend und wenig plausibel. Tatsächlich können wir in unserer Studie die zentralen Ergebnisse von *Guellec – Van Pottelsberghe* (2004) mit sehr ähnlichen Daten nicht reproduzieren (siehe Kapitel 4).

Neben dem Einfluss des F&E-Kapitalstocks auf die gesamte Faktorproduktivität gibt es einige Studien zum Einfluss der F&E-Tätigkeit auf das Wirtschaftswachstum (*Bassanini – Scarpetta*, 2002). Die Autoren finden sogar einen negativen Einfluss der öffentlichen F&E-Investitionen auf das Wirtschaftswachstum. Der Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Lage in Deutschland findet für die Gruppe der OECD-Länder einen positiven Einfluss der Forschungsausgaben der Universitäten (gemessen am BIP) aber einen negativen Einfluss der Forschungsausgaben der außeruniversitären Institute und Einrichtungen (*Sachverständigenrat*, 2003). Es muss jedoch an dieser Stelle darauf hingewiesen werden, dass eine Trennung der F&E-Ausgaben der Universitäten einerseits und der außeruniversitären Institute und Einrichtungen andererseits wegen der vielfältigen Abgrenzungsprobleme weder sinnvoll noch möglich ist.

In der einschlägigen Literatur wird häufig die Meinung vertreten, dass der direkte Einfluss der staatlichen F&E-Aktivitäten (oder des staatlichen F&E-Kapitalstocks) auf die Produktivität eines Landes schwer zu quantifizieren ist. Als Ursache dafür wird häufig hervorgebracht, dass sich die Ergebnisse der Grundlagenforschung in vielen Bereichen (Raumfahrt, Medizin) und der daraus hervorgehende Wissenszuwachs gar nicht im Bruttosozialprodukt oder Produktivität niederschlagen, sondern die Lebensqualität erhöhen. Folglich könnte der Einfluss der öffentlichen finanzierten Grundlagenforschung der Universitäten unterschätzt sein. *Kealey* (1996) argumentiert, dass die öffentliche Forschung (insbesondere die Basisforschung) an Universitäten zum größten Teil irrelevant für den Unternehmenssektor ist, da der Unternehmenssektor diese sonst selbst durchgeführt hätte. Daher wird die Basisforschung zum größten Teil durch den Staat finanziert. Dazu findet, beispielsweise, *Scott* (1984), in einer Analyse basierend auf Industrie- und Firmendaten, dass die Erhöhung der öffentlichen F&E-Ausgaben einen positiven Einfluss auf die privaten F&E-Ausgaben hat, jedoch in keiner direkten Beziehung zu der Veränderung der gesamten Faktorproduktivität steht.

#### 2.4. Einfluss der öffentlichen F&E-Ausgaben auf die privaten F&E-Tätigkeiten

Während die bisherigen Studien zu den Wachstums- und Produktivitätswirkungen von öffentlichen F&E-Ausgaben zu keinem klaren Ergebnis kommen, ist der Zusammenhang zwischen den F&E-Aktivitäten im Unternehmenssektor und im öffentlichen Sektor empirisch gut belegt. Eine Vielzahl von empirischen Studien zeigt, dass die öffentlich durchgeführten F&E-Aktivitäten und die F&E-Aktivitäten im Unternehmenssektor einander ergänzen, d. h. dass sie in einem komplementären Zusammenhang zueinander stehen (*Guillec – Van Pottelsberghe, 2003*). Theoretisch können die F&E-Aktivitäten des öffentlichen Sektors und der Wirtschaft in einem Substitutionsverhältnis stehen. Begründet wird dies dadurch, dass durch die Nachfrage nach F&E-Personal seitens des öffentlichen Sektors die Kosten der F&E-Investitionen steigen könnten ("crowding-out"-Effekt). Diese höheren F&E-Kosten könnten sich auf die Anreize der Unternehmen in den F&E-Bereich zu investieren negativ auswirken, da die Firmen Investitionen in andere Bereiche vorziehen könnten (*David et al., 1999*).

#### 2.5. Einfluss der internationalen F&E-Spillovers und der unterschiedlichen Wirkungskanäle

Neben den F&E-Aktivitäten der Unternehmen und des öffentlichen Sektors spielen auch die internationalen F&E-Spillovers eine wichtige Rolle für das Produktivitätswachstum. Trotz der zunehmenden Konvergenz in den gesamtwirtschaftlichen F&E-Quoten, insbesondere begleitet durch die kräftig steigenden F&E-Ausgaben in einigen kleineren OECD-Ländern (z.B. Schweden und Finnland) und in Ostasien (China und Korea), entfallen auf die G7-Länder (Deutschland, Italien, Frankreich, Japan, Großbritannien, USA und Kanada) immer noch 70 % der weltweiten F&E-Ausgaben. Im Vergleich betrug Anfang der 80er Jahre der Anteil der G7-Länder noch 85 % (*Coe – Helpman, 1995*). Somit spielt der internationale Technologietransfer von den F&E-starken Volkswirtschaften an die aufholenden Länder immer noch eine wichtige Rolle, besonders für Länder mit einer unterdurchschnittlichen F&E-Intensität.

Es gibt unterschiedliche Kanäle durch die die im Ausland betriebenen F&E-Aktivitäten einen Einfluss auf die inländischen F&E-Tätigkeiten ausüben. Es werden dabei meistens die Import- oder Exportanteile am BIP, das Niveau der aktiven oder passiven Direktinvestitionen oder die technologische Nähe in der Literatur verwendet. Die Studie von *Coe – Helpman(1995)* verwendet für den Wirkungskanal die bilateralen Importanteile. *Xu – Wang (1999)* verwenden dagegen die Anteile der ausländischen Direktinvestitionen im Kapitalgütersektor. *Guillec – Van Pottelsberghe (2004)* und *Khan – Luintel (2006)* verwenden als Wirkungskanal die technologische Nähe gemessen anhand von Patentdaten. Welches von diesen Kanälen am besten die Wirkung von dem im Ausland produzierten Wissen beschreiben lässt, könnte beispielsweise vom Offenheitsgrad des Landes oder dessen technologischer Struktur, abhängen. In dieser Studie werden zwei Wirkungskanäle herangezogen. Zum einen sind das die Importanteile zwischen zwei Ländern als Anteil an den Gesamtimporten. Zum anderen

wird die technologische Nähe als Wirkungskanal eingesetzt (siehe Appendix B für die Beschreibung der Gewichtungsmethode).

Bislang gibt es eine Vielzahl von Studien zu den Auswirkungen der internationalen F&E-Spillovers. Beispielsweise, zeigen *Coe – Helpman* (1995) auf Basis von 21 OECD-Ländern plus Israel, dass das Niveau der gesamten Faktorproduktivität sowohl durch die inländischen als auch durch die F&E-Aktivitäten der wichtigsten Handelspartner bestimmt wird. Dabei wird der ausländische F&E-Kapitalstock als die mit der Importquote gewichtete Summe des F&E-Kapitalstocks der Handelspartner ermittelt. Mit anderen Worten ausgedrückt bedeutet das, dass eine Volkswirtschaft von fremden Forschungs- und Entwicklungsaktivitäten profitiert. Dabei nimmt in kleineren OECD-Ländern der Einfluss des ausländischen F&E-Kapitalstocks mit dem Offenheitsgrad des Landes zu. Zudem zeigen die Autoren, dass das ausländische F&E-Kapital in den kleineren bzw. mittelgroßen OECD-Ländern die gesamte Faktorproduktivität relativ zum inländischen F&E-Kapital stärker als in den G7-Ländern beeinflusst. Dagegen überwiegt in den G7-Ländern der Einfluss des inländischen F&E-Kapitalstocks. Für Österreich betragen die Elastizitäten der gesamten Faktorproduktivität in Bezug auf den inländischen F&E-Kapitalstock 0,074, während die Elastizität für den ausländischen F&E-Kapitalstock bei 0,11 liegt. Österreich hat damit in den 70er und 80er Jahren von den steigenden F&E-Ausgaben der wichtigsten Handelspartner stärker profitiert als von den eigenen F&E-Aktivitäten. Das Kernergebnis von *Coe – Helpman* (1995) ist, dass die Elastizität der ausländischen F&E-Investitionen in kleineren Volkswirtschaften größer ist als die entsprechende Elastizität des eigenen F&E-Kapitalstocks.

In *Keller* (1998) wurde das empirische Modell von *Coe – Helpman* (1995) modifiziert, indem anstelle der Gewichtung mit den Importanteilen der Handelspartner eine rein zufällige Gewichtung verwendet wurde. Der Autor weist nach, dass die Signifikanz des ausländischen Kapitalstocks erhalten bleibt wenn der ungewichtete oder der zufallsgewichtete ausländische F&E-Kapitalstock verwendet wird. Damit sind die Ergebnisse von *Coe – Helpman* (1995), dass der Warenimport ein relevanter Wirkungskanal der internationalen Technologieübertragung ist, in Zweifel gezogen worden.

In nachfolgenden Studien können *Xu – Wang* (1999, 2000) jedoch beweisen, dass importierte Investitionsgüter ein entscheidender Wirkungskanal des Technologietransfers sind. Das gilt aber nicht für Nicht-Konsum- oder Vorleistungsgüter. Auch *Lichtenberg – Van Pottelsberghe* (1999) zeigen, dass die Produktivitätseffekte des ausländischen F&E-Kapitalstocks mit der Offenheit einer Volkswirtschaft zunehmen.

Die jüngste Untersuchung zu Produktivitätswirkungen der Forschungsausgaben wurde von *Khan – Luintel* (2006) durchgeführt. Österreich ist hier allerdings nicht in die Analyse einbezogen worden. Die Besonderheit dieser Analyse ist es, dass ähnlich wie bei *Coe – Helpman* (1995), einerseits die Produktivitätseffekte der F&E-Aktivitäten über die Länder variieren können und andererseits, dass eine Vielzahl zusätzlicher produktivitätsrelevanter

Einflussfaktoren in Betracht gezogen wird. Neben dem F&E-Kapitalstock des öffentlichen Sektors und des Unternehmenssektors sowie den internationalen F&E-Spillovers werden auch weitere Einflussfaktoren inkludiert, darunter der Humankapitalbestand, die ausländischen Direktinvestitionen (passive DI), Exporte und Importe und ein Indikator für die öffentliche Infrastruktur der Volkswirtschaft. Die Autoren bestätigen, dass F&E-Aktivitäten des Unternehmenssektors, des öffentlichen F&E-Sektors und die internationalen F&E-Spillovers einen positiven Effekt auf die gesamte Faktorproduktivität ausüben. Allerdings sind in den kleinen offenen Volkswirtschaften (Niederlande, Belgien, etc) die Effekte der inländischen F&E-Aktivitäten höher als die Effekte des ausländischen F&E-Kapitalstocks. Zudem finden *Khan – Luintel* (2006), ähnlich wie bei *Guillec – Van Pottelsberghe* (2004), eine etwas höhere Produktivitätswirksamkeit der universitären und außeruniversitären Forschung gegenüber der Forschung des Unternehmenssektors. Dieses Ergebnis ist aufgrund des sehr viel höheren Ausgabenanteils von F&E im Unternehmenssektor gegenüber dem öffentlichen Sektor mit einer gewissen Vorsicht zu betrachten. Weitere Studien zur Klärung dieses Sachverhalts sind zwingend erforderlich.

In jüngeren Studien wurden weitere Wirkungskanäle des internationalen Technologietransfers verwendet. *Van Pottelsberghe – Lichtenberg* (2001) haben den ausländischen F&E-Kapitalstock mit den bilateralen Direktinvestitionsbeständen (sowohl aktive als auch passive Direktinvestitionen) gewichtet. Andere Autoren haben den ausländischen F&E-Kapitalstock mit einem Maß der technologischen Spezialisierung auf Basis von Patenten oder internationalen Patentkooperationen gewichtet (*Verspagen*, 1997; *Guillec – Van Pottelsberghe*, 2004; *Peri*, 2003; *Khan – Luintel*, 2006; *AlAzzawi*, 2004). Hingegen bezweifeln *Müller – Nettekoven* (1999), dass internationale Spillovers überhaupt einen Einfluss auf die gesamte Faktorproduktivität haben. Mit Hilfe eines Modells mit variablen Koeffizienten zeigen sie, dass die TFP signifikant positiv von den eigenen F&E-Aktivitäten, nicht aber von den fremden F&E-Aktivitäten, abhängt.



Tabelle 1 :Überblick von Studien über die Wachstumswirkungen von F&amp;E.

Studien	Stichprobe	Zeitraum	Anzahl der Beobachtungen	Abhängige Variable	Wirkungskanal	Hauptergebnisse
Coe — Helpman(1995)	21 OECD Länder und Israel	1970-1990	440	TFP	Anteil der bilateralen Importe an den Gesamtimports	TFP-Elastizität ausländ. F&E- Kapital > TFP Elastizität inländ. F&E-Kapital
Evanson Singh — (1997)	11 Entwicklungsländer	1970-1993	253	BIP Wachstum	Anteil der bilateralen Importe an den Gesamtimports	Inländisches F&E- Kapital hat einen stärkeren Einfluss als ausländisches F&E- Kapital
Funk(2001)	22 OECD Länder	1971-1990	352	TFP	Anteil der bilateralen Importe und Exporte an den gesamten Importen bzw. Exporten	Ausländisches F&E-Kapital mit Wirkungskanal "Anteil der Exporte an den gesamten Exporten" haben den stärksten Einfluss
Guellec —van Pottelsberghe (2001,2004)	16 OECD Länder	1980-1998	302	TFP	Technologische Nähe	TFP-Elastizität ausländ. F&E- Kapital > TFP Elastizität inländ. F&E-Kapital
Keller(1998)	21 OECD Länder und Israel	1970-1990	440	TFP	Anteil der zufallsgewichteten Importe am BIP	Inländisches F&E- Kapital hat einen stärkeren Einfluss als ausländisches F&E- Kapital
Khan — Luintel(2006)	16 OECD Länder	1980-1998	352	TFP	Technologische Nähe	F&E des öffentlichen Sektors hat den stärksten Einfluss
Lee (2006)	16 OECD Länder	1981-2000	320	TFP	Technologische Nähe/einfließende und ausfließende Direkt Investitionen	Ausländisches F&E-Kapital mit Wirkungskanal "Anteil der Importe am BIP" haben den stärksten Einfluss
Musolesi (2007)	13 OECD-Länder	1981-1998		TFP	Importe/einfließende Direktinvestitionen/ausfließende Direktinvestitionen	TFP-Elastizität inländ. F&E- Kapital im Unternehmenssektor > TFP Elastizität ausländ. F&E-Kapital > TFP Elastizität des F&E-Kapitals im öffentlichen Sektor
Xu — Wang(1999)	21 OECD Länder	1983-1990	168	TFP	Anteil der bilateralen Importe an den Gesamtimports oder am BIP	TFP-Elastizität ausländ. F&E- Kapital > TFP Elastizität inländ. F&E-Kapital
Xu — Wang(2000)	21 OECD Länder	1983-1990	91	TFP	Einfließende und ausfließende Direkt Investitionen als Anteil am BIP oder Gesamt FDI	Ausländisches F&E-Kapital mit Wirkungskanal "Aktive DI als Anteil am BIP" haben den stärksten Einfluss

Ein Teil der relevanten Studien auf Länderebene ist in Tabelle 1 zusammengefasst. Dabei ist zu bemerken, dass die Mehrheit der Studien den Einfluss des F&E-Kapitalstocks auf das Produktivitätswachstum und nicht auf das Wirtschaftswachstum untersucht. Eine der wenigen Ausnahmen stellt die Studie von *Evanson – Singh* (1997) dar. In dieser Studie wird auch die Wirkung der F&E-Aktivitäten auf das Bruttoinlandprodukt pro Kopf untersucht.

Ein anderer Zweig der Literatur konzentriert sich auf die Lösung der Schätzprobleme, die durch die potentielle Nicht-Stationarität der Zeitreihen hervorgerufen wird (*Kao et al*, 1999; *Funk*, 2001; *Guellec–Van Pottelsberghe*, 2004, *Khan – Luintel*, 2006). Sowohl der F&E-Kapitalstock als auch die Faktorproduktivität sind typischerweise nicht-stationäre Zeitreihen. Deswegen verwenden wir in dieser Studie auch dynamische Modelle (Fehlerkorrekturmodelle), welche speziell für Paneldaten angepasst sind.

## 2.6. Das Lissabon-bzw. Barcelona-Ziel der Europäischen Union

Beim Lissabon-Gipfel in 2000 und beim Barcelona-Gipfel in 2002 einigten sich die Regierungen aller EU-Mitgliedsländer die Gesamtausgaben für Forschung und Entwicklung der Mitgliedsstaaten bis zum Jahr 2010 auf 3% des BIP zu erhöhen. Ziel der Maßnahme ist es, die Produktivitätslücke bzw. der Wachstumsabstand zu den USA zu schließen. Die theoretische Literatur gibt kaum Hinweise über die Höhe des optimalen F&E-Kapitalstocks. *Mohnen* (2005) argumentiert, dass aufgrund der unterschiedlichen Ausgangsbedingungen die relevante 3% Zielmarke nicht für jedes Land gelten soll, sondern die kumulierten F&E-Ausgaben der EU-Länder sollten 3% des Bruttoinlandsprodukts betragen.

## 3. Entwicklung der F&E-Kapazitäten

Die Entwicklung des gesamten F&E-Kapitalstocks ist in

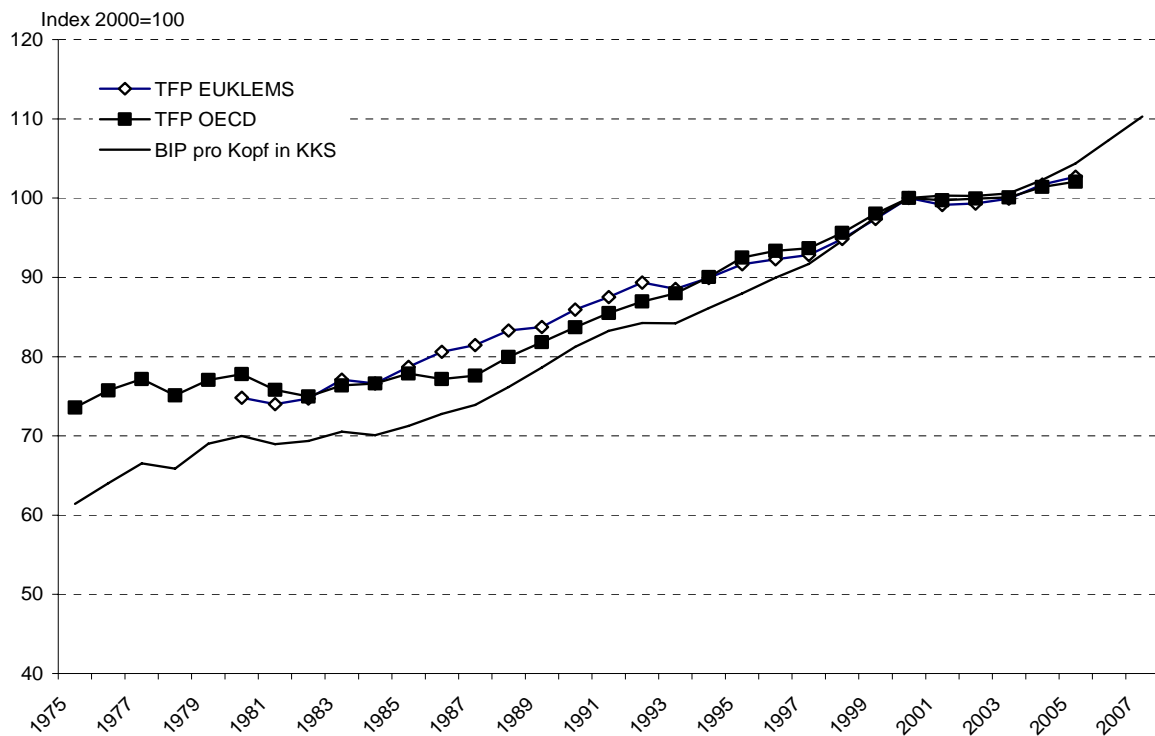
Tabelle 3 und in Grafik 2 dargestellt. Dieser ist als Summe der akkumulierten F&E-Ausgaben abzüglich der Abschreibungen berechnet. In Österreich sind die F&E-Kapazitäten in den letzten 32 Jahren (zwischen 1975– 2007) um durchschnittlich 7,9 % pro Jahr gestiegen.<sup>3</sup> Ähnlich dynamisch entwickeln sich die F&E-Beschäftigten, zumindest seit Anfang der 90er Jahre (siehe Grafik 2, Tabelle 4). Die gesamte Faktorproduktivität in Österreich ist im gleichen Zeitraum ebenfalls rasch gestiegen, allerdings hat sich seit 1999 das Wachstum der gesamten Faktorproduktivität stark abgeschwächt (Grafik 1). Ab 2005 könnte sich das TFP-Wachstum wieder beschleunigen. Dies lässt sich durch eine kräftige Belebung des Wachstums des BIP je Erwerbsfähigen ab 2005 begründen. Aus Grafik 1 ist auch ersichtlich, dass es nur geringfügige Abweichungen zwischen dem Produktivitätsmaß nach der traditionellen

---

<sup>3</sup> Die F&E-Ausgaben bzw. die F&E-Kapitalstöcke sind in EURO-Kaufkraftparitäten ausgewiesen.

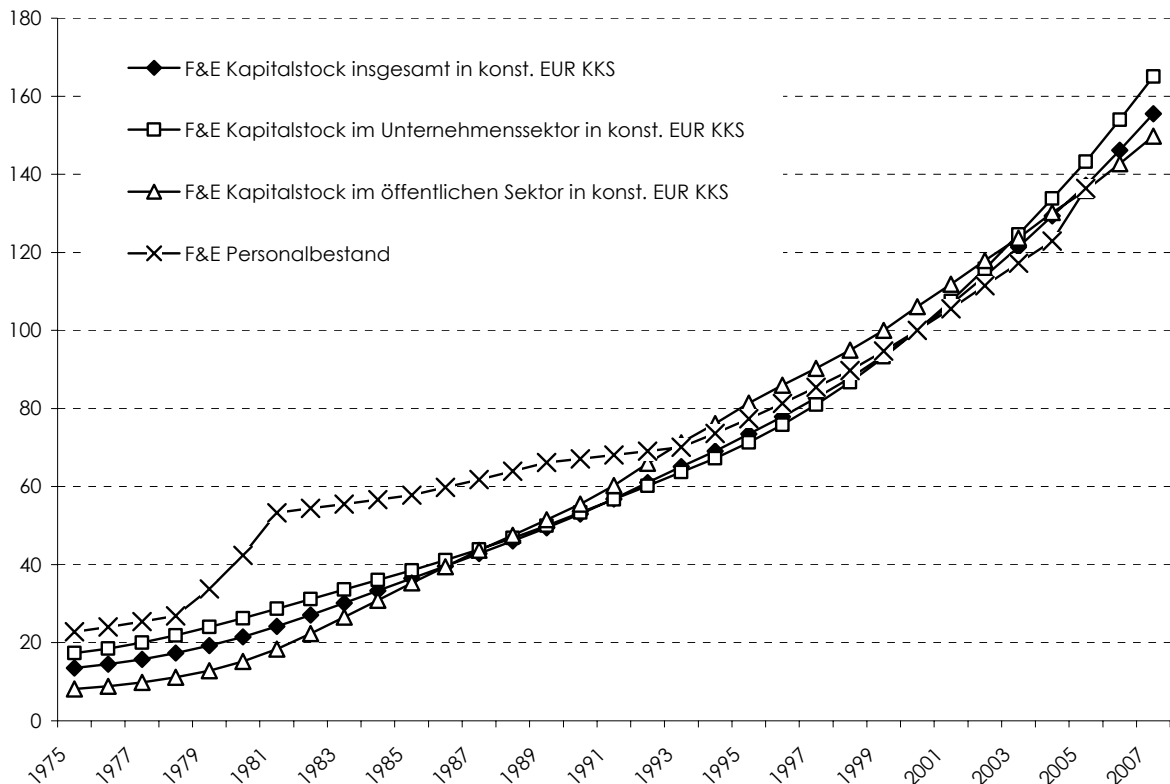
Berechnungsmethode der OECD und dem qualitätsbereinigten TFP-Maß (hier nur auf Basis der marktnahen Sektoren, d.h. ohne die Sektoren Staat und öffentliche Verwaltung und Sozialversicherung) gibt.

