

**PRODUKTVIELFALT
UND WIRTSCHAFTSWACHSTUM:
EINE THEORETISCHE UND EMPIRISCHE
ANALYSE FÜR DIE OECD-LÄNDER**

**Dissertation zur Erlangung des akademischen Grads eines Doktors
(Dr. rer. pol.)
des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaften der Universität Hamburg**

vorgelegt von:
Diplom-Volkswirt Ralf Ruhwedel
aus Hagen / Westfalen

Mitglieder der Prüfungskommission:

Vorsitzender: Prof. Dr. Vincenz Timmermann

Erstgutachter: Prof. Dr. Michael Funke

Zweitgutachter: Prof. Dr. Bernd Lucke

Das wissenschaftliche Gespräch fand am 13. Juli 2001 statt.

INHALTSVERZEICHNIS

1. Kapitel

EINLEITUNG.....	1
-----------------	---

2. Kapitel

ENDOGENE UND SEMI-ENDOGENE MODELLE DES WIRTSCHAFTLICHEN WACHSTUMS MIT ZUNEHMENDER PRODUKTVIELFALT

2.1 Einführung	10
2.2 Anhaltendes endogenes Wachstum mit zunehmender Vielfalt an Zwischengütern: Romer [1990b].....	14
2.3 Anhaltendes endogenes Wachstum mit zunehmender Vielfalt an Konsumgütern: Grossman und Helpman [1991a, Kap.3].....	31
2.4 Anhaltendes semi-endogenes Wachstum mit zunehmender Vielfalt an Zwischengütern: Jones[1995b].....	43
2.5 Anhaltendes semi-endogenes Wachstum mit zunehmender Vielfalt an Zwischengütern und endogener Akkumulation von Humankapital: Jones[1996].....	52
2.6 Vertikale Produktinnovation, Aussenhandel und Produktimitation in endogenen Wachstumsmodellen.....	60
2.7 Empirisch testbare Implikationen endogener und semi-endogener Wachstumsmodelle mit zunehmender Produktvielfalt.....	86
2.8 Zusammenfassung.....	90

3. Kapitel

FORSCHUNG UND ENTWICKLUNG ALS QUELLE VON WIRTSCHAFTSWACHSTUM

3.1 Einführung.....	93
3.2 Ausgaben für Forschung und Entwicklung im internationalen Vergleich..	96
3.3 Beschäftigtenzahlen in F&E-Einrichtungen im internationalen Vergleich	105
3.4 Patentanmeldungen im internationalen Vergleich.....	109
3.5 Empirische Studien zu F&E-Inputs, Patentanmeldungen und Produktivitätswachstum.....	114
3.6 Skaleneffekte und die Jones-Kritik.....	121
3.7 Zusammenfassung.....	125

4. Kapitel

ZUR MESSUNG DER PRODUKTVIELFALT

4.1	Einführung.....	128
4.2	Ein Index zur Messung der Inputvielfalt.....	130
4.3	Ein Index zur Messung der Outputvielfalt.....	138
4.4	Produktvielfalt in OECD – Ländern.....	141
4.4.1	Datengrundlage	142
4.4.2	Deskriptive Analyse der Produktvielfalt.....	142
4.4.2.1	Exportvielfalt I	149
4.4.2.2	Importvielfalt I.....	154
4.4.2.3	Aggregierte Export- und Importvielfalt I.....	159
4.4.2.4	Exportvielfalt II.....	163
4.4.2.5	Importvielfalt II.....	167
4.4.2.6	Aggregierte Export- und Importvielfalt II.....	171
4.5	Zusammenfassung.....	175

5. Kapitel

ÖKONOMETRISCHE ANALYSEN ZUM ZUSAMMENHANG ZWISCHEN PRODUKTVIELFALT UND WIRTSCHAFTSWACHSTUM

5.1	Einführung	178
5.2	Methodischer Ansatz.....	178
5.3	Zum Zusammenhang zwischen der relativen Produktvielfalt und dem relativen Pro-Kopf-Einkommen.....	183
5.3.1	Schätzgleichung.....	183
5.3.2	Datengrundlage.....	184
5.3.3	Einheitswurzeltest.....	184
5.3.4	Schätzergebnisse	187
5.4	Zum Zusammenhang zwischen der Wachstumsrate der relativen Produktvielfalt und dem relativen Produktivitätswachstum.....	190
5.4.1	Schätzgleichung.....	190
5.4.2	Datengrundlage.....	191
5.4.3	Schätzergebnisse.....	192
5.5	Zusammenfassung	194

6. Kapitel

ZUSAMMENFASSUNG UND SCHLUßFOLGERUNGEN.....	196
ANHANG	201
LITERATURVERZEICHNIS.....	203

„[The] combination of theory and empirical work is the most exciting aspect of the ongoing resurgence of work on economic growth.“

R. Barro und X.X. Sala-i-Martin [1995]

1. Kapitel

EINLEITUNG

Über die Quellen von wirtschaftlichem Wachstum ist bereits zu Beginn der Industrialisierung spekuliert worden. Schon im ausgehenden 18. Jahrhundert nannte Adam Smith [1776] die voranschreitende Arbeitsteilung, die Kapitalakkumulation und den technischen Fortschritt als wichtigste Ursachen für die Mehrung des Wohlstands. David Ricardo [1871] führte mit der Idee der fallenden Grenzerträge einen zusätzlichen zentralen Baustein ein. Aus der Beobachtung, daß Investitionen in Land immer geringere zusätzliche Erträge erzielen, zog er die Schlußfolgerung, daß das damals einsetzende Wachstum langfristig zum Erliegen kommen müsse. Aufbauend auf diese Schlüsselgedanken wurde mit dem in den 50er Jahren entwickelten Solow-Swan-Modell das Fundament der modernen Wachstumstheorie gelegt.¹ Dieses Modell geht von einer geschlossenen Ökonomie mit vollkommenem Wettbewerb aus, deren Produktion und damit auch das reale Einkommen aufgrund zunehmender Einsatzmengen von Kapital und Arbeit steigt. Gleichzeitig geht das Modell von fallenden Grenzerträge aus, so daß folglich jede weitere Kapitaleinheit pro Arbeitskraft einen geringeren Ertrag erzielt als die vorherige. Diese Annahmen bilden die zentralen Bausteine des sogenannten neoklassischen Wachstumsmodells mit zwei wesentlichen Vorhersagen.

Erstens nimmt das wirtschaftliche Wachstum mit zunehmenden Kapitalstock immer weiter ab und kommt schließlich zum Stillstand. Damit die Volkswirtschaft trotzdem weiter wachsen kann, ist eine kontinuierliche Verbesserung der Produktionstechnologie

¹ Dieses zentrale Modell geht auf die Veröffentlichungen von Solow [1956] und Swan [1956] zurück.

unerlässlich. Dieser technische Fortschritt wird durch das Modell selbst nicht erklärt, sondern als exogen gegebene Größe angenommen. Das Modell prognostiziert ein langfristig gleichgewichtiges Wirtschaftswachstum, bei dem der Kapitalkoeffizient konstant ist und die Kapitalintensität und die Arbeitsproduktivität mit der Rate des technischen Fortschritts zunehmen.²

Die zweite Vorhersage des neoklassischen Wachstumsmodells bezieht sich auf den Zusammenhang zwischen Einkommensniveau und Einkommenswachstum. Das Solow-Swan-Modell prognostiziert absolute Konvergenz: Wenn sich mehrere Länder nur durch verschiedene Kapitalausstattungen pro Kopf unterscheiden, werden ärmere Ökonomien, d.h. jene mit niedriger Kapitalausstattung pro Kopf und niedrigem Pro-Kopf-Einkommen schneller wachsen als reichere, und zwar so lange, bis alle im (gleichen) langfristigen Gleichgewicht angelangt sind. Der Grund dafür liegt in der Annahme abnehmender Grenzerträge. Arme Länder verfügen über einen geringen Kapitalstock. Investitionen müßten dort höhere Erträge erzielen als in reichen Ländern. Denn erstens erreicht das arme Land mit einer Einheit zusätzlichen Kapitals einen höheren Produktionszuwachs und zweitens ist die Verzinsung des eingesetzten Kapitals im armen Land höher. Zudem würde bei zusätzlich angenommener internationaler Kapitalmobilität das arme Land auch aus dem Ausland Investitionen anziehen und dadurch zusätzliche Wachstumsimpulse erhalten.³

Diese zweite Vorhersage ist erst Ende der 80er Jahre von einigen Ökonomen wieder entdeckt worden. Unter Verwendung der erstmals für einen großen Länderquerschnitt vorhandenen empirischen Daten von Summers und Heston [1991] mußte die Hypothese der absoluten Konvergenz und folglich auch das Solow-Swan-Modell verworfen werden.⁴ Die Folge war der Anfang einer Kontroverse, die bis in die Gegenwart anhält.

² Im Solow-Swan-Modell (mit konstanter Sparquote) wachsen Produktion, Kapitalstock und Konsum langfristig mit konstanter Rate $g = g_A + n$, wobei g_A für die Rate des technischen Fortschritts und n für die Wachstumsrate der Bevölkerung stehen. Die Pro-Kopf-Größen (Arbeitsproduktivität und Kapitalintensität) wachsen dann mit der Rate des technischen Fortschritts g_A .

³ Die Angleichung der Pro-Kopf-Einkommen kann auch dadurch zustande kommen, daß rückständige Länder technisches Wissen aus weiter entwickelten Ökonomien adaptieren. Dieser „Technology-gap-Ansatz“ wird insbesondere von Abramowitz [1986] vertreten.

⁴ Um absolute Konvergenz nachzuweisen, schätzt man in der Regel für einen Länderquerschnitt die kumulierte Wachstumsrate des Pro-Kopf-Einkommens eines Landes i zwischen zwei Zeitpunkten $t=0$ und $t=T$ als Funktion des Pro-Kopf-Einkommens in $t=0$. Ein negativer, statistisch signifikanter Koeffizient des Anfangseinkommens zeigt dann, daß die armen Länder zwischen $t=0$ und $t=T$ schneller wuchsen als die

Auf der einen Seite stehen die Fürsprecher der neoklassischen Wachstumstheorie. Sie versuchen die empirischen Schwachstellen des Solow-Swan-Modells durch die Erweiterung der Produktionsfunktion um zusätzliche Inputfaktoren zu kompensieren, ohne dabei auf die zentralen Bausteine wie abnehmende Grenzerträge, vollkommener Wettbewerb und exogener technischer Fortschritt zu verzichten.⁵ Gemäß dieser Erweiterung konvergiert jedes Land gegen einen jeweils eigenen langfristigen Wachstumspfad des Pro-Kopf-Einkommens. Dessen Steigung ist nach wie vor durch die Rate des exogenen technischen Fortschritts gegeben, wobei sein Niveau jedoch von den länderspezifischen Bedingungen abhängt. Aus der absoluten wird bedingte Konvergenz, d.h., arme Länder wachsen nur dann schneller als reiche, wenn sich die Niveaus der gleichgewichtigen Wachstumspfade gleichen.⁶

Auf der anderen Seite stehen die Anhänger der „Neuen Wachstumstheorie“⁷. Sie sehen die zentrale Schwäche des Solow-Swan-Modells darin, daß es gerade den zentralen Wachstumsmotor technischer Fortschritt als exogen gegebene Größe behandelt. Zielsetzung der Neuen Wachstumstheorie ist es folglich, nicht nur die Auswirkungen, sondern parallel dazu die Ursachen des technischen Fortschritts im Modell abzubilden. Die Produktivitätszunahmen sollen ökonomisch erklärt, also im Wachstumsmodell endogenisiert werden. Ein zentrales Kennzeichen der „Neuen Wachstumstheorie“ ist, daß sie mit der Annahme von Wissens-Spillover bzw. steigenden Skalenerträgen vom Grundgedanken des vollkommenen Wettbewerbs abrückt und langfristig differierende Wachstumsraten prognostiziert.^{8,9} Die Kontroverse zwischen neoklassischer und

reichen. Die Konvergenz-Debatte wurde insbesondere von Barro [1984], Baumol [1986] und De Long [1988] in die Literatur eingebracht. Mit regionaler Konvergenz haben sich u.a. Barro und Sala-i-Martin [1991, 1994] und Sala-i-Martin [1996] beschäftigt.

⁵ So erweitern u.a. Mankiw, Romer und Weil [1992] das Solow-Swan-Modell um den Produktionsfaktor Humankapital.

⁶ Absolute Konvergenz konnte bisher nur für homogene Ländergruppen empirisch bestätigt werden (Barro und Sala-i-Martin [1991, 1992]). Auch Mankiw, Romer und Weil [1992] können für den Zeitraum 1960-85 nur für 22 OECD-Länder eine absolute Konvergenz nachweisen. Für größere Ländergruppen gelingt ihnen der Nachweis nicht. Aus diesem Grund testen die Autoren die Hypothese der bedingten Konvergenz. Dabei werden Sparquote, Bevölkerungswachstum, Abschreibungsrate und exogener technischer Fortschritt konstant gehalten. Die Autoren erhalten dadurch für verschiedene Ländergruppen eine signifikante (bedingte) Konvergenz mit Konvergenzgeschwindigkeiten zwischen 0,6% (für eine Gruppe von 98 Ländern) und 1,7% (für eine Gruppe von 22 OECD-Ländern).

⁷ In dieser Arbeit wird der Begriff der „Neuen Wachstumstheorie“ ausschließlich für die Modelle verwendet, die in Forschung und Entwicklung die entscheidende Wachstumsquelle sehen.

⁸ Bei vollkommenem Wettbewerb würden F&E-Unternehmen keine Gewinne erzielen, so daß sich die (fixen) Forschungskosten nicht amortisieren. Erst bei unvollkommenem Wettbewerb ergeben sich für die Unternehmen Anreize in F&E zu investieren.

„Neuer“ Wachstumstheorie beschränkt sich in der empirischen Literatur gewöhnlich auf die Frage, ob arme Länder schneller oder langsamer wachsen als reiche, ob die Einkommen also eher konvergieren oder divergieren.

Die Modelle der „Neuen Wachstumstheorie“ weisen ihrerseits wiederum zwei Probleme auf. Der erste Einwand bezieht sich auf die Reagibilität der langfristigen Wachstumsrate in bezug auf Politikmaßnahmen. Insbesondere kann durch F&E-Subventionen die gleichgewichtige Wachstumsrate, die in diesen Modellen i.d.R. kleiner ist als die sozialoptimale Wachstumsrate, gesteigert werden.¹⁰ Wachstumsschwäche wäre demnach aus der Sicht der Politik ein leicht zu behabendes Problem. Angesichts der Fakten scheinen die Möglichkeiten von Wachstumspolitik damit überbetont zu werden.¹¹ Der zweite Einwand bezieht sich auf den unrealistischen Größeneffekt isolierter Volkswirtschaften. Er besagt, daß isolierte große Ökonomien schneller wachsen als kleine. Beide Kritikpunkte folgen direkt aus der angenommenen F&E-Technologie, nach der die Wachstumsrate steigt, sobald mehr Arbeiter in F&E beschäftigt werden.¹² Jones [1995a] zeigt aber, daß die Beschäftigtenzahlen in F&E zwischen 1960 und 1985 in den westlichen Industrienationen bemerkenswert schnell wuchsen. Im Sinne der „Neuen Wachstumstheorie“ wären damit stark zunehmende Wachstumsraten zu erwarten gewesen. Fakt ist hingegen, daß die Wachstumsraten dieser Prognose nicht folgten. Diese Diskrepanz nahm Jones [1995b] zum Anlaß, um ein semi-endogenes Wachstumsmodell zu entwerfen.¹³ In diesem Modell ist Wachstum zum einen endogen, weil es Folge zielgerichteter Forschungsarbeit gewinnorientierter Unternehmen ist. Zum anderen ist Wachstum exogen, weil die gleichgewichtige Wachstumsrate durch Politikmaß-

⁹ Diese Schlußfolgerung trifft nur dann zu, wenn man keine freie internationale Wissensdiffusion unterstellt. Bei freier internationaler Wissensdiffusion stellen sich wiederum einheitliche Wachstumsraten ein, was im Widerspruch zu den stilisieren Fakten steht. Vgl. dazu Kaldor [1961] und Barro und Sala-i-Martin [1994].

¹⁰ Im endogenen Wachstumsmodell von Rebello [1991] ist die gleichgewichtige Wachstumsrate auch sozial-optimal. Die Modelle von Romer[1990b] von Helpman und Grossman [1991a, Kap.3] bieten hingegen auch Raum für effizienzfördernde staatliche Eingriffe.

¹¹ Trotz dieser pessimistischen Einschätzung können Kocherlakota und Yi [1996, 1997] empirisch anhand von BIP-Zeitreihen für Großbritannien und die USA zeigen, daß dauerhafte Politikänderungen einen anhaltenden Einfluß auf die BIP-Wachstumsraten in diesen Ländern ausüben.

¹² Diese Annahme liegt u.a. den Arbeiten von Romer [1990b], Grossman und Helpman [1991a, Kap.3] und Aghion und Howitt [1992] zugrunde.

¹³ Weitere semi-endogene Wachstumsmodelle liefern u.a. Arnold [1998], Funke und Strulik [1999], Kortum [1997] und Segerstrom [1998].

nahmen nicht beeinflussbar ist. Insgesamt erhält man so ein realistischeres Bild vom wirtschaftlichen Wachstumsprozeß.¹⁴

In der empirischen Wachstumsliteratur haben sich in der Vergangenheit viele Determinanten des Produktivitätswachstums als statistisch signifikant herausgestellt.¹⁵ Dazu zählen ökonomische Variablen genauso wie politische und geographische. Im einzelnen gehören zu den statistisch signifikanten Variablen u.a. die Investitionsquote, das Anfangseinkommen, verschiedene Indikatoren für Humankapital, die geographische Breite, der Anteil der Exporte am BIP, um nur einige wenige zu erwähnen. Durlauf und Quah [1998] und Sala-i-Martin [1997] kommen auf über 60 verschiedene Wachstumsquellen, die in den letzten Jahren in der Literatur diskutiert wurden, und deren statistische Signifikanz nicht immer eindeutig ist.

In dieser Arbeit präsentiere ich neue, empirische Evidenz zu den Quellen des wirtschaftlichen Wachstums. Dabei steht eine Variable im Vordergrund: die Produktvielfalt. In vielen endogenen und semi-endogenen Wachstumsmodellen entstehen aus zielgerichteter Forschungsarbeit Zwischengüterinnovationen, die die Produktvielfalt in den Ökonomien ausweiten.¹⁶ Steigt die Produktvielfalt, so kann dann ein gegebener Bestand an Ressourcen für die Produktion von Zwischengütern c.p. auf mehr Zwischengüter-

¹⁴ Der Vollständigkeit halber muß darauf hingewiesen werden, daß in der Literatur endogene Wachstumsmodelle zu finden sind, die einerseits wie die semi-endogenen Wachstumsmodelle keine Skaleneffekte beinhalten, die andererseits aber der Politik einen Einfluß auf die langfristige Wachstumsrate bescheinigen. Zu dieser Modellklasse zählen u.a. die Beiträge von Aghion und Howitt [1998, Kap. 12], Dinopoulos und Thompson [1998], Peretto [1998] und Young [1998]. Einen kritischen Überblick liefert Jones [1999].

¹⁵ Levine und Renelt [1992] zeigen, daß nur wenige in der Wachstumsliteratur verwendeten erklärenden Variablen robust hinsichtlich der Auswahl der Kontrollvariablen sind. Die Autoren zeigen, daß bereits kleine Abweichungen in der Auswahl der erklärenden Variablen die Resultate vieler Querschnittsstudien massiv verändern bzw. sogar ins Gegenteil verkehren können. In der von ihnen durchgeführten Sensitivitätsanalyse wird die durchschnittliche Wachstumsrate pro Kopf auf einen fixen Stamm von Variablen, auf einen zu untersuchenden Politikindikator und auf eine variierende Menge weiterer Politikindikatoren regressiert. Eine Variable gilt als robust, wenn der entsprechende Koeffizient unter den verschiedensten Kombinationen von weiteren erklärenden Variablen seine Signifikanz und sein Vorzeichen nicht verändert. In dieser Hinsicht erweisen sich aus dem fixen Stamm nur Anfangseinkommen, Investitionsquote und eine Humankapitalvariable (Anteil der 15-19 jährigen, die eine Sekundarschule besuchen) als robust. Sala-i-Martin [1997] kritisiert dieses Robustheitskriterium als zu streng. Denn wenn nur genügend viele Regressionen (mit entsprechend vielen Kontrollvariablen) durchgeführt werden, dann erweisen sich auch die Investitionsquote und das Anfangseinkommen als nicht robust. Sala-i-Martin schlägt deswegen vor, eine Variable als robust gelten zu lassen, wenn ihr Vorzeichen und ihre Signifikanz in 95% aller durchgeführten Permutationen erhalten bleibt. Unter diesem Kriterium erweisen sich von 59 überprüften Variablen 22 als robust.

¹⁶ Zu diesen Modellen zählen u.a. die Beiträge von Arnold [1998], Funke und Strulik [2000], Grossman und Helpman [1991a, Kap.3], Jones [1995b] und Romer [1990b].

typen verteilt werden, derart, daß die Einsatzmenge eines jeden Zwischengütertypes sinkt, und folglich unter der Annahme abnehmender Grenzerträge, der Grenzertrag aller Zwischengütertypen steigt. Aufgrund der herausragenden Bedeutung der Produktvielfalt in den Modellen der endogenen und semi-endogenen Wachstumstheorie sollte man deshalb zu recht erwarten, daß zumindest einige empirische Arbeiten existieren, die den Einfluß der Produktvielfalt auf den wirtschaftlichen Wachstumsprozeß untersuchen. Bedauerlicherweise ist dies nicht der Fall.¹⁷ Nach meiner Auffassung gibt es zwei Gründe, die zur Klärung dieses Umstands beitragen können. Erstens setzt eine empirische Analyse ein geeignetes Maß zur Messung der Produktvielfalt voraus. Ist ein solches Maß schließlich vorhanden, benötigt man zweitens eine geeignete Datengrundlage. Die Daten sollten sich zum einen auf hinreichend disaggregierte Produktklassen beziehen und sollten zum anderen konsistente und vergleichbare Angaben für eine Vielzahl von Ländern liefern. Den ersten Punkt kann man mit dem Aufsatz „New Product Varieties and the Measurement of International Prices“ von Robert Feenstra, erschienen 1994 im *American Economic Review*, begegnen. In diesem Beitrag präsentiert Feenstra ein exaktes Maß für die Produktvielfalt einer CES-Produktionsfunktion. Die Beschränkung auf die CES-Produktionsfunktion ist dabei keine wirkliche Restriktion, weil die endogenen und semi-endogenen Wachstumsmodelle ohnehin diesen Produktionsfunktions-typ für den Gütersektor zugrunde legen. Der zweite Punkt erweist sich in der Tat als gravierendes Problem. Es existieren derzeit keine international vergleichbaren Produktionsdaten, die über ein geeignetes Disaggregationsniveau verfügen. Ein erfolgversprechender Ansatz, der in dieser Arbeit verfolgt wird, besteht darin, die Produktvielfalt auf Länderebene mit Hilfe von Weltexportdaten bzw. Weltimportdaten zu approximieren. Da im Inland produzierte Zwischenprodukte in der Regel auch exportiert werden, sollte sich die inländische Produktvielfalt von der „Exportvielfalt“ nicht erheblich unterscheiden. Der Einbezug von Importdaten hat zudem den Vorteil, daß internationale Wissens-Spillover mit in die Analyse einbezogen werden können. Denn weist eine Volkswirtschaft eine große Zwischengütervielfalt im Produktionsprozeß auf, so kann dies einerseits auf einen sehr effizienten und/oder gut ausgestatteten inländischen F&E-Sektor hindeuten. Andererseits besteht durchaus die Möglichkeit, daß Güter

¹⁷ Feenstra et al. [1999] untersuchen den Einfluß der Wachstumsrate der (relativen) Produktvielfalt auf das Wachstum der (relativen) totalen Faktorproduktivität in Taiwan und Korea.

wegen des internationalen Patentschutzes importiert werden müssen und auf diese Weise die Produktvielfalt im Inland erhöhen. Durch das spezifische technische Wissen, das in Zwischengütern gebunden ist, trägt der internationale Handel so zu einer internationalen Wissensdiffusion bei. Zudem ist durch die Publikation „International Trade by Commodities Statistics“ der OECD [1999a] die Datenverfügbarkeit gewährleistet. Diese Außenhandelsstatistik enthält konsistente Angaben für 21 OECD-Länder für den Zeitraum von 1989 bis 1997. Es handelt sich dabei um sechsstellige Produktklassen, die nach der HS- (HARMONIZED SYSTEM) Außenhandelssystematik der OECD kodiert sind. Insgesamt stehen somit für jedes Land maximal 6873 Produkte zur Verfügung.