Grafik 1: *Entwicklung der gesamten Faktorproduktivität, des BIP je Erwerbsfähigen in Kaufkraftparitäten und des Forschungspersonals in Österreich (Index 2000=100)*



Ein Vergleich mit anderen wachstumsrelevanten Produktionsfaktoren, wie Humankapital oder Sachkapital, zeigt, dass der F&E-Kapitalstock zu den am schnellsten wachsenden Produktionsfaktoren zählt. Beispielsweise beträgt die Wachstumsrate vom Sachkapital in den letzten 10 Jahren (1995–2005) im Durchschnitt 2,3 % pro Jahr. Die Anzahl der Beschäftigten mit Hochschulabschluss ist im gleichen Zeitraum ebenfalls nur relativ mäßig um 3,6 % pro Jahr gestiegen (WIFO Berechnungen auf Basis von EUKLEMS Daten).

Grafik 2: Entwicklung des gesamten F&E-Kapitalstocks, der F&E-Kapitalstöcke jeweils im Unternehmenssektor und im öffentlichen Sektor und des F&E-Personalbestands in Österreich (Index 2000=100)



In Österreich beträgt die Wachstumsrate der F&E-Ausgaben über die letzten 32 Jahre im Durchschnitt 8,1% pro Jahr und damit steht Österreich an der Spitze der OECD-Länder bezüglich dem Wachstum der F&E-Kapazitäten. Die Vorreiterstellung wird fast über die ganze Periode beibehalten insbesondere seit dem Jahr 2000, wobei nur typische Aufholländer wie Irland und Spanien höhere Wachstumsraten aufweisen.

Zwischen 1995 und 2006 hält der Aufbau der F&E-Kapazitäten mit einem Wachstum von durchschnittlich 6,5 % pro Jahr unvermindert an (siehe Tabelle 3). Trotz des anhaltend raschen Wachstums des F&E-Kapitalstocks hat sich damit die Wachstumsrate im Vergleich zur ersten Hälfte der 90er Jahre nur unwesentlich abgeschwächt. Im Ländervergleich zeigt sich, dass der F&E-Kapitalstock in Österreich schneller gewachsen ist als im Durchschnitt der OECD-Länder. In der zweiten Hälfte der 90er Jahren und zwischen 2000 und 2005 betrug der Wachstumsvorsprung von Österreich im Vergleich zu den restlichen OECD-Ländern ca. 2 Prozentpunkte (6,5 % in Österreich vs. 4,5 % im Durchschnitt der OECD-Länder). Auch gegenüber den nordischen Ländern insgesamt (die Summe des F&E-Kapitalstocks für Dänemark, Norwegen, Finnland und Schweden) hat Österreich mittlerweile ein Wachstumsvorsprung von einem Prozentpunkt.

Tabelle 2: Entwicklung der F&amp;E-Ausgaben (durchschnittliche Veränderungsrate in %)

	1975-2007 <sup>4</sup>	1980-1985	1985-1990	1990-1995	1995-2000	2000-2007	2006	2007
Australien	5,7	7,9	5,9	7,6	3,1	7,8		
Belgien	3,8	3,8	3,1	2,7	6,2	0,3	2,4	
Dänemark	5,9	7,6	6,9	5,7	7,3	3,1	2,8	
Deutschland	3,9	5,3	3,3	0,3	4,4	0,8	3,9	
Finnland	6,6	8,7	7,2	3,4	13,3	3,4	4,0	2,3
Frankreich	2,7	5,3	4,6	0,9	1,5	1,5	1,3	
Griechenland	5,5	7,5	9,9	6,8	10,1	3,9	2,7	
Irland	6,7	4,7	6,3	14,1	7,2	7,6	11,0	
Italien	1,9	6,9	5,9	-3,7	3,4	1,6		
Japan	4,7	9,2	6,4	1,0	1,8	3,1		
Kanada	5,3	6,8	4,1	4,1	6,7	3,2	2,0	
Niederlande	2,9	4,2	4,2	1,3	2,5	0,2		
Neuseeland	3,2	8,7	-0,9	2,4	5,0	5,2		
Norwegen	4,6	8,9	2,3	3,5	4,3	3,4	4,8	
Österreich	8,1	6,9	5,5	4,7	7,5	6,3	4,9	6,0
Portugal	4,7	7,5	12,6	3,9	11,4	2,1		
Schweden	5,3	10,5	2,2	4,8	6,4	2,5	2,4	
Schweiz	3,2	4,8	3,9	0,4	1,2	4,5		
Spanien	6,0	8,7	13,9	1,3	6,9	7,8		
Ver. Königreich	2,4	4,5	2,4	-0,3	2,2	1,5		
USA	4,0	7,8	2,5	1,4	6,0	1,4	2,7	
Nord. Länder	5,6	8,9	4,7	4,4	7,8	3,1		
EU 14	4,7	6,6	6,3	3,3	6,4	3,0		
OECD	4,6	6,9	5,4	3,2	5,6	3,4		

Quelle: Siehe Anhang.

Tabelle 3 : Entwicklung des F&amp;E-Kapitalstocks (durchschnittliche Veränderungsrate in %)

	1975-2007	1980-1985	1985-1990	1990-1995	1995-2000	2000-2005	2006	2007
Australien	4,8	3,6	5,0	5,7	5,5	5,5		
Belgien	3,4	3,2	3,0	3,0	3,5	3,5	2,7	2,7
Dänemark	5,3	4,4	5,6	5,6	5,9	6,2	4,9	4,7
Deutschland	3,7	4,6	4,6	3,7	2,8	3,0	2,5	2,6
Finnland	6,7	6,2	7,8	6,3	7,3	7,7	6,5	6,2
Frankreich	2,3	2,0	2,6	2,9	2,2	2,2	2,0	1,9
Griechenland	4,6	1,2	3,7	5,5	6,5	6,7	6,1	5,8
Irland	5,6	2,6	3,8	6,5	8,6	7,5	7,8	8,1
Italien	1,8	0,7	1,7	1,7	1,0	1,6	1,4	
Japan	4,2	4,5	5,4	4,9	3,6	3,2	3,3	
Kanada	4,7	4,7	4,9	4,7	4,5	5,5	4,6	4,3
Niederlande	2,8	2,6	3,3	2,8	2,9	2,2	1,9	
Neuseeland	3,2	3,2	3,0	2,8	3,2	4,0	4,0	
Norwegen	4,2	4,0	5,0	4,0	4,0	4,0	3,8	3,9
Österreich	7,9	11,1	7,7	6,8	6,4	6,5	6,6	6,4
Portugal	3,2	-0,1	1,9	5,0	5,1	5,9	5,0	
Schweden	4,6	4,7	5,4	4,1	4,6	5,0	4,2	4,1
Schweiz	2,8	2,4	3,8	2,9	2,3	2,4		
Spanien	5,2	2,9	5,8	7,1	5,2	6,2	6,7	
Ver. Königreich	1,6	1,6	1,9	1,5	1,3	1,6	1,6	
USA	3,5	3,6	4,2	3,3	3,4	3,5	3,2	3,1
Nordische Länder	5,0	4,7	5,7	4,6	5,2	5,5	4,7	4,6
EU15	2,8	2,6	3,2	3,0	2,5	2,8	2,6	
OECD	3,4	3,4	4,1	3,5	3,2	3,3		
OECD (ungewichtet)	4,1	3,5	4,3	4,3	4,3	4,5	3,9	

Quelle: Siehe Anhang.

<sup>4</sup> Der Beobachtungszeitraum erstreckt sich bis zum letzten verfügbaren Jahr (2005, 2006 bzw. 2007). Das gleiche gilt auch für den Beobachtungszeitraum des gesamten F&E-Kapitalstocks, der F&E-Kapitalstöcke im Unternehmenssektor und im öffentlichen Sektor.

Insgesamt steht Österreich seit dem Jahr 2000 beim Wachstum des F&E-Kapitalstocks in der Gruppe der F&E-intensiven Industrieländer im Spitzenfeld. Nur in Finnland und in Irland sind die F&E-Kapazitäten rascher gewachsen. In den Jahren 2006 und 2007 betrug das Wachstum des F&E-Kapitalstocks in der österreichischen Wirtschaft 6,6 % bzw. 6,4 % pro Jahr und damit war es, mit Ausnahme von Spanien und Irland, so hoch wie in keinem anderen der betrachteten OECD-Länder. Ein ähnliches Bild ergibt sich, wenn die Entwicklung des F&E-Kapitalstocks im Unternehmenssektor betrachtet wird (siehe Tabelle 6). Alternativ kann die Dynamik der F&E-Aktivitäten auch anhand der F&E-Beschäftigten gemessen werden (Tabelle 4). Da 70 % der F&E-Ausgaben auf F&E-Personalkosten entfallen, ist der F&E-Personalbestand eine gute Approximation für die F&E-Ausgaben. Ein Vergleich des F&E-Kapitalstocks mit dem F&E-Personalbestand gibt auch Aufschluss über die Validität des berechneten F&E-Kapitalstocks. Der Vergleich der beiden Variablen zeigt nur leichte Abweichungen. Insgesamt liegen die Steigerungsraten des F&E-Kapitalstocks bei ca. 1 Prozentpunkt über den Wachstumsraten des F&E-Personalbestands (vergleiche Tabelle 3 und Tabelle 4). Dies deutet auf eine zu niedrige Abschreibungsrate hin. Um die Ergebnisse dieser Studie mit *Coe – Helpman* (1995) vergleichbar zu machen, wurde dennoch eine Abschreibungsrate von 5 % beibehalten.

Tabelle 4: Entwicklung der F&E-Beschäftigten (durchschnittliche Veränderungsrate in %)

	1975-2005	1980-1985	1985-1990	1990-1995	1995-2000	2000-2005	2006
Australien	3,2	4,1	5,3	5,2	1,5	5,3	
Belgien	1,9	3,5	2,8	-0,1	6,0	0,0	3,1
Dänemark	4,2	4,6	4,7	3,8	4,5	2,9	3,9
Deutschland	1,6	2,4	2,0	1,3	1,1	-0,2	0,9
Finnland	5,1	6,5	4,3	3,0	9,4	1,8	1,4
Frankreich	1,6	2,4	1,4	1,7	0,6	1,8	
Griechenland	7,6	6,4	16,0	11,2	10,0	3,7	3,5
Irland	4,3	1,5	5,1	7,1	5,7	5,5	5,7
Italien	2,7	4,6	4,2	-0,4	1,1	3,2	
Japan	1,6	4,3	3,4	1,1	-1,1	0,5	
Kanada	4,4	3,4	2,6	4,5	3,0	4,5	
Niederlande	1,7	2,8	3,8	1,5	2,0	0,3	
Neuseeland	4,2	1,2	0,3	3,7	7,9	8,5	
Norwegen	2,9	5,0	1,5	3,4	1,8	3,1	4,0
Österreich	6,1	6,4	3,0	2,9	5,3	6,4	5,8
Portugal	5,2	5,1	4,0	5,1	7,2	3,3	
Schweden	2,3	4,7	1,9	2,9	2,1	2,3	1,3
Schweiz	0,3	-3,4	1,9	-0,1	1,1		
Spanien	6,2	5,1	11,4	2,8	8,6	7,7	
Vereinigtes Königreich	1,2	-0,3	-0,6	-0,2	1,5	1,6	
USA	2,9	3,7	3,7	1,5	4,5	1,6	
Nordische Länder	3,4	5,1	2,8	3,2	4,3	2,4	
EU15	2,2	2,3	2,2	1,3	2,3	1,9	
OECD	2,3	3,1	2,9	1,5	2,1	1,7	
OECD (ungewichtet)	3,4	3,5	3,9	2,9	4,0	3,0	

Quelle: Siehe Anhang.

Die Betrachtung der Entwicklung des F&E-Personalbestands bestätigt das Bild: in Österreich sind die F&E-Kapitalstöcke seit dem Jahr 2000 mit einer durchschnittlichen Wachstumsrate von 6,4% pro Jahr schneller gewachsen als im Durchschnitt der OECD-Länder und sogar

schneller als in der Gruppe der Nordischen Länder (Dänemark, Schweden, Finnland und Norwegen) mit 2,4 % pro Jahr; nur in Spanien und Neuseeland war die Steigerung höher.

Der F&E-Kapitalstocks des Auslands (gewichtet mit den bilateralen Importanteilen) zeigt eine stetige Entwicklung über die Beobachtungsperiode (siehe Tabelle 5). Die Wachstumsrate für Österreich befindet sich im Durchschnitt der OECD-Länder (3,4% vs. 3,3%).

Die Entwicklung des F&E-Kapitalstocks im Unternehmenssektors zeigt für Österreich ebenfalls eine überdurchschnittliche Wachstumsrate (7,3 % vs. 5,1% pro Jahr im Durchschnitt der OECD-Länder) auf (siehe Tabelle 6). In Österreich sind auch die F&E-Kapazitäten an Hochschulen und außeruniversitären F&E-Einrichtungen ebenfalls kräftig aufgestockt worden (siehe Tabelle 7). Zwischen 1995 und 2005 betrug das Wachstum in diesem Bereich 5,2 % pro Jahr gegenüber 3,5 % im Durchschnitt der OECD-Länder. Zwischen 2000–2006 liegt Österreich beim Wachstum der F&E-Kapazitäten im öffentlichen Sektor unter den F&E-intensiven OECD-Ländern zusammen mit Finnland, Irland und Spanien.

*Tabelle 5: Entwicklung des ausländischen F&E-Kapitalstocks (Gewichtungsmethode-Anteile der Importe)(durchschnittliche Veränderungsrate in %)*

	1975-2005	1980-1985	1985-1990	1990-1995	1995-2000	2000-2006
Australien	3,5	3,7	4,3	3,6	3,3	3,3
Belgien	3,2	3,3	3,9	3,3	2,9	2,9
Dänemark	3,3	3,5	4,0	3,3	2,9	3,0
Deutschland	3,1	3,1	3,8	3,3	3,0	2,9
Finnland	3,4	3,6	4,1	3,5	3,1	3,1
Frankreich	3,3	3,4	4,0	3,3	3,0	3,0
Griechenland	3,2	3,2	3,8	3,3	2,8	2,8
Irland	3,1	3,1	3,7	3,0	2,9	3,0
Italien	3,2	3,4	4,0	3,4	2,9	2,8
Japan	3,4	3,5	4,2	3,3	3,4	3,3
Kanada	3,5	3,6	4,2	3,4	3,4	3,4
Niederlande	3,4	3,5	4,1	3,4	3,0	3,1
Neuseeland	3,5	3,7	4,4	3,7	3,4	2,9
Norwegen	3,4	3,5	4,1	3,4	3,1	3,1
Österreich	3,5	3,8	4,2	3,5	2,9	2,9
Portugal	3,2	3,1	3,8	3,4	2,8	2,9
Schweden	3,3	3,5	4,0	3,4	3,0	3,0
Schweiz	3,3	3,5	4,0	3,4	2,9	3,0
Spanien	3,1	3,2	3,8	3,2	2,8	2,9
Vereinigtes Königreich	3,4	3,5	4,2	3,5	3,2	3,2
USA	3,8	4,0	4,7	4,3	3,3	3,2
Nordische Länder	3,4	3,5	4,1	3,4	3,0	3,0
EU-15	3,3	3,4	3,9	3,3	3,0	3,0
OECD	3,3	3,5	4,1	3,4	3,1	3,0

Quelle: Siehe Anhang.

Tabelle 6: Entwicklung des F&amp;E-Kapitalstocks im Unternehmenssektor (in %)

	1975-2007	1980-1985	1985-1990	1990-1995	1995-2000	2000-2005	2006	2007
Australien	7,2	4,1	9,4	9,3	8,1	7,9		
Belgien	4,4	4,8	4,5	3,7	4,2	3,9	2,7	2,7
Dänemark	6,8	6,0	7,2	6,9	7,4	7,9	5,9	5,3
Deutschland	4,1	5,4	5,3	3,7	2,7	3,2	2,6	2,7
Finnland	8,2	8,1	9,6	7,1	8,9	9,1	7,4	7,1
Frankreich	2,8	2,4	3,2	3,6	2,6	2,6	2,2	2,3
Griechenland	10,3	11,5	11,8	10,1	9,3	9,4	8,0	7,0
Irland	9,2	6,9	8,7	12,0	12,7	8,7	8,0	8,8
Italien	1,7	1,0	2,2	1,7	0,6	1,0	1,2	
Japan	5,2	6,0	7,0	5,9	4,4	4,0	4,2	
Kanada	6,4	7,5	7,7	6,1	6,3	6,5	4,5	4,0
Niederlande	2,7	2,2	3,8	2,0	2,9	2,6	2,2	
Neuseeland	4,1	5,1	4,0	2,6	3,2	6,6	6,6	
Norwegen	4,9	5,5	6,8	4,1	4,3	4,4	3,5	3,5
Österreich	7,3	8,0	6,7	6,0	7,0	7,4	7,5	7,2
Portugal	5,4	3,5	4,2	5,8	5,5	10,0	9,6	
Schweden	5,0	4,7	5,6	4,5	5,6	5,6	4,5	4,4
Schweiz	1,9	1,2	2,9	1,9	1,7	2,2	0,0	
Spanien	5,1	2,2	6,1	6,6	4,7	6,5	7,0	
Vereinigtes Königreich	1,3	1,2	1,8	1,3	1,0	1,3	1,1	
USA	3,8	4,1	4,7	3,5	3,8	3,6	3,1	3,1
Nordische Länder	5,7	5,3	6,5	5,1	6,2	6,4	5,2	5,0
EU15	3,0	2,9	3,6	3,0	2,6	3,0	2,6	
OECD	3,8	3,9	4,7	3,8	3,6	3,6		
OECD(ungewicht et)	5,1	4,8	5,9	5,2	5,1	5,5	4,6	

Quelle: Siehe Anhang.

Tabelle 7: Entwicklung des F&amp;E-Kapitalstocks im öffentlichen Sektor (durchschnittliche Veränderungsrate in %)

	1975-2007	1980-1985	1985-1990	1990-1995	1995-2000	2000-2005	2006	2007
Australien	3,6	3,4	3,3	4,0	3,9	3,7		
Belgien	2,0	1,3	0,8	1,6	2,1	2,7	2,8	2,8
Dänemark	3,7	3,2	4,1	4,2	4,2	3,7	3,2	3,6
Deutschland	3,0	3,1	3,1	3,7	3,0	2,7	2,4	2,4
Finnland	5,0	4,6	5,8	5,3	5,0	5,2	4,7	4,5
Frankreich	1,6	1,4	1,9	2,1	1,5	1,6	1,6	1,4
Griechenland	3,7	0,2	2,4	4,5	5,8	5,8	5,5	5,3
Irland	3,0	0,9	1,2	2,2	3,8	5,5	7,3	7,0
Italien	1,9	0,4	1,1	1,7	1,5	2,3	1,7	
Japan	2,6	2,8	3,1	3,3	2,3	1,5	1,2	
Kanada	3,3	3,1	2,9	3,5	2,7	4,3	4,7	4,7
Niederlande	2,9	3,1	2,8	3,7	2,9	1,8	1,4	
Neuseeland	2,9	2,6	2,6	2,8	3,2	2,9	2,7	
Norwegen	3,5	2,6	3,1	3,9	3,5	3,6	4,2	4,4
Österreich	9,5	18,4	9,5	7,9	5,4	5,1	5,0	5,0
Portugal	2,7	-0,9	1,4	4,8	5,1	4,7	3,3	
Schweden	3,7	4,8	5,0	3,3	2,7	3,5	3,6	3,2
Schweiz	11,3	15,3	9,6	7,5	4,6	2,9	0,0	
Spanien	5,3	3,8	5,3	7,8	5,7	5,8	6,5	
Vereinigtes Königreich	2,2	2,7	2,2	2,0	1,7	2,2	2,6	
USA	2,9	2,6	3,3	3,0	2,5	3,4	3,4	3,2
Nordische Länder	3,9	4,0	4,6	3,9	3,6	3,9	3,8	3,8
EU15	2,5	2,2	2,5	2,8	2,4	2,6	2,5	
OECD	2,8	2,5	3,0	3,0	2,5	2,8		
OECD ungewichtet	3,8	3,8	3,6	3,9	3,5	3,6	3,4	

Quelle: Siehe Anhang.



## 4. Empirische Ergebnisse zu den Effekten der F&E-Aktivitäten

### 4.1. Empirische Spezifikation

Die folgende empirische Analyse verfolgt zwei Ziele: zum einen die Produktivitätseffekte und die Wachstumseffekte des F&E-Kapitalstocks in Österreich zu quantifizieren und zum anderen den Zusammenhang zwischen unternehmerischen und öffentlichen F&E-Aktivitäten zu messen. Die zu erklärende Variable ist die logarithmierte totale Faktorproduktivität im statischen Modell bzw. die Wachstumsrate der totalen Faktorproduktivität im dynamischen Modell (Beschreibung der Modelle und der theoretisch grundlegenden ökonometrischen Methoden ist im Appendix D vorhanden). Dabei werden zwei verschiedene Produktivitätsmaße verwendet: einerseits das Maß, welches von der OECD für ihre Mitgliedsländer berechnet wurde und andererseits das qualitätsbereinigte Maß der totalen Faktorproduktivitäten, welches im Rahmen des EUKLEMS Projekts berechnet wurde (*Peneder et al.*, 2007). In dieser Studie bezieht sich das TFP-Maß auf alle Wirtschaftsbereiche mit Ausnahme des öffentlichen Sektors (Öffentliche Verwaltung, Bildung, Gesundheit und Soziales).

Als Alternative zur gesamten Faktorproduktivität wird das (logarithmierte) BIP pro Erwerbsfähigen in Kaufkraftparitäten herangezogen. Ein Grund hierfür ist, dass die Entwicklung der totalen Faktorproduktivität als Maß für den Produktivitätsfortschritt aufgrund der restriktiven Annahmen und der mangelnden internationalen Vergleichbarkeit (z.B. der geleisteten Arbeitsstunden, unterschiedliche Abschreibungsraten für Kapital) häufig kritisiert wird (Beschreibung der Messmethoden und der Zusammensetzung der totalen Faktorproduktivität ist im Anhang B dargestellt).

Die zentrale erklärende Variable ist der gesamte F&E-Kapitalstock in realen EURO-Kaufkraftparitäten (die Berechnungsmethode–„perpetual inventory method“ ist im Appendix B beschrieben). Alternativ wird die Anzahl der Forscher als Maß für die F&E-Kapazitäten herangezogen. Ein Problem bei der Verwendung der F&E-Ausgaben, die der Berechnung der F&E-Kapitalstöcke zugrunde liegen, ist nämlich, dass die relativen Preisverschiebungen durch die starken Wechselkursschwankungen zwischen den Industrieländern vor allem in den 70er und 80er Jahren aber auch in jüngster Zeit möglicherweise nicht vollständig durch die Kaufkraftparitäten abgefangen wurden. Der zweite Inputfaktor ist der ausländische F&E-Kapitalstock, welcher mit Hilfe der Importanteile der jeweils 20 wichtigsten Handelspartner gewichtet wurde. Hier nicht dargestellte Ergebnisse kommen zu dem Ergebnis, dass die Schätzungen sich nur geringfügig ändern, wenn der F&E-Kapitalstock mit den Anteilen der (passiven oder aktiven) ausländischen Direktinvestitionen statt dem Importanteil gewichtet wird.

Eine weitere Gewichtungsmethode für den F&E-Kapitalstock des Auslands basiert auf der technologischen Spezialisierung eines Landes. Hierfür wird– in Anlehnung an den Herfindahl-

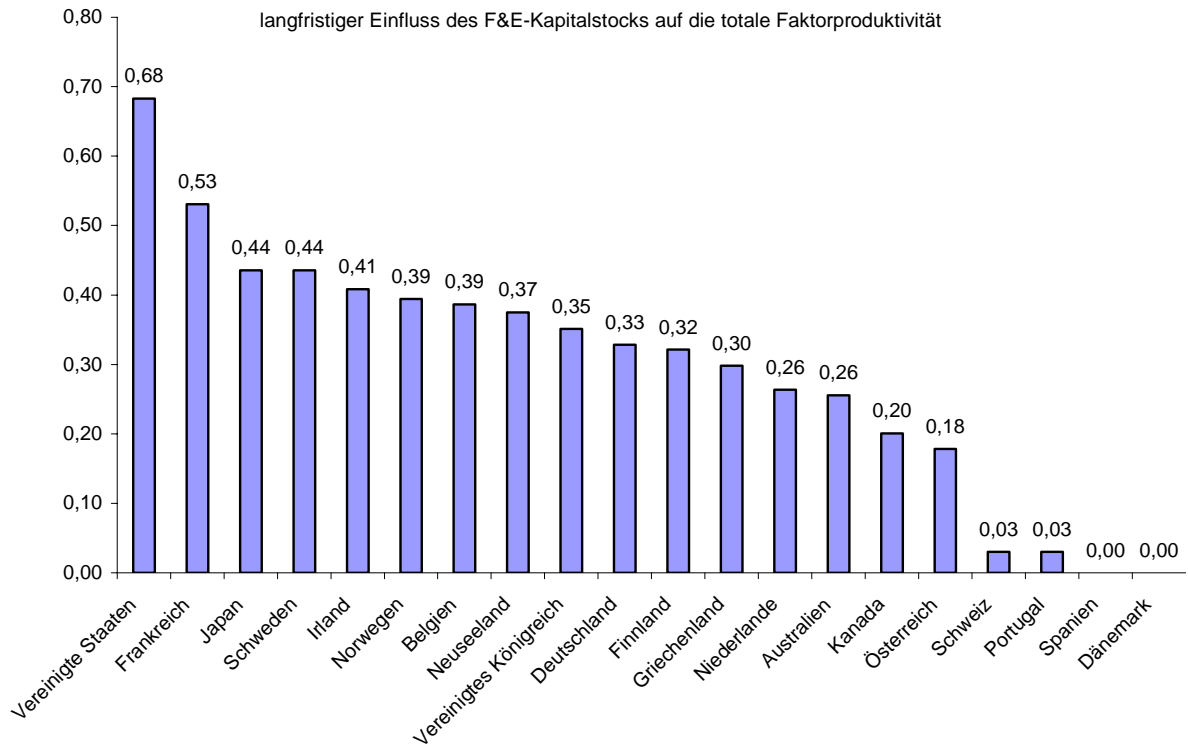
Index - ein modifiziertes Konzentrationsmaß anhand der Patentanteile von 45 Patentklassen berechnet. Das Maß der technologischen Spezialisierung nimmt den Wert eins an, wenn zwei Länder völlig gleich spezialisiert sind. Italien, Deutschland und Frankreich weisen den höchsten Grad der Übereinstimmung mit Österreich in der technologischen Spezialisierung auf. Finnland und Irland haben die geringste "technologische Nähe" mit Österreich. Der gewichtete F&E-Kapitalstock des Auslands ergibt sich als Summe der mit dem technologischen Spezialisierungsmaß gewichtete F&E-Kapitalstock des Auslands (siehe für detaillierte Beschreibung Appendix B).

In einem anschließenden Schritt werden die Produktivitätseffekte des unternehmerischen und öffentlichen F&E-Kapitalstocks quantifiziert. Die für die Studie zugrunde liegenden Modellgleichungen sind im Appendix C dargestellt. Die Spezifikation (C1) berücksichtigt den Einfluss vom gesamten inländischen F&E-Kapitalstock, wobei Spezifikation (C2) zwischen den Auswirkungen der öffentlichen F&E-Aktivitäten und der F&E-Aktivitäten des Unternehmenssektors unterscheidet. Weiterhin berücksichtigt Gleichung (C3) den Anteil des ausländisch finanzierten F&E-Kapitalstocks der Unternehmen im Inland. Die Gleichung (C4) spezifiziert das Fehlerkorrekturmodell und im Appendix D sind die restlichen empirischen Modelle dargestellt.

#### **4.2. Schätzungen für die TFP-Elastizität des F&E-Kapitalstocks auf Basis von Jahresdaten**

Wir beginnen zunächst mit der Interpretation der Ergebnisse der dynamischen Regressionsmodelle auf Basis von Jahresdaten, wie sie auch von *Guillec – Van Pottelsberghe* (2004) oder *Khan – Luintel* (2006) verwendet wurden. Hierfür wurde für jedes Land eine Gleichung geschätzt, welche als erklärende Variable jeweils nur den inländischen F&E-Kapitalstock enthält. Die Elastizitäten des logarithmierten F&E-Kapitalstocks sind in den meisten Ländern signifikant (siehe Grafik 3). Die langfristige Elastizität beträgt im Durchschnitt der OECD-Länder 0,32 mit beträchtlichen Unterschieden zwischen den Ländern. Demnach ist die Produktivitätswirksamkeit im Vereinigten Königreich mit einer Elastizität von 0,68 am höchsten. In Österreich ist die Elastizität der totalen Faktorproduktivität im Hinblick auf den F&E-Kapitalstock mit einem Wert von 0,18. Das bedeutet, dass sich die Steigerungen des F&E-Kapitalstocks im Vergleich zu anderen Industrieländern in geringerem Maße im Produktivitätswachstum niederschlagen.

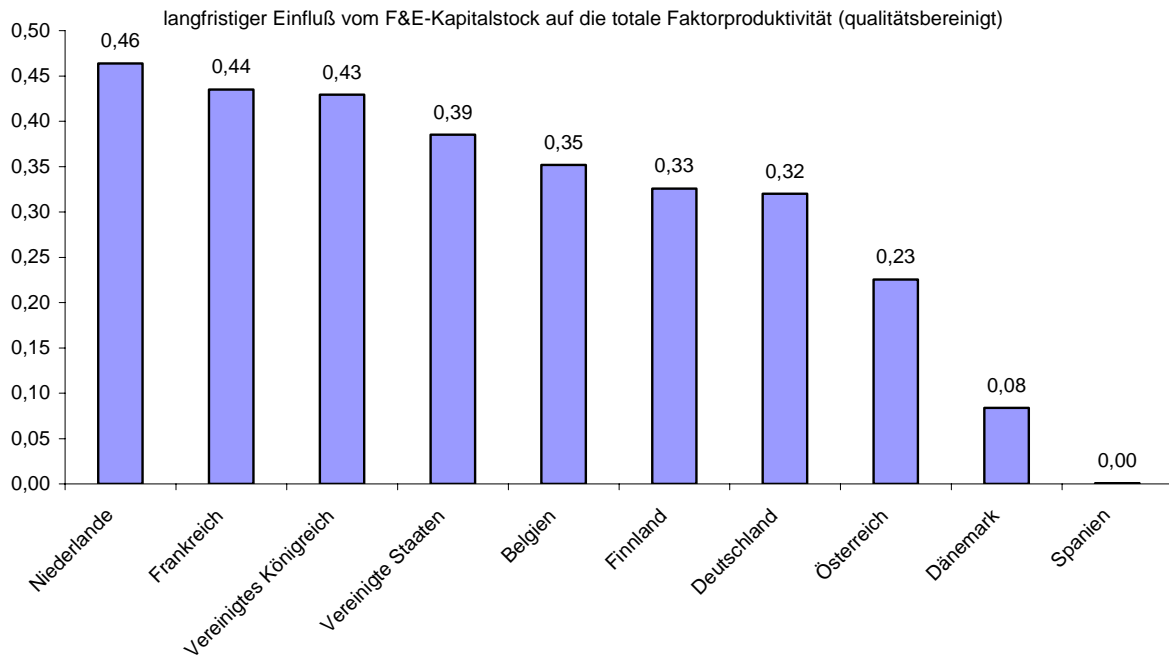
Grafik 3: Schätzergebnisse für den Einfluss des F&E-Kapitalstocks auf die Faktorproduktivität, 1975-2005.



Anmerkungen: Die Werte sind Elastizitäten der gesamten Faktorproduktivität (nach OECD Berechnungen) bezogen auf den F&E-Kapitalstock. Schätzergebnisse auf Basis eines Fehlerkorrektur-Modells für Paneldaten ("Mean Group" und "Pooled mean Group-Schätzers") für den Zeitraum 1975-2005, siehe Appendix E. \*\*\*, \*\* und \* bezeichnen die Signifikanz auf dem 1%, 5%, und 10% Niveau.

Das gleiche Bild der für Österreich unterdurchschnittlichen Produktivitätswirksamkeit von F&E ergibt sich auch, wenn die qualitätsbereinigte Entwicklung der totalen Faktorproduktivität verwendet wird (Grafik 4). Wiederum ist die Elastizität für Österreich mit einem Wert von 0,23 unterdurchschnittlich. Für die Gruppe der 10 Länder, die für die EUKLEMS-Daten zur Verfügung stehen, liegt die durchschnittliche Elastizität bei 0,36. Dennoch sollten die Ergebnisse der niedrigeren Produktivitätswirksamkeit von F&E für Österreich mit großer Vorsicht betrachtet werden, da in Österreich die Datenbasis für die F&E-Ausgaben vor 1995 deutlich schlechter als in anderen Industrieländern ist.

Grafik 4: Schätzergebnisse für den Einfluss des F&E-Kapitalstocks auf die Faktorproduktivität auf Basis der EUKlems-Daten



Anmerkungen: Die Werte sind Elastizitäten der gesamten Faktorproduktivität (nach EUKLEMS Berechnungen) bezogen auf den F&E-Kapitalstock. Schätzergebnisse auf Basis des "Mean Group" und "Pooled mean Group"-Schätzers für den Zeitraum 1980–2005, siehe Appendix E Table 21.

Dabei ist zu bemerken, dass der Einfluss des F&E-Kapitalstocks auf die gesamte Faktorproduktivität in dem Fall von zwei Ländern, Dänemark und Spanien, negativ oder nahe Null ist. Eine negative TFP-Elastizität eines Produktionsfaktors ist generell unplausibel. Im Fall von Dänemark ist dieses Ergebnis nicht neu. *Dilling-Hansen et al.*, (2000) finden auf Basis von dänischen Firmendaten ebenfalls nur schwache Effekte des F&E-Kapitalstocks auf die Produktivitätsentwicklung.

#### 4.3. Schätzungen auf Basis von Fünf-Jahres-Durchschnitten

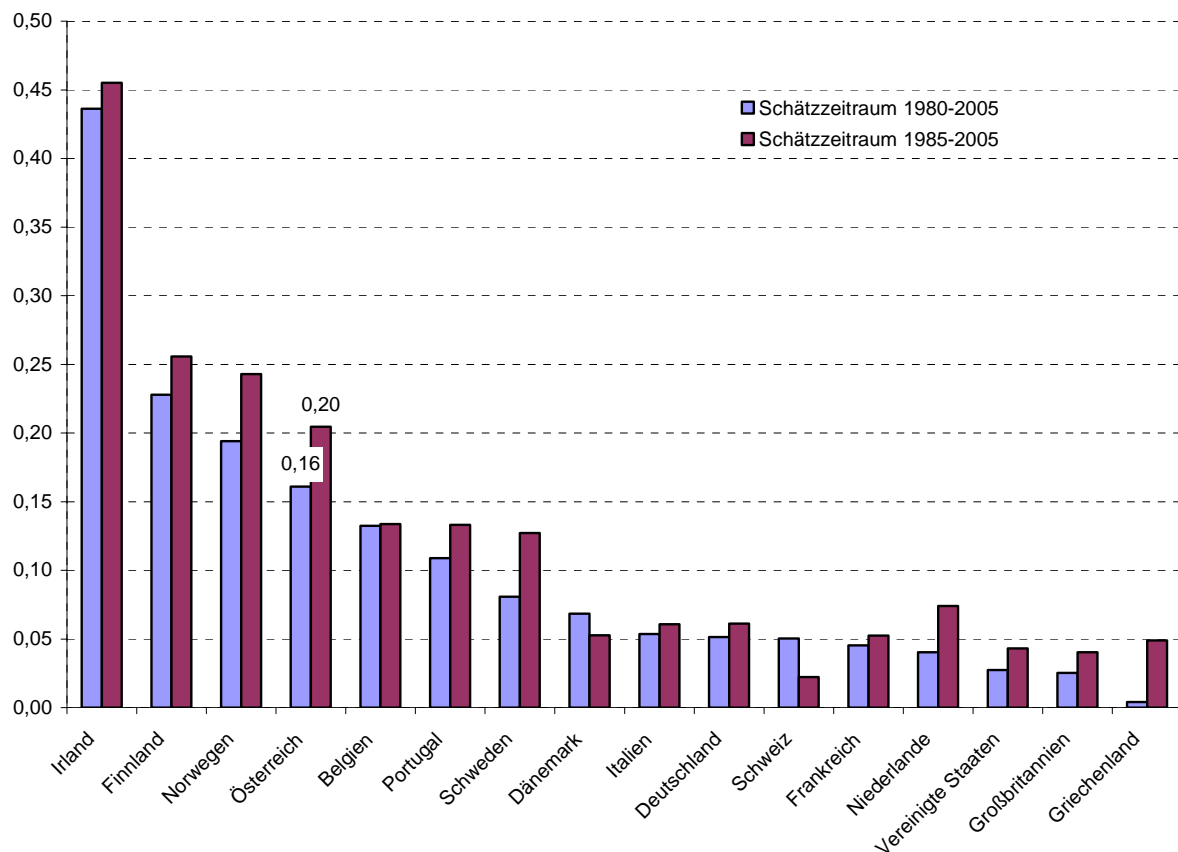
Nachdem die Ergebnisse des dynamischen Modells auf Basis von Jahresdaten für die meisten Industrieländer einen positiven, wenn auch für Österreich unterdurchschnittlichen, Einfluss von F&E auf die Produktivität gezeigt haben, konzentrieren sich die nachfolgenden Ausführungen auf empirische Analysen auf Basis von Fünfjahresdurchschnitten. Ein Grund hierfür ist, dass die jährliche Entwicklung der totalen Faktorproduktivität weniger den technischen Fortschritt als vielmehr die konjunkturelle Dynamik widerspiegelt. Ein anderer Grund ist, dass für viele Länder jährliche Daten gar nicht zur Verfügung stehen, da die nationalen F&E-Erhebungen, insbesondere vor 1995, in mehrjährigen Abständen erfolgten. Die Interpolation fehlender Werte ist aber gerade für dynamische Modelle auf Basis von Jahresdaten sehr problematisch.

#### 4.3.1 Einfluss der inländischen F&E-Kapazitäten

Zu Beginn werden die Schätzergebnisse des F&E-Kapitalstocks und des F&E-Personalbestands vorgestellt. Dabei wird im Gegensatz zum Modell mit jährlichen Daten (Grafik 3 und Grafik 4) nur eine Gleichung geschätzt, welche eine Variation des Einflusses der inländischen F&E-Kapazitäten (d.h. F&E-Kapitalstock und des F&E-Personalbestands) bei gegebenem Einfluss des mit den Importanteilen gewichteten F&E-Kapitalstocks des Auslands zulässt.<sup>5</sup>

Wie erwartet, hat der F&E-Kapitalstock einen positiven und signifikanten Einfluss auf das Produktivitätswachstum. Die TFP-Elastizität des F&E-Kapitalstocks für Österreich liegt bei 0,09 und damit etwas über dem OECD-Durchschnitt von 0,06 (siehe Table 14 und Table 15 für die Schätzergebnisse). Die höchsten TFP-Elastizitäten sind in Finnland und Irland zu finden (siehe Table 15).

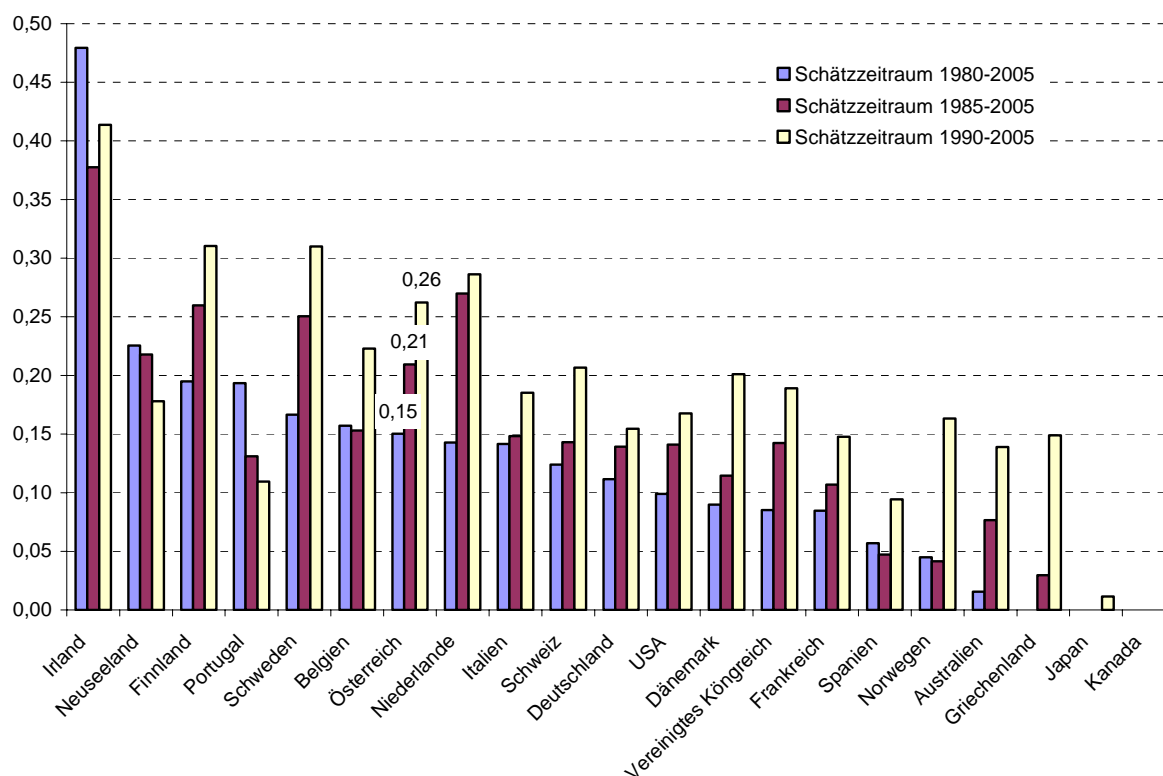
Grafik 5 Schätzergebnisse für die TFP-Elastizität des F&E-Personalbestands, Modell mit länderspezifischen Koeffizienten



Anmerkungen: Für die Schätzergebnisse siehe Table 14 im Appendix E.

<sup>5</sup> Diese Schätzmodelle werden als Modelle mit gemischten Variablen und festen Koeffizienten "mixed models" bezeichnet.

Grafik 6: Schätzergebnisse für die Elastizität des BIP pro Kopf bezogen auf den F&E-Personalbestand



Anmerkungen: Für die Schätzergebnisse siehe Table 12 im Appendix.

Allerdings ist die TFP-Elastizität in einigen Ländern nicht signifikant von Null verschieden. Aufgrund dieser Ergebnisse wird im Folgenden statt des F&E-Kapitalstocks, der F&E-Personalbestand verwendet. Die Schätzergebnisse auf Basis des F&E-Personalbestands zeigen, dass Österreich mit einer TFP-Elastizität von 0,16 (für den Zeitraum 1980–2005) und 0,20 (für den Zeitraum 1950–2005) im Spitzenfeld der OECD-Länder liegt (Grafik 5). Am höchsten ist die Produktivitätswirksamkeit von F&E in Irland und Finnland. Für einige wenige Länder ist die TFP-Elastizität insignifikant. Aufgrund der geringen Beobachtungszahl, jedoch, sollte dieses Ergebnis mit Vorsicht interpretiert werden.<sup>6</sup>

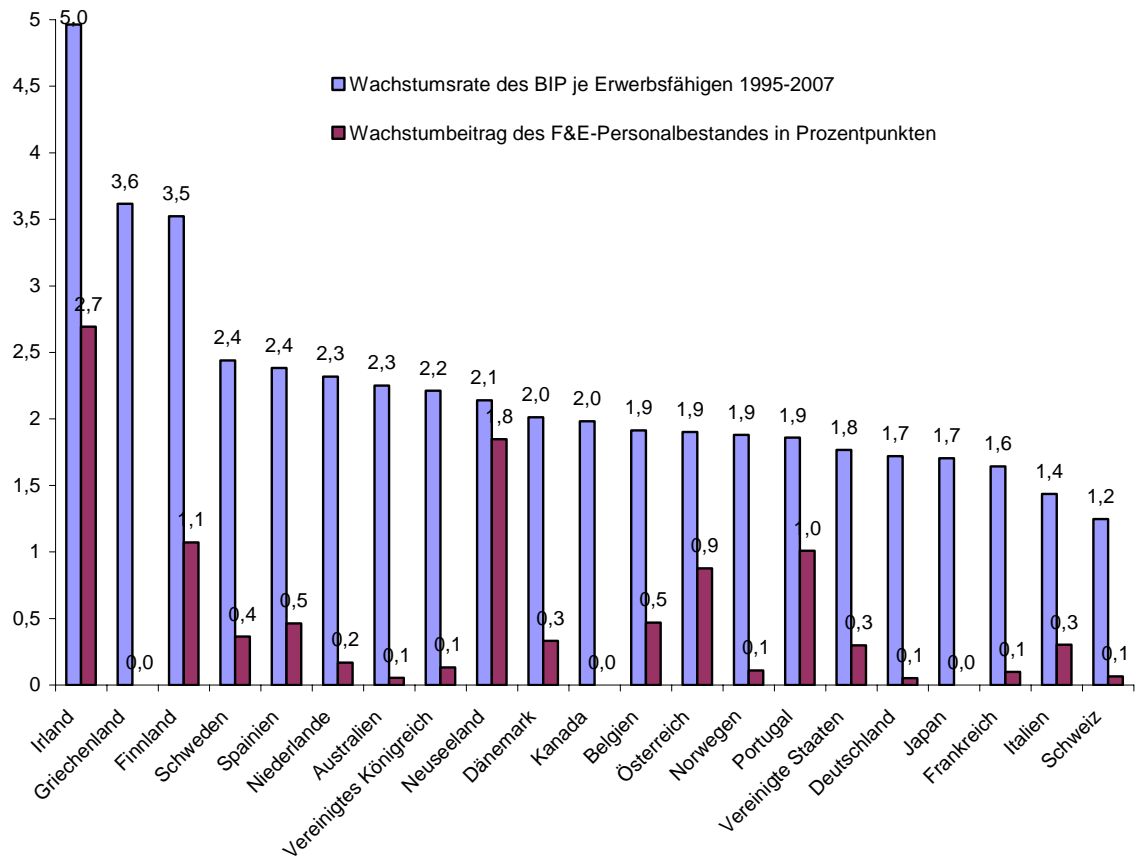
Ein ähnliches Bild ergibt sich, wenn statt der gesamten Faktorproduktivität das BIP je Erwerbsfähigen in Kaufkraftparitäten herangezogen wird (Grafik 6). Wiederum ist die Produktivitätswirksamkeit des F&E-Personalbestands gemessen am BIP je Erwerbsfähigen in Österreich höher als im OECD-Durchschnitt. Getrennte Schätzungen für verschiedene Teilzeiträume zeigen, dass der Einfluss des inländischen F&E-Kapitalstocks bei gegebenem Einfluss des F&E-Kapitalstocks des Auslands zugenommen hat. Für Österreich ist die Elastizität

<sup>6</sup> Da für die Verteilung der länderspezifischen Koeffizienten eine Normalverteilung unterstellt wird, sind negative TFP-Elastizitäten rein rechnerisch möglich, in der Realität jedoch kaum gegeben.

des BIP je Erwerbsfähigen bezogen auf den F&E-Personalbestand von 0,15 für den gesamten Zeitraum 1980–2005 auf 0,26 im Zeitraum 1990–2005 gestiegen. Der steigende Produktivitätseffekt der inländischen F&E-Kapazitäten ist ein wichtiges Ergebnis. Denn heimische F&E-Kapazitäten können durch die indirekte und die direkte F&E-Förderung und die Rahmenbedingungen (z.B. Bildungssystem, Regulierung der Produkt- und Arbeitsmärkte, Steuersystem) stimuliert werden. Dagegen kann der gewichtete F&E-Kapitalstock des Auslands naturgemäß nicht durch die nationale Innovationspolitik eines kleinen oder mittelgroßen Industrielandes beeinflusst werden.

Um eine Vorstellung über die Größenordnung des Produktivitätseffekts von F&E zu geben, wird nachfolgend der Beitrag der Entwicklung der F&E-Kapazitäten zum Wirtschaftswachstum berechnet. Es zeigt sich, dass in den OECD-Ländern die Zunahme der F&E-Kapazitäten ein Großteil des Wachstums des BIP je Erwerbsfähigen erklären kann. In Österreich liegt der Beitrag von F&E zwischen 1995 und 2007 bei 0,9 Prozentpunkten pro Jahr (siehe Grafik 7). Damit kann fast die Hälfte des Wachstums des Bruttoinlandsprodukts je Erwerbsfähigen auf die Zunahme der F&E-Kapazitäten der Volkswirtschaft zurückgeführt werden. Es muss jedoch an dieser Stelle darauf hingewiesen werden, dass der Wachstumsbeitrag von F&E überschätzt sein könnte, weil das Wirtschaftswachstum nicht nur von den inländischen F&E-Kapazitäten, den F&E-Kapazitäten des Auslands und den physischen Investitionen abhängt, sondern auch von einer Vielzahl von anderen Faktoren (z.B. Quantität und Qualität des Humankapitals, Deregulierung von Produkt- und Arbeitsmärkten), welche in dieser Studie nicht betrachtet werden können.