Damit ist der Aufbau der vorliegenden Arbeit bereits grob umrissen. Im Anschluß werde ich im zweiten Kapitel verschiedene endogene und semi-endogene Wachstumsmodelle präsentieren, deren wichtige Gemeinsamkeit darin besteht, daß sie in Forschung und Entwicklung von gewinnorientierten Unternehmen die wesentliche Quelle des wirtschaftlichen Wachstumsprozesses sehen. Charakteristisch für diese Modelle ist, daß sie die horizontale oder vertikale Produktinnovation als industrieökonomisches Konzept zugrunde legen. Im einzelnen werden die Modelle von Romer [1990b] (Abschnitt 2.2) und Grossman und Helpman [1991a, Kap.3](Abschnitt 2.3) sowie von Jones [1995b] (Abschnitt 2.4), Jones [1996] (Abschnitt 2.5) und Grossman und Helpman [1991a, Kap.4, 9 und 11] (Abschnitt 2.6) besprochen. Allen Modellen gemein ist die traditionelle Darstellung der langfristigen Gleichgewichte anhand eines „balanced-growth-path“ und die Sichtweise der Theorie allgemeinen Gleichgewichts, die nutzenmaximierende Haushalte und gewinnmaximierende Unternehmen unterstellt. Da Forschungsaktivitäten in diesen Modellen stets entweder Innovationen von Zwischengütern oder Konsumgütern zur Folge haben, ist die Produktvielfalt gemessen durch die Anzahl der verfügbaren Zwischengüter bzw. Konsumgüter für den wirtschaftlichen Wachstumsprozeß von größter Bedeutung. Darauf aufbauend gehen wir im Abschnitt 2.7 der Frage nach, welche empirisch testbaren Implikationen sich im Hinblick auf die Produktvielfalt aus den verschiedenen Modellen ableiten lassen.

Da der Bereich Forschung und Entwicklung in diesen Modellen eine zentrale Rolle einnimmt und einige Studien in der Literatur existieren, die die Produktvielfalt durch verschiedene F&E-Indikatoren approximieren, werden wir im dritten Kapitel anhand

von OECD-Daten für eine Vielzahl von Ländern verschiedene F&E-Indikatoren kennenlernen und hinsichtlich ihrer Bedeutung im internationalen Kontext bewerten. Zur Bewertung des technologischen Leistungspotentials von Volkswirtschaften werden u.a. die realen F&E-Ausgaben (Abschnitt 3.2), die Anzahl der mit F&E-Aufgaben beschäftigten Wissenschaftler (Abschnitt 3.3) und die Anzahl der Patentanmeldungen (Abschnitt 3.4) in der notwendigen Ausführlichkeit untersucht. Zudem werden empirische Studien auf Basis dieser Daten vorgestellt, die den Einfluß von F&E auf das wirtschaftliche Wachstum analysieren (Abschnitt 3.5). Abschnitt 3.6 befaßt sich abschließend mit Jones [1995a] Kritik an der u.a. in Romer [1990b] postulierten Forschungstechnologie.

Im Zentrum des vierten Kapitels steht das vorrangige Ziel, die (relative) Produktvielfalt auf gesamtwirtschaftlicher Ebene direkt durch ein geeignetes Maß zu erfassen. Dies soll für eine Vielzahl von OECD-Ländern erfolgen, ohne daß auf die erwähnten F&E-Indikatoren zurückgegriffen werden muß. Daß zur Messung der Produktvielfalt ein geeignetes Konzept in der Literatur bereits vorliegt, belegen wir im Abschnitt 4.2. Ausgangspunkt sind die beiden Aufsätze von Feenstra [1994] und Feenstra und Markusen [1994]. Sie entwickeln auf Basis einer CES-Produktionsfunktion ein exaktes Maß für die (relative) Vielfalt von Inputgütern. In Abschnitt 4.3 zeigen wir, welche Anpassungen vorzunehmen sind, um die relative Vielfalt von Outputgütern bestimmen zu können und machen darüber hinaus auf einige kritische Punkte aufmerksam, die unserer Untersuchung zugrunde liegen. Die Methode zur Messung der Produktvielfalt bringen wir in modifizierter Form anschließend in Abschnitt 4.4 zur Anwendung. Wir berechnen für 20 OECD-Länder verschiedene Maßzahlen für das Niveau der relativen Produktvielfalt. Die dazu verwendete Datengrundlage, die mehr als 2,4 Millionen Beobachtungen enthält, stellen wir in Abschnitt 4.4.1 in der notwendigen Ausführlichkeit vor. Die Präsentation und Interpretation der verschiedenen Maßzahlen für die Produktvielfalt erfolgt abschließend in Abschnitt 4.4.2.

Das fünfte Kapitel beschäftigt sich mit der ökonometrischen Umsetzung der in Abschnitt 2.7 aufgestellten Hypothesen zur Produktvielfalt, wobei die berechneten Maßzahlen aus Kapitel 4.4 zur Anwendung kommen. Zunächst stellen wir in Abschnitt 5.1 die Testmethode vor, die wir zur Überprüfung der einzelnen Hypothesen heranziehen.

In Abschnitt 5.2 gehen wir der Frage nach, ob sich ein Zusammenhang zwischen dem logarithmierten relativen Pro-Kopf-Einkommen und dem logarithmierten Niveau der relativen Produktvielfalt empirisch bestätigen läßt. Abschnitt 5.3 macht es sich zur Aufgabe, den Zusammenhang zwischen der Wachstumsrate der relativen totalen Faktorproduktivität und der Wachstumsrate der relativen Produktvielfalt empirisch zu bewerten. In jedem Abschnitt werden die Schätzgleichungen, die verwendeten Daten und die Schätzergebnisse präsentiert. Am Ende eines jeden Kapitels werden die wichtigsten Ergebnisse zusammengefaßt.

Diese Arbeit endet mit Kapitel 6, das einen kurzen Überblick über die zentralen Erkenntnisse dieser Arbeit gibt und Schlußfolgerungen zieht.

2. Kapitel

ENDOGENE UND SEMI-ENDOGENE MODELLE DES WIRTSCHAFTLICHEN WACHSTUMS MIT ZUNEHMENDER PRODUKTVIELFALT

2.1 EINFÜHRUNG

Im Laufe der gesamten Arbeit wird der technische Fortschritt eine herausragende Rolle spielen. Aus diesem Grund sollen zunächst einige grundsätzliche Anmerkungen zu den Eigenschaften und Wirkungen von Technologien vorangestellt werden. Der technische Fortschritt ermöglicht es, dauerhafte Wachstumsprozesse zu erklären. Ohne technischen Fortschritt würde eine Vermehrung der Produktionsfaktoren, etwa Arbeit und Kapital, zur Folge haben, daß früher oder später aufgrund abnehmender Grenzerträge der wirtschaftliche Wachstumsprozeß zum Erliegen kommt. Wenn es aber zusätzlich zur Vermehrung der Produktionsfaktoren auch noch möglich ist, diese aufgrund eines höheren Wissens oder aufgrund verbesserter Verfahren effizienter zu nutzen, können die Grenzerträge der Faktoren konstant gehalten oder gar erhöht werden. Romer [1990b, S.76] hat folgendes Gedankenexperiment entwickelt, das die Wirkung des technischen Fortschritts veranschaulicht. Es sei unterstellt, daß alle Faktoren einer Volkswirtschaft bei einem gegebenen technischen Wissen verdoppelt werden. Unter diesen Annahmen ist es intuitiv einleuchtend, daß sich auch der Output genau verdoppelt. Würde sich aber neben den Faktoren auch noch der Stand des technischen Wissens verdoppeln, würde der Output um mehr als das Zweifache steigen. Dazu führt Jones [1998, S.90] folgendes Beispiel an:

„For example, once Steve Jobs and Steve Wozniak invented the plans for assembling personal computers, those plans [...] did not need to be invented again. To double the production of personal computers, Jobs and Wozniak needed only to double the number of integrated circuits,

semiconductors, etc., and find a larger garage. That is, the production function exhibits constant returns to scale with respect to the capital and labor inputs, and therefore must exhibit increasing returns with all three inputs: if you double capital, labor, and the stock of ideas, then you will more than double output.“

Welche Eigenschaften des technischen Wissens sind dafür verantwortlich, daß die beschriebenen Wirkungen auftreten? Zum einen besteht für das technische Wissen Nicht-rivalität, d.h., mehrere Wirtschaftssubjekte können unabhängig voneinander zur gleichen Zeit dieselbe Technologie verwenden, ohne sich gegenseitig zu beeinträchtigen. Zum anderen ist technisches Wissen zumindest teilweise ein Gut, für das das Prinzip der Nichtausschließbarkeit gilt. Derjenige, der neues Wissen generiert, ist oft nicht oder nur eingeschränkt in der Lage, andere davon abzuhalten, dieses Wissen zu nutzen. Es ist dauerhaft nicht möglich, Wissen geheimzuhalten, besonders dann, wenn marktgängige Produkte daraus resultieren. Sehr häufig sind nämlich über das Produkt selbst Rückschlüsse auf das technische Wissen möglich, das zur Herstellung notwendig ist.¹ Die Verwirklichung des Ausschlußprinzips bei einem Gut beruht entweder auf den technischen Gegebenheiten oder auf den rechtlichen Rahmenbedingungen. Zwar ist es möglich, eine technische Neuerung vom Staat durch das Patentrecht schützen zu lassen, jedoch besteht auch hier die Schwierigkeit, die technische Neuerung genau zu definieren und das illegale Kopieren auch wirklich effektiv zu unterbinden. Dies gelingt in aller Regel nur für den Teil der Innovation, der an produktspezifische Kriterien geknüpft ist. Diese Eigenschaften des technischen Wissens veranlassen Romer [1990b] dazu, technisches Wissen als „teilweise ausschlußfähiges nicht-rivales“ Gut zu charakterisieren.

Das technische Wissen läßt sich gedanklich in zwei Komponenten zerlegen. Zum einen ist es das produktspezifische Wissen, das ein konkretes Produkt oder Produktionsverfahren betrifft. Zum anderen ist es das damit verbundene, allgemeine technische Wissen,

¹ In diesem Zusammenhang zeigt Mansfield [1985] in einer Studie mit über 100 forschungsintensiven Unternehmen aus den USA, daß es nur 6 bis zu 15 Monate dauert, bis neues technisches Wissen anderen konkurrierenden Unternehmen zugänglich ist.

das bei einer größeren Anzahl von Anwendungen genutzt werden kann.² Je allgemeiner das Wissen ist, um so schlechter läßt es sich durch ein Patent schützen. Mit anderen Worten ist der Patentschutz unvollkommen. Er verbietet zwar einerseits die Herstellung von Duplikaten, kann aber andererseits nicht ausschließen, daß enge Substitute entwickelt werden.³

Damit wird eine weitere Eigenschaft des technischen Wissens hervorgehoben. Das technische Wissen ist ein Input für weitere Innovationen und Produktionsprozesse. In der Patenturkunde wird die betreffende Erfindung detailliert beschrieben und beschleunigt so tendenziell die Wissensdiffusion. Da das Wissen teilweise frei verfügbar ist, spricht man auch von einem Wissens-Spillover. Der Produktionsfaktor Wissen unterscheidet sich zumindest in zwei Aspekten von den herkömmlichen Produktionsfaktoren. Zum einen kann das Wissen ohne Grenzen wachsen, d.h., es gibt keine physischen Grenzen des Wissensstandes. Zum anderen scheinen die Grenzerträge bei der Wissensvergrößerung nicht abzunehmen, sondern konstant zu sein. Es ist nämlich weder plausibel anzunehmen, daß die Ideen und Erkenntnisgewinne der heutigen Wissenschaftler besser oder schlechter als die der zukünftigen Forscher sind, noch daß sie besser oder schlechter als die der vorangegangenen Forscher sind. Die hier beschriebenen Aspekte des technischen Wissens spielen, wie wir in den nächsten Abschnitten sehen werden, eine wichtige Rolle in den Modellen der endogenen und semi-endogenen Wachstumstheorie.

Die Modellierung zielgerichteter Forschungsaktivitäten im Rahmen der mathematischen Wachstumstheorie gelang erst Ende der 80er Jahre, wobei die wegweisenden Arbeiten u.a. von Paul Romer [1987,1989a,1989b,1990a,1990b] stammen. Dies erscheint auf den ersten Blick überraschend, da das allgemeine Bild von Forschung als treibende Kraft von Wachstum schon Jahrzehnte vor dem Aufkommen der neoklassischen Wachstumstheorie generell akzeptiert war. Bereits Schumpeter [1934, 1942] sowie Schmookler [1966] haben die Thesen vertreten, daß die Innovationen privater Unternehmen die Hauptantriebskräfte des Wachstumsmotors sind. Da privaten Innovationstä-

² Vgl. Schmookler [1966].

³ In der Studie von Mansfield et al.[1981] wurden bereits nach vier Jahren rund 62% der zuvor beobachteten Erfindungen imitiert.

tigkeiten immer Wirtschaftlichkeitsüberlegungen zugrunde liegen, müssen folglich Marktzusammenhänge einen Einfluß auf das wirtschaftliche Wachstum haben. Das folgende Zitat dokumentiert diese Ansichten:

„Der fundamentale Antrieb, der die kapitalistische Maschine in Bewegung setzt und hält, kommt von den neuen Konsumgütern, den neuen Produktions- oder Transportmethoden, den neuen Märkten, den neuen Formen der industriellen Organisation, welche die kapitalistische Unternehmung schafft.“

Schumpeter [1950, S.137]

Die Ursache dafür, daß man nicht zu einem früheren Zeitpunkt in der Lage war geeignete Wachstumsmodelle zu formulieren, ist offensichtlich. Wie schon erwähnt wurde, ist für F&E unvollkommener Wettbewerb unabdingbar. Man benötigte daher zunächst ein Modell unvollkommenen Wettbewerbes. Dies war aber zu jener Zeit nicht verfügbar. Damit endogene Wachstumsmodelle mit gewinnorientiertem F&E-Sektor entstehen konnten, mußten zunächst Spence [1976], Dixit und Stiglitz [1977] und Ethier [1979] ihr Modell monopolistischer Konkurrenz in die Literatur einbringen.⁴ Romer [1987, 1990b] entdeckte als Erster die Bedeutung dieser Beiträge für die Wachstumstheorie.⁵ Romers Publikation „Endogenous Technological Change“ (kurz: Romer[1990b]) steht aus diesem Grund im Mittelpunkt des nächsten Abschnitts.

⁴ Der wesentliche theoretische Ansatz zur Erfassung der Vorteile der Produktvielfalt geht auf Spence [1976] zurück. Darin analysiert er allerdings die Präferenzen der Konsumenten. Dixit und Stiglitz [1977] entwickeln die Untersuchung von Spence weiter, wobei sie eine zur Gleichung (2.1) analoge Darstellung für die Präferenzen der Konsumenten in bezug auf die Produktvarianten benutzen. Ethier [1979] wendet diese Darstellung erstmals in einem statischen Kontext auf Produktionsfaktoren an.

⁵ Dieser Modellbaustein geht in seiner Struktur auf Chamberlin [1933] zurück und revolutionierte nicht nur die Wachstumstheorie, sondern schon ein Jahrzehnt früher die Außenhandelstheorie. Chamberlins unvollkommener Wettbewerb machte so die „Neue Außenhandelstheorie“ (z.B. Krugman [1979, 1981]) möglich.

2.2 ANHALTENDES ENDOGENES WACHSTUM MIT ZUNEHMENDER VIELFALT AN ZWISCHENGÜTERN ROMER [1990b]

Die Grundstruktur des Modells ist einfach. Die Produktionsseite besteht aus drei Sektoren: Einem Konsumgütersektor, einem Zwischenproduktsektor und einem Forschungssektor. Die Inputfaktoren sind Arbeit, Humankapital und eine Menge verschiedener Zwischengüter. Aus Vereinfachungsgründen ist die Ausstattung der Volkswirtschaft mit Arbeit und Humankapital exogen gegeben. D.h. in dieser Modellwelt werden Bevölkerungswachstum und die Akkumulation von Humankapital per Annahme ausgeschlossen. Arbeit wird unelastisch angeboten und nur in der Güterproduktion eingesetzt. Demgegenüber wird Humankapital sowohl in der Güterproduktion als auch in der Forschung verwendet. Physisches Kapital wird als nicht konsumierter Teil des Outputs akkumuliert⁶. Das homogene Endprodukt wird unter Einsatz von Arbeit, Humankapital und Zwischenprodukten mittels der Produktionsfunktion

$$Y = H_Y^\alpha L^\beta \int_{i=0}^N X_i^{1-\alpha-\beta} di \quad , \quad (2.1)$$

gefertigt, wobei $\alpha, \beta \in]0,1[$ und $\alpha + \beta < 1$ gilt. Dabei bezeichnet Y den Output, L den Arbeitseinsatz, und H_Y den Humankapitaleinsatz.⁷ Zudem symbolisiert N die Anzahl der verfügbaren Zwischenprodukte und X_i die Einsatzmenge des Zwischenproduktes $i \in [0, N]$. Die Produktionsfunktion in Gleichung (2.1) weist folgende Eigenschaften auf. Erstens: Für die Grenzproduktivitäten der Faktoren gilt

$$\frac{\partial Y}{\partial L} = \beta H_Y^\alpha L^{\beta-1} \int_{i=0}^N X_i^{1-\alpha-\beta} di = \beta \frac{Y}{L} > 0, \quad (2.2a)$$

$$\frac{\partial Y}{\partial H_Y} = \alpha H_Y^{\alpha-1} L^\beta \int_{i=0}^N X_i^{1-\alpha-\beta} di = \alpha \frac{Y}{H_Y} > 0, \quad (2.2b)$$

$$\frac{\partial Y}{\partial X_i} = 0 \quad , \quad i \in [0, N], \quad (2.2c)$$

⁶ Abschreibungen des Faktors Kapital werden in diesem Modell vernachlässigt.

$$\frac{\partial^2 Y_i}{\partial L^2} = \beta(\beta-1)H_Y^\alpha L_i^{\beta-2} \int_{i=0}^N X_i^{1-\alpha-\beta} di < 0, \quad (2.2d)$$

$$\frac{\partial^2 Y_i}{\partial H_Y^2} = \alpha(\alpha-1)H_Y^{\alpha-2} L^\beta \int_{i=0}^N X_i^{1-\alpha-\beta} di < 0, \quad (2.2e)$$

Die Grenzproduktivitäten von Arbeit und Humankapital sind damit positiv und abnehmend. Die Grenzproduktivität der einzelnen Zwischengüter ist Null. Damit führt die marginale Erhöhung der Einsatzmenge eines beliebigen Zwischenguts i zu keiner Erhöhung der Produktion. Zweitens: Es liegen konstante Skalenerträge in den Zwischenprodukten, in Humankapital und in Arbeit vor. D.h., wird der Einsatz von Arbeit, Humankapital und der N Zwischenprodukte λ -facht ($\lambda > 0$), so λ -facht sich auch der Output, Y . Drittens: Das Integral in (2.1) wird benutzt, um Ganzzahligkeitsprobleme bei der Anzahl verfügbarer Zwischengüter auszuschließen.

Physisches Kapital, K , wird als nicht konsumierter Teil des Outputs akkumuliert. Die Akkumulationsgleichung für physisches Kapital lautet bei vernachlässigten Abschreibungen daher

$$\dot{K} = Y - C, \quad (2.3)$$

wobei C den Konsum symbolisiert.⁸

An dieser Stelle läßt sich mit einfachen Mitteln zeigen, wie langfristiges Wachstum im Romer-Modell zustande kommt. Der Einfachheit halber gehen wir von der Annahme aus, daß alle Zwischenprodukte im Gütersektor in der gleichen Menge $X_i = \bar{X}$ eingesetzt werden.⁹ Gleichung (2.1) vereinfacht sich dann zu

$$Y = H_Y^\alpha L^\beta N \bar{X}^{1-\alpha-\beta}. \quad (2.4)$$

⁷ Zu beachten ist, daß Y nicht dem BIP entspricht, da auch im F&E-Sektor ein Wertschöpfungsanteil erwirtschaftet wird.

⁸ In dieser Arbeit wird die Ableitung nach der Zeit durch einen Punkt über der Variable ausgedrückt, d.h. $dx/dt = \dot{x}$. Die Wachstumsrate einer Variable x wird entsprechend durch $\hat{x} = \dot{x}/x$ ausgedrückt.

⁹ Wie später Gleichung (2.11) zeigt, ist diese Annahme im Gleichgewicht erfüllt.

Für gegebenen Arbeitseinsatz L und Humankapitaleinsatz H_Y ist der Output um so größer, je mehr Zwischenprodukte in der Produktion eingesetzt werden (partielle Ableitung nach N ist positiv). Wäre ein Unternehmen also in der Lage, die Anzahl N der Zwischenprodukte beliebig festzulegen, dann kann es durch die Wahl eines sehr großen N eine beliebig große Produktionsmenge erzielen. Da Romer von der Annahme einer geschlossenen Volkswirtschaft ausgeht, ist die Anzahl der Zwischenprodukte zunächst einmal nach oben beschränkt und kann nur durch zielgerichtete Anstrengungen in F&E ausgeweitet werden.

Die Forschungstechnologie der Ökonomie ist durch die Gleichung

$$\dot{N} = vNH_N, \quad (2.5)$$

gegeben, wobei $v > 0$ als Produktivitätsparameter der Forschung zu interpretieren ist. Je größer v ist, desto größer ist bei gegebenem N das technische Wissen, desto produktiver arbeiten die Forscher. Die Inputs bestehendes Wissen N und Humankapital H_N bringen neue Zwischenprodukte hervor und erhöhen auf diese Weise das in den Zwischenprodukten gebundene technische Wissen. Die Modellierung der Forschungstechnologie impliziert zwei Annahmen. Zum einen steht das in einer Volkswirtschaft vorhandene technische Wissen N jedem Unternehmen des F&E-Sektors kostenlos zur Verfügung. Zum anderen kann das gesamte vorhandene technische Wissen N von allen Unternehmen gleichzeitig genutzt werden, ohne dabei ein anderes Unternehmen an der Nutzung von N zu beeinträchtigen. Die erste Annahme hat zur Konsequenz, daß das technische Wissen positive Wissens-Spillover bei der Produktion neuen technischen Wissens ausübt. Forschung und Entwicklung hat nicht nur Produktinnovationen zur Folge, sondern darüber hinaus fällt (allgemeines) technisches Wissen an, das künftigen Wissenschaftlern bei ihren Forschungsvorhaben zugute kommt.¹⁰ Die zweite Annahme impliziert, daß das verfügbare (allgemeine) technische Wissen nicht rivalisierend genutzt werden kann. Diese grundlegenden Annahmen weisen dem technischen Wissen Eigenschaften zu, die aus empirischer Sicht, wie in Abschnitt 2.1 dargelegt wurde, sehr relevant sind.

¹⁰ Die Annahme positiver Wissens-Spillover ist substantiell für endogenes Wachstum in F&E-Modellen. Grossman und Helpman [1989] zeigen in einem Modell mit endogenen Forschungsanstrengungen, aber ohne Wissens-Spillover, daß F&E langfristig nicht profitabel ist und die Ökonomie langfristig stagniert.

Endogenes Wachstum ist in diesem Modell nur dann möglich, wenn die Forschungstechnologie zumindest einen akkumulierbaren Produktionsfaktor enthält, der die Eigenschaft nicht abnehmender Grenzerträge aufweist. Nur wenn diese Bedingung erfüllt ist, kann der Grenzertrag von Investitionen in Forschung und Entwicklung anhaltend größer sein als die Opportunitätskosten dieser Investitionen, die im Wachstumsgleichgewicht dem Nutzenverlust des investitionsbedingten Konsumverzichts entsprechen. Diese Bedingung ist hier erfüllt, wenn der Output an Zwischenproduktinnovationen \dot{N} , wie Gleichung (2.5) zeigt, proportional zur Anzahl verfügbarer Zwischenprodukte N , die den technischen Wissensstand der Ökonomie repräsentieren, ansteigt.¹¹ Erst durch diese Annahme wird der F&E-Sektor zur treibenden Kraft des Wachstumsmotors. Romer [1990, S. 84] stellt dazu fest:

„Linearity in A is what makes unbounded growth possible, and in this sense, unbounded growth is more like an assumption than a result of the model“¹²

Die Annahme eines konstanten Grenzertrages bedingt, daß eine Verdoppelung technischen Wissens ausreicht, um den Output an technischem Wissen zu verdoppeln, ohne daß die Einsatzmenge anderer Produktionsfaktoren ausgeweitet wird. Wenn wir beispielsweise annehmen, daß das derzeitig verfügbare technische Wissen 1000-mal größer ist als das technische Wissen, das vor hundert Jahren verfügbar war, dann hat die Annahme eines konstanten Grenzertrages zur Konsequenz, daß ein Forscher heute 1000-mal produktiver ist als ein Forscher vor hundert Jahren. Romer [1990b, S.84] motiviert diese Annahme mit der Feststellung, daß aus der historischen Erfahrung nicht unbedingt die Schlußfolgerung gezogen werden kann, daß neues technisches Wissen weniger produktiv ist als altes technisches Wissen. Andererseits weist er eindringlich darauf hin, daß die Annahme eines konstanten Grenzertrages von technischem Wissen eine empirische

¹¹ Grossman und Helpman [1991a, S.75] zeigen, daß wenn \dot{N} in überproportionalem Verhältnis zum verfügbaren Wissensstand N steigt, eine gleichgewichtige Wachstumsrate resultiert, die im Zeitablauf permanent anwächst. Das von Grossman und Helpman verwendete Modell unterscheidet sich von dem hier analysierten Modell von Romer [1990b] nur unwesentlich. Ihr Ergebnis kann deshalb vermutlich auf das Modell von Romer [1990b] übertragen werden.