Grafik 7: Beitrag der Zunahme der F&amp;E-Kapazitäten zum Wirtschaftswachstum

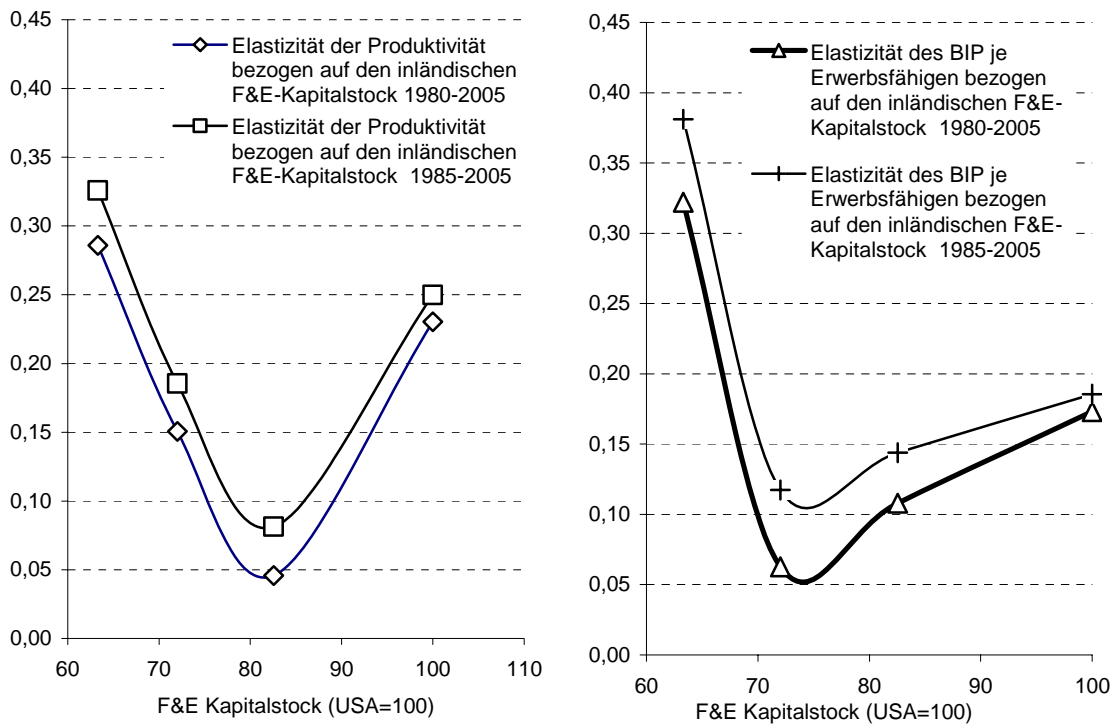


Quelle: siehe Table 14 im Appendix E.

Zuletzt wird in diesem Kapitel untersucht, ob die Effekte der F&E-Kapazitäten linear oder nicht linear sind. Die empirischen Ergebnisse zeigen einen U-förmigen Verlauf (siehe Grafik 8) und für die Schätzergebnisse siehe Table 17). Das bedeutet, dass die Effekte bei kleinen und sehr großen Werten für den F&E-Kapitalstock höher sind als bei den mittleren Werten. Österreich befindet sich innerhalb der zweiten Kategorie mit einem Wert von 1,3 (1,3% vom F&E-Kapitalstock der USA). Dies bedeutet, dass die Elastizität mit zunehmendem F&E-Kapitalstock wieder ansteigt.



Grafik 8 : Elastizität von TFP und BIP pro Kopf im Hinblick auf den gesamten F&E-Kapitalstock.



Quelle: siehe Table 17 im Appendix E.

#### 4.3.2. Bedeutung des ausländischen F&E-Kapitalstocks

Die bisher gezeigten Ergebnisse belegen den positiven Einfluss der inländischen F&E-Kapazitäten. Ein wichtiges Ergebnis in der bisherigen Literatur ist es, dass der ausländische F&E-Kapitalstock einen größeren Einfluss aufweist als der inländische F&E-Kapitalstock (siehe z.B. *Coe – Helpman, 1995; Guillec – Van Pottelsberghe, 2004*). Dieses Ergebnis ist allerdings nicht unumstritten. Bereits *Edmond (2001)* und *Müller – Nettekoven (1999)* zweifeln an der höheren Produktivitätswirksamkeit der ausländischen F&E-Kapazitäten gegenüber den inländischen F&E-Kapazitäten. Nicht nur neuere Schätzmethoden mit variablen länderspezifischen Koeffizienten, sondern auch die Tatsache, dass sich viele Studien auf die Daten für den Zeitraum bis 1990 beziehen, könnte ein Erklärungsfaktor für dieses Ergebnis sein. Es ist gut möglich, dass in den 90er Jahren eigene F&E-Kapazitäten wachstums- und produktivitätswirksamer geworden sind, weil aus vielen ehemals technologieimportierenden Ländern Technologiegeber geworden sind.

In der vorliegenden Studie wird zunächst die Spezifikation von *Coe – Helpman (1995)* für den aktualisierten Zeitraum geschätzt. Im Gegensatz zu *Coe – Helpman (1995)* beziehen sich jedoch die Daten auf Fünfjahresdurchschnitte. Damit wird dem Problem der Datenlücken Rechnung getragen. Die empirischen Ergebnisse auf Basis von 21 OECD-Ländern für den Zeitraum 1975–2005 zeigen, dass das inländische F&E-Kapital (Elastizität von 0,12) einen

deutlich niedrigeren Einfluss als das ausländische F&E-Kapital hat (Elastizität von 0,20) (siehe Table 9 im Appendix E). Ein Anstieg des inländischen F&E-Kapitalstocks um 10 % führt damit zu einer Steigerung der totalen Faktorproduktivität um 1,2 %. Die höhere Produktivitätswirksamkeit der ausländischen F&E-Kapazitäten gegenüber dem inländischen F&E-Kapitalstock bestätigt damit eines der zentralen Ergebnisse von *Coe – Helpman* (1995). Zu dem gleichen Ergebnis kommen *Guellec – Van Pottelsberghe* (2004) für den Zeitraum 1980–1998.

Die Hypothese von *Coe – Helpman* (1995), dass die TFP-Elastizität von F&E in den G7-Ländern (darunter USA, Deutschland und Japan) höher ist als bei den restlichen OECD-Ländern, kann dagegen nicht bestätigt werden (siehe Table 10). Dies hängt damit zusammen, dass kleinere Industrieländer, welche nicht der G7-Ländergruppe angehören (z.B. Finnland oder Irland) eine überdurchschnittliche Produktivitätswirksamkeit von F&E aufweisen. Auch die Berücksichtigung der Spezialisierung eines Landes auf die Hochtechnologie (gemessen anhand des Anteils der Hochtechnologiepatente) hat nur einen geringen Einfluss auf die Produktivitätswirksamkeit der inländischen F&E-Kapazitäten und die des Auslands (siehe Table 11 im Anhang). Zwar zeigen die Ergebnisse, dass der Anteil der Hochtechnologiepatente einen positiven und signifikanten Einfluss auf die Faktorproduktivität hat, jedoch ist die Größenordnung der TFP-Elastizitäten der beiden F&E-Kapitalstöcke nur geringfügig niedriger.

Eine weitere zentrale Hypothese von *Coe – Helpman* (1995), welche postuliert, dass offenere Volkswirtschaften stärker vom ausländischen F&E-Kapitalstock profitieren, gilt in abgeschwächter Form auch für den erweiterten Untersuchungszeitraum. Da der Offenheitsgrad in Österreich seit Mitte der 90er Jahre stärker gewachsen ist als im Durchschnitt der OECD-Länder, hat Österreich von den ausländischen F&E-Spillovers überdurchschnittlich profitiert (Offenheitsgrad 2006: 107 % in AT vs. 80 % im Durchschnitt der OECD-Länder, 1995: 71 % vs. 65 %) (siehe Table 9 und Table 10 im Appendix E).

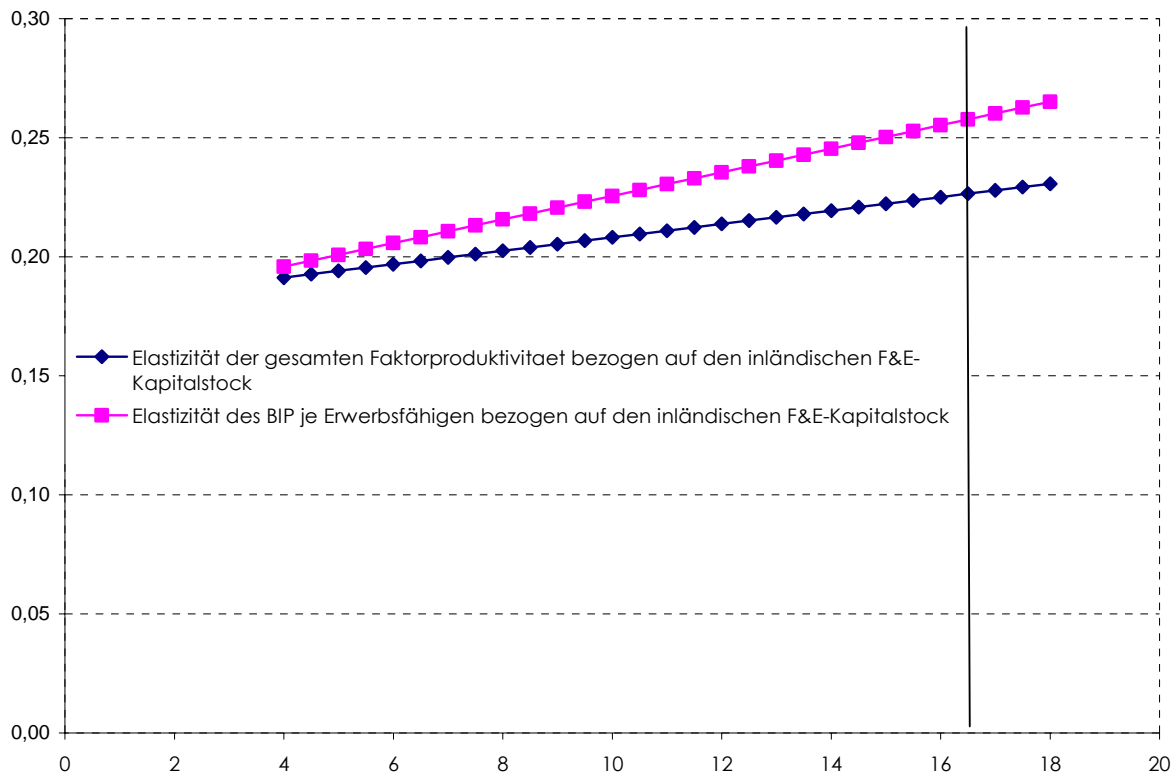
Zu den Produktivitätseffekten des in- und ausländischen F&E-Kapitalstocks gibt es bereits eine umfangreiche Literatur. Die meisten empirischen Studien haben sich jedoch nicht mit der Frage beschäftigt, ob die Effekte der F&E-Aktivitäten über den Zeitverlauf stabil sind. Der Variation der Koeffizienten im Zeitablauf kann mit unterschiedlichen Schätzverfahren Rechnung getragen werden, beispielsweise mittels einer Schätzung für die verschiedenen Teilzeiträume. Bezüglich der Wirkungskanäle verwendet die vorliegende Studie zwei: einerseits die technologische Nähe („technological proximity“) und andererseits den Anteil der Importe. Es bestehen grundsätzlich kaum Unterschiede in deren Wirkung. Der Effekt dieser zwei Wirkungskanäle weist keine signifikanten Unterschiede im Hinblick auf das Produktivitätswachstum auf. Beide Gewichtungsmethoden implizieren einen signifikanten und positiven Einfluss des ausländischen F&E-Kapitalstocks (siehe Table 11).

Um zu überprüfen, ob tatsächlich ein Strukturbruch vorliegt, wird das Modell für verschiedene Teilperioden geschätzt und anschließend mit Hilfe eines Chow-Tests auf Strukturbruch getestet. Es zeigt sich, dass die Nullhypothese, dass kein Strukturbruch aufgetreten ist, verworfen wird. Die Regressionsergebnisse für die Teilperioden weisen darauf hin, dass der Produktivitätseinfluss des ausländischen F&E-Kapitalstocks ab Mitte der 80er Jahre signifikant abgenommen hat, während der Produktivitätseffekt des inländischen F&E-Kapitalstocks seit Mitte der 80er deutlich zugenommen hat (siehe Table 9). Für den gesamten Zeitraum 1975–2005 gilt, dass der Einfluss des ausländischen F&E-Kapitalstocks höher ist als jener des inländischen F&E-Kapitalstocks. Für die letzten 20 Jahre hängt jedoch die gesamtwirtschaftliche totale Faktorproduktivität weitgehend von den heimischen F&E-Kapazitäten ab. Der ausländische F&E-Kapitalstock spielt kaum eine Rolle mehr. Die im Zeitablauf gestiegene Produktivitätswirksamkeit der inländischen F&E-Kapazitäten gegenüber dem ausländischen F&E-Kapitalstock ist ein neues Ergebnis in der empirischen Wirtschaftsforschung. Dieses Ergebnis gilt auch, wenn statt dem F&E-Kapitalstock die F&E-Beschäftigten herangezogen werden (siehe Table 12) oder das BIP je Erwerbsfähigen als abhängige Variable verwendet wird (siehe Table 13). Zentrales Ergebnis ist, dass eigene F&E-Tätigkeiten zunehmend an Bedeutung gewinnen, während die Bedeutung des internationalen Wissenstransfers für das Produktivitätswachstum, zumindest relativ betrachtet, abnimmt.

#### **4.3.3. Effekte von ausländisch finanzierten F&E des Unternehmenssektors**

Grafik 9 zeigt die Ergebnisse bezüglich der Forschungsproduktivität des ausländisch finanzierten F&E-Kapitalstocks der Unternehmen (kontrolliert um den inländisch finanzierten F&E-Kapitalstock). Hierfür wurde ein Regressionsmodell mit Interaktionstermen geschätzt. Es zeigt sich, dass Länder mit einem hohen Anteil von ausländisch finanziertem F&E-Kapital eine höhere Produktivitätswirksamkeit des F&E-Kapitalstocks im Unternehmenssektor aufweisen. Mit einem Anteil des ausländisch finanzierten F&E-Kapitalstocks von 16,5 % hat Österreich eine um 5 Prozentpunkte höhere TFP-Elastizität als der Durchschnitt der OECD-Länder.

Grafik 9 : Elastizität von BIP und TFP bezogen auf den Anteil des ausländisch finanzierten F&E-Kapitalstocks (Modell mit Interaktionstermen)



Quelle: WIFO Berechnungen, siehe *Table 16*.

#### 4.3.4. Auswirkungen der öffentlichen F&E-Aktivitäten

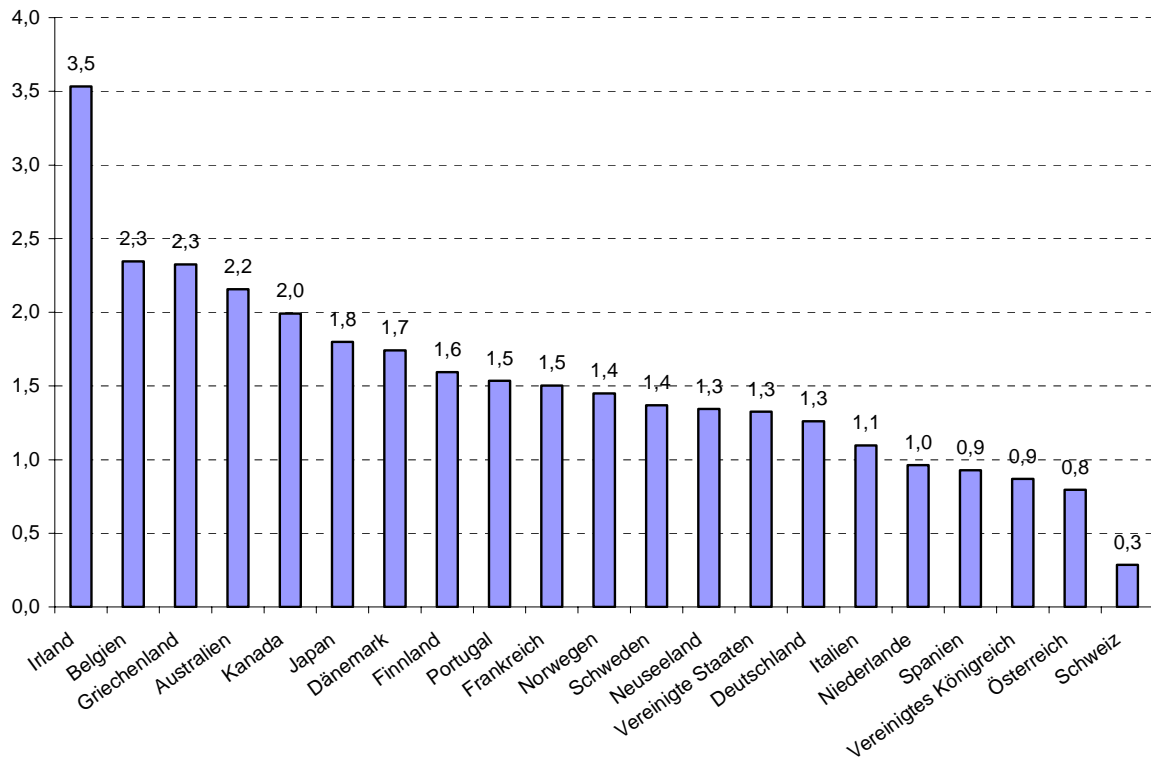
Nicht nur die von Unternehmen durchgeführten F&E-Aktivitäten, sondern auch die an Hochschulen und außeruniversitären F&E-Einrichtungen durchgeführten F&E-Aktivitäten, bestimmen das langfristige Potenzial einer Volkswirtschaft. Wie bereits oben erwähnt, wirken sich die F&E-Aktivitäten der Unternehmen direkt auf die Produktivität aus, während die staatlichen F&E-Aktivitäten vermutlich nur indirekte Auswirkungen haben. Generell ist der ökonomische Nutzen in vielen Bereichen der öffentlichen Forschung schwer quantifizierbar (z.B. in der Grundlagenforschung, Klimaforschung, Gesundheitsforschung, Raumfahrt). Hochschulen und außeruniversitäre F&E-Einrichtungen stimulieren indirekt die unternehmerischen F&E-Aktivitäten durch den Wissens- und Technologietransfer und dienen als Informationsquelle für Innovationen in Form von Publikationen und Patenten und sind wichtige Partner der Industrie (F&E-Kooperationen, Drittmittelforschung). In Österreich machen die F&E-Kapazitäten an Hochschulen und außeruniversitären F&E-Einrichtungen 36 % des gesamten F&E-Kapitalstocks aus.

Tatsächlich zeigen die empirischen Ergebnisse kein einheitliches Bild zu den Auswirkungen des öffentlichen F&E-Kapitalstocks auf die Produktivität auf. Während der öffentliche F&E-Kapitalstock einen positiven Effekt auf das BIP pro Kopf in Kaufkraftparitäten hat, kann ein

positiver Effekt auf die gesamte Faktorproduktivität nicht nachgewiesen werden. Der Effekt der öffentlichen F&E-Kapazitäten auf das BIP je Erwerbsfähigen ist erwartungsgemäß kleiner als der Einfluss des F&E-Kapitalstocks im Unternehmenssektor (Elastizität von 0,27 für den Unternehmenssektor und 0,10 für den öffentlichen Sektor im Durchschnitt der OECD-Länder) und entspricht ungefähr den relativen Ausgabenanteilen. Die Ergebnisse lassen somit eine Aufteilung der Forschungsmittel für F&E in zwei Drittel für die Wirtschaft und ein Drittel für den Staat durchaus rechtfertigen. An dieser Stelle muss betont werden, dass dieses Ergebnis auf der gewählten empirischen Spezifikation beruht und den Einfluss vieler anderer wachstumsrelevanter Faktoren unberücksichtigt lässt.

Um zu untersuchen, ob öffentliche Forschung stimulierend auf die private F&E-Tätigkeit wirkt, wird im Folgenden der Zusammenhang auf der Basis von Fünfjahresdurchschnitten im Zeitraum 1980–2005 untersucht. Erwartungsgemäß gibt es einen engen Zusammenhang zwischen den beiden Variablen (siehe Table 18 im Anhang). Das weist darauf hin, dass F&E-Kapazitäten der Wirtschaft und der Hochschulen sowie der außeruniversitären Einrichtungen in einem komplementären Zusammenhang stehen. Für Österreich beträgt die Elastizität 0,8. Eine Steigerung der F&E-Kapazitäten an Hochschulen und außeruniversitären F&E-Einrichtungen von 1% führt damit zu einer Steigerung der unternehmerischen F&E-Aktivitäten um 0,8 %. Damit liegt der Multiplikator etwas unter dem Durchschnitt der OECD-Länder (Grafik 10).

Grafik 10: *Elastizität des F&E-Kapitalstocks im Unternehmenssektor im Hinblick auf den F&E-Kapitalstock im öffentlichen Sektor (Modell mit variablen länderspezifischen Koeffizienten)*



Anmerkung: Die zugrunde liegende Spezifikation ist in Table 18 im Anhang dargestellt, wobei für den F&E-Kapitalstock im öffentlichen Sektor variable Koeffizienten zugelassen worden sind.

#### 4.3.5. Produktivitätswirkungen des Barcelona-Ziels

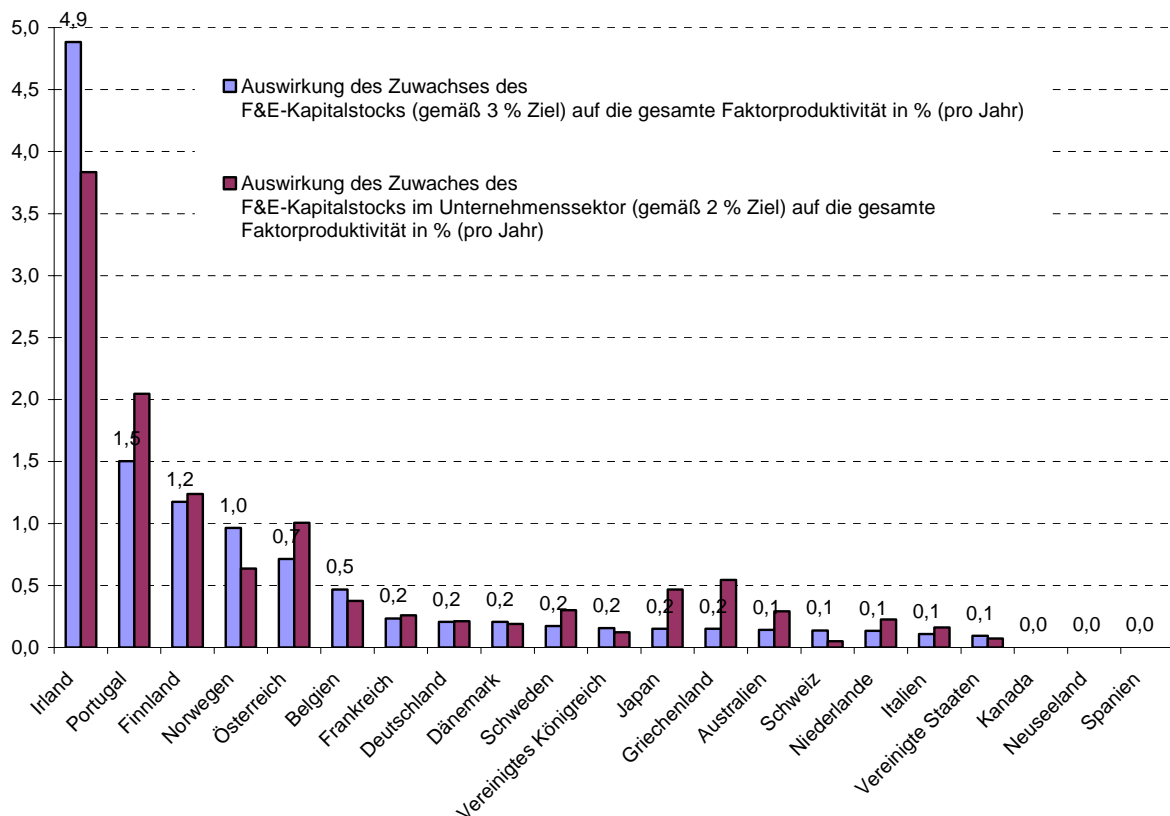
Abschließend soll eine Einschätzung darüber getroffen werden, welche Produktivitätswirkungen mit dem Erreichen des 3 % Barcelona-Ziels verbunden sind. Nach dem angestrebten Barcelona-Ziel sollen die gesamten F&E-Ausgaben bis 2010 auf 3 % des BIP steigen. Davon sollen die Wirtschaft zwei Drittel und der Staat ein Drittel aufbringen, d. h. der Anteil der öffentlichen F&E-Ausgaben soll bei 1 % am BIP, die der Wirtschaft bei 2 % liegen. Dabei bezieht sich das Barcelona-Ziel auf die Finanzierungsanteile von Staat und Wirtschaft, nicht aber auf die F&E-Ausgabenanteile nach Durchführungsebene.