Hypothese darstellt, die letztendlich nur auf der Grundlage von empirischen Tests bewertet werden kann.

Die Forschungstechnologie in Gleichung (2.5) beinhaltet jedoch nicht nur konstante Grenzerträge von technischem Wissen, sondern auch konstante Grenzerträge des Faktors Humankapital. Da in diesem Modell Humankapital exogen gegeben ist und nicht akkumulierbar ist, hat diese Annahme keine grundlegenden Konsequenzen für die gleichgewichtige Wachstumsrate. Romer rechtfertigt die Annahme konstanter Grenzerträge des Humankapitals mit der nicht-rivalisierenden Nutzbarkeit technischen Wissens. Romer [1990b, S.88] argumentiert wie folgt: Wenn man der Annahme folgt, daß technisches Wissen nicht-rivalisierend nutzbar ist, dann impliziert dies, daß eine Verdoppelung aller weiteren Faktoren den Forschungsoutput verdoppeln muß. Demnach muß eine Forschungstechnologie, die technisches Wissen als Produktionsfaktor beinhaltet, konstante Skalenerträge in allen übrigen Produktionsfaktoren aufweisen. Da die Forschungstechnologie neben technischem Wissen nur Humankapital als Produktionsfaktor enthält, bedeutet dies, daß Humankapital konstante Grenzerträge haben muß.

Die Unternehmen im Endproduktsektor agieren unter den Bedingungen der vollständigen Konkurrenz. Das repräsentative Unternehmen des Endproduktsektors maximiert seinen Gewinn, wobei es die Faktorpreise und den Endproduktpreis als gegeben betrachtet. Damit lautet das Gewinnmaximierungsproblem des repräsentativen Unternehmens¹³

$$\max_{X_i, L, H_Y} \Pi = \int_{i=0}^N [H_Y^\alpha L^\beta X_i^{1-\alpha-\beta} - P_i X_i] di - w_L L - w_Y H_Y, \quad (2.6)$$

wobei Π den Gewinn, w_Y den Lohnsatz für Humankapital (H_Y) und w_L den Lohnsatz für einfache Arbeit (L) bezeichnen. Die Variable P_i ist der Preis des i -ten Zwischengutes gemessen in Endprodukteinheiten. Als Nachfragefunktionen erhalten wir für den Produktionsfaktor Arbeit

¹² Mit A bezeichnet Romer [1990b] das verfügbare technische Wissen bzw. die Anzahl der verfügbaren Zwischenprodukte in einer Volkswirtschaft und entspricht damit in der vorliegenden Arbeit der Größe N .

$$w_L = \beta H_Y^\alpha L^{\beta-1} \int_{i=0}^N X_i^{1-\alpha-\beta} di = \beta \frac{Y}{L}, \quad (2.7)$$

für Humankapital,

$$w_Y = \alpha H_Y^{\alpha-1} L^\beta \int_{i=0}^N X_i^{1-\alpha-\beta} di = \alpha \frac{Y}{H_Y} \quad (2.8)$$

und für die Zwischenprodukte,

$$P_i = (1 - \alpha - \beta) H_Y^\alpha L^\beta X_i^{-\alpha-\beta} \quad (2.9)$$

für alle $i \in [0, N]$.

Wegen der angenommenen monopolistischen Konkurrenz im Zwischengütersektor wird jedes Produkt von einem einzigen Unternehmen gefertigt, das damit bei gegebener Nachfrage über einen unbeschränkten Zeitraum Marktmacht ausüben kann. Die einzelnen Zwischengüter werden unter Einsatz von physischem Kapital, K , hergestellt, wobei für jede Zwischenguteinheit ηK Einheiten an Kapital erforderlich sind. Da die Zwischenprodukte von Monopolisten angeboten werden, legen diese den Preis P_i des i -ten Zwischenproduktes in jedem Zeitpunkt so fest, daß ihr Gewinn, $\pi_i = P_i X_i - r \eta X_i$, unter der Nebenbedingung (2.9) maximiert wird, wobei r den Kapitalmarktzins symbolisiert. Gewinnmaximierung verlangt dann

$$\bar{X} = X_i = \left[\frac{r \eta}{(1 - \alpha - \beta)^2 H_Y^\alpha L^\beta} \right]^{\frac{1}{\alpha+\beta}}. \quad (2.10)$$

Verwenden wir Gleichung (2.10) in der Nachfragefunktion (2.9) folgt

$$\bar{P} = P_i = \frac{r \eta}{1 - \alpha - \beta} > r \eta. \quad (2.11)$$

Die Monopolisten verlangen gemäß Gleichung (2.10) einen konstanten Aufschlag in Höhe von $1/(1 - \alpha - \beta) > 1$ auf die Grenzkosten $r \eta$ und produzieren die durch Gleichung (2.11) gegebene Menge. Preise und Mengen sind im Zeitablauf konstant und für alle Zwischenprodukte identisch. Der Aufschlag auf die Grenzkosten richtet sich nach der Nachfrageelastizität ε für die Zwischengüter mit

¹³ Da die Produktionsfunktion in Gleichung (2.1) homogen vom Grade eins ist, kann der Gütersektor

$$\varepsilon = -\frac{1}{\alpha + \beta}.$$

Der einheitliche Gewinn läßt sich damit durch

$$\bar{\pi} = \pi_i = (\alpha + \beta)\bar{P}\bar{X} = (\alpha + \beta)(1 - \alpha - \beta)\frac{Y}{N}. \quad (2.11a)$$

ausdrücken. Wie Gleichung (2.11a) zeigt, sinkt der Gewinn mit zunehmender Anzahl der Zwischengüter. Aufgrund der nachgewiesenen Symmetrie-Eigenschaft des Gleichgewichts im Zwischengütersektor ist der physische Kapitalstock durch

$$K = \eta \sum_{i=1}^N X_i = \eta N \bar{X}. \quad (2.12)$$

gegeben. Da durch den Stand des technischen Wissens die Anzahl N der verfügbaren Zwischenprodukte in einer Volkswirtschaft determiniert ist, erfordert eine Ausweitung von N technischen Fortschritt im Sinne einer Erfindung eines neuen Zwischenproduktes. Es wird angenommen, daß technischer Fortschritt nur durch zielgerichtete Anstrengungen in Forschung und Entwicklung zustande kommt.¹⁴ Erfolgreiche Erfinder erhalten für ihre Produktinnovation ein Patent mit unendlicher Laufzeit. Damit erhalten sie das Monopolrecht für die Produktion des jeweiligen Zwischenguts. Da dem Romer-Modell eine deterministische Innovationsrate zugrunde liegt, kennen die Unternehmen ihren erwarteten Gewinnstrom mit Sicherheit. Der Wert eines Patents bzw. einer Firma $P_N(t)$ kann durch den Barwert der Gewinnströme gemessen werden. Der Barwert zum Zeitpunkt t lautet¹⁵

$$\int_t^{\infty} e^{-\int_t^{\tau} r(s) ds} \bar{\pi}(\tau) d\tau = P_N(t), \quad (2.13)$$

wobei $\int_t^{\tau} r(s) ds$ den Diskontfaktor bezeichnet. Differenzieren wir diese Gleichung nach der

Zeit, so ergibt sich

$$-\bar{\pi}(t) + r(t) \int_t^{\infty} e^{-\int_t^{\tau} r(s) ds} \bar{\pi}(\tau) d\tau = \dot{P}_N.$$

durch die Aktionen eines einzelnen repräsentativen Unternehmens analysiert werden.

¹⁴ Die Erfindung eines neuen Zwischenproduktes bezieht sich immer auf einen neuen Markt. Nur dann sind die Märkte tatsächlich Monopole.

Substitution des Integrals durch P_N nach Gleichung (2.13) liefert schließlich

$$r = \frac{\bar{\pi}}{P_N} + \frac{\dot{P}_N}{P_N}. \quad (2.14)$$

Grossman und Helpman [1991a] nennen diese Bedingung „no-arbitrage-condition“ und rechtfertigen sie mit der Annahme eines vollkommenen Kapitalmarkts.¹⁶¹⁷ Zur Interpretation von Gleichung (2.14) ist folgendes zu sagen: In diesem Modell mit perfekter Voraussicht werden alle erwarteten Gewinne oder Verluste durch eine Veränderung des Unternehmenswerts erfaßt. Der Gesamtertrag eines Anteilseigners während eines Zeitintervalls dt entspricht der Summe aus der Dividendenzahlung $\pi_t dt$ und der Änderung des Unternehmenswerts $\dot{P}_N dt$. Zudem folgt aus der Annahme eines vollkommenen Kapitalmarktes, daß die Erträge aus der Beteiligung an einer Firma den Erträgen aus einer sicheren Finanzanlage entsprechen. Ein Unternehmen wird dann in Forschung und Entwicklung investieren, wenn die Kosten der Produktinnovation dem Barwert des erwarteten Gewinnstroms nicht übersteigen.

Um das Modell zu schließen, müssen wir nur noch die Präferenzen der Konsumenten spezifizieren. Die Haushalte konsumieren das Endprodukt und wählen ihr Konsumprofil so, daß ihr intertemporaler Nutzen maximiert wird. Für die folgenden Betrachtungen nehmen wir an, daß die Individuen stets in jeder Hinsicht identisch sind, so daß das Nutzenmaximierungskalkül anhand eines repräsentativen Konsumenten untersucht werden kann. Die zu maximierende intertemporale Nutzenfunktion des repräsentativen Konsumenten ist durch die Gleichung

¹⁵ Der Wert eines Patents entspricht dann dem Wert der jeweiligen Firma im Zwischenproduktsektor, die dieses Patent zur Produktion benutzt.

¹⁶ Die „no-arbitrage-condition“ geht zurück auf Helpman und Grossman [1991a].

¹⁷ In der statischen Theorie der monopolistischen Konkurrenz wird durch die Annahme eines freien Marktzutritts eine Nullgewinnbedingung zugrunde gelegt, mit deren Hilfe die Anzahl der Produktvarianten zu bestimmen ist. Nach Chamberlin [1933] treten so lange Unternehmen in den jeweiligen Markt ein, bis die monopolistischen Gewinne gerade noch genügen, die Fixkosten zu decken. Judd [1985] fügt dieses Modell der Produktdiversifikation in einen dynamischen Kontext ein. Judd interpretiert die Fixkosten eines Unternehmens als Kosten für die Erfindung einer neuen Produktvariante. Nur die Erfindung eines neuen Produkts macht es einem Unternehmen möglich, ein Produkt zu fertigen und Gewinne zu erzielen. Die Gewinnaussichten haben jedoch Einfluß auf die Entscheidung in Forschung und Entwicklung zu investieren. Die „Dynamisierung“ der Theorie der monopolistischen Konkurrenz hat zur Folge, daß die Bedingung des freien Marktzutritts im statischen Kontext durch eine dynamische Bedingung (2.14) zu ersetzen ist.

$$U = \int_0^{\infty} \left(\frac{C^{1-\theta} - 1}{1-\theta} \right) e^{-\varphi t} dt \quad (2.15)$$

gegeben, wobei $\theta > 0$ und $\varphi > 0$ gilt.¹⁸ Der Klammerausdruck entspricht dem Nutzen des repräsentativen Konsumenten, den er im Zeitpunkt t aus Konsum $C(t)$ erhält. φ symbolisiert die Diskontrate für zukünftigen Konsum, und ist daher ein Maß für die Zeitpräferenz der Konsumenten. Je größer φ ist, desto stärker wird der zukünftige Konsum abdiskontiert, desto geringer ist die Sparbereitschaft. Der Parameter θ steht für die (absolute) Elastizität der Grenznutzenfunktion, $C^{-\theta}$. Die Substitutionselastizität in Gleichung (2.15) ist gleich der Konstanten $\sigma = 1/\theta$. Daher wird die Nutzenfunktion in Gleichung (2.15) als Nutzenfunktion mit konstanter, intertemporaler Substitutionselastizität bezeichnet. Steigt θ an, so hat dies zur Folge, daß der Grenznutzen des Konsums fällt. Aus diesem Grund werden die Haushalte in einer wachsenden Ökonomie mit zunehmenden θ im geringeren Maße bereit sein, Konsum in die Zukunft zu verschieben. Ihr Gegenwartskonsum steigt und ihre Ersparnis sinkt. D.h., die Haushalte haben bei einem hohen φ bzw. hohem θ eine starke Präferenz für ebene Konsumprofile. Die intertemporale Budgetbeschränkung des repräsentativen Haushalts ist durch

$$\dot{K} = rK + w_L L + w_Y H_Y + w_N H_N - P_N \dot{N} + N\bar{\pi} - C. \quad (2.16)$$

gegeben, wobei rK das Kapitaleinkommen, $w_L L$ das Lohneinkommen, $w_Y H_Y$ das Einkommen aus Humankapital in der Produktion, $w_N H_N$ das Einkommen aus Humankapital in der Forschung, $N\bar{\pi}$ die Dividendeneinkommen und C den Konsum symbolisieren. Die Haushalte maximieren Gleichung (2.15) unter der Nebenbedingung (2.16). Die Kontrollvariable ist C . Die Zustandsvariable ist K . Die Hamiltonfunktion für dieses Problem lautet somit

$$\mathfrak{H} = \frac{C^{1-\theta} - 1}{1-\theta} e^{-\varphi t} + \lambda (rK + w_Y H_Y + w_N H_N - P_N \dot{N} + N\bar{\pi} - C).$$

Mit der Hamiltonfunktion erhalten wir die notwendigen Bedingungen aus dem Maximumprinzip. Es gilt:

¹⁸ Gleichung (2.15) enthält für $\theta=1$ den Spezialfall logarithmischen Nutzens, d.h.: $U = \int_0^{\infty} e^{-\varphi t} \ln C dt$.

$$\frac{\partial \mathcal{B}}{\partial C} = C^{-\theta} e^{-\varphi} - \lambda = 0, \quad (2.16a)$$

$$\dot{\lambda} = -\frac{\partial \mathcal{B}}{\partial K} = -\lambda r. \quad (2.16b)$$

Die Transversalitätsbedingung lautet

$$\lim_{t \rightarrow \infty} e^{-r(t-s)} \lambda(t) K(t) = 0.$$

Aus den Gleichungen (2.16a) und (2.16b) ergibt sich die sogenannte Ramsey-Regel

$$g_c = \frac{r - \varphi}{\theta}, \quad (2.17)$$

wobei g_c die Wachstumsrate des Konsums symbolisiert. Die Ramsey-Regel charakterisiert das Konsumverhalten nutzenmaximierender Haushalte im intertemporalen Kontext. Nach Gleichung (2.17) wächst der Konsum um so schneller, je höher der Zinsertrag, r , ist und je kleiner die Parameter φ und θ sind.

GLEICHGEWICHT

Im folgenden soll gezeigt werden, welche Voraussetzungen für das Zustandekommen eines Wachstumsgleichgewichts erfüllt sein müssen, und von welchen Einflußgrößen die Steady-State Wachstumsrate abhängt.¹⁹ Die Analyse wird zeigen, daß dabei der Humankapitalallokation und den Faktoren, die den Zinssatz bestimmen, eine wichtige Rolle zukommt.

Die Spezifizierung der Forschungstechnologie in Gleichung (2.5) hat die wichtige Implikation, daß bei konstantem Humankapitaleinsatz H_N das technische Wissen mit der konstanten Rate $g_N = \dot{N}/N = vH_N$ wächst. Mit H_N ist aber auch $H_Y = H - H_N$ konstant, weil eine dritte Verwendungsmöglichkeit für Humankapital nicht existiert. Damit folgt aus den Gleichungen (2.4) und (2.5) zugleich, daß die Produktion mit konstanter Rate, $g_Y = g_N$, wächst. Da die Bevölkerung konstant ist, bedeutet dies Produktivitätswachstum in gleicher Höhe. Zudem folgt aus der Akkumulationsgleichung (2.3)

$$\frac{C}{Y} = 1 - \frac{\dot{K}}{Y} = 1 - \frac{\dot{K}}{K} \frac{K}{Y}. \quad (2.18)$$

Die Konstanz des Kapitalkoeffizienten $(K/Y)^{20}$ und der Wachstumsrate des Kapitals (\dot{K}/K) im Gleichgewicht impliziert daher ein konstantes Konsum-Output Verhältnis (C/Y) mit der Folge, daß der Konsum mit der Wachstumsrate des Outputs ansteigt. Zusammenfassend erhalten wir

$$g = \frac{\dot{C}}{C} = \frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\dot{K}}{K} = \frac{\dot{N}}{N} = vH_N. \quad (2.19)$$

Der gleichgewichtige Wachstumspfad ist durch Preise und Löhne gekennzeichnet, die eine konstante Allokation von Humankapital (H_Y, H_N) bewirken. Für das Allokationsgleichgewicht müssen sich in beiden Sektoren die Löhne (w_N, w_Y) für das Humankapital angleichen. Im F&E-Sektor erhält das Humankapital als einziger Inputfaktor das gesamte

¹⁹ Ein Wachstumsgleichgewicht (Steady-State) liegt dann vor, wenn die Größen N, K, Y und C mit gleicher konstanter Rate wachsen: $g = \dot{N}/N = \dot{K}/K = \dot{Y}/Y = \dot{C}/C$

²⁰ Die Konstanz des Kapitalkoeffizienten im Gleichgewicht läßt sich wie folgt begründen: Zum einen wachsen laut Gleichung (2.4) Y und N für konstantes H_Y und \bar{X} im Gleichgewicht mit gleicher Rate, und zum anderen wachsen laut Gleichung (2.12) K und N für konstantes \bar{X} mit gleicher Rate. Folglich ist K/Y im Gleichgewicht konstant.

Einkommen, $P_N vN$. Im Endproduktsektor wird Humankapital mit dem Grenzprodukt nach Gleichung (2.2b) entlohnt. Gleichsetzen ergibt

$$P_N vN = \alpha H_Y^{\alpha-1} L^\beta N \bar{X}^{1-\alpha-\beta}. \quad (2.20)$$

Zudem ist der Wert eines Patents bzw. eines Unternehmens, P_N , im Gleichgewicht konstant. $\dot{P}_N = 0$ eingesetzt in Gleichung (2.14) liefert: $P_N = \bar{\pi}/r$. Die Gleichung $P_N = \bar{\pi}/r$ läßt sich unter Verwendung von Gleichung (2.11a) umformen zu

$$P_N = \frac{\bar{\pi}}{r} = \frac{(\alpha + \beta)}{r} (1 - \alpha - \beta) H_Y^\alpha L^\beta \bar{X}^{1-\alpha-\beta}.$$

Einsetzen in Gleichung (2.20) und Auflösen nach H_Y führt zu

$$H_Y = \frac{\alpha}{v(1 - \alpha - \beta)(\alpha + \beta)} r \quad (2.20a)$$

und in Verbindung mit Gleichung (2.19) ergibt sich

$$g = vH_N = v(H - H_Y) = vH - \frac{\alpha}{(1 - \alpha - \beta)(\alpha + \beta)} r,$$

oder

$$g = vH - \Lambda r \quad \text{mit} \quad \Lambda = \frac{\alpha}{(1 - \alpha - \beta)(\alpha + \beta)}. \quad (2.21)$$

Substituieren wir r gemäß Gleichung (2.17) durch $r = g\theta + \varphi$ folgt letztendlich:

SATZ 2.1 (Romer [1990b]): Im Steady-State Gleichgewicht wachsen Konsum C , Kapital K , technisches Wissen (Anzahl der Zwischengütervarianten) N und Output Y und wegen konstanter Bevölkerung auch die entsprechenden Pro-Kopf-Größen mit der Rate

$$g = \frac{vH - \Lambda\varphi}{1 + \Lambda\theta}. \quad (2.22)$$

Gemäß Satz 2.1 wächst die Ökonomie also um so schneller, je größer ihr Humankapitalbestand, H , ist, je schwächer Zukunftsnutzen diskontiert wird und je geringer die Elastizität der Grenznutzenfunktion, θ , ist bzw. je größer die intertemporale Substitutions-

²¹ Umfangreiche Ausführungen zur Stabilität des Gleichgewichts liefert u.a. Arnold [2000]. U.a. zeigt Arnold [2000], daß das Marktgleichgewicht bei optimaler Subventionspolitik global stabil ist.

elastizität, σ , ist.²² Zudem ist die gleichgewichtige Wachstumsrate um so größer, je höher die Produktivität im F&E-Sektor, v , ist, da bei gegebenen Ressourcen mehr Innovationen getätigt werden können. Bemerkenswert ist, daß die Ausstattung einer Volkswirtschaft mit einfacher Arbeit keinen Einfluß auf die langfristige Wachstumsrate hat. Der Grund dafür ist, daß eine Zunahme von einfacher Arbeit sowohl die Produktivität und damit die Löhne von Humankapital im Endproduktsektor als auch die Nachfrage nach Zwischengütern erhöht. Die größere Nachfrage nach Zwischengütern hat höhere Monopolgewinne und höhere Löhne von Humankapital in F&E zur Folge. Beide Effekte sind genau gleich groß und kompensieren sich im Gleichgewicht.²³

²² Wie u.a. Aghion und Howitt [1998, Kap.1]) zeigen, erhalten wir dieselben qualitativen Ergebnisse, wenn wir in (2.5) unterstellen, daß eine Erfindung, statt Humankapital, eine bestimmte Menge der einfachen Arbeit L benötigt, deren aggregierte Angebotsmenge gegeben ist.

²³ Die Feststellung, daß die Ausstattung einer Ökonomie mit einfacher Arbeit keinen Einfluß auf die gleichgewichtige Wachstumsrate hat, ist nicht robust. Bei leicht modifizierter Modellstruktur ist es möglich, daß sich eine höhere Ausstattung mit Arbeit sowohl wachstumssteigernd als auch wachstumsmindernd auswirken kann. Dies betont Romer [1990b, S.94].

WOHLFAHRTSANALYSE

Der Vollständigkeit halber sollen nun kurz die wohlfahrtstheoretischen Aussagen des Romer-Modells benannt werden. Im Romer-Modell liegen zwei Marktunvollkommenheiten vor, die dazu führen, daß die gleichgewichtige Wachstumsrate aus Gleichung (2.22) nicht paretoeffizient ist. Zum einen gehen von F&E positive externe Effekte aus. Die Erfindung eines neuen Zwischenproduktes erhöht den kumulierten Wissensstock und erhöht auf diese Weise die Produktivität zukünftiger Forscher. Zum anderen ergibt sich die Divergenz zwischen optimaler und gleichgewichtiger Wachstumsrate aufgrund der monopolistischen Preisbildung (es werden nicht Grenzkosten, sondern Monopolpreise gesetzt) im Zwischenproduktsektor. Es läßt sich zeigen:

SATZ 2.2 (Romer [1990b]): Die Wachstumsrate auf dem optimalen Wachstumspfad ist

$$g = \frac{vH - \Theta\varphi}{\Theta\theta + (1 - \Theta)} \quad \text{mit} \quad \Theta = \frac{\alpha}{\alpha + \beta} . \quad (2.23)$$

Ein Vergleich der gleichgewichtigen Wachstumsrate aus Gleichung (2.22) mit der sozial-optimalen Wachstumsrate aus Gleichung (2.23) zeigt, daß die Wachstumsrate in der dezentralisierten Wirtschaft zu klein ist. Satz 2.1 beschreibt daher ein suboptimales Wachstumsgleichgewicht. Aufgrund der positiven Wissens-Spillover sind die marktwirtschaftlichen Anreize zu forschen sozial zu gering, weil Forschung mit dem privaten und nicht mit dem höheren sozialen Wertgrenzprodukt entlohnt wird. Zudem sind im Marktgleichgewicht die produzierten Mengen im Zwischengütersektor gegenüber der optimalen Lösung zu gering.²⁴ Diese Divergenzen zwischen optimaler und dezentralisierter Lösung lassen effizienzfördernde, staatliche Eingriffe wünschenswert erscheinen. Beispielsweise wirkt eine Subventionierung der Beschäftigten im F&E-Sektor, die durch nicht verzerrende lump-sum Steuern finanziert wird, in ähnlicher Weise auf das Produktivitätswachstum wie eine Zunahme des Effizienzparameters in der Forschung. D.h., langfristig führt die Subvention zu einer höheren Wachstumsrate. Zudem zeigt Arnold [2000], daß man zwei Politikmaßnahmen benötigt, um Effizienz herzustellen. Erstens benötigt man

F&E-Subventionen, um die positiven externen Effekte von Forschung zu internalisieren und zweitens Produktionssubventionen im Zwischengütersektor, um die zu kleinen Produktionsmengen nach oben zu korrigieren.

²⁴ Dieses Ergebnis ist u.a. bei Barro und Sala-i-Martin [1994] zu finden.

ZUSAMMENFASSUNG

In diesem Abschnitt haben wir ein endogenes Wachstumsmodell mit zunehmender Zwischengütervielfalt vorgestellt, das auf der grundlegenden Feststellung beruht, daß Produktivitätswachstum hauptsächlich aus zielgerichteter Forschungsarbeit gewinnorientierter Unternehmen resultiert. Als Determinanten der Steady-State Wachstumsrate haben sich das Humankapitalangebot, die Diskontrate, die intertemporale Substitutionselastizität und der F&E-Produktivitätsparameter ergeben. Die Beschreibung des Innovationsprozesses ist sicherlich der entscheidende und gleichzeitig kritikwürdigste Teil des Modells. Auf der einen Seite gibt das Modell ein wirtschaftlich fundiertes Entscheidungskalkül für die Innovationstätigkeit der Unternehmen und macht die zugrundeliegenden Anreizmechanismen deutlich. Auf der anderen Seite wird der Innovationsprozeß aber nur sehr stilisiert dargestellt. Eine starke Einschränkung erfährt das Modell durch die Annahme, daß die Erfindung eines neuen Zwischenprodukts durch das Niveau des Humankapitaleinsatzes im Forschungssektor determiniert wird. Sie hat zur Konsequenz, daß das Niveau des Humankapitals auch die Höhe der gleichgewichtigen Wachstumsrate bestimmt. Nicht nur das Romer-Modell, sondern darüber hinaus eine Reihe weiterer endogener Wachstumsmodelle (u.a. Grossman und Helpman [1991a, Kap.3], Aghion und Howitt [1992]) weisen diese Form von Skaleneffekten auf. Diese haben zur Folge, daß größere Ökonomien unter sonst gleichen Bedingungen schneller wachsen als kleinere. Zudem existieren in diesem Modell mehrere Möglichkeiten die langfristige Wachstumsrate durch geeignete Politikmaßnahmen zu manipulieren.

Beide Einwände resultieren unmittelbar aus der Forschungstechnologie (Gleichung (2.5)), die postuliert, daß die Änderungsrate der Anzahl verfügbarer Zwischenprodukte mit zunehmendem Einsatz von Humankapital in der Forschung steigt.²⁵ Dies nahm Jones [1995b] zum Anlaß, im Rahmen des Romer-Modells zum einen eine geeignete Anpassung der Forschungstechnologie vorzunehmen und zum anderen Bevölkerungswachstum zuzulassen, so daß er folgendes Bild vom wirtschaftlichen Wachstumsprozeß erhält: Einerseits ist Wachstum exogen, weil die gleichgewichtige Wachstumsrate durch Poli-

²⁵ In Anlehnung an Jones [1995a] wird im Abschnitt 3.6 Jones Kritik an der Romer-Technologie empirisch aufbereitet.

tikmaßnahmen nicht beeinflussbar ist. Andererseits ist Wachstum endogen, weil es weiterhin das Ergebnis zielgerichteter Forschung gewinnsuchender Unternehmen ist. Jones spricht deshalb vom semi-endogenen Wachstum. Das Modell stellt in dieser Hinsicht eine Weiterentwicklung des Romer-Modells dar und steht aus diesem Grund im Mittelpunkt des Abschnitts 2.4.

Neben der Erfindung neuer Zwischengüter, die im Produktionsprozeß eingesetzt werden, spielt in der industriellen Forschung natürlich auch die Erfindung neuer Konsumgüter eine wichtige Rolle. So zeigt Scherer [1980] in einer empirischen Studie, daß 28% der privaten Ausgaben für Forschung und Entwicklung Innovationen von Konsumgütern zum Ziel haben.²⁶ In Grossman und Helpman [1991a, Kap.3] werden neben Zwischenproduktinnovationen auch Erfindungen neuer Konsumgüter in endogenen Wachstumsmodellen erfaßt. Wie sich eine F&E-induzierte Ausweitung der Konsumgütervielfalt auf das langfristige Wachstum auswirkt, zeigt der nächste Abschnitt 2.3.

²⁶ Weitere 59% der privaten Ausgaben für Forschung und Entwicklung entfallen auf Qualitätsverbesserungen von Produkten und weitere 13% auf die Entwicklung neuere Produktionsverfahren (Scherer [1980, S.409ff]).

2.3 ANHALTENDES ENDOGENES WACHSTUM MIT ZUNEHMENDER VIELFALT AN KONSUMGÜTERN (GROSSMAN UND HELPMAN [1991a, Kap.3])

Romer [1990b] zeigt auf eindrucksvolle Art, wie industrielle Forschung nach neuen Zwischengütern dauerhaftes Wirtschaftswachstum möglich macht. Forschung und Entwicklung hat aber nicht nur Zwischenproduktinnovationen zum Ziel, sondern kann natürlich auch auf die Erfindung neuer Konsumgüter gerichtet sein. In diesem Abschnitt stellen wir das Modell von Grossman und Helpman [1991a, Kap.3] vor, das u.a. in der industriellen Entwicklung neuer Konsumgüter eine weitere wichtige Quelle des wirtschaftlichen Wachstumsprozesses sieht. Die Autoren gehen in dieser Modellvariante nicht wie Romer [1990b] von einem homogenen Endprodukt bzw. Konsumgut aus, sondern betrachten einen Gütersektor der den Konsumenten differenzierte Produktvarianten zur Verfügung stellt. Grossman und Helpman unterstellen für die Haushalte eine Nutzenfunktion vom Dixit-Stiglitz-Typ. Wie die folgenden Ausführungen zeigen werden, hat diese Annahme zur Konsequenz, daß die Haushalte eine ausgeprägte Präferenz für den Konsum möglichst vieler Produktvarianten aufweisen. Ihr Nutzen steigt mit zunehmender Vielfalt an Konsumgütern.

Wir beginnen mit dem Nutzenmaximierungsproblem der Konsumenten. Dieses Maximierungsproblem ist zweistufig. D.h., die Haushalte müssen zum einen ihr Einkommen auf Konsum und Ersparnis und zum anderen ihre Konsumausgaben auf die einzelnen Konsumgütervarianten verteilen. Der Einfachheit halber unterstellen wir, daß der repräsentative Haushalt die logarithmische Nutzenfunktion,

$$U = \int_0^{\infty} e^{-\varphi t} \ln D_t dt, \quad (2.24)$$

unter Berücksichtigung seiner Budgetbeschränkung maximiert. Dabei symbolisiert φ die Zeitpräferenzrate des repräsentativen Haushalts und D_t einen Konsumindex, der die Zusammensetzung des konsumierten Güterbündels erfaßt. Unter der Annahme, daß jeder Haushalt eine Arbeitseinheit anbietet lautet die Budgetbeschränkung

$$\int_0^{\infty} e^{-\int_0^t r(s)ds} \tilde{P}_t D_t dt = \int_0^{\infty} e^{-\int_0^t r(s)ds} w_t dt + W_0, \quad (2.25)$$

wobei w_t den nominalen Lohnsatz, r_t den nominalen Zinssatz, W_0 das nominale Anfangsvermögen des Haushalts und \tilde{P}_t den Preisindex für das Konsumgüterbündel D_t bezeichnen. D.h., die Budgetbeschränkung verlangt, daß der Strom der nominalen Ausgaben dem Strom der nominalen Einnahmen entsprechen muß.²⁷ Für gegebene Lohn- und Zinssätze stellt die rechte Seite von Gleichung (2.25) den Barwert des Nominalvermögens (W) dar. Das intertemporale Nutzenmaximierungsproblem des repräsentativen Haushalts können wir mittels der Variationsrechnung lösen. Die Lagrangefunktion lautet

$$\mathfrak{S} = e^{-\varphi t} \ln D_t + \mu \left[W - e^{-\int_0^t r(s)ds} \tilde{P}_t D_t \right], \quad (2.26)$$

wobei μ den Lagrangemultiplikator symbolisiert. Die notwendige Bedingung erster Ordnung lautet

$$\frac{\partial \mathfrak{S}}{\partial D_t} = e^{-\varphi t} D_t^{-1} - \mu e^{-\int_0^t r(s)ds} \tilde{P}_t = 0. \quad (2.27)$$

Logarithmieren und Differenzieren wir diese Gleichung nach der Zeit, erhalten wir die Euler - Gleichung

$$\frac{\dot{D}_t}{D_t} = r_t - \frac{\dot{\tilde{P}}_t}{\tilde{P}_t} - \varphi. \quad (2.28)$$

Gemäß Gleichung (2.28) steigt der Konsum an, sobald der Realzins größer als die Zeitpräferenzrate, φ , ist.²⁸ Grossman und Helpman normieren nun die nominalen Konsumausgaben der Volkswirtschaft auf eins, so daß nach Gleichung (2.28)

$$r_t = \varphi \quad \forall t \quad (2.29)$$

resultiert.²⁹ Damit ist der nominale Zinssatz, r_t , durch die subjektive Zeitpräferenzrate, φ , bestimmt.

²⁷ Ein explosiver Verschuldungspfad der Konsumenten wird ausgeschlossen (no-Ponzi-game). Vgl. dazu Blanchard und Fischer [1989, S.49].

²⁸ Der Realzins ist durch $\left(r_t - \frac{\dot{\tilde{P}}}{\tilde{P}} \right)$ gegeben.

Die Haushalte konsumieren eine Menge differenzierter Produktvarianten. Diese werden im Konsumindex D_t zusammengefaßt, der wie folgt definiert ist:

$$D_t = \left[\int_0^N X_{it}^\alpha di \right]^{1/\alpha}, \quad (2.30)$$

wobei $\alpha \in]0,1[$ gilt, und X_{it} für die Konsummenge des differenzierten Endprodukts $i \in [0,N]$ steht.³⁰ Wie bisher bezeichnet N die Anzahl verfügbarer Produktvarianten. Die optimale Nachfrage nach den N Produktvarianten kann bei gegebenen Konsumausgaben E_t des Haushalts und gegebenen Güterpreisen P_{it} ermittelt werden. Die Lagrangefunktion für dieses Problem lautet

$$\mathfrak{S} = \left[\int_0^N X_{it}^\alpha di \right]^{1/\alpha} + \lambda \left[E_t - \int_0^N P_{it} X_{it} di \right], \quad (2.31)$$

wobei λ den Lagrangemultiplikator kennzeichnet. Aus den Maximierungsbedingungen erster Ordnung ergibt sich

$$\frac{X_{it}}{X_{i't}} = \left[\frac{P_{i't}}{P_{it}} \right]^\chi \quad (2.32)$$

für $i, i' \in [0, N]$, wobei $\chi = 1/(1-\alpha) > 1$ für die Substitutionselastizität zwischen zwei beliebigen Produktvarianten steht. Setzen wir diese Beziehung in die Budgetbeschränkung ein, erhalten wir die Nachfragekurven für die einzelnen Produktvarianten $i \in [0, N]$. Diese lauten

$$X_{it} = \frac{E_t P_{it}^{-\chi}}{\int_0^N P_{i't}^{1-\chi} di'}. \quad (2.33)$$

Gemäß Gleichung (2.33) fragt der repräsentative Haushalt alle Produktvarianten symmetrisch nach, wobei die nachgefragte Menge von den Preisen aller anderen Produktvarianten abhängt.³¹ Die Substitutionselastizität, die durch den Parameter α determiniert ist,

²⁹ Es gilt: $E_t = \tilde{P}_t D_t = 1$, wobei E_t die Konsumausgaben bezeichnet.

³⁰ Um Ganzzahligkeitsprobleme auszuschließen, wird der Konsumindex über einen kontinuierlichen Güterraum dargestellt.

³¹ Die Nachfragekurven in Gleichung (2.33) können problemlos aggregiert werden. Da die Preiselastizität konstant gleich χ ist und die Ausgabenelastizität konstant gleich 1 ist, kann (2.33) auch zur

beeinflusst das Nachfrageverhalten der Haushalte. Je kleiner α ist, um so starrer ist die Nachfrage und um so höher sind die Preisaufschläge, die die Monopolisten fordern. Den Preisindex \tilde{P}_t können wir gemäß $\tilde{P}_t D_t = 1$ und unter Verwendung der optimalen Nachfragekurven durch

$$\tilde{P}_t = \left[\int_0^{N_t} P_{i't}^{1-\chi} di' \right]^{\frac{1}{1-\chi}} = \left[\int_0^{N_t} P_{i't}^{-\frac{\alpha}{1-\alpha}} di' \right]^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} \quad (2.34)$$

ausdrücken.

Wie gehakt wird jedes Konsumgut von einem Unternehmen gefertigt. Der Einfachheit halber unterstellen wir, daß alle Unternehmen dieselbe Produktionstechnologie verwenden, und daß Arbeit der einzige Produktionsfaktor ist, der von den Haushalten unelastisch angeboten wird. Zur Fertigung einer Konsumgütereinheit benötigen die Unternehmen eine Arbeitseinheit.³² Wie im Modell von Romer [1990b] werden die Produktvarianten jeweils von Monopolisten angeboten. Sie maximieren ihren Gewinn bei gegebener optimaler Nachfrage, die durch Gleichung (2.33) gegeben ist. Der Gewinn des Monopolisten, entspricht $\pi_{it} = P_{it} X_{it} - w_t X_{it}$ für alle $i \in [0, N]$. Unter Verwendung von Gleichung (2.33) und (2.34) läßt sich der Gewinn des Monopolisten durch

$$\pi_{it} = \frac{E}{\tilde{P}^{1-\chi}} \left(P_{it}^{1-\chi} - P_{it}^{-\chi} w_t \right) \quad (2.35)$$

für alle $i \in [0, N]$ ausdrücken, so daß sich aus der Gewinnmaximierung der mark-up Preis

$$\bar{P}_t = P_{it} = \frac{w_t}{\alpha} \quad (2.36)$$

ergibt. Der Preis, den die Monopolisten festlegen, ist also um den Faktor $1/\alpha > 1$ größer als die Grenzkosten w_t . Da alle Unternehmen mit der gleichen Produktionsfunktion ihre Gütervarianten herstellen und für sie symmetrische Nachfragekurven mit konstanter Elastizität gelten, legen alle Unternehmen den einheitlichen Preis \bar{P}_t fest. Mit den Konsumausgaben als Numeraire beträgt die einheitliche Angebotsmenge

Darstellung der aggregierten Nachfrage herangezogen werden. E_t bezeichnet dann die aggregierten Konsumausgaben.

³² Die Produktionsfunktion für die i -te Produktvariante läßt sich damit durch $X_i = L_Y$ ausdrücken, wobei L_Y den Arbeitseinsatz im Gütersektor kennzeichnet.

$$\bar{X}_t = X_{it} = \frac{\alpha}{w_t N}, \quad (2.37)$$

so daß der Gewinn durch

$$\bar{\pi}_t = \pi_{it} = (1-\alpha) \frac{1}{N}. \quad (2.38)$$

für alle $i \in [0, N]$ gegeben ist. Laut Gleichung (2.38) sinken mit zunehmender Anzahl der Produktvarianten wiederum die Monopolgewinne.³³

Wie im Romer-Modell gilt auch hier die „no-arbitrage“ Bedingung (2.14). In diesem Zusammenhang führen Grossman und Helpman [1991a] folgende Notation ein. $V := 1/(NP_N)$ stellt die Inverse der aggregierten Firmenwerte NP_N dar.³⁴ Die „no-arbitrage“ Bedingung läßt sich in Verbindung mit den Gleichungen (2.29) und (2.38) damit durch die Gleichung

$$\frac{\dot{V}}{V} = (1-\alpha)V - g_N - \varphi \quad (2.39)$$

ausdrücken.³⁵ Wie im Romer-Modell ist die Forschungstechnologie durch Gleichung (2.5) gegeben, wobei nun als Produktionsfaktor, statt Humankapital H_N , einfache Arbeit L_N zum Einsatz kommt. Damit ist der Zuwachs an neuen Produktvarianten linear im Arbeitseinsatz L_N und dem bestehendem technischen Wissen N . Markteintrittsbarrieren im Forschungssektor liegen nicht vor. Jedes Unternehmen kann unter den gleichen Bedingungen Produktideen entwickeln. Die Finanzierung von Forschungsvorhaben kann sowohl über Anteilsscheine als auch über den Bezug von Fremdkapital erfolgen. Zudem resultiert aus dem Gewinnmaximierungskalkül der Unternehmen für $\dot{N} > 0$ die Bedingung, $P_N N = w/v$. Gilt $P_N N < w/v$ wird keine Firma in die Entwicklung neuer Produkte investieren, während $P_N N > w/v$ eine unendliche Arbeitsnachfrage nach sich zieht, die

³³ In den folgenden Betrachtungen unterdrücken wir den Zeitindex t .

³⁴ Damit folgen Grossman und Helpman [1991a] den Annahmen der Arbeit von Romer [1990b] und unterstellen implizit eine lineare Beziehung zwischen dem Wissensstand und der Anzahl der Produktvarianten. Die Wachstumsrate des Wissensstandes entspricht damit in jedem Zeitpunkt der Wachstumsrate der Anzahl der Produktvarianten g_N .

³⁵ Die einfache Aggregation der Unternehmenswerte macht die unterstellte Modellsymmetrie möglich. Da die Unternehmen sich der gleichen Nachfrage gegenüber sehen und über die gleichen Produktionsmöglichkeiten verfügen, können sich auch keine Unterschiede in den Unternehmenswerten einstellen.

mit dem Arbeitsmarktgleichgewicht nicht vereinbar ist. Die dynamische Markteintrittsbedingung lautet daher:

$$P_N N \leq \frac{w}{v} \quad (2.40)$$

bzw.

$$V^{-1} \leq \frac{w}{v}. \quad (2.41)$$

Um das Modell zu schließen, gehen wir von der Annahme aus, daß der Arbeitsmarkt stets im Gleichgewicht ist. Zu jedem Zeitpunkt werden L Einheiten Arbeit von den Haushalten unelastisch angeboten, die im Güter- und Forschungssektor eingesetzt werden. Es gilt:

$$L = L_Y + L_N. \quad (2.42)$$

Für den Arbeitseinsatz im Gütersektor folgt zunächst wegen der Symmetrie im Gütersektor: $L_Y = N\bar{X}$. Verwenden wir $E = N\bar{P}\bar{X} = 1$ erhalten wir

$$L_Y = \frac{1}{\bar{P}} \quad (2.43)$$

und substituieren wir \bar{P} gemäß Gleichung (2.36) resultiert schließlich

$$L_Y = \frac{\alpha}{w}. \quad (2.44)$$

Der Arbeitseinsatz im Forschungssektor ist gemäß der unterstellten Forschungstechnologie in Gleichung (2.5) durch

$$L_N = \frac{g_N}{v}. \quad (2.45)$$

gegeben. Zusammenfassend erhalten wir damit die folgende Bedingung für Vollbeschäftigung auf dem Arbeitsmarkt:

$$L = \frac{g_N}{v} + \frac{\alpha}{w}. \quad (2.46)$$

GLEICHGEWICHT

Die Modelldynamik wird durch zwei Differentialgleichungen in V und g_N vollständig beschrieben. Die erste Differentialgleichung ist durch Gleichung (2.39) gegeben. Sie beschreibt die Entwicklung der inversen aggregierten Unternehmenswerte. Eine zweite Differentialgleichung erhalten wir aus Gleichung (2.46), wenn wir zuvor den Lohnsatz w gemäß Gleichung (2.40) bzw. Gleichung (2.41) ersetzen. Wir erhalten in Verbindung mit Gleichung (2.40)

$$g_N = \begin{cases} vL - \frac{\alpha}{P_N N} & \text{für } P_N > \frac{\alpha}{vNL} \\ 0 & \text{für } P_N \leq \frac{\alpha}{vNL} \end{cases} \quad (2.47)$$

und unter Berücksichtigung von Gleichung (2.41)

$$g_N = \begin{cases} vL - \alpha V & \text{für } V < \frac{vL}{\alpha} \\ 0 & \text{für } V \geq \frac{vL}{\alpha} \end{cases}. \quad (2.48)$$

Das dynamische System können wir anhand eines Phasendiagramms, das in Abbildung 2.1 dargestellt ist, untersuchen. Die fett gezeichnete Linie stellt die Arbeitsmarktgleichung (2.48) dar, die in jedem Zeitpunkt erfüllt sein muß. Sie hat den V -Achsenabschnitt vL/α und den g -Achsenabschnitt vL . Daß sie für positive Innovationsraten fallend verläuft, können wir wie folgt begründen. Eine relativ hohe Innovationsrate setzt einen hohen Beschäftigungsanteil im Forschungssektor voraus. Daraus folgt zugleich ein geringer Beschäftigungsanteil im Gütersektor und ein geringes Güterangebot. Dies impliziert wiederum hohe Preise und Löhne und einen hohen Unternehmenswert. D.h., eine hohe Innovationsrate geht nur mit einem hohen Unternehmenswert (bzw. einem niedrigen Wert von $1/V$) einher.

Die VV -Kurve stellt die $\dot{V}=0$ - Isokline dar, die durch die Gleichung, $g_N=(1-\alpha)V-\varphi$, definiert ist. Sie hat den V -Achsenabschnitt $\varphi/(1-\alpha)$. Die Darstellung in Abbildung 2.1 setzt voraus, daß die Parameterwerte die Bedingung

$$\frac{vL}{\alpha} > \frac{\varphi}{1-\alpha}$$

erfüllen, weil ansonsten keine Lösung mit positiver Innovationsrate existiert.³⁶ Laut Gleichung (2.39) gilt, daß oberhalb der VV-Kurve V zunimmt und unterhalb abnimmt. Die Dynamik wird in der Abbildung durch Pfeile gekennzeichnet. Im Schnittpunkt E beider Kurven finden Produktinnovationen bei konstantem aggregiertem Unternehmenswert mit konstanter Rate statt. Zudem ändert sich die Allokation von Arbeit auf Güter- und Forschungssektor nicht mehr. Tatsächlich erfüllen sich die Erwartungen in diesem Modell mit perfekter Voraussicht nur dann, wenn sich die Ökonomie in diesem Steady-State Gleichgewicht befindet. Darüber hinaus ist dieses langfristige Gleichgewicht, was noch zu zeigen ist, global stabil.

Die globale Stabilität des Steady-State Gleichgewichts läßt sich folgendermaßen überprüfen. Haben die Erwartungen über die zukünftigen Gewinne einen höheren inversen aggregierten Unternehmenswert als in Punkt E beschrieben zur Folge, dann ergibt sich aus der Modelldynamik, daß keine Produktinnovationen mehr stattfinden. In diesem Fall verharrt die Volkswirtschaft bei einer konstanten, endlichen Anzahl von Produktvarianten und der Wert eines repräsentativen Unternehmens P_N konvergiert gegen Null.³⁷ Dies ist jedoch mit der Gewinnmaximierungsbedingung eines repräsentativen Unternehmens nicht vereinbar. Sie impliziert, daß bei einer endlichen Produktanzahl positive Gewinne auftreten, und ein positiver Unternehmenswert erzielt wird. Damit enthält dieser Wachstumspfad nicht erfüllte Erwartungen und repräsentiert keinen Gleichgewichtspfad für das Modell mit perfekter Voraussicht. Analog kann ein Widerspruch für Erwartungen abgeleitet werden, die ein anfänglich zu niedriges V implizieren. Damit ist das durch Punkt E charakterisierte Steady-State Gleichgewicht das einzig mögliche. Dort befindet sich die Volkswirtschaft von Beginn an und verharrt dort für immer. In diesem Modell gibt es keine Anpassungsdynamik. Die langfristige Steady-State Wachstumsrate der Anzahl der Produktvarianten und den langfristigen (inversen) aggregierten Unternehmenswert erhalten wir aus den Gleichungen (2.39) mit $\dot{V} = 0$ und (2.48). Zusammenfassend folgt:

³⁶ Die Richtigkeit dieser Aussage macht eine genaue Betrachtung der Achsenabschnitte in Abbildung 2.1 deutlich.

³⁷ P_N konvergiert gegen Null, da wie Abbildung 2.1 zeigt V gegen unendlich strebt.