Das angestrebte Barcelona-Ziel bis 2010, nämlich die F&E-Ausgaben am BIP auf 3 % zu erhöhen, führt nach unseren Berechnungen für Österreich zwischen 2008 und 2010 zu einer Steigerung des F&E-Kapitalstocks von 6,5 % pro Jahr (siehe

Tabelle 8). Für Länder mit einem hohen Rückstand zum Barcelona-Ziel (Griechenland, Irland, Portugal und Spanien) ergeben sich jährliche Wachstumsraten von 10 % pro Jahr, welche nicht realisierbar sein werden. Für den F&E-Kapitalstock im Unternehmenssektor ergibt sich durch das 2 % Ziel für Österreich eine Wachstumsrate von 7,1% pro Jahr.

Mit dem Anstieg des gesamten F&E-Kapitalstocks in Höhe von 6,5 % pro Jahr ist mittelfristig eine Steigerung der gesamten Faktorproduktivität von durchschnittlich 0,7 % pro Jahr zu erwarten (siehe Grafik 11). In Österreich ist damit der Beitrag des F&E-Kapitalstocks zum prognostizierten Produktivitätszuwachs im Vergleich zu anderen Industrieländern überdurchschnittlich. Dies liegt zum einen an der überdurchschnittlichen Dynamik des F&E-Kapitalstocks in der Vergangenheit und der überdurchschnittlichen Produktivitätswirksamkeit der F&E-Kapazitäten. Die Berechnungen für die Produktivitätswirkungen des Zuwachses des F&E-Kapitalstocks im Unternehmenssektor weisen ebenfalls auf einen hohen Produktivitätseffekt hin (siehe Grafik 11).

Grafik 11: Auswirkung des Zuwachses des F&E-Kapitalstocks (gemäß 3 % Ziel) auf die gesamte Faktorproduktivität



Anmerkungen: Für Schweden und Finnland wird ein 4 % Ziel zugrunde gelegt und für Japan 3,5%. Als Elastizitäten ist der Durchschnitt der länderspezifischen Elastizitäten der gesamten Faktorproduktivität bezogen auf den F&E-Kapitalstock und den F&E-Personalbestand herangezogen wurden.

Tabelle 8: Notwendige Veränderung des F&amp;E-Kapitalstocks zur Erreichung des 3 % Ziels

	prognostizierte Veränderung des F&E- Kapitalstocks 2006- 2010 in % (pro Jahr)	Veränderung des F&E- Kapitalstocks (gemäß 3% Ziel) 2006- 2010 in % (pro Jahr) <sup>b</sup>	prognostizierte Veränderung des F&E-Kapitalstocks im Unternehmenssektor 2006- 2010 in % (pro Jahr)	Veränderung des F&E-Kapitalstocks im Unternehmenssektor (gemäß 2% Ziel) 2006- 2010 in % (pro Jahr) <sup>b</sup>
Australien	6,2	7,5	8,6	9,6
Belgien	2,6	4,1	2,5	3,4
Dänemark	4,2	5,0	4,6	5,1
Deutschland	2,5	3,3	2,5	2,9
Finnland	5,7	6,0	5,7	6,2
Frankreich	1,9	2,8	2,2	2,8
Griechenland	5,6	14,5	6,2	20,2
Irland	8,3	11,6	8,9	10,9
Italien	1,1	5,4	1,3	3,9
Japan	3,4	3,2	4,3	3,9
Kanada	4,1	5,5	3,5	5,1
Neuseeland	3,8	8,3	6,4	15,5
Niederlande	1,8	4,0	2,3	3,6
Norwegen	3,8	5,9	3,1	3,5
Österreich	6,4	6,5	7,1	7,2
Portugal	3,7	11,9	10,0	17,3
Schweden	3,9	4,0	4,2	4,1
Schweiz	2,8	2,8	2,4	2,3
Spanien	4,9	11,7	7,0	10,4
Vereinigte Staaten	3,1	3,4	3,1	3,2
Vereinigtes Königreich	1,6	3,6	0,9	2,1

Anmerkungen: Für die F&E-Ausgaben in Österreich für den Zeitraum 2006-2008 wurden die Planzahlen von Statistik Austria zugrunde gelegt. Für Schweden und Finnland wird ein 4 % Ziel zugrunde gelegt und für Japan 3,5%. Der prognostizierte F&E-Kapitalstock wurde auf Basis einer linearen Fortschreibung der F&E-Ausgaben der jeweils drei letzten verfügbaren Jahre berechnet. Die zugrunde liegende Prognose des Bruttoinlandsprodukts für den Zeitraum 2006-2010 stammt aus der "OECD Economic Outlook" - Datenbank.

Das angestrebte Barcelona-Ziel bis 2010, nämlich die F&E-Ausgaben am BIP auf 3 % zu erhöhen, wird in Österreich bei linearer Fortschreibung der Wachstumsraten der gesamten F&E-Ausgaben der letzten drei Jahre wahrscheinlich knapp verfehlt werden. Eine detaillierte Betrachtung nach der Finanzierungsstruktur zeigt, dass dies vor allem auf das nicht genügende Wachstum der F&E-Ausgaben im Unternehmenssektor zurück zu führen ist. Das Ziel, die öffentlichen F&E-Ausgaben anzuheben, ist leicht zu erreichen, da der Abstand Österreichs zum 1% Ziel minimal ist und weil die Entscheidungsträger in der Politik einen direkten Einfluss auf die staatlichen F&E-Aktivitäten haben. Derzeit liegt in Österreich der Finanzierungsanteil des Staates bei ca. 1 %, die der Wirtschaft bei 1,5 % des BIP (einschließlich der Finanzierungsbeiträge aus dem Ausland). Damit ist für den staatlichen Anteil das Teilerziel bereits erreicht. In Europa haben bis jetzt wenige Länder das 1 % Teilerziel erreicht.



## 5. Empirische Ergebnisse zu den Bestimmungsfaktoren der F&E-Aktivitäten

### 5.1. Einführung

Die bisherigen Ergebnisse in dieser Studie zeigen eindeutig, dass Forschungs- und Entwicklungsaktivitäten einen wichtigen Beitrag zum Wirtschafts- und Produktivitätswachstum eines Landes leisten. Da Unternehmen aufgrund unsicherer Marktaussichten, technologischer Risiken und Informationsdefiziten zu Unterinvestitionen in Forschung und Entwicklung neigen, fördert der Staat die F&E-Aktivitäten der Unternehmen. Der Staat kann dabei die unternehmerischen F&E-Aktivitäten sowohl direkt als auch indirekt, also durch steuerliche Maßnahmen fördern. Österreichs Regierung hat sich das Ziel gesetzt die gesamte F&E-Ausgaben von aktuell 2,6% auf 3% des BIP bis zum Jahr 2010 zu steigern. Insbesondere für den Unternehmenssektor setzt das Erreichen des Lissabon-Ziels große Anstrengung voraus.

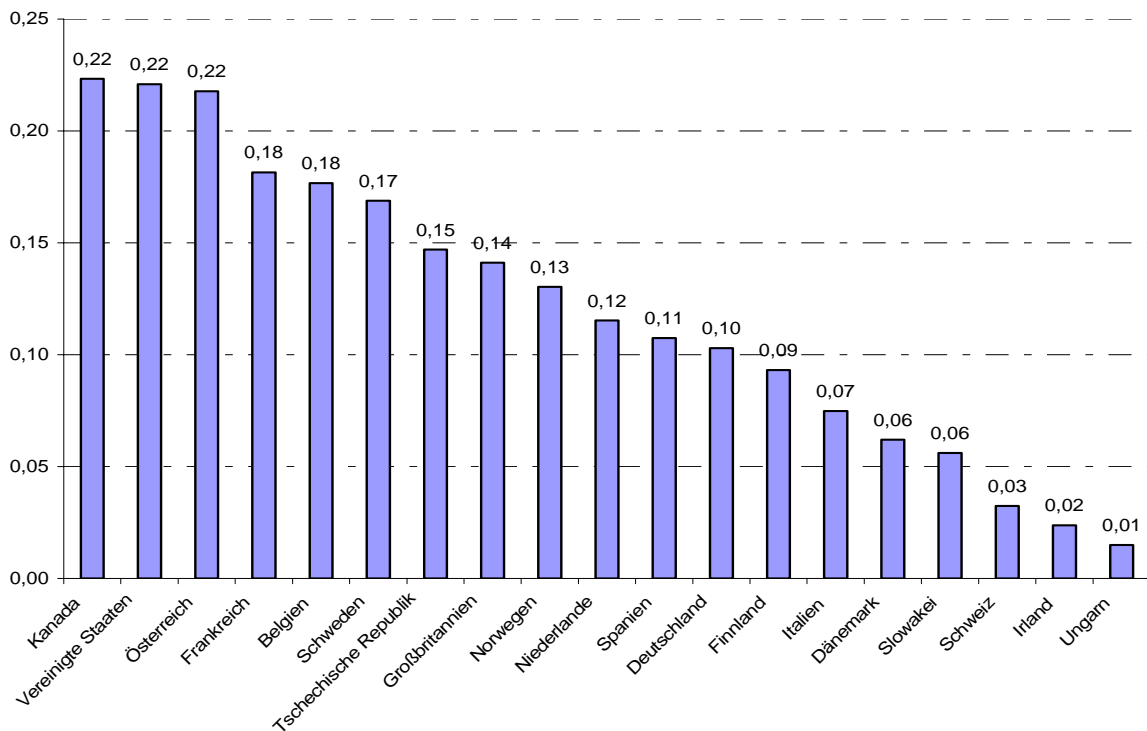
Vor dem Hintergrund dieser Fakten stellt sich die Frage nach den Bestimmungsfaktoren der F&E-Quote im Unternehmenssektor. Besonders relevant ist hierbei der Zusammenhang zwischen der öffentlichen F&E-Förderung (direkte F&E-Förderung oder steuerliche Förderung) und den unternehmerischen F&E-Ausgaben. Die F&E-Förderung könnte zu einer vollständigen oder partiellen Substitution von selbst finanzierten F&E-Ausgaben führen. Denkbar ist aber auch, dass die Förderung zusätzliche F&E-Ausgaben stimuliert. Eine andere Fragestellung betrifft den Zusammenhang zwischen der staatlich finanzierten Forschung, welche an Hochschulen und staatlichen Forschungseinrichtungen durchgeführt wird und den F&E Ausgaben im Unternehmenssektor. Auch in diesem Falle sind „crowding out“ – Effekte möglich.

Zur Beantwortung dieser Fragen werden in diesem Kapitel mit Hilfe der dieser Studie zugrunde liegenden Paneldatenansatzes einige wichtige Bestimmungsfaktoren der F&E-Quote im Unternehmenssektor analysiert. Dabei werden ökonometrische Schätzverfahren für Paneldaten angewendet, welche länderspezifische Elastizitäten bzw. Hebeleffekte zulassen. Die Datenbasis umfasst 21 OECD-Länder im Zeitraum von 1975 bis 2005. Zu den hier betrachteten Bestimmungsfaktoren zählen ein Maß für den Umfang der steuerlichen F&E-Förderung (den so genannten B-index), die direkte F&E-Förderung, die F&E-Aktivitäten der Hochschulen und außeruniversitären Einrichtungen und ein Maß für die sektorale Spezialisierung (Beschäftigungsanteil der High-tech Sektoren und Medium-High Sektoren in der Sachgütererzeugung). Da der Staat mit einem Finanzierungsbeitrag für F&E in Höhe von 1% des BIP bereits im Jahr 2008 das erste Teilerziel erfüllt hat, konzentriert sich die nachfolgende Untersuchung auf die Determinanten der F&E-Quote im Unternehmenssektor.

## 5.2. Effekte direkter und indirekter F&E-Förderung: Ein Literaturüberblick<sup>7</sup>

Um der Wirtschaft entsprechende Anreize setzen zu können werden F&E-Ausgaben steuerlich und direkt durch Fördereinrichtungen des Bundes (z.B. FFG) und der Länder gefördert. Auf die direkte F&E-Förderung durch Fördereinrichtungen des Bundes, der Länder und der Gemeinden (kofinanziert mit den Mitteln der Europäischen Union) fällt ein nicht unerheblicher Anteil. Im Jahr 2006 lag die direkte F&E-Förderung bezogen auf die unternehmerischen F&E-Ausgaben bei 7,2%. Im Gegensatz zu vielen anderen Industriestaaten ist dieser Anteil in Österreich in den letzten Jahren sogar gestiegen. Wenn die steuerliche und die direkt projektbezogene F&E-Förderung zusammengenommen werden, so liegt Österreich zusammen mit Kanada und den USA mit einem Anteil der F&E-Förderung am BIP bei 0,22% auf dem ersten Platz. Dies bedeutet, dass kein anderes Land unter den Industrieländern die F&E-Aktivitäten der Unternehmen so stark fördert wie Österreich (siehe Grafik 12).

Grafik 12 Ausgaben für direkte und steuerliche F&E-Förderung der unternehmerischen F&E-Aktivitäten in Relation zum Bruttoinlandsprodukt



Quelle: OECD, verschiedene Quellen.

Anmerkung: Für Österreich wurde angenommen, dass der indirekte F&E-Förderbetrag in etwa der direkten F&E-Förderung entspricht.

<sup>7</sup> Folgende Ausführungen bauen auf die Studie "Effekte von Forschung und Entwicklung auf Wachstum, Produktivität und Beschäftigung und die Auswirkungen der Internationalisierung von F&E auf den Standort Österreich" im Auftrag der Industriellenvereinigung auf.

Dies ist jedoch noch immer erheblich weniger als der Umfang der vom Staat bzw. der EU gewährten Subventionen für die Landwirtschaft, welche bei ca. einem Prozent des BIP liegen.

Da in Österreich die staatliche F&E-Förderung der unternehmerischen F&E-Aktivitäten seit Anfang der 90er Jahre deutlich ausgeweitet worden ist, stellt sich die Frage, ob und in welchem Umfang die F&E-Aktivitäten dadurch stimuliert werden konnten. Gerade vor dem Hintergrund knapper öffentlicher Mittel ist der Effektivität und der Effizienz der direkten und steuerlichen F&E-Förderung eine besondere Bedeutung beizumessen. Eine wichtige Forschungsfrage ist daher der Multiplikatoreffekt öffentlicher Förderaktivitäten („value for money“) zu ermitteln. Dabei wird der Steuerausfall mit den zusätzlich generierten F&E-Ausgaben in Beziehung gebracht. Bei einer Nutzen-Kosten-Relation, die kleiner als 1 ist, wird die steuerliche Begünstigung als ineffektiv interpretiert, da in diesem Fall die entsprechende F&E-Leistung besser direkt finanziert worden wäre (*Hutschenreiter – Aiginger, 2001*). Für eine Vielzahl von OECD-Ländern liegen Studien zu den Effekten der steuerlichen F&E-Förderung auf Basis von Firmen- und Länderdaten vor (für einen Literaturüberblick siehe *Hall – Van Reenen, 2000; Hutschenreiter, 2002, European Commission, 2003, Peneder, 2005*). Zentrales Ergebnis der Panel- und Querschnittsanalysen auf Basis der OECD-Staaten ist, dass die Preiselastizität der F&E-Ausgaben langfristig bei 1 liegt. Eine Elastizität von 1 bedeutet, dass eine Reduktion der F&E-Kosten infolge der steuerlichen Förderung um einen Prozent eine Erhöhung der F&E-Ausgaben im Ausmaß von ebenfalls 1 % zur Folge hat (siehe z.B. *Bloom et al., 2000*). Hierbei werden volkswirtschaftliche Daten für Australien, Kanada, Frankreich, Italien, Japan, Spanien, Großbritannien und das Vereinigte Königreich verwendet. Nicht betrachtet sind Länder die hauptsächlich auf die direkte F&E-Förderung setzen. Die steuerliche Förderung kann somit insgesamt für eine Gruppe der OECD-Länder als effizient und effektiv erachtet werden.

Allerdings können keine Rückschlüsse auf die Effektivität der steuerlichen F&E-Förderung in einzelnen OECD-Staaten gezogen werden, weil die kleine Fallzahl auf Basis aggregierter Daten keine länderspezifische Analyse erlaubt. Mit Ausnahme von Kanada, den Niederlanden und den USA gibt es nur wenige mikroökonomische Studien auf Basis von Firmendaten.<sup>8</sup> Für die Niederlande liegt bereits eine umfassende Evaluierung der steuerlichen F&E-Förderung vor. Dort enthält die steuerliche F&E-Förderung eine Reduktion der Lohnsteuer- und Sozialversicherungsbeiträge und einen erhöhten Selbständigenfreibetrag („Wage Tax and Social Insurance Allowance Act“). Das niederländische

---

<sup>8</sup> Die folgende Zusammenfassung der Literatur zur Evaluation der steuerlichen F&E-Förderung baut auf die Ausführungen des Berichts zur Technologischen Leistungsfähigkeit Deutschlands (Kapitel 4.5.2) auf (siehe <http://www.technologische-leistungsaehigkeit.de/>).

Wirtschaftsministerium ("Ministry of Economic Affairs") hat im Jahr 1998 einen Plan für die Evaluierung der steuerlichen Förderung aufgestellt. Als zentrale Fragestellung der Evaluierung werden die Nutzen–Kosten–Relationen (oder Input–Additionalität) genannt. Hierbei werden die zusätzlichen F&E–Ausgaben der Firmen in Beziehung zum Steuereinnahmefall gesetzt. Eine Besonderheit dieses Projekts ist, dass amtliche Daten des statistischen Zentralamts (CBS) mit den Förderdaten, welche zum Teil mittels einer Firmenbefragung ermittelt wurden, verknüpft worden sind. *De Jong – Verhoeven (2007)* und *Lokshin – Mohnen (2007)* kommen auf Basis von 1000 niederländischen Firmen für die Zeitperiode 2000–2005 zu dem Ergebnis, dass für jeden entgangenen Euro Steuereinnahmen, die F&E–Ausgaben um 1,72 Euro gesteigert wurden. Damit kann die steuerliche F&E–Förderung in den Niederlanden als äußerst effektiv beurteilt werden. Für die USA findet *Berger (1993)* ebenfalls einen sehr hohen Multiplikator von 1,74 \$ pro entgangenem Dollar. Überdies weist *Cordes (1989)* darauf hin, dass sich die steuerliche F&E–Förderung zum großen Teil selbst finanziert, da pro entgangenem Dollar zusätzliche Steuereinnahmen zwischen 0,35 \$ und 0,93 \$ zurückfließen. In Großbritannien wurde im Jahr 2000 ein neues System steuerlicher Anreize für F&E eingeführt. Das Komitee für Wissenschaft und Forschung ("Committee on Science and Technology") hat im Jahr 2003 eine Evaluation der steuerlichen Förderungen von großen Unternehmen vorgeschlagen. Nach Kenntnisstand der Autoren liegen noch keine Studien zur Evaluation der steuerlichen Förderung vor.

Für Kanada gibt es eine Vielzahl von Studien zur Auswirkung der steuerlichen F&E–Förderung. Die Studie von *Bernstein (1986)* kommt zum Ergebnis, dass eine Steuervergünstigung in Höhe von einem Kanadischen Dollar zu 0,80 \$ mehr F&E–Ausgaben geführt hat. Nicht berücksichtigt sind jedoch die indirekten Effekte der steuerlichen Förderung. Zusätzliche F&E–Ausgaben führen mittelfristig zu neuen Produkten und höheren Umsätzen. *Dagenais et al. (1997)* finden, dass ein Anstieg der steuerlichen F&E–Förderung ("federal tax credit for R&D") um einen Dollar zu 0,98 Dollar zusätzlichen F&E–Ausgaben führt. Schließlich zeigen *Czarnitzki et al. (2004)*, dass kanadische Unternehmen, die steuerliche Förderungen erhalten haben, bessere Innovationsergebnisse (gemessen nach Umsatz von innovativen Produkten) aufweisen als Unternehmen ohne steuerliche Förderung. Für Frankreich haben *Mulkay – Mairesse (2003)* die Effekte der steuerlichen F&E–Förderung untersucht. Die Autoren finden, dass der langfristige Effekt der steuerlichen Förderung auf die F&E–Ausgaben 3– bis 4–mal so hoch ist wie der Ausfall der Steuereinnahmen.

Die zugrunde liegende Datenbasis in den Studien für Frankreich, Niederlanden und Kanada beruht auf einer Verknüpfung von amtlichen Einzeldaten des Statistischen Zentralamts (z.B. F&E–Erhebung, Bilanzdaten, Industriestatistik) mit Daten der Steuerbehörden und Umfragedaten (z.B. Angaben über Innovationsausgaben und neue/verbesserte Produkte). Die gesetzliche Grundlage in diesen Ländern erlaubt ein Zusammenführen dieser Einzeldaten

innerhalb des Statistischen Amtes. Für Analysezwecke wird dann ein anonymisierter Datensatz zur Verfügung gestellt.

Auch bei der direkten F&E-Förderung wird immer wieder die Befürchtung geäußert, dass durch die F&E-Förderung erhebliche Mitnahmeeffekte entstünden, d.h. Unternehmen hätten die F&E-Projekte auch ohne öffentliche Förderung teilweise oder ganz durchgeführt. Eine zentrale Frage der Wirkungsanalyse der direkten F&E-Förderung ist, ob und wie viel Mittel für F&E in den Unternehmen durch eine direkte F&E-Förderung mobilisiert werden, d.h. wie groß ist die Hebelwirkung der direkten F&E-Förderung. Vor diesem Hintergrund des breiten Interesses in der Öffentlichkeit, Regierung und bei den Sozialpartnern ist es erstaunlich, dass für Österreich zur Hebelwirkung von Fördergeldern bislang nur wenige Untersuchungen vorliegen. Im Rahmen der FFG-Evaluierung im Jahr 2003 wurde eine Wirkungsanalyse der F&E-Förderung mit Mitteln der FFG durchgeführt (*Streicher et al., 2004*). Zentrales Ergebnis dieser Studie ist, dass 1 Euro mehr öffentliche Mittel für F&E insgesamt 1,4 Euro mehr private Mittel für F&E induzieren. Eine neuere Studie mit aktualisierten Daten kommt zu einem Hebel von 1,7 (*Streicher, 2007*).<sup>9</sup>

Auf Basis der CIS 3 Daten untersuchen *Falk – Leo (2004)* die Auswirkungen der Forschungsförderung auf die F&E-Aktivitäten der Unternehmen in Österreich. Diese Untersuchung enthält auch eine repräsentative Anzahl von Kleinunternehmen. Der methodische Ansatz basiert auf so genannten Matching-Modellen, die jedem geförderten Unternehmen ein nicht gefördertes Zwillingunternehmen mit ähnlichen Charakteristika gegenüberstellt. Schätzungen der Fördereffekte auf Basis der CIS 3 Daten zeigen, dass die staatliche Förderung nicht in reinen Mitnahmeeffekten verpufft, sondern die F&E-Aktivitäten der geförderten Unternehmen in erheblichem Ausmaß stimuliert. Bezogen auf die F&E-Intensität ergibt sich ein kausaler Effekt von 3,5 Prozentpunkten zwischen geförderten Unternehmen und der Kontrollgruppe. Das würde bedeuten, dass die F&E-Intensität liegt im Falle einer Förderung um 3,5 Prozentpunkte über der F&E-Quote des Unternehmens, welches nicht gefördert wurde, jedoch ähnliche Unternehmensmerkmale wie das geförderte Unternehmen aufweist. Zieht man den Förderbarwert ab, so verbleibt ein Multiplikator ("Hebelwirkung") von ca. 2, was auf einen effizienten Mitteleinsatz öffentlicher Fördergelder hinweist.