SATZ 2.3 Grossman und Helpman [1991a, Kap.3]: Die gleichgewichtige Wachstumsrate der Anzahl verfügbarer Produktvarianten ist eindeutig durch

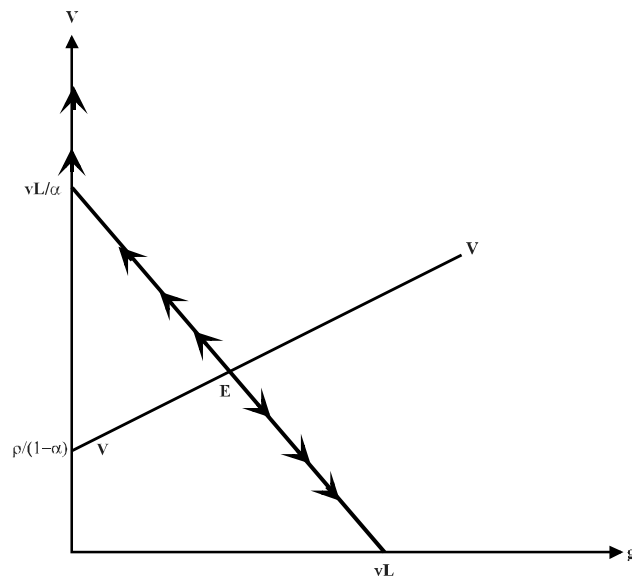
$$g_N = (1 - \alpha)vL - \alpha\varphi \quad (2.49)$$

bestimmt. Der langfristige (inverse) aggregierte Unternehmenswert beläuft sich auf

$$\bar{V} = vL + \varphi. \quad (2.50)$$

Laut Gleichung (2.49) ist die gleichgewichtige Wachstumsrate um so größer, je größer das exogene Arbeitsangebot, L , ist, je größer die Produktivität, v , im Forschungssektor ist und je kleiner die Zeitpräferenzrate, φ , der Konsumenten ist.

Abbildung 2.1: Das Gleichgewicht im Modell von Grossman und Helpman



Für die Bestimmung der gesamtwirtschaftlichen Wachstumsrate wählen Grossman und Helpman [1991a] den Konsumindex D_t als Maßstab. Dabei lässt sich die Entwicklung des Konsumindex wie folgt herleiten. Aufgrund der Numerairewahl und der damit verbundenen Konstanz der nominalen Konsumausgaben gilt zunächst: $\dot{D}_t/D_t = -\ddot{P}_t/\tilde{P}_t$. D.h., die Wachstumsrate des privaten Konsums ist negativ korreliert mit der Wachstumsrate des Preisindex. Diesen Preisindex, der durch Gleichung (2.34) gegeben ist, können wir wegen der Symmetrie im Gütersektor in Abhängigkeit von N darstellen und erhalten

$$\tilde{P}_t = N_t^{-\frac{1-\alpha}{\alpha}} P_t. \quad (2.51)$$

P_t können wir gemäß Gleichung (2.36) und (2.41) durch $P_t = v/(\alpha V)$ ausdrücken und erhalten so für den Preisindex den Ausdruck³⁸

$$\tilde{P}_t = \frac{v}{\alpha V} N_t^{-\frac{1-\alpha}{\alpha}}. \quad (2.52)$$

Logarithmieren wir Gleichung (2.52) und leiten nach der Zeit ab, ergibt sich für die langfristige Wachstumsrate des Preisindex die Beziehung³⁹

$$\frac{\dot{\tilde{P}}}{\tilde{P}} = -\frac{1-\alpha}{\alpha} \frac{\dot{N}}{N}. \quad (2.53)$$

Die Wachstumsrate des Preisindex ist damit negativ mit der Wachstumsrate der Produktvielfalt korreliert. Für die langfristige Wachstumsrate des Konsums folgt letztendlich:

$$\frac{\dot{D}}{D} = \frac{1-\alpha}{\alpha} \frac{\dot{N}}{N}$$

oder

$$g_D = \frac{1-\alpha}{\alpha} g_N. \quad (2.54)$$

Laut Gleichung (2.54) unterscheidet sich die konstante, gleichgewichtige Wachstumsrate des Konsums von der Wachstumsrate der Anzahl der Produktvarianten durch den Faktor $(1-\alpha)/\alpha$. Da dieser Faktor stets positiv ist, ist die Wachstumsrate des Konsums positiv mit der Wachstumsrate der Anzahl der Konsumgütervarianten korreliert.

³⁸ Wie die Beziehung zeigt, bleibt im Steady-State Gleichgewicht mit $\dot{V} = 0$ der Preis der differenzierten Güter konstant. Die Unternehmen verlieren durch neue Produktvarianten Marktanteile.

³⁹ Bei der Berechnung der Wachstumsrate des Preisindex haben wir die Steady-State Bedingung $\dot{V} = 0$ ausgenutzt.

WOHLFAHRTSANALYSE

Die angenommene Forschungstechnologie hat wie im Romer-Modell [1990b] zur Konsequenz, daß auch in diesem Modell die gleichgewichtige Wachstumsrate kleiner als die sozial-optimale Wachstumsrate ist. Der Grund dafür ist wiederum, daß im langfristigen Gleichgewicht aufgrund positiver Wissens-Spillover zu wenig in Forschung und Entwicklung investiert wird. Wie Grossman und Helpman zeigen, ist die Wachstumsrate auf dem optimalen Pfad um den Faktor $1/(1-\alpha)$ größer als die langfristige Steady-State Wachstumsrate. Zusammenfassend stellt sich folgendes Ergebnis ein:

SATZ 2.4 [Grossman und Helpman [1991a, S.71]: Die Wachstumsrate der Anzahl der Produktvarianten auf dem sozial - optimalen Wachstumspfad entspricht

$$g_N = \frac{1}{1-\alpha} \left((1-\alpha)vL - \varphi\alpha \right). \quad (2.55)$$

ZUSAMMENFASSUNG

In diesem Abschnitt haben wir ein endogenes Wachstumsmodell mit zunehmender Konsumgütervielfalt vorgestellt, das die industrielle Entwicklung neuer Konsumgüter als Quelle des wirtschaftlichen Wachstums hervorhebt. Auch diesem Ansatz liegt die Idee zugrunde, wirtschaftliches Wachstum als das Ergebnis von F&E-Aktivitäten gewinnorientierter Unternehmen zu modellieren. Im Unterschied zum Modell von Romer [1990b] führt hier industrielle Forschung, statt zur Erfindung neuer Zwischengüter, zur Erfindung neuer Konsumgüter. Der unterstellte „Love for variety“ – Ansatz hat zur Konsequenz, daß im Gleichgewicht der Nutzen der Konsumenten mit zunehmender Produktvielfalt ansteigt. Im Rahmen einer Gleichgewichtsanalyse haben sich das Arbeitsangebot, die Zeitpräferenzrate und die Forschungsproduktivität als wichtigste Determinanten der langfristigen Wachstumsrate herausgestellt.

Ausschlaggebend für die Steady-State Analyse ist die eher unrealistische Annahme der perfekten Voraussicht der Wirtschaftssubjekte, so daß sich u.a. die Ökonomie aufgrund sich selbst erfüllender Erwartungen sofort und permanent im langfristigen Wachstumsgleichgewicht befindet. Zudem ist die Ökonomie durch einen stetigen und reibungslosen Strukturwandel charakterisiert. Mit jeder Produktinnovation entsteht ein neuer Markt, so daß etablierte Unternehmen bzw. Branchen Marktanteile einbüßen. Die dadurch freigesetzten Arbeitskräfte können sofort ohne Anpassungskosten im neuen Markt weiter beschäftigt werden.

2.4 ANHALTENDES SEMI-ENDOGENES WACHSTUM MIT ZUNEHMENDER VIELFALT AN ZWISCHENGÜTERN: JONES [1995b]

Auf der Basis des endogenen Wachstumsmodells mit zunehmender Produktvielfalt von Romer [1990b] entwickelt Jones [1995b] ein Modell, das eine gleichgewichtige Wachstumsrate hervorbringt, die weder Politikmaßnahmen zugänglich noch durch Skaleneffekte beeinflussbar ist. Um Skaleneffekte und die Reagibilität der Wachstumsrate auf Politikmaßnahmen zu eliminieren, nimmt Jones [1995b] einige wichtige Veränderungen vor, die primär die Forschungstechnologie betreffen. Zudem wächst die Bevölkerung im Zeitablauf mit konstanter Rate. Die Produktionsseite besteht wiederum aus drei Sektoren: Einem Konsumgütersektor, einem Zwischengütersektor und einem Forschungssektor. Im Konsumgütersektor wird unter Einsatz von Arbeit und Zwischenprodukten das Endprodukt gefertigt. Die Produktionsfunktion für das Endprodukt lautet

$$Y = L_Y^\alpha \int_{i=0}^N X_i^{1-\alpha} di, \quad (2.56)$$

wobei $\alpha \in]0,1[$ gilt. Die Symbolik ist dieselbe wie im Abschnitt 2.2, so daß Y weiterhin den Output, L_Y den Arbeitseinsatz im Endproduktsektor, N die Anzahl der verfügbaren Zwischenprodukte und X_i die Einsatzmenge des Zwischenproduktes $i \in [0, N]$ bezeichnen. Die Produktionsfunktion in Gleichung (2.56) weist folgende Eigenschaften auf. Erstens: Die Grenzproduktivitäten der Faktoren sind positiv und fallend. Zweitens: Es liegen konstante Skalenerträge in den Zwischenprodukten und in Arbeit vor. Drittens: Die Grenzproduktivitäten der Zwischenprodukte sind wie im Romer-Modell unabhängig voneinander.

Wie im Rahmen dieses Modells langfristiges Wachstum zustande kommt, zeigt die nächste Gleichung, wobei wiederum explizit von der Symmetrie-Annahme im Zwischengütersektor ausgegangen wird. D.h., die Zwischenprodukte werden alle in der gleichen Menge $X_i = \bar{X}$ für $i \in (0, N)$ in der Güterproduktion beschäftigt.¹ Dann gilt:

¹ Gleichung (2.62) zeigt, daß sich diese Annahme auch im Gleichgewicht als richtig herausstellt.

$$Y = L_Y^\alpha N \bar{X}^{1-\alpha} \quad . \quad (2.57)$$

Für gegebenen Arbeitseinsatz L_Y ist der Output also wiederum um so größer, je mehr Zwischenprodukte in der Produktion eingesetzt werden.

Die entscheidende Modifikation, die Jones im Vergleich zum Romer-Modell vornimmt, betrifft die Forschungstechnologie. Diese lautet

$$\dot{N} = \bar{v} L_N, \quad (2.58)$$

wobei der Produktivitätsparameter $\bar{v} = v N^\phi L_N^{\lambda-1}$ aus der Sicht eines einzelnen Forschers exogen gegeben ist und $\phi < 1$ und $\lambda \in]0,1]$ gilt. Ein einzelner Forscher generiert eine im Zeitablauf konstante Anzahl neuer Zwischenprodukte.² Unter Einsatz von bestehendem Wissen N und Arbeit L_N werden neue Zwischenprodukte gefertigt, so daß auf diese Weise das in den Zwischengütern gebundene technische Wissen ansteigt. Im Vergleich zur Romer-Technologie ($\phi = 1$) in Gleichung (2.5) enthält die hier angenommene Technologie zwei wesentliche Neuerungen. Erstens: Für $\phi > 0$ wirkt sich das bestehende technische Wissen zwar immer noch positiv auf die Erfindung neuer Zwischenprodukte aus („positive Wissens-Spillover“), für $\phi < 1$ jedoch mit abnehmenden Grenzerträgen. Darüber hinaus enthält Gleichung (2.58) auch die Fälle $\phi < 0$ und $\phi = 0$. Für $\phi < 0$ hat ein zunehmender Wissensbestand einen negativen Einfluß auf die Erfindung neuer Zwischenprodukte („negative Wissens-Spillover“). Für $\phi = 0$ ist die Erfindung neuer Zwischenprodukte gänzlich unabhängig davon, in welchem Umfang in der Vergangenheit technisches Wissen akkumuliert wurde. Zweitens: Wegen $\lambda \in]0,1]$ schließt Gleichung (2.58) neben konstanten Grenzerträgen von Arbeit ($\lambda = 1$) in Forschung und Entwicklung auch abnehmende Grenzerträge von Arbeit ($\lambda < 1$) mit ein. Darüber hinaus ist es wichtig festzustellen, daß das Modell nicht wie das Romer-Modell an die Annahme steigender Skalenerträge ($\phi + \lambda > 1$) in der Forschung gebunden ist. Vielmehr läßt die Forschungstechnologie in Gleichung (2.58), im Gegensatz zur Romer-Technologie in Gleichung (2.5), sowohl konstante ($\phi + \lambda = 1$) als auch fallende Skalenerträge ($\phi + \lambda < 1$) in der Forschung zu.

Die Firmen des Endproduktsektors verhalten sich kompetitiv. Als Gewinnmaximierer passen sie ihre Faktorkosten den Grenzproduktivitäten an. Für die Zwischenprodukte verlangt das

$$P_i = (1-\alpha)L_Y^\alpha X_i^{-\alpha} \quad (2.59)$$

für alle $i \in [0, N]$ und für den Produktionsfaktor Arbeit

$$w_Y = \alpha L_Y^{\alpha-1} \int_{i=0}^N X_i^{1-\alpha} di = \alpha \frac{Y}{L_Y}, \quad (2.60)$$

wobei P_i den Preis des i -ten Zwischenproduktes und w_Y den Lohnsatz für Arbeit im Endproduktsektor bezeichnen.

Die Zwischenprodukte werden wie im Romer-Modell aus physischem Kapital, hier jedoch im Verhältnis 1:1, gefertigt und können daher im Zeitablauf akkumuliert werden. Die Akkumulationsgleichung für das physische Kapital ist weiterhin durch Gleichung (2.3) gegeben. Im Zwischengütersektor stellt sich wiederum Symmetrie in Bezug auf Mengen und Preise ein. Die Monopolisten agieren auf separaten Märkten und maximieren, wie gehabt, ihren Gewinn, $\pi_i = P_i X_i - r X_i$, unter Verwendung von Gleichung (2.59). Gewinnmaximierung verlangt dann

$$\bar{P} = P_i = \frac{r}{1-\alpha} > r, \quad (2.61)$$

und Einsetzen in Gleichung (2.60) ergibt

$$\bar{X} = X_i = \left[\frac{r}{(1-\alpha)^2 L_Y^\alpha} \right]^{-\frac{1}{\alpha}}. \quad (2.62)$$

Alle Monopolisten fordern wie in Gleichung (2.10) einen konstanten Aufschlag in Höhe von $1/(1-\alpha) > 1$ auf die Grenzkosten r und produzieren die durch Gleichung (2.62) gegebene Menge. Preise und Mengen sind also wiederum im Zeitablauf konstant und für alle Zwischenprodukte identisch. Die einheitlichen Gewinne der Zwischengüterproduzenten belaufen sich damit auf

² Die Erfindung der Leuchtdiode durch Edison zog eine Vielzahl weiterer Innovationen nach sich, so daß eine einzelne Erfindung sehr wohl gesamtwirtschaftliche Veränderungen bewirken kann. (2.58) sollte man daher auf den durchschnittlichen Forscher und durchschnittliche Forschungsfolge beziehen.

$$\bar{\pi} = \pi_i = \alpha \bar{P}\bar{X} = \alpha(1 - \alpha) \frac{Y}{N},^3 \quad (2.63)$$

wobei die Nachfrageelastizität ε durch

$$\varepsilon = -\frac{1}{\alpha} \quad (2.64)$$

gegeben ist. D.h., die Gewinne der Zwischengüterproduzenten sind um so größer, je unelastischer (je größer α ist) die Nachfrage nach Zwischengüter ist. Der Forschungssektor wird vollständig aus Abschnitt 2.2 übernommen. Es gilt insbesondere auch hier die „no-arbitrage“ – Bedingung, die durch Gleichung (2.14) gegeben ist.

Um das Modell zu schließen, betrachten wir zu guter letzt die Präferenzen der Konsumenten. Der repräsentative Haushalt in der Ökonomie wählt sein Konsumprofil wiederum so, daß sein intertemporalen Nutzen, der weiterhin durch Gleichung (2.14) gegeben ist, unter Verwendung seiner Budgetbeschränkung maximiert. Es gilt also weiterhin die übliche Ramsey-Regel

$$g_c = (r - \varphi - n)/\theta^4, \quad (2.65)$$

wobei g_c die Wachstumsrate des Pro-Kopf-Konsums und n die Bevölkerungswachstumsrate bezeichnen.

³ Der letzte Ausdruck ergibt sich dabei aus Gleichung (2.59) mit $\bar{P} = (1 - \alpha) \frac{Y}{N\bar{X}}$.

⁴ Hier ist zu beachten, daß im Gegensatz zum Romer-Modell die Bevölkerung mit positiver, konstanter Rate wächst. Die Budgetrestriktion der Haushalte ist dann in faktorintensiver Schreibweise zu formulieren.

GLEICHGEWICHT

Um im Rahmen einer Gleichgewichtsanalyse die langfristige Wachstumsrate zu bestimmen, gehen wir wie folgt vor. Ausgangspunkt ist, daß im Steady-State die Wachstumsrate von N konstant ist. Aus diesem Grund logarithmieren wir Gleichung (2.58) auf beiden Seiten, differenzieren nach der Zeit und erhalten

$$\hat{g}_N = \lambda \hat{L}_N - (1 - \phi)g_N = 0.$$

Auflösen der Gleichung nach g_N ergibt

$$g_N = \frac{\lambda n}{1 - \phi}, \quad (2.66)$$

wobei wir in Gleichung (2.66) voraussetzen, daß L_N mit der konstanten Bevölkerungswachstumsrate n wächst. Die Gleichungen (2.57) und (2.66) implizieren dann, daß der Pro-Kopf-Output, y , mit der gleichen konstanten Rate wächst. D.h., es gilt: $g_y = g_N$.

Zudem folgt aus der Akkumulationsgleichung (2.3)

$$\frac{C}{Y} = 1 - \frac{\dot{K}}{Y} = 1 - \frac{\dot{K}}{K} \frac{K}{Y}. \quad (2.67)$$

Die Konstanz des Kapitalkoeffizienten (K/Y) und der Wachstumsrate des Kapitalstocks (\dot{K}/K) im Steady-State impliziert daher ein konstantes Konsum-Output Verhältnis (C/Y) mit der Folge, daß der Konsum mit der Wachstumsrate des Outputs zunimmt, bzw. daß der Pro-Kopf-Konsum mit der Wachstumsrate des Pro-Kopf-Outputs zunimmt. Damit wächst die Kapitalintensität, $k = K/L$, aber auch mit der gleichen Rate wie der Pro-Kopf-Output, $y = Y/L$ und der Pro-Kopf-Konsum, $c = C/L$. Fassen wir die bisherigen Ergebnisse zusammen, so erhalten wir:

SATZ 2.5 (Jones [1995b]) Die gleichgewichtige Wachstumsrate von Pro-Kopf-Konsum c , Kapitalintensität k , technischem Wissen (Anzahl der Zwischengütervarianten) N und Pro-Kopf-Einkommen y beläuft sich auf

$$g = \frac{\dot{c}}{c} = \frac{\dot{y}}{y} = \frac{\dot{k}}{k} = \frac{\dot{N}}{N} = \frac{\lambda n}{1 - \phi}. \quad (2.68)$$

⁵ Daß das Gleichgewicht u.a. global stabil ist, zeigt Jones [1995b].

Wie Gleichung (2.68) zeigt, wächst die Ökonomie um so schneller, je größer die Bevölkerungswachstumsrate, n , ist und je größer λ und ϕ sind. Dies sind typische Parameter, die exogen und damit unabhängig von politischen Maßnahmen sind. Die in diesem Modell vorgenommene Verallgemeinerung der Forschungstechnologie gegenüber der einfachen Romer-Technologie führt demnach dazu, daß die gleichgewichtige Wachstumsrate aus der Sicht der Politik exogen ist. D.h., Politikmaßnahmen wie F&E-Subventionen haben langfristig keinen Einfluß auf das wirtschaftliche Wachstum. Wie Gleichung (2.68) zeigt, kommt anhaltendes endogenes Wachstum in diesem Modell auch dann zustande, wenn keine Wissens-Spillover in der Forschung vorliegen. Bei positiven Bevölkerungswachstum und $\phi=0$ ist $g=\lambda n$ strikt positiv. Zudem prognostiziert das Jones-Modell im Gegensatz zum Romer-Modell keine Skaleneffekte in Bezug auf die langfristige Wachstumsrate und erzielt somit mehr Konformität mit den empirischen Fakten.

Abschließend bestimmen wir für das Marktgleichgewicht die Allokation der Arbeit. Ausgangspunkt ist die Überlegung, daß sich im Gleichgewicht die Löhne und damit die Grenzprodukte von Arbeit im Endproduktsektor und in der Forschung entsprechen müssen. D.h., es gilt, $w = w_Y = w_N$, wobei w_N den Lohnsatz für Arbeit in der Forschung bezeichnet. Der Arbeitseinsatz im Forschungssektor wird damit solange ausgeweitet, bis der Grenznutzen der Arbeit ($P_N \bar{v}$) die Grenzkosten der Arbeit (w_N) kompensiert. D.h., es gilt

$$w_N = P_N \bar{v} . \quad (2.69)$$

Ersetzen wir \bar{v} nach Gleichung (2.58) durch \dot{N}/L_N , erhalten wir

$$w_N L_N = P_N \dot{N} . \quad (2.70)$$

Substituieren wir P_N durch $P_N = \frac{\bar{\pi}}{r - \hat{P}_N}$ nach Gleichung (2.14) und \dot{N} durch $\dot{N} = gN$, resultiert

$$w_N L_N = \frac{g}{r - \hat{P}_N} \bar{\pi} N . \quad (2.71)$$

Unter Verwendung von $\bar{\pi} N = (1 - \alpha) w_Y L_Y$ ⁶ und $w_N = w_Y$ folgt schließlich

⁶ Gemäß Gleichung (2.63) gilt: $\bar{\pi} N = (1 - \alpha) \alpha Y$. Ersetzen wir Y gemäß Gleichung (2.60) folgt:

$$\bar{\pi} N = (1 - \alpha) w_Y L_Y .$$

$$\frac{L_N}{L_Y} = \frac{g}{r - \hat{P}_N} \cdot (1 - \alpha). \quad (2.72)$$

Im folgenden bezeichne $s = L_N/L$ den Anteil der Arbeit in der Forschung. Aus Gleichung (2.72) mit $r = g\theta + \varphi + n$ ergibt sich damit schließlich:

SATZ 2.6 (Jones [1995b]): Der Anteil der Arbeit in der Forschung s ist in der dezentralisierten Wirtschaft gleich

$$s = \frac{1}{1 + \psi} \quad \text{mit} \quad \psi = \frac{1}{1 - \alpha} \cdot \left(\frac{\varphi(1 - \phi)}{\lambda n} + \theta \right). \quad (2.73)$$

Satz 2.6 besagt, daß im Steady-State Gleichgewicht der Anteil der Arbeit in der Forschung s um so größer ist, je schneller die Ökonomie wächst ($1/g = (1 - \phi)/\lambda n$), je geringer die Zeitpräferenzrate, φ , ist und je größer die intertemporale Substitutionselastizität, $\sigma = 1/\theta$, ist. Dagegen hat der Produktivitätsparameter, v , aus der Forschungstechnologie (2.58) keinen Einfluß auf den gleichgewichtigen Anteil der Arbeit in der Forschung.

WOHLFAHRTSANALYSE

Der Vollständigkeit halber sollen im folgenden kurz die wohlfahrtstheoretischen Implikationen des Modells aufgezeigt werden. Obwohl in diesem Modell die gleichen Marktunvollkommenheiten wie im Romer-Modell vorliegen, läßt sich zunächst zeigen:

SATZ 2.7 (Jones [1995b, S.770]): Die gleichgewichtige Wachstumsrate aus (2.68) stimmt mit der langfristigen Wachstumsrate auf dem optimalen Pfad überein.

Darüber hinaus haben die Marktunvollkommenheiten natürlich einen Einfluß auf den gleichgewichtigen Anteil der Beschäftigung in der Forschung.

SATZ 2.8 (Jones [1995b]): Der sozial-optimale Anteil der Beschäftigten im Forschungssektor ist gleich

$$s^{SP} \equiv \frac{L_N}{L} = \frac{1}{1 + \psi^{SP}} \quad \text{mit} \quad \psi^{SP} = \frac{1}{\lambda} \left[\frac{\varphi(1 - \phi)}{\lambda n} + \theta - \phi \right]. \quad (2.74)$$

Wie ein Vergleich mit Gleichung (2.73) zeigt, unterscheidet sich der sozial-optimale Anteil der Beschäftigten im Forschungssektor von der dezentralisierten Lösung folgendermaßen: Erstens durch den Parameter $-\phi$, der auf die Externalitäten in der Forschung verweist. Bei positiven Wissens-Spillover ($\phi > 0$) werden zu wenig und bei negativen Wissens-Spillover ($\phi < 0$) werden zuviel Forschungsaktivitäten im dezentralisierten Gleichgewicht unternommen. Zweitens sorgt der Parameter λ (< 1) im dezentralisierten Gleichgewicht für zu viele F&E-Aktivitäten. Und schließlich drittens enthält Gleichung (2.72) den Quotienten $1/(1 - \alpha)$, der eine zu geringe Beschäftigung im Forschungssektor impliziert. Da aber Steuern und Subventionen einen Einfluß auf den gleichgewichtigen Anteil der Beschäftigten im Forschungssektor haben, können politische Maßnahmen im Rahmen dieses Modells wohlfahrtssteigernde Wirkungen zugeschrieben werden. Diese Maßnahmen haben aber keinen Einfluß auf die langfristige Wachstumsrate.