Eine weitere wichtige Untersuchung der Effekte öffentlicher Fördermaßnahmen in Österreich haben *Mohnen – Garcia (2004)* vorgelegt. Dabei untersuchen die Autoren die Effekte der direkten F&E-Förderung (FFG, Kompetenzzentren, und Projekte im Rahmen des 4. und 5. Rahmenprogramms für Forschung und Entwicklung der Europäischen Union). Die Analyse basiert auf der österreichischen Innovationserhebung („Community Innovation Survey“ (CIS))

---

<sup>9</sup> Allerdings beziehen sich diese Studien nur auf geförderte Unternehmen. Diese Analyse ist jedoch nur zulässig wenn sich geförderte und nicht-geförderte Firmen sich in ihren Charakteristika nicht von einander unterscheiden.

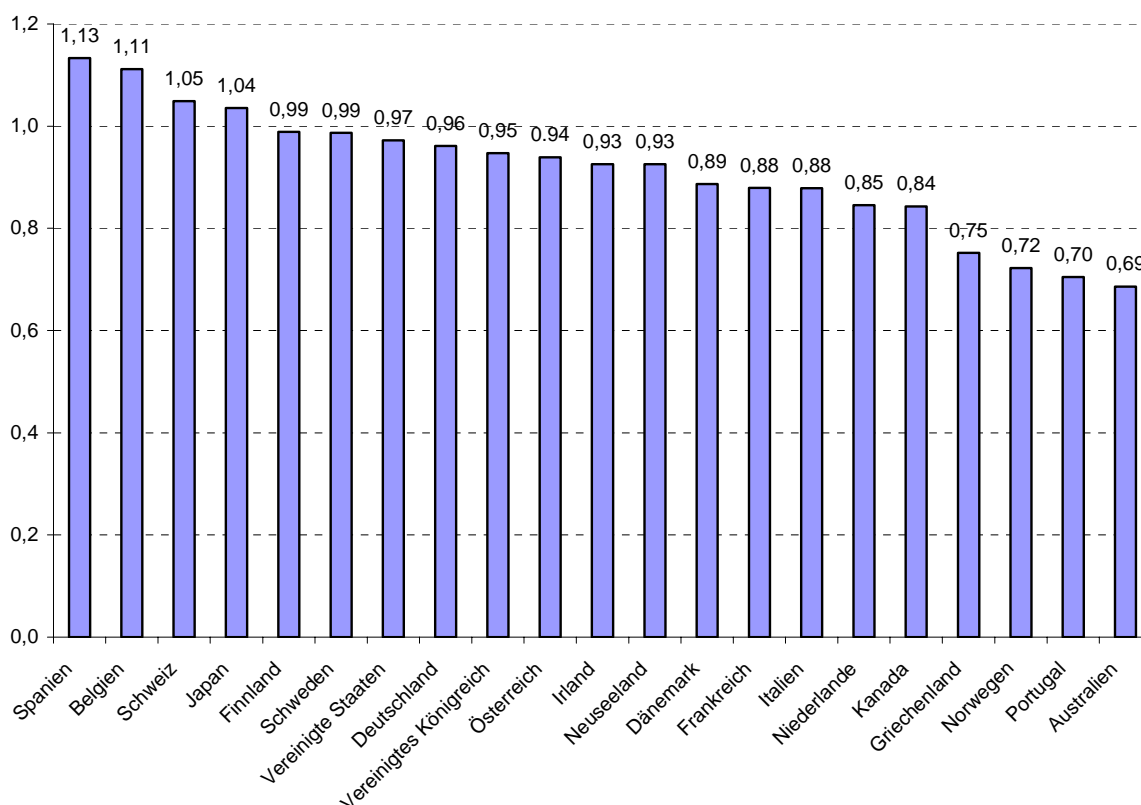
für die Periode 1998–2000. Eine Besonderheit der Studie ist es, dass nicht nur die Wirkungen der staatlichen Förderungen auf die F&E-Aktivitäten („input additionality“) sondern auch die Wirkungen auf den Innovationsoutput untersucht werden („output additionality“). Dabei wird zunächst die Frage beantwortet, ob die staatlichen F&E-Förderungen, die von den Unternehmen finanzierten F&E-Ausgaben stimulieren. Der zweite Aspekt („output additionality“) konzentriert sich auf den Zusammenhang zwischen der direkten F&E-Förderung und dem Innovationserfolg. Dabei werden zwei Innovationstypen unterschieden: Umsatzanteil mit Marktneuheiten und Umsatzanteil mit neuen Produkten. Ein wichtiger Aspekt der Analyse ist, dass die Selektivität der Förderempfänger mittels eines simultanen Modells berücksichtigt ist. Die Studie kommt zum Ergebnis, dass die öffentliche Förderung von F&E einen signifikanten und positiven Einfluss auf den Umsatzanteil mit neuen Produkten und Marktneuheiten hat. Gleichzeitig gibt es einen zusätzlichen indirekten Effekt durch die Stimulierung der F&E-Ausgaben, die wiederum einen positiven Effekt auf den Umsatzanteil mit neuen Produkten oder von Marktneuheiten haben. Die Unterstützungen durch den Bund (z.B. FFG) erhöhen die F&E-Intensität der Unternehmen um 2,3 Prozentpunkte. Der Effekt der öffentlichen Förderung auf den Umsatzanteil mit Marktneuheiten beträgt 2,7 Prozentpunkte. Wird der indirekte Effekt der Förderung mit der Stimulierung der F&E-Ausgaben (von 0,7 Prozentpunkten) zusammenaddiert, so liegt der Gesamteffekt der Förderung auf den Umsatzanteil mit Marktneuheiten bei 3,3 Prozentpunkten. Das heißt, dass geförderte Unternehmen einen 3,3 Prozentpunkte höheren Umsatzanteil mit Marktneuheiten aufweisen, als Unternehmen die keine Förderungen erhielten, aber ähnliche Unternehmenscharakteristika aufweisen. Interessantes Ergebnis der Untersuchung ist, dass der Effekt der EU-Förderungen auf F&E immer insignifikant ist. Eine mögliche Erklärung dafür ist, dass Firmen, welche F&E-Förderungen durch den Bund (FFG) erhalten, gleichzeitig auch EU-Förderungen beziehen, so dass die beiden Effekte nicht klar getrennt werden können. Es sollte abschließend darauf hingewiesen werden, dass auf Basis dieser Studien keine Rückschlüsse gezogen werden können, ob die steuerliche F&E-Förderung effizienter ist als die direkte F&E-Förderung. Tendenziell, sollten die Effekte der direkten F&E-Förderung etwas höher sein als bei der steuerlichen, da bei ersteren noch die Verwaltungs- und Personalkosten der Förderinstitutionen anfallen.

### 5.3. Empirische Ergebnisse

Unsere Regressionsergebnisse belegen einen positiven und signifikanten Einfluss der direkten und steuerlichen Förderung auf die F&E-Ausgaben im Unternehmenssektor gemessen am BIP. Auch bleiben beide Fördervariablen signifikant, wenn das empirische Modell um den Anteil der Beschäftigung im "Medium-High" und „High-Tech“-Sektor erweitert wird (siehe Tabelle 23 im Appendix E). Da die abhängige Variable jeweils eine logarithmierte Größe ist und die Determinanten ebenfalls in logarithmierter Form einfließen, sind die

Schätzkoeffizienten als Elastizitäten zu interpretieren. Sie geben an, um wie viel Prozent sich die F&E-Quote im Unternehmenssektor ändert, wenn der Umfang der steuerlichen Förderung im Umfang von einem Prozent zunimmt (gemessen anhand des B-Indexes). Die kurzfristige Elastizität liegt für Österreich bei 1 (siehe Grafik 13). Das heißt, dass eine 10-prozentige Zunahme des Umfangs der steuerlichen Förderung (d.h. eine Ausweitung der steuerlichen Förderung auf das kanadische Niveau) führt in Österreich zu einem Anstieg der F&E-Quote im Unternehmensbereich um 10% (z.B. von 1,7% auf 1,81%).

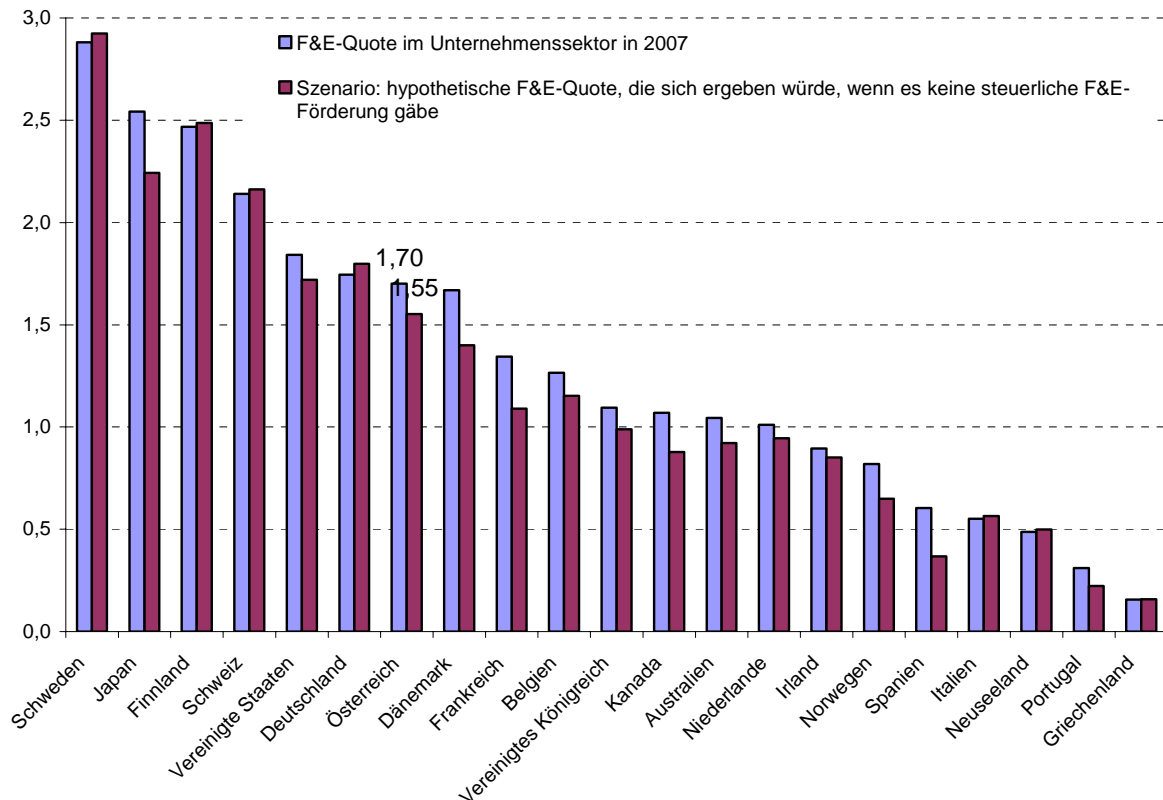
Grafik 13: *Einfluss der Steuerlichen Förderung auf die F&E-Quote im Unternehmensbereich (Elastizität bezogen auf den B-index)*



Anmerkung: Die Elastizität von 0,94 gibt an, dass eine Reduktion der F&E-Kosten infolge der steuerlichen Förderung um einen Prozent eine Erhöhung der F&E-Ausgaben im Ausmaß von ebenfalls 0,94 % zur Folge hat. Schätzungen basieren auf einem "Mixed-Modell", wobei der Koeffizient für den B-index zwischen den Ländern variieren kann.

Um Aufschluss über die Größenordnung des Effekts der steuerlichen Förderung zu erhalten, wird die F&E-Quote im Unternehmenssektor berechnet, die sich ergeben hätte wenn es keine steuerliche F&E-Förderung gegeben hätte (siehe Grafik 14). Es zeigt sich, dass in Österreich ein Teil der F&E-Quote im Unternehmensbereich auf die steuerliche Behandlung zurechnen lässt.

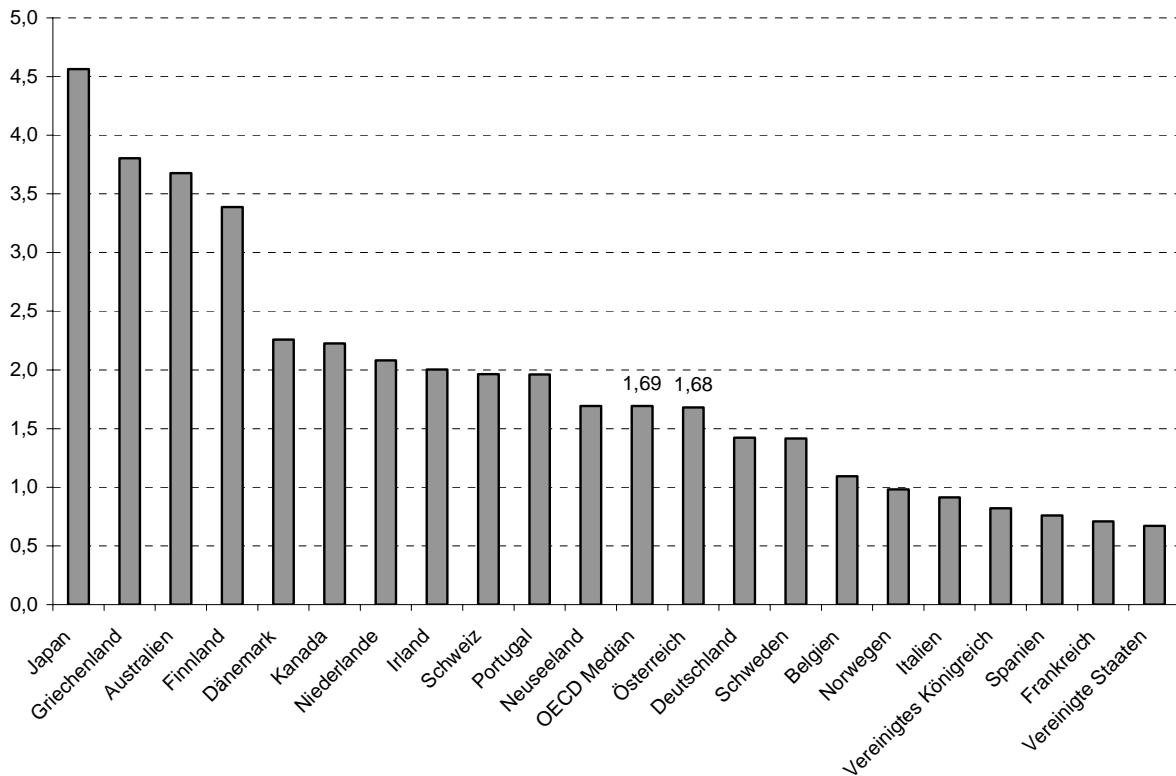
Grafik 14: Fördereffekt gemessen als Differenz der F&E-Quote abzüglich der F&E-Quote die sich ohne steuerliche F&E-Förderung ergeben würde.



Hinsichtlich der Effekte der direkten F&E-Förderung kommen die Schätzungen für Österreich zu dem Ergebnis, dass 1 Euro mehr öffentliche Mittel für F&E insgesamt 1,7 Euro mehr private Mittel für F&E induziert (Grafik 15). Für die OECD-Länder insgesamt liegt der Median ebenfalls bei 1,7 Euro. Auf Basis dieser Schätzergebnisse kann berechnet werden, in welchem Umfang die F&E-Quote steigern würde, wenn alle Länder das steuerliche F&E-Fördersystem von Spanien - das großzügigste unter allen Industrieländern - übernehmen würden. Unsere Berechnungen zeigen, dass ein Ausbau der steuerlichen Förderung auf das spanische Niveau zu einer Anhebung der F&E-Quote im Unternehmenssektor von jetzt 1,7 % auf 2,5 % führen würde (siehe Grafik 15). Damit würde das 2 % Teilziel sogar deutlich übertroffen werden.



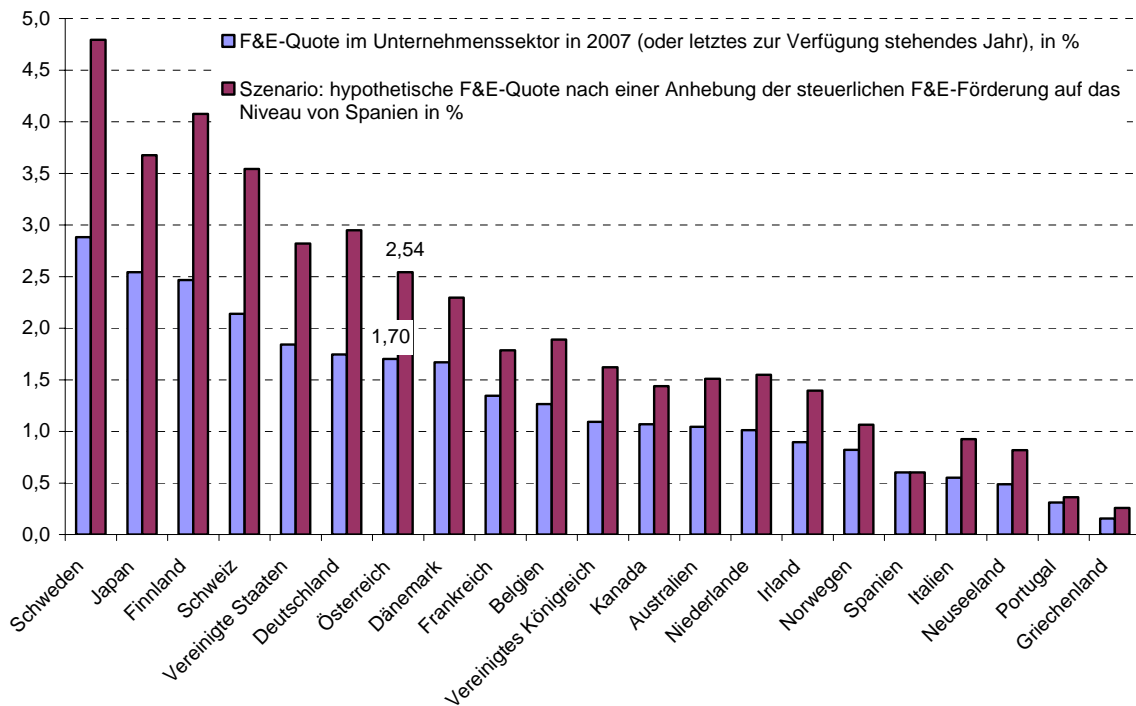
Grafik 15 Auswirkung der Steigerung der direkten F&E-Förderung um einen Euro auf die gesamten F&E-Ausgaben im Unternehmenssektor



Anmerkung: In Österreich führt 1 Euro (in Kaufkraftparitäten) mehr öffentliche Mittel für F&E zu einer Steigerung der F&E-Ausgaben von insgesamt 1,7. Der Hebel ist wie folgt berechnet: Elastizität der F&E-Ausgaben im Unternehmensbereich in Relation auf das BIP bezogen auf die Ausgaben der direkten F&E-Förderung in Relation zum BIP dividiert durch die Anteil der direkten F&E-Förderung in Relation zu den F&E-Ausgaben im Unternehmenssektor. Schätzungen basieren auf einem "Mixed-Modell", wobei der Koeffizient für die direkte F&E-Förderung (bezogen auf das BIP) zwischen den Ländern variieren kann.

Des Weiteren zeigen die Ergebnisse, dass F&E-Aktivitäten, die im öffentlichen Sektor durchgeführt werden einem positiven und signifikanten Zusammenhang mit den unternehmerischen F&E-Aktivitäten stehen. Die Durchschnittselastizität für die OECD-Länder liegt genau bei eins. F&E-Ausgaben an Hochschulen und außeruniversitären Einrichtungen und unternehmerische F&E-Ausgaben stehen damit, ceteris paribus, in einem komplementären Verhältnis zueinander. In anderen Worten ausgedrückt bedeutet dies, dass private und öffentliche Forschung sich gegenseitig verstärken (siehe auch die Ausführungen in 4.3.4).

Grafik 16 : Szenario: Effekt des Erhöhung der steuerlichen F&E-Förderung auf das Niveau Spaniens auf die F&E-Quote im Unternehmenssektor



Anmerkung: In Österreich führt eine Erhöhung der steuerlichen F&E-Förderung (gemessen am B-index) auf das Niveau Spaniens (Senkung des B-index um 33% von 0,91 auf 0,61) zu einer Steigerung der F&E-Quote um 0,84 Prozentpunkte. Die Elastizitäten basieren auf dem so genannten "Mixed-Modell", wobei der Koeffizient für B-index zwischen den Ländern variieren kann.

## Literaturhinweise

- AlAzzawi, S., "Foreign Direct Investment and Knowledge Flows: Evidence from Patent Citation", Working Paper of University of California, Davis, 2004.
- Bassanini, A. P., Scarpetta S., "Does Human Capital Matter for Growth in OECD Countries? : A Pooled- Mean Group Approach", *Economics Letters*, 2002, 74(3), S. 399–405.
- Beise, M., Stahl, H., "Public Research and Industrial Innovation in Germany", *Research Policy*, 1999, 28(4), S. 397–422.
- Berger, P. G., "Explicit and Implicit Tax Effects of the R&D Tax Credit", *Journal of Accounting Research*, 1993, 31(2), S. 131–171.
- Bernstein, J. I., "The Effects of Direct and Indirect Tax Incentives on Canadian Industrial R&D Expenditures", *Canadian Public Policy*, 1986, 12, S. 438–448.
- Bloom, N., Griffith R., Van Reenen, J., "Do R&D Credits Work? Evidence from a Panel of Countries 1979–97", Institute of Fiscal Studies and University College London, Working Paper, 2000, (99/8), [http://www.ifs.org.uk/innovation/jpubefinal\\_ifs.pdf](http://www.ifs.org.uk/innovation/jpubefinal_ifs.pdf) (14.05.2008).
- Coe, D., Helpman, E. T., "International R&D Spillovers", *European Economic Review*, 1995, 39(5), S. 859–888.
- Cordes, J.J., "Tax Incentives and R&D Spending: A Review of the Evidence", *Research Policy*, 1989, 18, S. 119–133.
- Czarnitzki, D., Hanel, P., Rosa, J. M., "Evaluating the Impact of R&D Tax Credits on Innovation: A Microeconomic Study on Canadian Firms", ZEW Discussion Paper, 2004, (4–77).
- Dagenais, M. G., Mohnen, P., Therrien, P., "Do Canadian Firms Respond to Fiscal Incentives to Research and Development", Centre Interuniversitaire de Recherche en Analyse des Organisations, Serie Scientifique, 1997, <http://www.cirano.qk.ca/pdf/publication/97s-34.pdf> (14.05.2008).
- Darby, M. R., Zucker, L. G., "Change or Die: The Adoption of Biotechnology in the Japanese and U.S. Pharmaceutical Industries," *Comparative Studies of Technological Evolution*, 2001, 7, S. 85–125.
- David, P. A., Hall, B. H., Toole, A. A., "Is Public R&D a Complement or Substitute for Private R&D?. A Review of the Econometric Evidence?", University at Berkley California, Working Paper, 1999, (269).
- De Jong, J.P.J., Verhoeven, V.H.J., Evaluatie WBSO 2001–2005. "Effecten, doelgroepbereik en uitvoering, Ministerie van Economische Zaken (Ministry of Economic Affairs)", The Netherlands, Zoetermeer, März 2007.
- Dilling-Hansen, M., Eriksson, T., Madsen, E. S., Smith, V., "Research and Development and Productivity: Evidence from Danish Firm-Level Data", *International Advances in Economic Research*, 2000, 6(2), S. 366–367.