ZUSAMMENFASSUNG

Das in diesem Kapitel vorgestellte semi-endogene Wachstumsmodell mit zunehmender Produktvielfalt von Jones [1995b] liefert neue interessante Implikationen über den wirtschaftlichen Wachstumsprozeß. Erstens: Die gleichgewichtige Wachstumsrate befindet sich auf ihrem optimalen Niveau und ist politischen Maßnahmen nicht zugänglich. D.h., wenngleich Forschung und Entwicklung als treibende Kraft des Wachstumsmotors endogen ist, ist die gleichgewichtige Wachstumsrate exogen, was Größen angeht, denen u.a. Romer[1990b] und Grossman und Helpman [1991a] langfristige Wachstumswirkungen zuschreiben. Zweitens: Skaleneffekte haben im Vergleich zum Romer-Modell keinen Einfluß auf die gleichgewichtige Wachstumsrate. Führt in den Modellen von Romer[1990b] und Grossman und Helpman [1991a] eine Verdoppelung des Humankapitals (bzw. der Beschäftigten) in F&E auch zu einer Verdoppelung der Wachstumsrate, so findet dies im Modell von Jones [1995b] keine Bestätigung. Drittens: Auch ohne Wissens-Spillover kann es im Rahmen dieses Modells zu langfristigem Produktivitätswachstum kommen. D.h., technischer Fortschritt ist nicht an die Voraussetzung positiver Wissens-Spillover gebunden. All dies erreicht Jones durch eine geeignete Modifikation der Forschungstechnologie. Hauptunterschied zwischen der Jones-Technologie und der Romer-Technologie ist, daß Jones dem Arbeitseinsatz und dem technischen Wissen abnehmende Grenzerträge in der Forschung zuschreibt. Wenngleich sich die Modelle von Jones [1995b] und Romer [1990b] in vielerlei Hinsicht unterscheiden, haben sie doch eine wichtige Gemeinsamkeit: Forschung und Entwicklung ist in beiden Modellen die treibende Kraft des wirtschaftlichen Wachstumsprozesses.

2.5 ANHALTENDES SEMI-ENDOGENES WACHSTUM MIT ZUNEHMENDER VIELFALT AN ZWISCHEN- GÜTERN UND ENDOGENER AKKUMULATION VON HUMANKAPITAL: JONES [1996]

Auf der Basis des in Abschnitt 2.4 dargestellten semi-endogenen Wachstumsmodells entwickelt der Beitrag von Jones [1996]⁷ einen Modellentwurf, der verschiedene Ansätze aus der endogenen Wachstumstheorie in einem Modell integriert. Erstens ist Wachstum wie in den Modellen von Romer [1990b] und Jones [1995b] das Ergebnis zielgerichteter Forschungsarbeit. Zweitens berücksichtigt Jones [1996] das endogene Modell von Lucas [1988], in dem Wachstum durch die Akkumulation von Humankapital erklärt wird. Der Humankapitalbestand ist also im Gegensatz zum Romer-Modell nicht mehr exogen gegeben. Drittens betont Jones wie im Modell von Nelson und Phelps [1966] die Bedeutung zwischen tatsächlich angewendeter und theoretisch verfügbarer Technologien, was sich hier durch die Unterscheidung zwischen anwendbaren Zwischengütern und verfügbaren Zwischengütern ausdrückt.

Jones [1996] beschreibt eine Ökonomie, die drei Güterarten produziert: Konsumgüter, Humankapital und neue Zwischengüter. Das Humankapital wird dabei sehr anwendungsbezogen als die Fähigkeit der Arbeitskräfte definiert, verschiedenartige Zwischengüter in der Produktion einzusetzen. Das Endprodukt wird mittels der Produktionsfunktion

$$Y_t = L_{Yt}^\alpha \cdot \int_{i=1}^{\tilde{N}_t} X_{it}^{1-\alpha} di \quad (2.75)$$

gefertigt, wobei $\alpha \in]0,1[$ gilt, so daß konstante Skalenerträge hinsichtlich X_i und der im Endproduktsektor tätigen Arbeitskräfte, L_Y vorliegen. Im übrigen weist sie die gleichen Eigenschaften auf wie die Produktionsfunktionen aus Abschnitt 2.2 und 2.4. Sie ist u.a. additiv separabel hinsichtlich der eingesetzten Zwischengüter X_i , wobei die Zahl der theoretisch verfügbaren Zwischengüter von der Zahl der Technologien N abhängt, so daß $i \in [1, N]$ gilt. Der wichtigste Unterschied zu den bisher diskutierten Modellen be-

steht darin, daß nicht alle vorhandenen Zwischengüter N , sondern nur die entsprechend der Kenntnisse der Arbeitskräfte auch verwendbaren Zwischengüter $i \in [1, \tilde{N}]$ zum Einsatz kommen. Diese Produktionsfunktion enthält eine nicht-rivale und eine rivale Komponente. Das verwendete Zwischengut X_i muß sowohl entwickelt sein (nicht-rival) als auch von den Arbeitskräften angewendet werden können (rival).⁸

Die Ausbildungstechnologie lautet

$$\dot{\tilde{N}}_t = \vartheta e^{\theta u} \tilde{N}_t \left(\frac{N_t}{\tilde{N}_t} \right)^\omega, \quad (2.76)$$

wobei $\omega \in]0,1[$ gilt. Im Ausbildungssektor verwenden die Arbeitskräfte einen Anteil u ihrer Zeit auf die Aus- und Weiterbildung. Gemäß Gleichung (2.76) geht das bereits bestehende Humankapital \tilde{N} positiv mit abnehmenden Grenzerträgen in die Produktion neuen Wissens ein. Außerdem wirkt sich die Anzahl der theoretisch verfügbaren Zwischengüter N , die das Niveau des technischen Wissens verkörpern, positiv auf das Lernen aus. Die Variablen ϑ und θ sind technische Konstanten. Die Bildungsanstrengung u geht dabei exponentiell ein.⁹ Damit soll der mikroökonomischen Beobachtung von Mincer [1974] Rechnung getragen werden, wonach jedes geleistete Schuljahr das Einkommen ungefähr proportional erhöht. Dies wird später deutlicher werden. Der Parameter ω determiniert die Krümmung der Produktionskurve. Je geringer die Fähigkeiten eines repräsentativen Erwerbstätigen \tilde{N} zur Anwendung verschiedener Zwischengüter im Vergleich zu den theoretisch anwendbaren Zwischengütern N ist, um so größer ist das Lernpotential. Zudem weist der Ausbildungssektor hinsichtlich des Humankapitals als Input positive, jedoch abnehmende Grenzerträge auf. Ohne einen wachsenden Wissensbestand N wird die Wachstumsrate des Humankapitalstocks kontinuierlich zurückgehen.

Die Forschungstechnologie lautet

$$\dot{N}_t = v \tilde{N}_t^\beta L_N N_t^\phi, \quad (2.77)$$

⁷ Eine vereinfachte Version dieses Modells liefert Jones [1998, S.115 ff.]

⁸ Wegen der konstanten Skalenerträge im Endproduktsektor kann das Modell anhand eines repräsentativen Unternehmens unter vollkommenen Wettbewerb dargestellt werden.

⁹ Eine ähnliche Funktion der Humankapitalakkumulation verwenden Bils und Klenow [1998].

wobei $\beta, \phi \in]0,1[$ gilt. Das eingesetzte Humankapital \tilde{N} als auch das bereits bestehende Wissen N weisen abnehmende Grenzerträge auf. Während die Wissens-Spillover aus dem bestehenden Wissen N^ϕ unvergütete positive externe Effekte sind, kann der Beitrag des rivalen Humankapitals von deren Eignern durch höhere Löhne internalisiert werden. Auch hier bewirkt die Bedingung $\phi < 1$, daß das Wissenswachstum ohne Wachstum des Humankapitals oder der Arbeitskräfte allmählich abklingen wird¹⁰. Zudem gilt, daß die Technologieentwicklung, wegen $\beta < 1$, unterproportional mit dem eingesetzten Humankapital steigt.

Die insgesamt vorhandenen Arbeitskräfte L wachsen mit der exogen gegebenen Rate n und teilen sich auf die drei Sektoren so auf, daß sich der Arbeitsmarkt stets im Gleichgewicht befindet. Es gilt demnach

$$L = L_Y + L_N . \quad (2.78)$$

Dabei wird angenommen, daß neue Arbeitskräfte automatisch mit dem repräsentativen Humankapital ausgestattet sind.

Das physische Kapital K wird als nicht-konsumierter Output abzüglich Abschreibungen akkumuliert, d.h. es gilt

$$\dot{K} = s_K Y - dK , \quad (2.79)$$

wobei s_K für die Sparquote und d für die Abschreibungsrate des Kapitals stehen. Wie im Modell von Jones [1995b] wird vereinfachend angenommen, daß Zwischengüter im Verhältnis 1:1 ineinander transformiert werden können, so daß damit

$$\int_0^{\tilde{N}_t} X_{it} di = K_t \quad (2.80)$$

gilt.¹¹ Analog zu den Überlegungen des Romer-Modells leitet sich daraus für die dezentralisierte Ökonomie die aggregierte Produktionsfunktion

$$Y = K^{1-\alpha} (\tilde{N}L_Y)^\alpha \quad (2.81)$$

her. In faktorintensiver Schreibweise ausgedrückt mit $y = Y/L_Y$ und $k = K/L_Y$ ergibt sich

¹⁰ Im endogenen Fall $\phi=1$ kann die Zwischengütervielfalt N wie im Romer-Modell auch bei sonst gleichbleibenden Inputmengen mit konstanter Rate wachsen.

¹¹ Diese Annahme entspricht der Vereinfachung $\eta=1$ im Romer-Modell. Vgl. Gleichung (2.12).

$$y = k^{1-\alpha} \tilde{N}^\alpha . \tag{2.82}$$

Im Unterschied zu den Modellen von Romer [1990b] und Jones [1995b] geht nicht die Zahl der vorhandenen Zwischengüter N , sondern die Zahl der anwendbaren Zwischengüter \tilde{N} als Produktionsfaktor in die gesamtwirtschaftliche Produktionsfunktion ein. Diese weist konstante Skalenerträge hinsichtlich der akkumulierbaren Faktoren auf. Die Werte für u , s_K sowie L_N/L und L_Y/L können als das Ergebnis einer nutzen- und gewinnmaximierenden Allokation modelliert werden. Vereinfachend werden sie hier als exogen gegeben angenommen.

GLEICHGEWICHT

Damit die Wachstumsrate des Humankapitals konstant ist, muß im Gleichgewicht dieser Ökonomie das Verhältnis N / \tilde{N} konstant sein. Daraus folgt zugleich, daß das Wissen N und das Humankapital \tilde{N} mit derselben Rate g wachsen. Um diese gemeinsame Wachstumsrate zu bestimmen, formen wir Gleichung (2.77) entsprechend um und erhalten

$$g_N^* \equiv \frac{\dot{N}}{N} = \left(\left(\frac{\tilde{N}}{N} \right)^* \right)^\beta \left(\frac{L_N}{N^{1-\beta-\phi}} \right)^* \quad (2.83)$$

Damit g_N eine Konstante ist, muß der letzte Bruch konstant sein. Daraus ergibt sich die Gleichung¹²

$$g_N^* = \frac{n}{1-\beta-\phi} \quad (2.84)$$

Aus der Gleichung für die Kapitalakkumulation (2.79) geht hervor, daß die Pro-Kopf-Größen des Kapitals und des Einkommens mit der Rate des Humankapitals wachsen. Deswegen bestimmt die Rate der Wissensakkumulation das Wachstum der Gesamtwirtschaft. Zusammenfassend erhalten wir:

SATZ 2.7 (Jones [1996]): In der dezentralisierten Ökonomie wachsen das Pro-Kopf- Einkommen y , die Kapitalintensität k , das Humankapital \tilde{N} und das technische Wissen (Anzahl der Zwischengütervarianten) N mit der Rate

$$g = g_y = g_k = g_{\tilde{N}} = g_N = \frac{n}{1-\beta-\phi} \quad (2.85)$$

Im linearen Fall $\beta+\phi=1$, wenn also die Produktion neuen Wissens hinsichtlich der akkumulierbaren Größen \tilde{N} und N konstante Skalenerträge aufweist, existiert ein gleichgewichtiger Wachstumspfad nur dann, wenn die Bevölkerung nicht wächst ($n=0$). In diesem Fall handelt es sich um ein endogenes Wachstumsmodell, dessen Dynamik stark

¹² Da die optimale Allokation ein konstantes Verhältnis L_N/L impliziert, wächst L_N ebenso wie L mit der Rate n . Logarithmieren und Differenzieren nach t der Gleichung

$$L_N / N^{1-\beta-\phi} = \text{Konst} \quad \text{ergibt} \quad \dot{L}_N / L_N - (1-\beta-\phi)\dot{N} / N = 0.$$

Durch Einsetzen der entsprechenden Wachstumsraten n und g_N folgt unmittelbar Gleichung (2.84).

den endogenen Modellierungen von Romer [1990b] ähnelt. Bei abnehmenden Skalenerträgen hingegen, wenn also $\beta+\phi < 1$ gilt, werden nur dann dauerhaft neue Technologien entwickelt, wenn die Bevölkerung dauerhaft wächst¹³. Gleichung (2.85) läßt sich mit $\beta+\phi < 1$ als Schlüsselgleichung eines um Humankapital erweiterten semi-endogenen Wachstumsmodells interpretieren. Einerseits wird der technische Fortschritt nicht als exogen gegebene Größe behandelt, sondern endogen im Modell durch die Wechselwirkungen von Humankapital und F&E erklärt. Andererseits kann das bestehende technische Wissen langfristig nur mit der Wachstumsrate der Bevölkerung ($n > 0$) zunehmen. Motor eines dauerhaften Wachstums ist also wiederum, wie im Modell von Jones [1995b], eine exogene Größe.

Weil das Humankapital in der Produktionsfunktion harrod-neutral eingeht, läßt sich das gleichgewichtige Pro-Kopf-Einkommen wie folgt berechnen. Durch Differenzieren des Einkommens pro effektiver Arbeitskraft nach der Zeit und der Gleichgewichtsbedingung $\dot{y}_t = 0$ ergibt sich für den gleichgewichtigen Einkommenspfad pro Arbeitskraft im Endproduktsektor der Ausdruck

$$y_t^* = \left(\frac{s_K}{n + g^* + d} \right)^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} \tilde{N}_t^*, \quad (2.86)$$

wobei der Index t die Größen anzeigt, die sich auf dem Gleichgewichtspfad verändern. Gleichung (2.86) besagt, daß auf dem gleichgewichtigen Einkommenspfad das Pro-Kopf-Einkommen in einer Volkswirtschaft c.p. um so größer ist, je mehr anwendbare Zwischengüter verfügbar sind.

Das gleichgewichtige Verhältnis zwischen der Menge der insgesamt verfügbaren und von einer Arbeitskraft anwendbaren Technologien, N / \tilde{N} , läßt sich aus der Ausbildungstechnologie in Gleichung (2.76) unter der Nebenbedingung $\dot{\tilde{N}} / \tilde{N} = g$ ermitteln. Demnach gilt:

$$\left(\frac{\tilde{N}}{N} \right)^* = \left(\frac{\vartheta}{g} e^{a\tau} \right)^{\frac{1}{\omega}}. \quad (2.87)$$

¹³ Diese Modell-Eigenschaften entsprechen denen der Wachstumsgleichung aus Jones [1995b].

Einsetzen in Gleichung (2.86) ergibt folgenden Gleichgewichtspfad des Einkommens pro Arbeitskraft¹⁴:

$$y_i^* = \left(\frac{s_K}{n + g^* + d} \right)^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} \left(\frac{\vartheta}{g} e^{\theta u} \right) \frac{1}{\omega} N_i^* \quad (2.88)$$

Die Grenzproduktivität der relativen Ausbildungsdauer u lautet daher $\partial y^* / \partial u = u y^*$. Die Grenzproduktivität der Arbeit L_Y läßt sich aus Gleichung (2.82) zu

$$\partial Y / \partial L_Y = \alpha K^{1-\alpha} \tilde{N}^\alpha L^{\alpha-1} = \alpha k^{1-\alpha} \tilde{N}^\alpha = \alpha y^* \quad (2.89)$$

berechnen. Deswegen bewirkt eine Erhöhung der Ausbildungszeit u eine proportionale Erhöhung der Arbeitsproduktivität um den Faktor $u(1-\alpha)$ und damit eine entsprechende Erhöhung der Löhne. Diese Implikation befindet sich in Einklang mit den empirischen Ergebnissen, der am Abschnittsanfang erwähnten mikroökonomischen Untersuchung von Mincer [1974].

Die bislang vorgestellte Interpretation des Modellrahmens bezog sich auf die Zusammenhänge einer geschlossenen Volkswirtschaft. Ein Vorzug des Modells von Jones [1996] besteht darin, daß es sich unter wenigen zusätzlichen Annahmen auch auf Querschnitte von Ländern übertragen läßt. Dabei wird die bislang nationale Technologiegrenze $N(t)$ als weltweit vorhandenes Wissen interpretiert. Alle Länder sind klein in dem Sinne, daß sie durch ihre eigenen F&E-Tätigkeiten die Rate des technischen Fortschritts g_N nicht beeinflussen können. $N(t)$ ist dann die exogen wachsende internationale Technologiegrenze. Die Gleichung der Humankapitalakkumulation läßt sich dann als Funktion des internationalen Technologietransfers deuten. Das Humankapital entspricht dem in der Produktion angewendeten theoretischen Wissen, was sich in der Anzahl der anwendbaren Zwischengüter äußert. Das im Gleichgewicht konstante Verhältnis N/\tilde{N} stellt die gleichgewichtige Lücke zwischen national anwendbaren Technologien \tilde{N} und der exogenen Technologiegrenze N dar. Hier gilt, daß es einem Land um so leichter fällt, technisches Wissen aus weiter fortgeschrittenen Ländern zu adaptieren, je größer diese Lücke ist.

¹⁴ Denn ceteris paribus gilt: $g_y = \ln y^*(t_2) - \ln y^*(t_1) = g_N + (\theta/\omega)(u(t_2) - u(t_1))$

ZUSAMMENFASSUNG

Das in diesem Kapitel vorgestellte Modell von Jones [1996] mit zunehmender Produktvielfalt ist ein um Humankapital erweitertes semi-endogenes Wachstumsmodell. Die wachstumstheoretischen Implikationen ähneln aus diesem Grund denen von Jones [1995b]. So ist einerseits die langfristige Wachstumsrate durch Politikmaßnahmen nicht beeinflussbar und andererseits haben Skaleneffekte keinen Einfluß auf die langfristige Wachstumsrate. Zudem liefert das Modell eine zusätzliche Antwort auf die Frage, warum verschiedene Volkswirtschaften unterschiedliche, gleichgewichtige Einkommensniveaus aufweisen. Das Modell betont die Bedeutung der Produktvielfalt für die Einkommensentwicklung und liefert so eine Interpretation des neoklassischen Wachstumsmodells auf der Basis der „Neuen Wachstumstheorie“.

2.6 VERTIKALE PRODUKTINNOVATION, AUSSENHANDEL UND PRODUKTIMITATION IN ENDOGENEN WACHSTUMSMODELLEN

In den vorangegangenen Abschnitten haben wir uns hauptsächlich mit Wachstumsmodellen beschäftigt, die zum einen die horizontale Produktinnovation als industrieökonomisches Konzept zugrunde legen und die zum anderen in F&E die wesentliche Quelle des wirtschaftlichen Wachstumsprozesses sehen. Der Vollständigkeit halber wird im folgenden der Einfluß der vertikalen Produktinnovation, der Produktimitation und des internationalen Güterhandels auf das wirtschaftliche Wachstum untersucht.

In Abschnitt 2.6.1 gehen wir der Frage nach, wie man in einem Wachstumsmodell Qualitätsverbesserungen von Produkten endogen erfassen kann und welche Implikationen sich dadurch für den wirtschaftlichen Wachstumsprozeß ergeben. Motiviert wird diese Fragestellung nicht zuletzt durch die empirische Studie von Scherer [1980] nach der zirka 59% der privaten Ausgaben für Forschung und Entwicklung auf Qualitätsverbesserungen von Produkten entfallen. Konkret stellen wir das Wachstumsmodell von Grossman und Helpman [1991a, Kap. 4] vor.

In Abschnitt 2.6.2 untersuchen wir die Auswirkungen der Aufnahme internationaler Handelsbeziehungen auf das langfristige Wachstum. Dies erfolgt anhand eines symmetrischen 2-Länder-Modells von Grossman und Helpman [1991a, Kap.9.2]. Das Modell zeigt, daß der internationale Transfer von technischem Wissen für das wirtschaftliche Wachstum der Industrienationen von entscheidender Bedeutung ist. Allein die internationale Wissensdiffusion macht dauerhaft höheres Wachstum möglich. Von einer darüber hinaus gehenden Integration der Gütermärkte gehen keine weiteren Wachstumsimpulse aus.

Da die weltweiten Investitionen in F&E sehr ungleich verteilt sind und nur die großen Industrienationen in F&E investieren, gehen wir in Abschnitt 2.6.3 der Frage nach, wie das Wachstum in den „nicht-innovativen“ Ländern zu erklären ist. Diese Fragestellung werden wir anhand des Imitationsmodells von Grossman und Helpman [1991a, Kap.11]

erörtern. Das Modell macht deutlich, daß wirtschaftliches Wachstum durch das Imittieren ausländischer Produktvarianten möglich ist.

2.6.1 ANHALTENDES ENDOGENES WACHSTUM UND VERTIKALE PRODUKTINNOVATION: GROSSMAN UND HELPMAN [1991A, KAP. 4]

In diesem Abschnitt stellen wir ein endogenes Wachstumsmodell vor, das abweichend von den bisher vorgestellten Modellen nicht die horizontale sondern die vertikale Produktinnovation als industrieökonomisches Konzept zugrunde legt.¹⁵ Wirtschaftliches Wachstum wird im Rahmen dieses Modells durch permanente Produktverbesserungen erreicht, wobei die Anzahl der Produktvarianten konstant ist. Die Produkte entwickeln sich dabei entlang einer Qualitätsleiter. Wenn ein Unternehmen in F&E investiert und sich ein Forschungserfolg in Form einer Produktinnovation einstellt, nimmt das entsprechende Produkt eine nächst höhere Qualitätsstufe ein. Dabei unterstellen wir, daß die erzielte Verbesserung der Produktqualität pro Forschungserfolg für alle Produkte gleich ist. D.h., der Abstand zwischen den Qualitätsstufen ist für alle Produkte identisch und exogen gegeben.

Wir kommen nun zur Modellstruktur und beginnen mit den Haushalten. Da das intertemporale Nutzenmaximierungsproblem der Haushalte aus Abschnitt 2.3 mit der Nutzenfunktion (2.24) auch diesem Modell zugrunde liegt, ist das optimale Ausgabenprofil weiterhin durch Gleichung (2.28) bestimmt und mit $E_t=1$ entspricht der Zinssatz r_t in jedem Zeitpunkt der Zeitpräferenzrate ϕ . Für die weiteren Betrachtungen unterstellen wir, daß die Gütermenge stetig über dem Intervall $[0,1]$ verteilt ist, und daß die Gesamtzahl der Güter auf 1 normiert ist. Damit ein Produkt i die Qualitätsstufe m erreicht, muß das Produkt m -mal verbessert worden sein. Jeder Forschungserfolg bzw. Produktinnovation erreicht eine Qualitätsverbesserung in Höhe von λ ($\lambda > 1$). Für das statische Maximierungsproblem des repräsentativen Haushalts wird nun der Konsumgüterindex D_t mit

$$\ln D_t = \int_0^1 \ln \left[\sum_m q_m(i) X_{m_i}(i) \right] di \quad (2.90)$$

¹⁵ Weitere Wachstumsmodelle mit vertikaler Produktinnovation wurden von Aghion und Howitt [1992] und Segerstrom et al. [1990] formuliert.

zugrunde gelegt, wobei $q_m(i) = \lambda^m(i)$ für die Qualität des Produkts i steht und $X_{mt}(i)$ die Konsummengänge des Produkts i mit der Qualitätsstufe m zum Zeitpunkt t symbolisiert. Der Konsumgüterindex in Gleichung (2.90) hat die Eigenschaft, daß innerhalb einer Produktgruppe neue Produkte perfekte Substitute für ältere Produkte sind. Das statische Maximierungsproblem des repräsentativen Konsumenten ist durch

$$\max_{X_{mt}(i)} \ln D_t = \int_0^1 \ln \left[\sum_m q_m(i) X_{mt}(i) \right] di \quad \text{u.d.N.} \quad E_t = \int_0^1 \sum_m P_m(i) X_{mt}(i) di$$

gegeben, wobei E_t für die Ausgaben und $P_m(i)$ für den Preis des Produkts i mit der Qualitätsstufe m stehen. Um dieses Maximierungsproblem zu lösen, wählt der repräsentative Haushalt diejenige Qualitätsstufe m eines Gutes i aus, die das beste Preis-Qualitäts-Verhältnis, $P_m(i)/q_m(i)$, beinhaltet. Wir unterstellen, daß bei gleichem Preis-Qualitäts-Verhältnis immer das Produkt mit der höchsten Qualität nachgefragt wird. Die Ausgaben verteilen sich symmetrisch über alle Produkte. Die optimale Nachfrage nach dem Produkt i lautet:

$$X_{mt} = \begin{cases} \frac{E_t}{P_m(i)} & \text{für } m = \tilde{m}_t(i) \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \quad (2.91)$$

wobei $m = \tilde{m}_t$ diejenige Qualitätsstufe des Produkts i zum Zeitpunkt t bezeichnet, die das geringste Preis-Qualitäts-Verhältnis, $P_m(i)/q_m(i)$, beinhaltet.

Für die folgenden Betrachtungen unterstellen wir, daß die Produktionstechnologie für alle Unternehmen gleich ist, und daß jede Qualität zu den gleichen Produktionskosten hergestellt werden kann. Einziger primärer Produktionsfaktor ist Arbeit, wobei zur Herstellung einer Gütereinheit eine Einheit Arbeit benötigt wird. Die Unternehmen stehen im Wettbewerb zu den Unternehmen, die Güter der gleichen Produktgruppe fertigen, wobei explizit von Bertrand-Wettbewerb ausgegangen wird. Folglich bieten diejenigen Unternehmen, die Produkte der unteren Qualitätsstufen herstellen, ihre Produkte zu Grenzkosten w_t an, wobei w_t weiterhin für den Lohnsatz steht. Das Unternehmen, das das qualitativ beste Produkt anbietet, ist Marktführer und wird einen Preis festsetzen, bei dem die Haushalte zwischen neuem und altem Produkt gerade indifferent sind. Der Marktführer setzt hier also einen Preis fest, der hinreichend weit unterhalb des Monopolpreises liegt, um die Produktion des nächstbesten Qualitätsniveaus gerade unprofita-

bel zu machen. Dies erfordert $P_{m_t} = \lambda w_t$. Diese Grenzpreisstrategie des Marktführers hat also in diesem Bertrand-Nash-Gleichgewicht zur Folge, daß die Anbieter geringerer Qualitätsstufen aus dem Markt gedrängt werden. Unter Berücksichtigung von Gleichung (2.91) läßt sich der Gewinn des Marktführers durch

$$\pi = (P_{m_t} - w_t)X_{m_t} = 1 - \delta \quad (2.92)$$

ausdrücken, wobei $\delta = 1/\lambda$ gilt. Der Marktführer erzielt diesen Gewinnstrom, sofern kein Konkurrent eine weitere Qualitätsverbesserung des Produkts anbietet.

Der Innovationsprozeß wird anhand von Patentrennen formuliert.¹⁶ Die Forschungsintensität ι_t ist im folgenden definiert als die Anzahl von Forschungsaktivitäten eines Unternehmens während eines Zeitintervalls dt , so daß ein Unternehmen das Patentrennen mit der Wahrscheinlichkeit $\iota_t dt$ gewinnt. F&E setzt auch im Rahmen dieses Modells zielgerichteten Arbeitseinsatz voraus. Damit eine Forschungsintensität in Höhe von ι_t erreicht werden kann, müssen ι_t/v Arbeitseinheiten im Forschungssektor eingesetzt werden. Wir unterstellen, daß in allen Industrien Patentrennen stattfinden, und daß die Wahrscheinlichkeit des Ereignisses einer erfolgreichen Produktinnovation Poisson-verteilt ist. Die durchschnittliche erwartete Anzahl der Innovationen pro Zeiteinheit soll dabei von der Höhe der getätigten Forschungsanstrengungen aller Unternehmen abhängig sein. Die Unternehmen legen sich für eine Industrie fest, in der sie innovativ tätig werden wollen. Da die Marktführer in allen Produktgruppen die gleichen Monopolgewinne realisieren, sind die Unternehmen indifferent bezüglich der Wahl der Produktgruppe. Da Grossman und Helpman [1991a, Kap.4] Gleichgewichte mit einer symmetrischen Verteilung der Qualitätsverbesserungen auf die Produktgruppen betrachten, stellt ι_t die Innovationsrate pro Produktgruppe dar.

Der Unternehmenswert P_{N_t} des Marktführers ergibt sich wie gehabt aus dem Barwert der Gewinnströme. Mit der Wahrscheinlichkeit $\iota_t dt$ gewinnt ein Unternehmen das Patentrennen im Intervall dt , so daß der erwartete Ertrag einer Innovation durch $P_{N_t} \iota_t dt$ gegeben ist. Um Marktführer zu werden, sind Forschungsanstrengungen erforderlich. Da ausschließlich Arbeit im Forschungssektor eingesetzt wird, belaufen sich die Kosten

einer Innovation auf $w_t \iota_t dt / v$. Die Bedingung für freien Marktzutritt im Forschungssektor erfordert demnach im Gleichgewicht

$$P_{N_t} = w_t / v. \quad (2.93)$$

Die Unternehmen können ihre Forschungsaktivitäten durch die Ausgabe von Vermögenstiteln finanzieren. Die Anteilseigner eines Marktführers erhalten die Dividenden $\pi_t dt$ während des Intervalls dt . Mit der Wahrscheinlichkeit $(1 - \iota_t dt)$ stellt sich ein Kapitalgewinn in Höhe von $\dot{P}_{N_t} dt$ ein, falls kein anderes Unternehmen im Intervall dt ein qualitativ besseres Produkt anbietet und mit der Wahrscheinlichkeit ι_t müssen die Anteilseigner mit einem Verlust in Höhe von P_{N_t} rechnen, falls ein anderes Unternehmen innovativ tätig wird. Durch einfache Addition der einzelnen Komponenten und unter Annahme eines vollkommenen Kapitalmarkts ergibt sich die „no-arbitrage“ Bedingung

$$\pi_t + \dot{P}_{N_t} - \iota_t P_{N_t} = r_t P_{N_t}.^{17} \quad (2.94)$$

Unter Verwendung von Gleichung (2.29) und (2.92) läßt sich Gleichung (2.94) durch

$$\frac{\dot{P}_{N_t}}{P_{N_t}} = \varphi + \iota - \frac{1 - \delta}{P_{N_t}} \quad (2.95)$$

ausdrücken.

Das Modell wird durch die Annahme geschlossen, daß sich der Arbeitsmarkt stets im Gleichgewicht befindet. Die Beschäftigung im Forschungssektor ist durch ι_t / v gegeben. Da die Herstellung einer Produkteinheit eine Einheit Arbeit erfordert, und $X_t(j) = \delta / w_t$ ¹⁸ Produkteinheiten gefertigt werden, werden im Produktionssektor δ / w_t Arbeitseinheiten nachgefragt. Damit lautet die Gleichgewichtsbedingung für den Arbeitsmarkt

$$\frac{\iota}{v} + \frac{\delta}{w} = L, \quad (2.96)$$

wobei L das exogen gegebene Arbeitsangebot kennzeichnet.

¹⁶ Jedes Patentrennen erfolgt nach dem „inventory-lottery“-Ansatz. Vgl. dazu die Ausführungen bei Lee und Wilde [1980].

¹⁷ Der Term $\dot{P}_{N_t} \iota_t (dt)^2$ wurde dabei vernachlässigt.

¹⁸ Dies ergibt sich schrittweise aus: $X_t = \frac{E}{P_t} = \frac{1}{P_t} = \frac{1}{\lambda w_t} = \frac{\delta}{w_t}$

GLEICHGEWICHT

Analog zum Modell aus Abschnitt 2.3 wird die Modelldynamik durch zwei Differentialgleichungen in V und ι vollständig beschrieben. Mit $V_t := 1/P_{N_t}$ lässt sich Gleichung (2.95) durch die Differentialgleichung

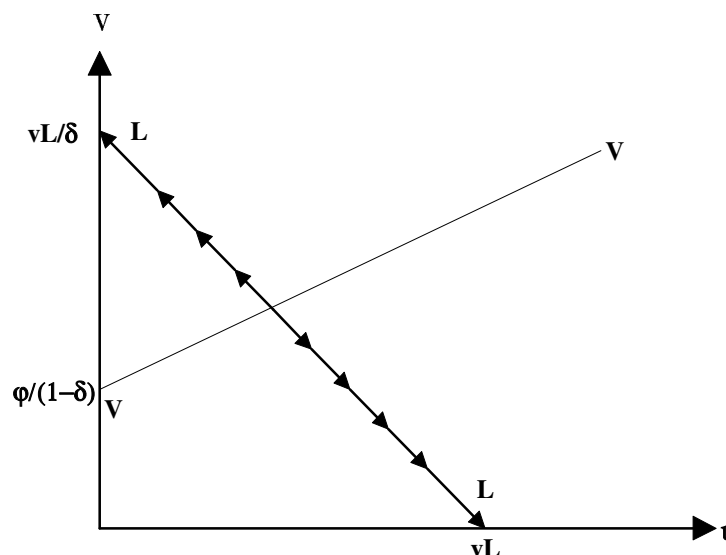
$$\frac{\dot{V}_t}{V_t} = (1 - \delta)V_t - \iota_t - \varphi \quad (2.97)$$

ausdrücken. Berücksichtigen wir die Markteintrittsbedingung für F&E in Gleichung (2.96), erhalten wir durch einfache Umformung eine zweite Differentialgleichung

$$\iota_t = \begin{cases} vL - \delta V_t & \text{für } V_t < \frac{vL}{\delta} \\ 0 & \text{für } V_t > \frac{vL}{\delta} \end{cases} \quad (2.98)$$

Unterschiede zu Abschnitt 2.3 bestehen vor allen Dingen in der Interpretation der Parameter δ und α sowie der Innovationsraten ι_t und g_N . Die Dynamik des Gleichgewichtspfad entspricht der Analyse aus Abschnitt 2.3. Die Abbildung 2.2 zeigt das entsprechende Phasendiagramm.

Abbildung 2.2: Das Steady-State Gleichgewicht bei vertikaler Produktinnovation



Aus den Gleichungen (2.97) und (2.98) mit $\dot{V}_t = 0$ erhalten wir den gleichgewichtigen inversen Firmenwert und die gleichgewichtige Innovationsrate. Zusammenfassend erhalten wir damit:

SATZ 2.8 (Grossman und Helpman [1991a, Kap.4]: Die gleichgewichtige Innovationsrate ist im Modell mit vertikaler Produktinnovation durch

$$\bar{\tau} = (1 - \delta)vL - \delta\varphi \quad (2.99)$$

gegeben. Der langfristig (inverse) aggregierte Unternehmenswert beläuft sich dabei auf

$$\bar{V} = vL + \varphi. \quad (2.100)$$

Zu Satz 2.8 sind folgende Anmerkungen zu machen. Erstens: Das langfristige Wachstumsgleichgewicht zeichnet sich dadurch aus, daß jeder Industriesektor technischen Fortschritt realisiert, wobei die Zufallsgröße (=erfolgreiche Erfindung) Poissonverteilt ist. Zweitens: Während der Zeitpfad des technischen Fortschritts innerhalb einer bestimmten Produktgruppe (Industrie) zufällig ist, ist der technische Fortschritt im Aggregat durch den angenommenen Poisson-Prozeß determiniert. Der Parameter der Verteilung ist $\bar{\tau}t$. Damit unterstellen die Autoren implizit, daß die Ankunftsrate dieses Poisson-Prozesses (die durchschnittlich erwartete Anzahl der Innovationen pro Zeiteinheit) der aggregierten Innovationsrate $\bar{\tau}$ entspricht. Damit wird ein konstanter Anteil $\bar{\tau}$ aller Produkte in jedem Zeitpunkt verbessert. Drittens: Die Wachstumsrate g_D des Konsumindex ist konstant. Um dies zu zeigen, berücksichtigen wir Gleichung (2.91) mit $P_t = \lambda w_t$ in Gleichung (2.90) und erhalten

$$\ln D_t = \int_0^1 \ln \tilde{q}_t(i) di - \ln w - \ln \lambda. \quad (2.101)$$

Da der Lohnsatz w gemäß der Marktzutrittsbedingung (2.93) für F&E durch $w = v/V$ bestimmt ist, ist er im langfristigen Gleichgewicht konstant. Demnach kann der Konsumindex, wie Gleichung (2.101) zeigt, ausschließlich durch Qualitätsverbesserungen der Produkte zunehmen. Der Ausdruck

¹⁹ Dabei wurde $vL/\delta > \varphi/(1 - \delta)$ vorausgesetzt.

$$\int_0^1 \ln \tilde{q}_t(i) di ,$$

der in Gleichung (2.101) die Qualitätsverbesserung der Produkte erfaßt, bezeichnet den Durchschnitt aller logarithmierten Produktqualitäten und kann mittels der angenommenen Poisson-Verteilung wie folgt dargestellt werden. Die Wahrscheinlichkeit $f(m,t)$, daß ein gegebenes Produkt innerhalb des Zeitintervalls t genau m -mal verbessert wird, ist durch

$$f(m,t) = \frac{(\bar{t} t)^m e^{-\bar{t} t}}{m!}$$

gegeben. Da wir eine kontinuierliche Produktmenge betrachten und alle Produkte dem gleichen Poisson-Prozeß der technologischen Innovation folgen, besagt das Gesetz der großen Zahl, daß $f(m,t)$ auch den Anteil der Produkte darstellt, die genau m -mal verbessert wurden. Mit $q_t(i) = \lambda^m$ gilt,

$$\int_0^1 \ln \tilde{q}_t(i) di = \sum_{m=0}^{\infty} f(m,t) \ln \lambda^m = \sum_{m=0}^{\infty} m f(m,t) \ln \lambda . \quad (2.102)$$

Der rechte Term ist das Produkt aus der erwarteten Anzahl der Produktverbesserungen in der Zeitspanne t und der Höhe der Produktverbesserung $\ln \lambda$. Der Erwartungswert der Poisson-Verteilung entspricht dem Parameter der Verteilung, d.h. es gilt:

$$EW = \sum_{m=0}^{\infty} m f(m,t) = \sum_{m=0}^{\infty} \frac{m (\bar{t} t)^m e^{-\bar{t} t}}{m!} = \bar{t} t .$$

Benutzen wir dies in Gleichung (2.101), können wir den Konsumindex D_t durch

$$\ln D_t = \bar{t} t \ln \lambda - \ln w - \ln \lambda$$

ausdrücken, so daß für die Wachstumsrate des Konsumindex

$$g_D = \bar{t} \ln \lambda \quad (2.103)$$

folgt. Die Wachstumsrate des Konsumindex ist damit im Gleichgewicht konstant und ist um so größer, je größer die Innovationsrate, \bar{t} , ist und je höher die Produktverbesserung, λ , ist.

ZUSAMMENFASSUNG

Analog zum Modell aus Abschnitt 2.3 ist in diesem Wachstumsmodell mit vertikaler Produktinnovation die gleichgewichtige Innovationsrate um so größer, je höher die Produktivität im Forschungssektor ist, je größer die Arbeitsausstattung ist und je niedriger die Zeitpräferenzrate der Haushalte ist. Die Wachstumsrate des Konsumindex wird durch die Innovationsrate und den Parameter λ determiniert.

Analog zum Modell aus Abschnitt 2.3 mit horizontaler Produktinnovation wird auch im Rahmen dieses Modells die unrealistische Annahme der perfekten Voraussicht der Wirtschaftssubjekte getroffen. Die Ökonomie befindet sich aufgrund sich selbst erfüllender Erwartungen stets im langfristigen Wachstumsgleichgewicht, das durch einen andauernden Strukturwandel gekennzeichnet ist. Innovative Firmen werden zu Marktführern und verdrängen damit die ehemals etablierten Unternehmen aus dem Markt. Die dadurch freigesetzten Arbeiter können friktionslos bei den aktuellen Marktführern beschäftigt werden.

Bei der Wohlfahrtsanalyse ist zu bedenken, daß bei der vertikalen Produktinnovation zwei verschiedene Spillover-Effekte auftreten. Denn erstens beeinflusst die Wissensakkumulation aus den vorangegangenen Qualitätsverbesserungen die gegenwärtigen Forschungsaktivitäten positiv und zweitens drängt jede neue Produktverbesserung das alte Produkt aus dem Markt. Je höher die Innovationsrate ist, um so kürzer ist der Zeitraum, in dem Monopolgewinne anfallen. Es tritt damit gleichzeitig ein negativer Effekt der Produktinnovation auf.²⁰ Da die Unternehmen weder den positiven Wissens-Spillover-Effekt noch den negativen Effekt der Produktalterung in ihrer Innovationsentscheidung zur Kenntnis nehmen, kann die gleichgewichtige Innovationsrate aus Satz 2.8 im Vergleich zur pareto-optimalen Innovationsrate zu hoch oder zu niedrig sein.²¹

²⁰ Dieser Effekt wird in der industrieökonomischen Literatur „business stealing“ genannt. Vgl. dazu Tirole [1988, S.398].

²¹ Darüber hinaus gehende wohlfahrtstheoretische Überlegungen sind bei Grossman und Helpman [1991a, S.101 ff.] nachzulesen.

2.6.2 ANHALTENDES ENDOGENES WACHSTUM, INTERNATIONALE WISSENS-SPILOVER UND FREIER INTERNATIONALER HANDEL: GROSSMAN UND HELPMAN [1991A, KAP. 9]

In diesem Abschnitt analysieren wir in einem Modell mit internationalen Wissens-Spillover den Einfluß des freien internationalen Güterhandels auf das wirtschaftliche Wachstum. Dies erfolgt anhand eines symmetrischen 2-Länder-Modells, wobei wir voraussetzen, daß das Wachstumsgleichgewicht beider Länder in Isolation (Autarkiegleichgewicht) vollständig durch das Grundmodell aus Abschnitt 2.3 beschrieben wird.²² Die Darstellung erfolgt in Anlehnung an Grossman und Helpman [1991a, Kap. 9.2].

Internationaler Güterhandel bedeutet im Rahmen dieses Modells, daß ausschließlich die differenzierten Konsumgütervarianten zwischen den beiden Ländern gehandelt werden. Es wird damit intra-industrieller Handel formuliert.²³ Das Außenhandelsmuster ist derart, daß jedes Land die Konsumgüter importiert, die es im Inland nicht selbst produziert. Die Aufnahme internationalen Handels hat zwei gegenläufige Effekte für das wirtschaftliche Wachstum zur Folge. Zum einen vergrößern sich die Absatzmärkte der Monopolisten. Größere Absatzmärkte implizieren aufgrund der monopolistischen Marktstruktur wiederum höhere Monopolgewinne, so daß letztendlich auch die Anreize zunehmen, neue Produktideen zu erforschen. Zum anderen steigt mit der Integration der Gütermärkte offensichtlich der Wettbewerb zwischen den Unternehmen, der wiederum Gewinneinbußen nach sich zieht. Wie schon erwähnt wurde, untersuchen wir die Auswirkungen des intra-industriellen Handels auf das langfristige Wachstum innerhalb eines Modells mit internationaler Wissensdiffusion. D.h., wir gehen explizit von der Annahme aus, daß die Forschungseinrichtungen in beiden Ländern von inländischen und ausländischen Forschungsergebnissen profitieren. Der Transfer von technischem

²² Um die Darstellung des Modells nicht unnötig in die Länge zu ziehen, wird an verschiedenen Stellen auf das Grundmodell aus Abschnitt 2.3 verwiesen.

²³ Außenhandelsmodelle, die intra-industriellen Handel formulieren, gehen u.a. auf Krugman [1979, 1981] zurück. Eine ausführliche Darstellung ist bei Helpman und Krugman [1985] zu finden.

Wissen zwischen den Ländern vollzieht sich dabei in ungebundener Form z.B. in Form wissenschaftlichen Fachzeitschriften, Patenturkunden. Diese Annahme hat zur Konsequenz, daß die F&E-Sektoren in beiden Ländern auf denselben internationalen Wissensstand zurückgreifen. Variablen mit dem hochgestellten Index A (B) beziehen sich im folgenden auf Land A (Land B). Zudem unterstellen wir, daß sich die Länder nur durch ihre Größe unterscheiden. Konkret unterstellen wir: $L^A > L^B$. Alle übrigen Parameter sind in beiden Ländern gleich.

Wir kommen nun zur Modellstruktur. Für die folgenden Betrachtungen unterstellen wir, daß der internationale Stand des technischen Wissens durch

$$N = N^A + N^B \quad (2.104)$$

determiniert ist, wobei N^A (N^B) die Anzahl der in Land A (Land B) erfundenen Gütervarianten bezeichnet. Gleichung (2.104) basiert damit auf der Annahme, daß die F&E-Labors in beiden Ländern stets weltweit neue Produktvarianten hervorbringen. Wie in Abschnitt 2.3 gehen wir also davon aus, daß der Wissensstand proportional zur Anzahl verfügbarer Gütervarianten ist. Im Unterschied zu Abschnitt 2.3 handelt es sich dabei nicht um den nationalen sondern um den internationalen Wissensstand. Damit lautet die Forschungstechnologie analog zu Abschnitt 2.3

$$\dot{N}^i = vNL_N^i, \quad i = A, B, \quad (2.105)$$

wobei N nun die Anzahl der weltweit vorhandenen Konsumgüter symbolisiert. Nach Gleichung (2.105) steigt die Änderungsrate der Anzahl verfügbarer Konsumgüter in Land i proportional zur Anzahl weltweit vorhandener Produkte. Es werden damit internationale Wissens-Spillover formuliert.

Die Haushalte konsumieren in beiden Ländern weiterhin eine Menge differenzierter Konsumgüter, wobei die Präferenzen weiterhin durch die Gleichungen (2.24) und (2.30) beschrieben werden. Damit wachsen die Konsumausgaben in Land i ($=A, B$) mit der Rate $\hat{E}^i = r^i - \varphi$. Abweichend von Abschnitt 2.3 werden wir nun die weltweiten Konsumausgaben E als Numeraire wählen. $E = E^A + E^B = 1$ sichert zusammen mit $\hat{E}^i = r^i - \varphi$, daß in jedem Zeitpunkt der Zinssatz der Diskontrate der Haushalte entspricht. D.h., es gilt:²⁴

²⁴ Bei perfekter internationaler Kapitalmobilität gilt darüber hinaus: $r = r^A = r^B$.

$$r^i = \varphi, \quad i = A, B. \quad (2.106)$$

Die Nachfrage nach den einzelnen Konsumgütervarianten ist nun durch

$$X^i = \frac{(P^i)^{-\chi}}{\sum_{i'} N^{i'} (P^{i'})^{1-\chi}} E, \quad i = A, B \quad (2.107)$$

gekennzeichnet, so daß für den Anteil s^i der Konsumausgaben für Produkte aus Land i an den Gesamtausgaben

$$s^i = \frac{N^i (P^i)^{1-\chi}}{\sum_{i'} N^{i'} (P^{i'})^{1-\chi}}, \quad i = A, B \quad (2.108)$$

folgt. Da für die weltweiten Konsumausgaben $E=1$ gilt, entspricht s^i gerade den Ausgaben für die in Land i gefertigten Produktvarianten.