- Edmond, C., "Some Panel Cointegration Models of International R&D Spillovers", *Journal of Macroeconomics*, 2001, 23(2), S. 241–260.
- European Commission, *Raising R&D Intensity: Improving the Effectiveness of Public Support Mechanisms for Private Sector Research and Development*, Brussels, 2003, <http://www.wuropa.eu.int/comm/research/era/3pct/pdf/report.fiscalmeasures.pdf> (14.05.2008).
- Europäischer Rat, *Schlussfolgerungen des Vorsitzes*, Brüssel, 23/24 März 2006, [http://www.consilium.europa.eu/cms3\\_applications/Applications/newsRoom/LoadDocument.asp?directory=de/ec/&filename=89030.pdf](http://www.consilium.europa.eu/cms3_applications/Applications/newsRoom/LoadDocument.asp?directory=de/ec/&filename=89030.pdf).
- Evanson, R. E., Singh, L., "Economic Growth, International Technological Spillovers and Public Policy: Theory and Empirical Evidence From Asia", *Economic Growth Center, Yale University Working paper*, 1997, (777).
- Falk, R., Leo, H., *The Role of Special Funds in Catching-up R&D-Strategies*, Studie im Auftrag des Rats für Forschung und Technologieentwicklung. Wien, 2004.
- Funk, M. F., "International Spillovers and Convergence Among OECD Countries", *Journal of Economic Integration*, 2001, 16(1), S. 48–65.
- Guellec, D., Van Pottelsberghe de la Potterie, B., "R&D and Productivity Growth. Panel Data Analysis of 16 OECD Countries", 2001, *STI Working Papers*, 2001/3, OECD Paris.
- Guellec, D., Van Pottelsberghe de la Potterie, B., "The Impact of Public R&D Expenditure on Business R&D", *Economics of Innovation and New Technology*, 2003, 12(3), S. 225–243.
- Guellec, D., Van Pottelsberghe De La Potterie, B., "From R&D to Productivity Growth: Do the Institutional Settings and the Source of Funds of R&D Matter?", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2004, 66( 3), S. 353–378.
- Hall, B., Van Reenen, J., "How Effective Are Fiscal Incentives for R&D? A Review of the Evidence", *Research Policy*, 2000, 29, S. 449–469.
- Hsiao, C., Peseran, M. H., "Random Coefficient Panel Data Models", *Cambridge Working Papers in Economics*, 2004, (0434).
- Hutschenreiter, G., Aiginger, K., *Steuerliche Anreize für Forschung und Entwicklung. Internationaler Vergleich und Reformvorschläge für Österreich*, Studie des WIFO im Auftrag des Rates für Forschung und Technologieentwicklung, Wien, 2001, [http://titans.wsr.ac.at:8880/wifosite/wifosite\\_get\\_abstract\\_type?p\\_language=1&pubid=20540](http://titans.wsr.ac.at:8880/wifosite/wifosite_get_abstract_type?p_language=1&pubid=20540) (14.05.2008).
- Hutschenreiter, G., "Steuerliche Förderung von Forschung und Entwicklung", *WIFO-Monatsberichte*, 2002, 75 (2), Wien, S. 121–131.
- Jaffe, A. B., "Technological Opportunity and Spillovers of R&D: Evidence from Firms' Patents, Profits, and Market Value", *American Economic Review*, 1986, 76, S. 984–1001.

- Jaffe, A. B., "Demand and Supply Influences in R&D Intensity and Productivity Growth", *Review of Economics and Statistics*, 1988, 70, S. 431–437.
- Kao, C., Chiang, M. H, Chen, B., "International R&D Spillovers: An Application of Estimation and Inference in Panel Cointegration", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1999, 61(4), S. 691–709.
- Kealey, T., *The Economic Laws of Scientific Research*, Macmillan, Basingstoke, Hampshire, 1996.
- Keller, W., "Are International R&D Spillovers Trade-Related? Analyzing Spillovers Among Randomly Matched Trade Partners", *European Economic Review*, 1998, 42, S. 1469–1481.
- Khan, M., Luintel, K. B., "Sources of Knowledge and Productivity: How Robust is the Relationship?", *STI Working Paper 2006/6*, OECD Paris.
- Lee, G., "The Effectiveness of International Knowledge Spillover Channels", *European Economic Review*, 2006, 50(8), S. 2075–2088.
- Lichtenberg, F.R., Van Pottelsberghe de la Potterie, B., "International R&D Spillovers :A Comment", *European Economic Review*, 1999, 42(8), S. 1483–1491.
- Lokshin, B., Mohnen, P. A., *Achtergrondstudies bij de Evaluatie WBSO 2001–2005*, Ministerie van Economische Zaken (Ministry of Economic Affairs), The Netherlands, Zoetermeer, März 2007.
- Mansfield, E., "Academic Research and Industrial Innovation", *Research Policy*, 1991, 20, S. 1–12.
- Mansfield, E., "Academic Research and Industrial Innovation: An Update of Empirical Findings", *Research Policy*, 1998, 26, S. 773–776.
- Martin, B. R., Tang, P., "The Benefits from Publicly Funded Research", *University of Sussex, Working Paper*, 2006, (161).
- McMillan, G. S., Narin F., Deeds, D., "An Analysis of the Critical Role of Public Science in Innovation: the Case of Biotechnology", *Research Policy*, 2000, 29, S.1–8.
- Mohnen, P., Garcia, A., *Impact of Government Funding on R&D and Innovation*, Study done in Preparation for the Competitiveness Report, Maastricht, 2004.
- Mohnen, P., "The Importance of R&D: Is the Barcelona 3% a Reasonable Target?", *Rede zur Amtseinführung am 13 Mai 2005 am Lehrstuhl für Microeconometrics of Technical Change an der Universität Maastricht*, 2005, [www.unimaas.nl/bestand.asp?id=3826](http://www.unimaas.nl/bestand.asp?id=3826) (14.05.2008).
- Mulkay B., Mairesse J., "The Effect of the R&D Tax Credit in France", *EEA–ESEM Conference*, Stockholm Sweden, 2003,

- [www.eea.esem.com/eeaesem/2003/prog/viewpaper.asp?pid=2250](http://www.eea.esem.com/eeaesem/2003/prog/viewpaper.asp?pid=2250) (14.05.2008).
- Musolesi, A., "Basic Stocks of Knowledge and Productivity: Further Evidence from the Hierarchical Bayes Estimator", *Economics Letters*, 2007, 95(1), S. 54-59.
- Müller, W.G., Nettekoven, M., "A Panel Data Analysis: Research and Development Spillover", *Economics Letters*, 1999, 64, S. 37-41.
- Narin, F., Kimberley, S., Hamilton, S., Olivastro, D., "The Increasing Linkage between U.S. Technology and Public Science", *Research Policy*, 1997, 26 (3), S. 317-330.
- Organisation for Economic Cooperation and Development (OECD), *Research and Development Expenditures in Industry 1973-93*, Paris, 1996.
- Organisation for Economic Cooperation and Development (OECD), *Measuring Productivity: Measurement of Aggregate and Industry-Level Productivity Growth*, Paris, 2001.
- Organisation for Economic Cooperation and Development (OECD), *Science, Technology and Industry: Scoreboard*, Paris, 2007.
- Park, J. "International Student Flows and R&D Spillovers", *Economics Letters*, 2004, 82(3), S. 315-320.
- Peneder, M., "Tracing Empirical Trails of Schumpeterian Development", in: Cantner U., Dinopoulos E., Lanzillotti R.F. (eds.), *Entrepreneurship, the New Economy and Public Policy*, Springer, Berlin, Heidelberg, 2005, S.203-221.
- Peneder, M., Falk, M., Hölzl, W., Kaniovski, S., Kratena, K., *Technologischer Wandel und Produktivität. Disaggregierte Wachstumsbeiträge in Österreich seit 1990, Teilstudie des WIFO—Weißbuchs*, 2007, 1/2007, S. 33-46.
- Peri, G., "Knowledge Flows, R&D Spillovers and Innovation", ZEW Discussion Paper, 2003.
- Peseran, M. H., Shin, Y., Smith, R. P., "Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels", *Journal of the American Statistical Association*, 1998, 94, S. 621-634.
- Sachverständigenrat. "Analysen zu Ausgewählten Themen- Einflussfaktoren des wirtschaftlichen Wachstums in Industrieländern: Eine Analyse mit Paneldaten," in *Zwanzig Punkte für Beschäftigung und Wachstum. Jahresgutachten 2002/03,2003*, Stuttgart: Metzler-Poeschel, S. 316-336.
- [http://www.sachverstaendigenrat-wirtschaft.de/download/gutachten/02\\_ges.pdf](http://www.sachverstaendigenrat-wirtschaft.de/download/gutachten/02_ges.pdf)  
(14.05.2008)
- Salter, A., Martin, B. "The Economic Benefits of Publicly Funded Basic Research: A Critical Review", *Research Policy*, 2001, 30, S. 509-532.

- Scott, J. T. "Firm Versus Industry Variability in R&D Intensity", in *R&D, Patents and Productivity*, Z. Griliches (Hrsg.), University of Chicago Press for the National Bureau of Economic Research, 1984, S. 233–245.
- Skrondal, A., Rabe-Hesketh, S., "Multilevel and Related Models For Longitudinal Data", in: J. de Leeuw and E. Meijer (eds.) *Handbook of Multilevel Analysis*. New York: Springer, 2008.
- Streicher, G., Schibany, A., Gretzmacher, N., Input Additionality Effects of R&D Subsidies in Austria. Empirical Evidence From Firm-Level Panel Data, Studie im Auftrag des Bundesministeriums für Verkehr, Innovation und Technologie, Wien, 2004.
- Streicher, G., "Additionality of FFG Funding", Institute of Technology and Regional Policy (InTeReg) Working Paper, 2007, (49).
- Swamy, P. A. V. B., "Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model", *Econometrica*, 1970, 38(2), S. 311–323.
- Swamy, P. A. V. B, Tinsley, P. A., "Linear Prediction and Estimation Methods for Regression Models with Stationary Stochastic Coefficients", *Journal of Econometrics*, 1980, 12(2), S. 103–142.
- United Nations Statistical Yearbook, New York, United Nations Publ., 1973–1987.
- Van Pottelsberghe de la Potterie, B., Lichtenberg, F. R., "Does Foreign Direct Investment Transfer Technology Across Borders?", *The Review of Economics and Statistics*, 2001, 83(3), S. 490–497.
- Verbeke, G., Molenberghs, G., "Linear Mixed Models for Longitudinal Data", New York: Springer, 2000.
- Verspagen, B., "Estimating International Technology Spillovers Using Technology Flow Matrices, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 1997, 133, S. 226–248.
- Wieser, R., "Research and Development Productivity and Spillovers: Empirical Evidence at the Firm Level", *Journal of Economic Surveys*, 2005, 19(4), S. 587–621.
- Xu, B., Wang, J., "Capital Goods Trade and R&D Spillovers in the OECD", *Canadian Journal of Economics*, 1999, 32(5), S. 1258–1274.
- Xu, B., Wang, J., "Trade, FDI, and International Technology Diffusion", *Journal of Economic Integration*, 2000, S. 585–601.
- Zucker, L. G., Darby, M. R., "Virtuous Circles of Productivity: Star Bioscientists and the Institutional Transformation of Industry", NBER Working Paper, Cambridge, MA, 1995, (5342).
- Zucker, L. G., Darby, M. R., "Star Scientists and Institutional Transformation: Patterns of

Invention and Innovation in the Formation of the Biotechnology Industry", Proceedings of the National Academy of Sciences, 1996, 93(23), S. 709–716.

Zucker, L. G., Darby, M. R., Brewer, M. B., "Intellectual Human Capital and the Birth of US Biotechnology Enterprises". American Economic Review, 1998, 88 (1), S. 290–306.



## Appendix A: Data Description and General Remarks

Our survey analyses the relationship between productivity growth and the R&D activities in 21 OECD countries for the period 1975–2005. Further, our data set complements to some extent the analysis of present studies (*Guellec – Van Pottelsberghe, 2001, 2004*) as it includes on the one hand additional countries (Austria, Portugal, New Zealand, Greece and Switzerland) and on the other hand it extends the period of observation to 2005.

Description of the applied variables in the study follows below.

Our study concentrates on the impact of different R&D categories on total factor productivity (TFP). *TFP* is based on Harmonised Price Indices for ICT Capital Goods, Capital Input and Cost Shares. The Multi-factor Productivity for the total economy is computed as the difference between the rate of change of output and the rate of change of total inputs, and presented as a rate of change. Price indices for information and communication technology assets are those published by the U.S. Bureau of Economic Analysis, corrected for overall inflation.

The shares of compensation of labour input and of capital inputs in total costs for the total economy are measured at current prices. Compensation of labour input corresponds to the compensation of employees and self-employed persons. Compensation of capital input is the value of capital services. Total inputs are volume indices of combined labour and capital inputs for the total economy. The indices have been constructed as weighted averages of the rate of change of total hours worked and the rate of change of capital services. Cost shares of inputs averaged over the two periods under consideration serve as weights (Törnqvist index). Price indices for information and communication technology assets are those published by the U.S. Bureau of Economic Analysis, corrected for overall inflation.

In addition we also use the quality adjusted TFP based on the EUKLEMS data, despite the fact that EU KLEMS data does not report TFP values for all the countries in our sample.

The TFP data for our period of observation is taken on the one hand from the study by *Coe–Helpman (1995)*, which applies 1985 as a base year and the index of TFP for 1985=1. We combined and extended it to 2005 by using TFP data from the Source OECD Database and setting 2000 to be the base year. Therefore the index of TFP for 2000 is equal to 1.

As a cross-check for TFP we use also the *level of GDP per capita*, whereas GDP of the working age population (16 to 64 year old) was considered. This measure was constructed also as being 1 in the year 2000.

The data on domestic R&D–expenditures (*SD*) before 1981 are taken from the annual editions of the UN–Statistical Yearbooks. As the expenditures are given only in national currency, we converted them in constant 2000 US dollars using the purchasing power parity standards, and the implicit deflator from the Source OECD Science and Technology database and the historical series of the US Government Office. Additionally, we converted them in constant Euro PPP's, in 2000 prices. We applied the “perpetual inventory method” in order to construct

the R&D capital stock under the assumption for the depreciation rate being 5 %. We corrected impreciseness of GERD for Italy and Belgium by replacing it with data from *Coe-Helpman* (1995). From 1981 onwards data on R&D-expenditures in millions constant 2000 US dollars are derived from the Source OECD Science and Technology database. Additionally, domestic R&D expenditures for New Zealand originate from the "Research and Development in New Zealand" published by Statistic New Zealand. Again, the data are converted in constant EUR PPPs.

Data on R&D-expenditures in the Business sector (*SB*) between 1973 and 1981 are taken from the ANBERD Source OECD database. As this database includes data for only 16 OECD countries of our sample, we complemented the data by using records of OFFBERD (official BERD) for the rest of the countries from the OECD statistical edition "Research and Development Expenditure in Industry 1973-93" (1996). Data from 1981 to 2005 originate from Source OECD MSTI database. The expenditures of the business sector comprise also expenditures of the state enterprises, as they presented a huge fraction of certain industries as for instance in the service sector (postal, electricity). Expenditure data is transformed to constant 2000 GDP prices and Euro PPP's. Again, depreciation rate is assumed to be 5 %.

*SP* represents the R&D capital stock, which is the difference between the total domestic R&D- capital stock and the R&D capital stock of the business sector. We assume it to be the equivalent to public R&D capital stock. On this note, it includes on the one hand, the R&D activities in research institutes (public laboratories), universities, etc. initiated by the state, and on the other hand, R&D efforts by non-governmental organizations (which actually tends to account for a small part of the R&D expenditures). The R&D stock is computed again by using the "perpetual inventory method" from the difference between domestic R&D expenditures and business sector (*SB*) R&D expenditures expressed in constant 2000 EURO PPP's and by applying a depreciation rate of 5 %.

The fraction of the R&D expenditures of the business sector financed from abroad (*FSB*) was taken from the OECD MSTI. It represents the part of the R&D capital stock of a country that was financed by the rest of the OECD countries. Unfortunately, in this data base, we have no information for the percentage of foreign financed R&D in the business sector in the United States. Therefore, for the analysis of the impact of this variable, we use only data for 20 OECD countries. We applied again the perpetual inventory method. Additionally, *DSB* represents the business sector R&D capital stock financed by the domestic business sector.

The foreign R&D capital stock is given by *FRD*. It is calculated twofold. On the one hand, we apply the framework introduced by *Jaffe* (1986, 1988), where the foreign R&D capital stock is being weighted by using the coefficients of technological proximity between each two OECD countries (the exact procedure of composition of the foreign R&D stock is given in the Appendix B). As the coefficients of technological proximity measure among the countries in our sample are near unity as they refer to developed countries. On the other hand, we

compute the foreign R&D capital stock by applying the bilateral import shares as a percentage of total imports as weights instead of the coefficients of technological proximity. The foreign R&D capital stock is computed also by using the perpetual inventory method and expressed in 2000 constant Euro prices and PPP's.

In order to be able to cross-check our results about the influence of the various R&D capital stocks on economic growth, we use also the number of scientists and engineers performing R&D in a country (*RDPER*). In this regard, we used the UN Statistical Yearbook for the years 1975-1981 and the OECD MSTI onwards. At the same time, the foreign R&D- capital stock is calculated consistently applying the perpetual inventory method as well as the technological proximity and the import shares weighting scheme.

As we assume that the industry specialisation of a country has an impact on the economic growth, we construct *PAT* to be the share of high tech patents of the total number of patents. The data set is derived from the EUROSTAT database and covers the period 1977-2005. We include also the rate of investment in a country (*investment ratio*), measured by the total fixed investment, excluding stock buildings, as a share of GDP. Data comes from the Source OECD Economic Outlook. Finally, the share of the sum of exports and imports on the GDP (*Openness*) as a control variable is used. Data is derived from the OECD STAN database and OECD Economic Outlook database.

The impact of all variables above is tested in both annual observations and five year averages in order to remove the fluctuations of the business cycle. Hence, there have been six sub periods constructed (1975-1979, 1980-1984, 1985-1989, 1990-1994, 1995-1999, 2000-2005).

## Appendix B: Calculation of the Technological Variables

### 1) Measure of the Multifactor Productivity

Multi-factor productivity relates a change in output to several types of inputs. We utilize the value-added based Multifactor productivity measure.

It is often measured residually as the change in input that cannot be accounted for by the change in combined inputs. The TFP measure by *Coe - Helpman* (1995) is calculated by using the Cobb- Douglas function

$$F = \frac{Y}{[K^\beta L^{(1-\beta)}]}$$

where Y is the value added in the industry, K is the stock of business sector capital and L is employment in the business sector (except for United States and Japan, where it expresses total hours worked). The coefficient  $\beta$  is the average share of capital income from 1987-1989.

The TFP measure of the Source OECD database, that we use for the period 1981-2005, adopt the production function

$$Y = H(K, L) = A(t) \cdot F(K, L)$$

where  $A(t)$  captures disembodied technological shifts.

OECD- TFP measure estimates the labour input mainly using the total hours worked. Therefore, the level of technology can be expressed as

$$A(t) = \frac{Y}{F(K, L)}$$

Therefore, TFP growth is positive when the rate of change in gross output exceeds the rate of change in all combined measured inputs.

According to the *OECD Manual (2001)* of the OECD Productivity Database, the following methodology in specific has been applied in order to compute the total factor productivity (TFP) measure:

#### a). Rates of change of output

Output (Q) is measured as GDP at constant prices for the entire economy. Year-to-year

changes are computed as logarithmic differences:  $\ln\left(\frac{Q_t}{Q_{t-1}}\right)$ .

#### b). Rates of change of labour input

Labour input is measured as total hours actually worked in the entire economy. Year-to-year

changes are estimated as logarithmic differences:  $\ln\left(\frac{L_t}{L_{t-1}}\right)$ .

### c). Rates of change of capital input

Capital input is measured as the volume of capital services, assumed to be in a fixed proportion to the productive capital stock. Capital services are calculated for seven types of assets and aggregated to an overall rate of change by means of a Törnqvist index:

$$\ln\left(\frac{S_t}{S_{t-1}}\right) = \sum_{i=1}^7 \frac{1}{2}(v_t^i + v_{t-1}^i) \ln\left(\frac{S_t^i}{S_{t-1}^i}\right)$$

where  $v_t^i$  is the share of each asset in the total value of capital services.

### d). Total Inputs

The rate of change of total inputs is weighted by the respective cost shares of labour and capital as weights. Therefore, applying the Törnqvist index number formula:

$$\ln\left(\frac{X_t}{X_{t-1}}\right) = \frac{1}{2}(s_t^L + s_{t-1}^L) \ln\left(\frac{L_t}{L_{t-1}}\right) + \frac{1}{2}(s_t^S + s_{t-1}^S) \ln\left(\frac{S_t}{S_{t-1}}\right)$$

### e). Multi-factor productivity

It is estimated as the change between the change in inputs and the change in the output. Therefore, MFP is given by:

$$\ln\left(\frac{MFP_t}{MFP_{t-1}}\right) = \ln\left(\frac{Q_t}{Q_{t-1}}\right) - \ln\left(\frac{X_t}{X_{t-1}}\right)$$

## 2) R&D Capital Stock

We use the R&D –expenditures to estimate the different R&D capital stocks. Thereby, we follow the perpetual inventory method. The stock at time t consists of the investment in the previous period together with the capital stock in the previous period times the depreciation rate, which we assume to be 5%. Actually, the assumption of a depreciation rate of only 5% is based on the fact that knowledge depreciates less than physical capital over time<sup>10</sup>. Therefore, the domestic capital stock are composed according to the procedure

$$R_t = r_{t-1} + (1 - \delta) * R_{t-1}$$

$$R_t = r_{t-1} + (1 - \delta) * r_{t-2} + (1 - \delta)^2 * r_{t-3} + \dots$$

---

<sup>10</sup> Alternative measures for R&D- capital stock were also computed by assuming the depreciation rate to be 10% or 15%. However, the experimental regressions yielded the same results to those with  $\delta = 5\%$ .

Therefore, the estimated value of the capital stock refers to the beginning of the year. The benchmark for the capital stock is estimated assuming a constant annual growth rate and following the procedure suggested by *Guellec–Van Pottelsberghe* (2001, 2004)

$$R_0 = \frac{r_0}{1 - \lambda(1 - \delta)}$$

,whereby  $R_0$  is the R&D–capital stock in the first period,  $r_{0,t}$  are the R&D–expenditures in the first period for which data were available period,  $\delta$  is the depreciation rate, assumed to be constant at the 5 %- level for the whole period of observation. Finally,  $\lambda = \frac{1}{1 + \eta}$ , whereas  $\eta$  is the mean annual growth rate of R&D–expenditures. The public sector R&D–capital stock and the business sector R&D–capital stock are computed following the same procedure. The domestic capital stocks are converted and deflated in constant 2000 US dollars using the purchasing power parity standards and implicit deflator respectively from the OECD Science and Technology database and the Source OECD STAN database. Finally, they are converted in 2000 Euro prices and constant PPP's in order to avoid a possible bias from the exchange rate of dollar to euro. Additionally, we estimate domestic capital stock based not on the R&D–expenditures but on the employment in the R&D–sector.

### 3) Foreign R&D Capital Stock

The foreign R&D stock of a country (SF) presents the R&D stock of the rest of the OECD countries of the sample for the given period. It is calculated in two manners, because of the intention to verify the results. We used, on the one hand, the issue of technological proximity between pairs of countries. It is calculated as in *Jaffe* (1986, 1988) and used patent data from the EPO. The coefficients of technological proximity are used as weights and computed in the following manner

$$SF_i = \sum \omega_{ij} \cdot SD_j \quad , i, j = 1, \dots, 21 \text{ OECD countries}$$

$$\omega_{ij} = \frac{SF_i SF_j}{SF_j SF_j} \quad F_i = \left| \frac{P_i^{TC1}}{\sum_{z=1}^{50} P_i^{PCz}} \frac{P_i^{TC2}}{\sum_{z=1}^{50} P_i^{PCz}} \dots \frac{P_i^{TC50}}{\sum_{z=1}^{50} P_i^{PCz}} \right|$$

,where  $F_i$  is the frequency distribution across 46 technological patent classes granted by the EPO to country  $I$  of the sample and  $P^c$  is the number of patents granted in a country and simultaneously belonging to one of the forty six patent classes ( $TC_z; Z = 1, \dots, 45$ ).

On the other hand, instead of the technological proximity issue, we utilized also the pair wise trade relationship between the OECD countries of the sample (in the spirit of *Coe-Helpman*, 1995)). The approach of computation resembles the method of the coefficients of technological proximity. Thereby, the coefficient of the bilateral import shares of each of the sample countries and for each year regarding the rest of the OECD countries is assumed to be the weight of the respective country's imports in this certain year. The data concerning the bilateral trade flows are derived from the Source OECD STAN database.

## Appendix C

### Empirical Model

Our basic empirical model aligns depicts the impact of domestic and foreign R&D stocks on the total factor productivity. All the included variables are in logarithmic form, implying that the estimated coefficients can be referred to be elasticity coefficients.

$$\log TFP_{it} = \alpha_i + \alpha_{1i} \log SD_{it} + \alpha_{2i} SF_{it} + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (C1)$$

where  $TFP_{it}$  describes the level of total factor productivity,  $SD$  is the total domestic R&D-stock and  $SF$  depicts the weighted foreign R&D- capital stock. The subscripts  $i$  and  $t$  describe time and country effects.

The R&D capital stocks are measured as the total Investment in R&D and afterwards are transformed in capital stocks, using the perpetual inventory method. Thereby a depreciation rate of 5 % is applied as R&D- capital stock is assumed to depreciate less than physical capital, where the common depreciation rate is presumed to be 15 %. The foreign R&D-capital stock is constructed as the weighted sum of the R&D activities as for instance the technological proximity or the impact of trade (imports or exports).

In a subsequent step of the analysis the domestic R&D- stock is split in (i) public R&D- capital stock. (ii) Business sector R&D- stock that is financed by the domestic business units and (iii) Business sector R&D- capital stock that is financed from abroad.

Therefore the extended productivity equation has the form:

$$\log TFP_{it} = \alpha_i + \alpha_{1i} \log SB_{it} + \alpha_{2i} \log SP_{it} + \alpha_{3i} \log SF_{it} + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (C2)$$

Additionally, control variables as the influence of the technological structure of a country (measured as the ratio of the high-tech patents to the total patents in a country- $PAT$ ) or the investment ratio have been added. Since the magnitude of the effect of R&D on economic growth differs according to its sources, we estimate in a further step the impact of the division of the R&D capital stock in domestic financed and foreign financed. Hence, the original model is transformed to

$$\log TFP_{it} = \alpha_i + \alpha_{1i} \log FSB_{it} + \alpha_{2i} \log DSB_{it} + \alpha_{3i} \log SP_{it} + \alpha_{4i} \log SF_{it} + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (C3)$$

Afterwards, to remove the business cycle fluctuations in our model, we compute the five year averages for the whole period of observation 1975-2005. Therefore, we analyse whether the impact of the different categories of R&D-capital stock on TFP differ among the six



subperiods (1975-1979,1980-1984,1985-1989,1990-1994,1995-1999,2000-2005). Our focus of interest is put particularly on the development in the last 10-15 years.

The static model is modified to a dynamic model, which is based on an extension of the error correction model and is called Pooled-mean Group Approach by *Peseran et al.*(1999) (described briefly in Appendix C). This method analyses also the potential non-stationarity of the applied variables (viz. expected value and variance depend on the chosen point of time). As non-stationarity tends to be a very probable feature of R&D- capital stocks, this procedure allows for short-run and country specific impacts. The error correction can be estimated over an adequate long period of time also by using the Mean- Group- Estimator, whereby neither the short-run nor the long-run impacts for the different OECD countries are confined:

$$\Delta \log TFP_{it} = \lambda_i (\log TFP_{it-1} - \alpha_i - \tilde{\alpha}_{1i} \log SD_{it-1} - \tilde{\alpha}_{2i} \log SF_{it}) + \beta_{1i} \Delta \log SD_{it-1} + \beta_{2i} \Delta \log SF_{it} + v_{it}. \quad (C4)$$

As the effects of the various R&D- categories on the total factor productivity have a strong business cycle fluctuation, the estimation is conducted also by using 5 year averages. Thereby, though, the application of the PMG approach is inappropriate, because of the short period of time and therefore alternative approaches is used as for instance the random coefficient model.

## Appendix D

### Theoretical Approaches used in the Estimations

Besides the widely used fixed effects estimator for panel data, which concentrates on the static relationship between the observed variables, we apply other techniques to perform further analyses. The two main approaches constitute the PMG estimation by *Peseran et al.*(1998) and Random Coefficient Model by *Hsiao – Peseran*(2004).

### Pooled Mean Group (PMG) Approach by *Peseran et al.*(1998)

The Pooled Mean Estimation of panel data by *Peseran et al.*(1998) deals with the issue of having both the number of observations and the number of groups are large, as it is the case in country analyses( our study focuses on 21 OECD countries over 30 years (1975-2005)). This approach allows the short- run coefficients and error variances to be different across the period but constrains the long run coefficients to be identical. The model applies in the same magnitude as

The model represents a variant of the ARDL (p,q,q,...,q) model, which is set up in its general form as

$$TFP_{it} = \sum \lambda_{ij} TFP_{i,t-j} + \sum \delta_{ij}' X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

where  $i=1, \dots, N$  denotes cross-sections,  $t=1, \dots, T$  stands for time period,  $\mu_i$  is the group specific intercept and  $X$  and  $\eta$  represent  $(k \times 1)$  vectors of explanatory variables and the coefficients, respectively. In our model,  $TFP_{it}$  is the total factor productivity of country  $i$  in period  $t$  and  $X_{it}$  contains variables such as domestic R&D capital stock, foreign R&D capital stock, investment ratio, etc. Consequently, this approach explicitly assumes exogeneity of the fundamentals.

Rewriting () in error- correction model converts the estimation to

$$\Delta TFP_{it} = \alpha_i TFP_{i,t-1} + \beta_i X_{it} + \sum_{j=1}^{q-1} \gamma_{ij}^+ \Delta TFP_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}' \Delta X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

with  $\alpha_i \equiv -(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij})$ ,  $\beta_i \equiv \sum_{j=0}^q \eta_{ij}$ ,  $\gamma_{ij} \equiv -\sum_{m=j+1}^p \lambda_{im}$  and  $\delta_{ij} \equiv -\sum_{m=j+1}^q \eta_{im}$ .

Thereby, using this method, it is the centre of our estimation to determine whether imposing homogeneity on the long- run slope coefficients across groups increases efficiency of the estimation i.e., the long-run relationship between TFP and R&D capital stock as well as investment ratio and technological specialization given as

$$TFP_{it} = -(\beta_i / \alpha_i)^\# X_{it} - \mu_i / \alpha_i \equiv \theta_i^\# X_{it} + \mathcal{G}_i$$

Consequently, we ask whether we can assume  $\theta_i = \theta, \forall i$ .

### Random Coefficient Model

The random coefficient model overcomes the problem of the homogeneity of the coefficient of the different categories of explanatory variables. This model originates in the contribution by *Swamy* (1970), *Swamy – Tinsley* (1980) and *Hsiao – Peseran*(2004), where a common framework to deal with the slope heterogeneity is introduced.

The structure of the approach is as follows. Let there be observations for N cross-sectional units over T time periods, than the model has the form in our framework such as

$$TFP_{it} = \sum \beta_{kit} X_{kit} + u_{it} = \beta'_{it} X_{it} + u_{it}$$

with  $i = 1, \dots, N$ ,  $t = 1, \dots, T$  and where  $u_{it}$  denotes the random error term and is independent and normally distributed,  $X_{it}$  is a  $K \times 1$  vector of the exogenous variables and  $\beta'_{it}$  is the  $K \times 1$  vector of the coefficients. The random coefficients approach assumes that the coefficients  $\beta'_{it}$  are drawn from a probability distribution with a fixed number of parameters that do not vary when N and T change. Consequently, the two main groups of models could be characterised as being time variant or stationary over time.

Therefore, this model allows for the coefficient to vary across countries and meaning that each group (OECD country) of the sample has its own intercept.

The stationary random-coefficient models assume constant variance and covariance with

$$\beta_{it} = \beta + \alpha_i, i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T$$

where  $E(\alpha_i) = 0, E(\alpha_i X'_{it}) = 0$ .

Another more general approach to account for the cross-country heterogeneity in the effects of R&D capital stock on total factor productivity is the linear mixed model (see *Verbeke – Molenberghs*, 2000; *Skrondal – Rabe – Hesketh*, 2008). The mixed models differ from the random coefficients model developed by *Swamy* (1970) since coefficients can be treated as either fixed or random. The linear mixed can be written as follows (t is suppressed for convenience:

$$TFP_i = X_i \beta + Z_i u_i + \varepsilon_i,$$

with  $i = 1, \dots, N$  countries,  $\varepsilon_i$  denotes the random error term that is independent and normally distributed,  $X_i$  is a matrix containing the explanatory variables,  $\beta$  is the vector of coefficients that are treated as fixed,  $Z_i$  denotes other explanatory variables and  $u_i$  denotes the country specific coefficients (i.e. random-intercept and random-slope). The random effects and the residual component are assumed to be independent. The vector of coefficients of the random effects is assumed to follow the normal distribution with mean vector 0 and the constant variance and covariance. In our application we estimate four different specifications of the linear mixed model where in each specification the intercept and one

slope are treated as random whereas the others are treated as fixed. The mixed model allows us to predict the country-specific coefficients.

## Appendix E

### Empirical Results

Table 9: Fixed effects results of the impact of domestic R&D and foreign capital on total factor productivity

	Spezifikation 1		Spezifikation 2		Spezifikation 3	
	coef	†	coef	†	coef	†
In domestic R&D capital stock	0.119 ***	3.17	0.134 ***	3.35	0.105 ***	2.61
In domestic R&D capital stock*G7			-0.005	-0.12		
In foreign R&D capital stock	0.201 ***	4.28	0.183	3.40	0.135 **	2.32
openness					-1.213	-1.29
In foreign R&D capital stock*openness					0.099	1.48
constant	-4.503	-12.23	-3.977 ***	-13.56	-3.111 ***	-5.75
# of obs	126		126		126	
# of countries	21		21		21	
Total R <sup>2</sup>	0.78		0.78		0.80	

Notes: The estimation period is 1975-2005. The dependent variable is the logarithm of total factor productivity (OECD-method). \*\*\*, \*\* and \* denote significance at the 1%, 5%, and 10% levels.

Table 10: Elasticities of TFP with respect to the foreign R&D capital stock

Australia	0.176
Belgium	0.297
Denmark	0.222
Germany	0.204
Finland	0.207
France	0.187
Greece	0.183
Ireland	0.299
Italy	0.186
Japan	0.158
Canada	0.211
Netherlands	0.261
New Zealand	0.197
Norway	0.206
Austria	0.229
Portugal	0.200
Sweden	0.219
Switzerland	0.220
Spain	0.192
United Kingdom	0.190
United States	0.160
OECD average	0.210

Notes: The elasticities are calculated as follows:  $0.099 \cdot \text{openness} + 0.135$  based on the parameters shown above, where openness is based on averages for the period 2000-2005. \*\*\*, \*\* and \* denote significance at the 1%, 5%, and 10% levels.

Table 11: Fixed effects results of the impact of domestic R&D and foreign capital on the TFP (different time periods)

	1975-2005		1980-2005		1985-2005		1990-2005	
	coef	t	coef	t	coef	t	coef	t
specifications with import weighted foreign capital stock								
In domestic R&D capital stock	0.13 ***	3.47	0.18 ***	4.27	0.23 ***	4.36	0.24 ***	4.26
In foreign R&D capital stock (import weighted)	0.18 ***	3.69	0.14 **	2.47	0.08	1.41	0.09	1.02
constant	-3.97	-12.23	-3.96	-10.60	-3.77	-7.99	-3.93	-6.56
# of obs	126		105		84		63	
# of countries	21		21		21		21	
total R <sup>2</sup>	0.78		0.80		0.78		0.81	
specifications with foreign capital stock weighted by technological proximity								
	coef	t	coef	t	coef	t	coef	t
In domestic R&D capital stock	0.12 ***	3.17	0.17 ***	3.97	0.22 ***	4.05	0.24 ***	4.09
In foreign capital stock (tech prox)	0.20 ***	4.28	0.16 ***	2.87	0.10	1.41	0.09	1.08
constant	-4.50 ***	-12.23	-4.38 ***	-10.11	-4.07 ***	-6.86	-4.12 ***	-5.60
# of obs	126		105		84		63	
# of countries	21		21		21		21	
total R <sup>2</sup>	0.79		0.80		0.78		0.81	
specifications with the additional variable share of high-tech patents								
	coef	t	coef	t	coef	t	coef	t
In domestic R&D capital stock	0.11 ***	2.88	0.16 ***	3.53	0.19 ***	3.48	0.21 ***	3.56
In foreign R&D capital stock (import weighted)	0.19 ***	4.04	0.14 **	2.46	0.06	0.90	0.05	0.56
share of high-tech patents	0.22 **	2.49	0.16	1.24	0.32 **	1.78	0.38 **	1.81
constant	-3.79 ***	-12.54	-3.74 ***	-9.72	-3.15 ***	-5.41	-3.09 ***	-4.16
# of obs	119		105		84		63	
# of countries	21		21		21		21	
total R <sup>2</sup>	0.81		0.80		0.82		0.80	

Notes: The estimation period is 1975-2005 and data are computed as five-year averages. The dependent variable is the logarithm of total factor productivity (OECD-method). The coefficients can be interpreted as elasticities. \*\*\*, \*\* and \* denote significance at the 1%, 5%, and 10% levels.

Table 12: Fixed effects results of the impact of domestic and foreign R&D personnel on TFP

	1975-2005		1980-2005		1985-2005		1990-2005	
	coef	t	coef	t	coef	t	coef	t
In R&D personnel	0.08 ***	2.75	0.09 ***	3.04	0.13 ***	3.46	0.15 ***	3.53
In foreign R&D personnel (imported weighted)	0.39 ***	7.44	0.45 ***	7.13	0.48 ***	5.37	0.51 ***	4.40
constant	-5.96 ***	-13.20	-6.87 ***	-11.69	-7.67 ***	-8.74	-8.30 ***	-6.93
# of obs	126		105		84		63	
# of countries	21		21		21		21	
total R <sup>2</sup>	0.79		0.77		0.76		0.78	

Notes: The dependent variable is the logarithm of total factor productivity (OECD-method). \*\*\*, \*\* and \* denote significance at the 1%, 5%, and 10% levels.

Table 13: *Fixed effects results of the impact of domestic R&D and foreign capital on GDP per capita*

	1975-2005		1980-2005		1985-2005		1990-2005		
	coef	t	coef	t	coef	t	coef	t	
ln domestic R&D capital stock	0.079 *	1.84	0.094 **	1.99	0.109 **	2.15	0.184 ***	3.20	
ln foreign R&D capital stock (imported weighted)	0.487 ***	8.30	0.511 ***	7.88	0.538 ***	7.40	0.455 ***	5.41	
ln investment ratio	0.188 **	2.54	0.288 ***	4.02	0.431 ***	6.51	0.347 ***	4.78	
constant	-7.181 ***	-21.17	-7.526 ***	-19.91	-7.819 ***	-17.67	-7.696 ***	-14.06	
# of obs	126		105		84		63		
# of countries	21		21		21		21		
total R <sup>2</sup>	0.89		0.90		0.92		0.92		

Notes: The dependent variable is the logarithm of GDP per working age population. The coefficients can be interpreted as elasticities. \*\*\*, \*\* and \* denote significance at the 1%, 5%, and 10% levels.

Table 14: *Random coefficient model for the impact of growth of R&D capital on TFP growth and GDP growth*

	Impact on TFP				
	of R&D capital stock				1985-2005
	1980-2005				
	coeff	t	coeff	t	
domestic R&D capital stock	0.047	1.25	0.040	1.10	
foreign R&D capital stock	0.288 ***	10.32	0.301 ***	10.01	
constant	-4.393 ***	-13.08	-4.457 ***	-12.40	
Wald t. dom. R&D= for. R&D=0 (p-v)	0.00		0.00		
LR test vs. linear regression (p-value)	0.00		0.00		
# of obs	105		84		
# of countries	21		21		
	Impact on GDP per capita				
	of R&D capital stock				1985-2005
	1980-2005				
	coeff	t	coeff	t	
domestic R&D capital stock	0.042	1.03	0.055	1.31	
foreign R&D capital stock	0.567 ***	16.56	0.593 ***	15.33	
investment ratio	0.260 ***	6.24	0.370 ***	8.77	
constant	-7.658 ***	-22.38	-7.973 ***	-22.38	
Wald t. dom. R&D= for. R&D=0 (p-v)	0.00		0.00		
LR test vs. linear regression (p-value)	0.00		0.00		
# of obs	105		84		
# of countries	21		21		
	Impact on GDP per capita				
	of R&D personnel				1985-2005
	1980-2005				
	coeff	t	coeff	t	
R&D personnel	0.070 **	2.06	0.085 **	2.24	
foreign R&D personnel	0.474 ***	13.08	0.522 ***	10.44	
constant	-6.883 ***	-15.45	-7.659 ***	-13.07	
Wald t. dom. R&D= for. R&D=0 (p-v)	0.00		0.00		
LR test vs. linear regression (p-value)	0.00		0.00		
# of obs	105		84		
# of countries	21		21		

Note: The coefficients can be interpreted as elasticities. \*\*\*, \*\* and \* denote significance at the 1%, 5%, and 10% levels.



Table 15: *Elasticity of domestic R&D capital stock with respect to TFP by country based on the Random-coefficient model*

	TFP-Elastizität von GERD 1985-2006
Australien	0.04
Belgien	0.07
Dänemark	0.00
Deutschland	0.06
Finnland	0.17
Frankreich	0.06
Griechenland	0.05
Irland	0.41
Italien	0.00
Japan	0.03
Kanada	0.00
Neuseeland	0.00
Niederlande	0.04
Norwegen	0.14
Österreich	0.09
Portugal	0.13
Schweden	0.02
Schweiz	0.00
Spanien	0.00
USA	0.01
Vereinigtes Königreich	0.02
OECD Durchschnitt	0.06

Notes: Elasticities are based on the results for the time period 1985-2005. \*\*\*, \*\* and \* denote significance at the 1%, 5%, and 10% levels.

Table 16: *Impact of foreign financed R&D capital in the business sector on TFP.*

	impact on TFP		impact on GDP per	
	coef.	t	coef.	capita
ln BERD Capital stock	0.18 ***	6.53	0.18 ***	5.39
share of foreign-financed BERD in total BERD	-3.68 **	-3.29	5.59 ***	-4.26
share of foreign-financed BERD in total BERD X				
ln BERD Capital stock	0.28 **	2.49	0.49 ***	3.74
import weighted foreign R&D capital stock				
(GERD)	0.14 **	2.61	0.32 ***	5.30
constant	3.72 ***	-7.88	6.21 ***	-11.25
# of obs	99		99	
# of countries	20		20	

Notes: \*\*\*, \*\* and \* denote significance at the 1%, 5%, and 10% levels.

Table 17: Spline estimates of the impact of R&amp;D capital on TFP and GDP per capita

	ln TFP				ln GDP per capita			
	1980-2005		1985-2005		1980-2005		1985-2005	
	coeff	t	coeff	t	coeff	t	coeff	t
ln R&D capital stock [0,25th]	0.29 ***	5.95	0.33 ***	5.78	0.32 ***	5.83	0.38 ***	6.03
ln R&D capital stock [25,49th]	0.15 ***	3.74	0.19 ***	3.61	0.06	1.35	0.12 **	2.03
ln R&D capital stock [50,75th]	0.05	0.77	0.08	1.13	0.11	1.58	0.14 *	1.79
ln R&D capital stock [75,100th]	0.23 ***	3.33	0.25 ***	2.61	0.17 ***	2.17	0.19 *	1.73
ln foreign R&D capital stock	0.16 ***	2.74	0.13 **	1.64	0.39	5.98	0.37 ***	4.20
constant	5.06	-11.8	5.11	-8.4	-8.51	-17.3	-8.80 ***	-12.9

Notes: \*\*\*, \*\* and \* denote significance at the 1%, 5%, and 10% levels.

Table 18: Fixed effects results of the impact of public R&D capital on TFP and business R&D capital

	ln TFP		ln TFP		ln TFP		ln BERD capital stock		
	coef	t	coef	t	coef	t	coef	t	t
In business sector R&D capital stock	0.21 ***	10.98			0.21 ***	17.60			
In non-business sector R&D capital stock	0.00	-0.05	0.21 ***	9.31			1.53 ***	9.48	
constant	-2.24 ***	-14.54	-2.23 ***	-9.90	-2.24 ***	-18.71	-5.10 ***	-3.20	
	126		126		126		126		
	21		21		21		21		

Notes: \*\*\*, \*\* and \* denote significance at the 1%, 5%, and 10% levels.

Table 19: Fixed effects results of the impact of public R&D capital on GDP per capita

	1975-2005		1980-2005		1985-2005		1990-2005	
	coeff	t	coeff	t	coeff	t	coeff	t
In business sector R&D capital stock	0.27 ***	9.64	0.27 ***	7.93	0.27 ***	5.75	0.28 ***	4.49
In non-business sector R&D capital stock	0.07 *	1.97	0.10 **	2.08	0.14 **	2.01	0.16 *	1.67
log investment ratio	-0.05	-0.50	0.07	0.75	0.19 **	2.06	0.16	1.64
constant	-3.69 ***	-17.23	-3.96 ***	-14.18	-4.14 ***	-12.08	-4.45 ***	10.22
# of obs	126		105		84		63	
# of countries	21		21		21		21	

Notes: \*\*\*, \*\* and \* denote significance at the 1%, 5%, and 10% levels.

Table 20: *Long-run coefficient of the impact of R&D capital on TFP, results based on the error correction model*

	coef.	t-stat
Australia	0.26	10.02
Austria	0.18	3.56
Belgium	0.39	4.44
Canada	0.20	1.87
Denmark	-0.30	-0.07
Finland	0.32	12.83
France	0.53	9.82
Germany	0.33	14.55
Greece	0.30	7.49
Ireland	0.41	3.43
Italy	1.30	1.00
Japan	0.44	24.54
Netherlands	0.37	15.40
New Zealand	0.26	15.23
Norway	0.39	8.24
Portugal	0.03	0.07
Spain	-0.13	-0.41
Sweden	0.44	0.88
Switzerland	0.03	0.40
United Kingdom	0.68	3.04
United States	0.35	4.04
OECD mean	0.32	

Table 21: Long-run coefficient of the impact of R&D capital on the quality adjusted TFP, results based on the error correction model

	coef.	t-stat
Austria	0.23	4.98
Belgium	0.35	5.54
Denmark	0.08	0.68
Finland	0.33	19.68
France	0.44	2.47
Germany	0.32	7.20
Italy	0.99	1.56
Netherlands	0.46	5.96
Spain	0.00	0.01
United Kingdom	0.39	0.44
United States	0.43	2.02
country mean	0.36	

Table 22: Required annual growth rate of R&D expenditures to reach the 3 % goal, between 2006 and 2010<sup>11</sup>

	predicted average growth rate of the R&D expenditures based on past growth rates per year between 2006-2010	required average growth rate of the R&D expenditures to achieve the 3% goal between 2006-2010
Australia	7.2	12.4
Austria	6.9	7.5
Belgium	1.7	15.1
Canada	2.3	13.5
Denmark	0.9	6.7
Finland	3.1	-0.9
France	1.3	10.8
Germany	1.4	9.1
Greece	4.3	56.3
Ireland	9.3	27.2
Italy	0.8	24.0
Japan	3.7	-0.5
Netherlands	1.5	14.2
New Zealand	3.3	23.1
Norway	3.1	19.4
Portugal	0.6	32.1
Spain	1.9	25.0
Sweden	2.6	-3.5
Switzerland	3.0	2.4
United Kingdom	1.5	13.7
United States	2.7	5.4

<sup>11</sup> Recent analysis appoints that Sweden and Finland strive already for the 4% goal.(Europäischer Rat,2006).

Tabelle 23 *Bestimmungsfaktoren der F&E-Quote im Unternehmensbereich:  
Schätzergebnisse auf Basis des "Mixed-Modells"*

	variable Koeffizienten für den ln B-index				variable Koeffizienten für ln direkte F&E-Förderung in Relation zum BIP					
	(i)		(ii)		(iii)		(iv)			
	Koef	t	Koef	t	Koef	t	Koef	t	Koef	t
ln F&E-Quote im Nicht-Unternehmensbereich	1.11 ***	7.58	1.00 ***	7.91	1.08 ***	7.12	0.94 ***	7.24		
ln B-index	-0.73 **	-2.25	-0.91 ***	-3.00	-0.78 **	-2.37	-0.95 ***	-3.30		
ln direkte F&E-Förderung in Relation zum BIP	0.09	1.54	0.05	0.89	0.09	1.49	0.04	0.84		
ln Anteil der High-tech und medium High-Tech Sektoren an der Beschäftigung			0.72 ***	3.59			1.10 ***	6.64		
Konstante	0.55 ***	3.06	1.11	6.63	0.55 ***	3.1	1.68 ***	9.32		
Anzahl der Beobachtungen	104		104		104		104			
Anzahl der Länder	21		21		21		21			

Notes: \*\*\*, \*\* and \* denote significance at the 1%, 5%, and 10% levels.