Wie in Abschnitt 2.3 werden die differenzierten Produktvarianten in beiden Ländern von Monopolisten angeboten, die ihren Gewinn bei gegebener optimaler Nachfrage maximieren. Einziger primärer Produktionsfaktor ist weiterhin Arbeit. Damit legen die Monopolisten für ihre Produktvariante den einheitlichen mark-up Preis

$$\bar{P}^i = \frac{w^i}{\alpha}, \quad i = A, B \quad (2.109)$$

fest. Die Monopolgewinne belaufen sich damit auf

$$\bar{\pi}^i = (1 - \alpha) P^i X^i = \frac{(1 - \alpha) s^i}{N^i}, \quad i = A, B. \quad (2.110)$$

Substituieren wir L_N^i in der Bedingung für freien Zutritt zu F&E, $w^i L_N^i = P_N^i \dot{N}^i$, gemäß Gleichung (2.105) durch $L_N^i = \dot{N}^i / (vN)$, erhalten wir

$$P_N^i = \frac{w^i}{vN}, \quad i = A, B. \quad (2.111)$$

Zur Herleitung der „no-arbitrage“-Bedingung gehen wir von Gleichung (2.14) aus und ersetzen r^i gemäß Gleichung (2.106) durch φ , $\bar{\pi}$ gemäß Gleichung (2.110) durch $(1 - \alpha) s^i / N^i$ und \hat{P}_N^i durch $-\hat{V}^i - g_N^i$. Durch einfache Umformung ergibt sich:

$$\hat{V}^i = (1 - \alpha) s^i V^i - \varphi - g_N^i, \quad i = A, B. \quad (2.112)$$

Wie üblich gehen wir von der Annahme aus, daß die Arbeitsmärkte stets im Gleichgewicht sind. Der Arbeitseinsatz in der Produktion ist nun durch $L_Y^i = s^i / \bar{P}^i$ und der Arbeitseinsatz in der Forschung durch $L_N^i = \dot{N}^i / (vN)$ determiniert.²⁵ Die Arbeitsmarkträumungsbedingung lautet damit

$$\frac{\dot{N}^i}{vN} + \frac{s^i}{\bar{P}^i} = L^i, \quad i = A, B. \quad (2.113)$$

²⁵ Der Arbeitseinsatz in der Produktion ergibt sich schrittweise aus:

$$L_Y^i = N^i \bar{X}^i = \frac{N^i \bar{P}^i \bar{X}^i}{\bar{P}^i} = \frac{E^i}{\bar{P}^i} = \frac{s^i}{\bar{P}^i}$$

GLEICHGEWICHT

Wir kommen nun zur Bestimmung des langfristigen Wachstumsgleichgewichts. Die Konstanz von V^i und N^i/N im langfristigen Gleichgewicht setzt $g_N = g_N^A = g_N^B$ voraus. Dies impliziert nach Gleichung (2.112) mit $\hat{V}^i = 0$

$$s^A V^A = s^B V^B.$$

Substituieren wir \bar{P}^i in Gleichung (2.113) durch $\bar{P}^i = P_N^i N v / \alpha$ gemäß den Gleichungen (2.109) und (2.111) erhalten wir durch einfache Umformung

$$\left(\frac{g_N + \alpha s^i V^i}{v} \right) \left(\frac{N^i}{N} \right) = L^i, \quad i = A, B. \quad (2.114)$$

Wenn wir Gleichung (2.114) sowohl für Land A als auch für Land B aufstellen, folgt durch einfache Division

$$\frac{L^A}{L^B} = \frac{N^A}{N^B}. \quad (2.115)$$

Nach Gleichung (2.115) entspricht im langfristigen Gleichgewicht das Verhältnis der Anzahl produzierter Gütervarianten in Land A zu Land B dem Verhältnis der entsprechenden Ländergrößen. Um die langfristige Wachstumsrate zu bestimmen, stellen wir Gleichung (2.114) für Land A auf und ersetzen N^B durch $N^B = N^A L^B / L^A$. Dadurch resultiert der Ausdruck

$$\frac{g_N + \alpha s^i V^i}{v} = L^A + L^B. \quad (2.116)$$

Die Gleichungen (2.112) mit $\hat{V}^i = 0$ und (2.116) determinieren das langfristige Wachstumsgleichgewicht. Substituieren wir $s^i V^i$ in Gleichung (2.112) durch $s^i V^i = \frac{v}{\alpha} (L^A + L^B) - \frac{g_N}{\alpha}$ mit $\hat{V}^i = 0$, folgt:

SATZ 2.9 (Grossman und Helpman [1991a, Kap. 9.2]): Im Zwei-Länder-Modell mit internationalen Wissens-Spillovern und internationalem Handel wachsen beide Länder langfristig mit der einheitlichen Rate²⁶

²⁶ Eine Stabilitätsanalyse des Gleichgewichts ist bei Wälde [1996] zu finden. Das Gleichgewicht ist durch einen eindeutigen Sattelpfad gekennzeichnet.

$$g_N = (1 - \alpha)v(L^A + L^B) - \alpha\varphi. \quad (2.117)$$

Zu Satz 2.9 sind folgende Anmerkungen zu machen: Erstens: Wenn wir die Wachstumsrate aus Satz 2.9 mit derjenigen aus Satz 2.3 vergleichen, stellen wir zunächst fest, daß die Länder im Freihandelsgleichgewicht schneller wachsen als im Autarkiegleichgewicht. Die Frage ist nur, auf welche Faktoren dies zurückzuführen ist. Grossman und Helpman [1991a, Kap.9.1] machen deutlich, daß sich die Wachstumsrate aus Gleichung (2.117) auch in einem Modell ohne internationalen Handel, aber mit internationaler Wissensdiffusion einstellt. Satz 2.9 besagt dann, daß von einer darüber hinaus gehenden Integration der Gütermärkte keine weiteren Wachstumsimpulse ausgehen. D.h., wenn Wissen ohnehin frei diffundiert, hat internationaler Handel keine Wachstumseffekte. Damit scheinen sich die anfangs erwähnten Effekte des internationalen Handels, größerer Absatzmarkt und verschärfter Wettbewerb, gerade zu neutralisieren. Allein internationale Wissens-Spillover führen im Rahmen dieses Modells zu einem dauerhaft höherem Wachstum. Zweitens: Da im langfristigen Gleichgewicht beide Länder mit einheitlicher Rate wachsen, kann das Modell keine international differierenden Wachstumsraten erklären. Drittens: Analog zu Abschnitt 2.3 ist die gleichgewichtige Wachstumsrate um so größer, je größer die Produktivität, v , im Forschungssektor und je kleiner die Zeitpräferenzrate der Konsumenten, φ , ist. Viertens: Im Vergleich zu Abschnitt 2.3 sind Skaleneffekte in diesem Modell nicht mehr präsent, da die langfristige Wachstumsrate nicht mehr ausschließlich durch das inländische Arbeitsangebot, sondern durch das für beide Länder identische Aggregat $L^A + L^B$ determiniert ist. Und schließlich fünftens: Durch die Aufnahme der Handelsbeziehungen und der damit einher gehenden größeren Produktvielfalt steigt die Wohlfahrt in beiden Ländern.

ZUSAMMENFASSUNG

Die aufgezeigten Erweiterungen des endogenen Wachstumsmodells aus Abschnitt 2.3 machen deutlich, daß der internationale Transfer von technischem Wissen für das wirtschaftliche Wachstum der Industrienationen von entscheidender Bedeutung ist. Allein die freie internationale Wissensdiffusion macht dauerhaft höheres Wachstum möglich. Von einer darüber hinaus gehenden Integration der Gütermärkte gehen keine weiteren Wachstumsimpulse aus. Zudem zeigt das Modell, daß Ökonomien durch die Aufnahme internationaler Handelsbeziehungen eine Ausweitung ihrer Produktvielfalt erzielen können.

2.6.3 ANHALTENDES ENDOGENES WACHSTUM DURCH PRODUKTIMITATION: GROSSMAN UND HELPMAN [1991A, KAP. 11]

Die bisher vorgestellten Modelle sehen in zielgerichteten F&E-Investitionen die wesentliche Quelle des wirtschaftlichen Wachstumsprozesses. Da die weltweiten Investitionen in F&E sehr ungleich verteilt sind und nur die großen Industrienationen in F&E investieren, stellt sich an dieser Stelle die wichtige Frage, wie das Wachstum in den „nicht-innovativen“ Ländern zu erklären ist.²⁷ Diese Fragestellung wird in diesem Abschnitt anhand des Imitationsmodells von Grossman und Helpman [1991a, Kap.11] erörtert.

Das Imitationsmodell von Grossman und Helpman [1991a, Kap.11] ist ein 2-Länder-Modell. Dabei wird zwischen dem innovativen Norden und dem rückständigen Süden unterschieden. Der Norden entwickelt durch zielgerichtete Investitionen in F&E ständig neue Konsumgütervarianten und macht es so dem Süden möglich, durch Imitation wirtschaftliches Wachstum zustande zu bringen. Neue Konsumgüter werden also im innovativem Norden erfunden und zunächst auch dort hergestellt. Hat jedoch der rückständige Süden die Möglichkeit, ein Produkt zu imitieren, so wird die Produktion aufgrund geringerer Produktionskosten in den Süden verlagert. Damit ist in diesem Modell die Handelsstruktur zwischen dem Norden und dem Süden dadurch gekennzeichnet, daß der Norden die neuen innovativen Produktvarianten in den Süden exportiert und gleichzeitig die alten bereits imitierten Produktvarianten aus den Süden importiert. Umgekehrt importiert der Süden neue, innovative Produktvarianten aus dem Norden und exportiert alte Produktvarianten in den Norden.

Kommen wir nun zur Modellstruktur: In den folgenden Betrachtungen sind die Variablen des Nordens durch ein hochgestelltes N und die Variablen des Südens durch ein hochgestelltes S gekennzeichnet. Der Norden verhält sich wie die in Abschnitt 2.3 beschriebene Grossman-Helpman-Ökonomie. Die Haushalte im Süden und im Norden konsumieren ausschließlich eine Menge differenzierter Konsumgüter. Die Präferenzen

der Konsumenten sind in beiden Regionen gleich und sind weiterhin durch die Gleichungen (2.24) und (2.30) gegeben. Da analog zu Abschnitt 2.6.2 die weltweiten Konsumausgaben ($E = E^N + E^S$) als Numeraire gewählt werden, entspricht auch hier der Zinssatz der Diskontrate der Haushalte:

$$r^i = \varphi, \quad i = N, S.$$

Wie in Abschnitt 2.3 werden die differenzierten Produktvarianten im Norden von Monopolisten angeboten, die ihren Gewinn bei gegebener optimaler Nachfrage maximieren. Eine Einheit jedes differenzierten Konsumgutes kann aus einer Einheit Arbeit gefertigt werden. Die Nachfrage ist weiterhin durch Gleichung (2.33) gegeben. Damit legen sie für ihre Produktvariante den mark-up Preis

$$P^N = \frac{w^N}{\alpha} \quad (2.118)$$

fest. Die Monopolgewinne belaufen sich damit auf

$$\pi^N = (1 - \alpha)P^N X^N. \quad (2.119)$$

Da die Imitatoren im Süden unter den gleichen Bedingungen ihre Produktvarianten anbieten, wählen auch sie einen einheitlichen mark-up Preis in Höhe von

$$P^S = \frac{w^S}{\alpha}, \quad (2.120)$$

Ob dieser Preis am Markt durchsetzbar ist, hängt letztlich von der Differenz der Lohnkosten ab. Für die weitere Analyse unterstellen wir, daß dieser Preis kleiner als der Lohnsatz im Norden ($w^S < \alpha w^N$) ist. Die Monopolgewinne der Imitatoren ergeben sich damit zu

$$\pi^S = (1 - \alpha)P^S X^S. \quad (2.121)$$

Bei der Berechnung des Werts einer Firma im Norden ist im Vergleich zu Abschnitt 2.3 zu beachten, daß die Unternehmen im Süden aufgrund niedriger Lohnkosten billiger produzieren können und potentiell in der Lage sind, Produkte des Nordens zu imitieren. Die Firmen im Norden müssen also stets mit dem Verlust ihrer Monopolstellung rechnen. Damit entspricht der Gesamtertrag eines Anteilseigners während eines Zeitintervalls dt der Summe aus der Dividendenzahlung ($\pi^N dt$), der Änderung des Firmenwerts

²⁷ Die Verteilung der weltweiten Ausgaben für F&E wird insbesondere in Kapitel 3 dieser Arbeit

($\dot{P}_N^N dt$) und dem erwarteten Verlust des eingesetzten Kapitals (P_N^N) durch Imitation. Da der Verlust des eingesetzten Kapitals mit der Wahrscheinlichkeit ($(\dot{N}^S/N^N)dt$) eintritt und sich das Kapital mit der Rate r^N verzinst, lautet die modifizierte „no-arbitrage“-Bedingung für die Monopolisten im Norden:

$$\pi^N dt + \dot{P}_N^N dt - \frac{\dot{N}^S}{N^N} dt P_N^N = r^N P_N^N dt. \quad (2.122)$$

Dividieren wir Gleichung (2.122) durch $P_N^N dt$, erhalten wir schließlich

$$\frac{\pi^N}{P_N^N} + \frac{\dot{P}_N^N}{P_N^N} - \frac{\dot{N}^S}{N^N} = r^N. \quad (2.123)$$

Da die Imitatoren ihre Monopolstellung nicht verlieren können, kann der Wert einer Firma im Süden, P_N^S , durch den Barwert der Gewinnströme bestimmt werden. Damit gilt für die Imitatoren die übliche „no-arbitrage“- Bedingung

$$\frac{\pi^S}{P_N^S} + \frac{\dot{P}_N^S}{P_N^S} = r^S. \quad (2.124)$$

Analog zu Gleichung (2.40) mit der dort unterstellten Forschungstechnologie lautet die dynamische Markteintrittsbedingung für den Norden

$$P_N^N N^N = \frac{w^N}{v^N} \quad (2.125)$$

und für den Süden

$$P_N^S N^S = \frac{w^S}{v^S}, \quad (2.126)$$

wobei v^S als Imitationsproduktivität zu interpretieren ist. Bei der Herleitung von Gleichung (2.126) haben wir damit implizit die Annahme getroffen, daß $1/(v^S N^S)$ Arbeitseinheiten notwendig sind, um eine Produktidee des Norden zu imitieren. Imitation setzt damit zielgerichteten Arbeitseinsatz voraus.²⁸

Schließlich gehen wir von der Annahme aus, daß die Arbeitsmärkte stets im Gleichgewicht sind. Im Norden werden $N^N X^N$ Arbeitseinheiten in der Produktion und g_{N^N}/v^N

thematisiert.

²⁸ Der Imitationsprozeß im Süden vollzieht sich damit gemäß : $\dot{N}^S = v^S L_N^S N^S$. D.h., der Zuwachs an Produktimitationen im Süden ist linear in der Anzahl der imitierten Produkte. Grossman und Helpman [1991a, S.307f.) erweitern das Modell durch die Annahme, daß das technische Wissen im Süden auch mit der Anzahl der im Norden vorhandenen Produkte zunimmt.

Arbeitseinheiten in der Forschung eingesetzt. Aus $L^N = L_Y^N + L_N^N$ folgt für den Norden die Bedingung

$$L^N = g_N^N / v^N + N^N X^N . \quad (2.127)$$

Da im Süden g_N^S / v^S Arbeitseinheiten für Imitation und $N^S X^S$ Arbeitseinheiten für die Fertigung der Produktvarianten verwendet werden, folgt für den Süden entsprechend die Arbeitsmarkträumungsbedingung

$$L^S = g_N^S / v^S + N^S X^S . \quad (2.128)$$

GLEICHGEWICHT

Kommen wir nun zur Bestimmung des langfristigen Wachstumsgleichgewichts: Bezeichne $\xi^N = N^N/N$ (bzw. $\xi^S = N^S/N$) den Anteil der im Norden gefertigten Produktvarianten an den weltweit verfügbaren Produktvarianten. Für die Konstanz von ξ^N und ξ^S im langfristigen Gleichgewicht ist es notwendig, daß die Anzahl der Produktvarianten in beiden Regionen mit der gleichen Rate wächst. D.h., es gilt: $g_N^N = g_N^S$. Da die Anzahl der weltweit verfügbaren Produktvarianten durch $N = N^N + N^S$ determiniert ist, ergibt sich schließlich $g_N = \xi^N g_N^N + \xi^S g_N^S$, so daß im Steady-State $g_N = g_N^N = g_N^S$ gilt. D.h., im langfristigen Gleichgewicht wachsen beide Regionen mit einheitlicher Rate. Obwohl der Süden keine eigene F&E betreibt, ist es dort durch Imitation möglich, wirtschaftliches Wachstum zu erzielen. Voraussetzung dafür ist lediglich positives Wachstum im Norden.

In der folgenden Gleichgewichtsanalyse fassen wir jeweils die Markträumungsbedingungen des Nordens und des Südens in einer Gleichung zusammen und analysieren das langfristige Wachstumsgleichgewicht graphisch. Kommen wir zunächst zum Norden: Bezeichne $m = \dot{N}^S/N^N$ die Imitationsrate, dann gilt im Steady-State ($g_N = g_N^N = g_N^S$) gemäß der Definition $m = g_N^S \xi^S / (1 - \xi^S)$,

$$\xi^S = m / (g_N + m) . \quad (2.129)$$

Die Interpretation von Gleichung (2.129) ist einfach: Sie besagt, daß im langfristigen Gleichgewicht der Anteil der im Süden hergestellten Produktvarianten um so größer ist, je höher die Imitationsrate des Südens im Verhältnis zur Innovationsrate des Nordens ist. Konstante Löhne vorausgesetzt, gilt laut der Bedingung (2.125) für freien Zutritt zu F&E

$$-\hat{P}_N^N = g_N , \quad (2.130)$$

so daß aus Gleichung (2.123)

$$\frac{\pi^N}{P_N^N} = \varphi + g_N + m \quad (2.131)$$

folgt. Berücksichtigen wir die Gleichungen (2.118) und (2.127) in Gleichung (2.119), resultiert

$$\pi^N = \left(\frac{(1-\alpha)w^N}{\alpha(1-\xi^S)N^N} \right) \left(L^N - \frac{g_N}{v^N} \right). \quad (2.132)$$

Substituieren wir w^N gemäß Gleichung (2.125) und ξ^S gemäß Gleichung (2.129) erhalten wir

$$\frac{\pi^N}{P_N^N} = \left(\frac{(1-\alpha)}{\alpha} \right) \left(\frac{g_N + m}{g_N} \right) (v^N L^N - g_N). \quad (2.133)$$

Gleichsetzen der Gleichungen (2.131) und (2.133) liefert schließlich

$$\frac{1-\alpha}{\alpha} (v^N L^N - g_N) \frac{g_N + m}{g_N} = \varphi + g_N + m. \quad (2.134)$$

Diese Gleichung faßt alle Markträumungsbedingungen des Nordens zusammen und determiniert damit das langfristige Gleichgewicht aus der Sicht des Nordens.

Kommen wir nun zum Süden. Hier verläuft die Analyse ähnlich. Konstante Löhne vorausgesetzt, gilt $-\hat{P}_N^S = g_N$, so daß gemäß Gleichung (2.124)

$$\frac{\pi^S}{P_N^S} = \varphi + g_N \quad (2.135)$$

folgt. Berücksichtigen wir Gleichung (2.120) und (2.128) in Gleichung (2.121), resultiert

$$\pi^S = \left(\frac{(1-\alpha)w^S}{\alpha N^S} \right) \left(L^S - \frac{g_N}{v^S} \right). \quad (2.136)$$

Substituieren wir in dieser Gleichung w^S gemäß Gleichung (2.126) ergibt sich

$$\frac{\pi^S}{P_N^S} = \left(\frac{(1-\alpha)}{\alpha} \right) (v^S L^S - g_N). \quad (2.137)$$

Gleichsetzen der Gleichungen (2.135) und (2.137) unter Berücksichtigung von $r^S = \varphi$ liefert schließlich

$$\left(\frac{(1-\alpha)}{\alpha} \right) (v^S L^S - g_N) = \varphi + g_N. \quad (2.138)$$

Analog zu Gleichung (2.134) faßt Gleichung (2.138) die entsprechenden Markträumungsbedingungen für den Süden zusammen. Die Gleichungen (2.134) und (2.138) legen die Gleichgewichtswerte von g_N und m eindeutig fest. Dies zeigt Abbildung 2.3. Gleichung (2.134) ist durch die NN-Kurve dargestellt, die in der (m/g) - Ebene einen

steigenden Verlauf aufweist. Die Gerade SS ist durch Gleichung (2.138) determiniert. Sie verläuft horizontal, weil Gleichung (2.138) die Imitationsrate als Parameter nicht enthält. Sofern die Bedingung $v^N L^N < v^S L^S < v^N L^N + \alpha\varphi/(1-\alpha)$ erfüllt ist, liegt der Schnittpunkt der Kurven im positiven Quadranten und repräsentiert das Steady-State Gleichgewicht, das sowohl durch eine positive Imitationsrate als auch durch eine positive Innovationsrate charakterisiert ist. Die gleichgewichtige Innovationsrate folgt direkt aus Gleichung (2.138). Zusammenfassend erhalten wir:

SATZ 2.10 (Grossman und Helpman [1991a, Kap.11]): Im Imitationsmodell wachsen im langfristigen Gleichgewicht der Norden und der Süden mit einheitlicher Rate:

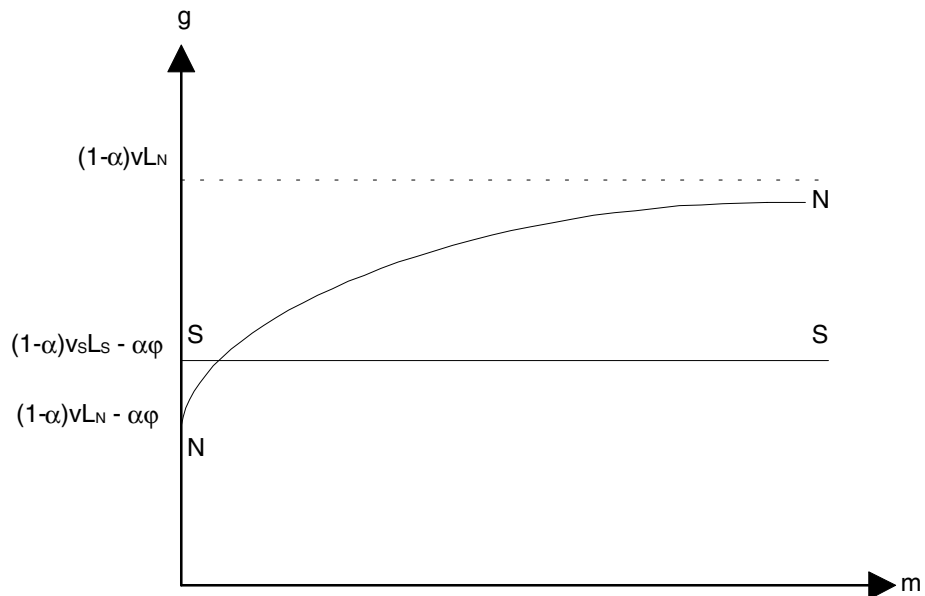
$$g_N = (1-\alpha)v^S L^S - \alpha\varphi. \quad (2.139)$$

Der Schnittpunkt der NN-Kurve mit der g-Achse repräsentiert das Autarkiegleichgewicht, wobei die Wachstumsrate durch Gleichung (2.49) gegeben ist. Dieses Gleichgewicht stellt sich auch bei Freihandel ein, wenn der Süden nicht imitiert. Stellt sich aber eine positive Imitationsrate ein, liegt das Freihandelsgleichgewicht, wie Abbildung 2.3 zeigt, in der (m,g)-Ebene oberhalb des Autarkiegleichgewichts. Zusammenfassend erhalten wir damit:

Satz 2.11 (Grossman und Helpman [1991a, Kap.11]): Die gleichgewichtige Wachstumsrate ist im Freihandelsgleichgewicht mit Imitation größer als die gleichgewichtige Wachstumsrate im Autarkiegleichgewicht.

Zu Satz 2.10 und 2.11 sind folgende Anmerkungen zu machen: Erstens: Rückständige Länder können, auch ohne eigene Innovationsaktivitäten zu unternehmen, wirtschaftliches Wachstum durch Imitation realisieren. Zweitens: Da im Norden die Wachstumsrate im Freihandelsgleichgewicht mit Imitation größer als im Autarkiegleichgewicht ist, verstärkt Imitation im Süden das Wachstumstempo im Norden. Drittens: Die gleiche

Abbildung 2.3: Langfristiges Gleichgewicht im Imitationsmodell von Grossman und Helpman [1991a, Kap.11] mit internationalem Handel



wichtige Wachstumsrate steigt mit zunehmender Imitationsintensität ($v^S L^S$). Die Erklärung dafür ist einfach: Imitation hat im Norden zwei gegenläufige Effekte zur Folge. Zum einen verlieren die Unternehmen veralteter Produktvarianten ihre Monopolstellung, wodurch die Anreize zu forschen abnehmen. Dieser negative Wachstumseffekt wird aber zum anderen dadurch neutralisiert, daß durch Imitation Arbeitskräfte im Gütersektor freigesetzt werden, die nun den F&E-Labors vermehrt zur Verfügung stehen. Diese Reallokation der Arbeit führt nach Satz 2.10 zu dauerhaft höherem Wachstum.²⁹ Viertens: Das Wachstum des Südens ist einzig und allein Folge des Technologietransfers und nicht Folge des internationalen Güterhandels. Denn mit Imitation in Abwesenheit von internationalem Handel wächst die Anzahl verfügbarer Produktvarianten im Süden weiterhin gemäß Gleichung (2.139).

²⁹ Dies ergibt sich direkt aus der unterstellten Forschungstechnologie, wonach die Änderungsrate von N proportional zum Arbeitseinsatz in der Forschung steigt.

ZUSAMMENFASSUNG

Dieser Abschnitt hat sich mit der wichtigen Frage beschäftigt, wie das Wachstum in den „nicht-innovativen“ Ländern zu erklären ist. Diese Fragestellung ist anhand des Imitationsmodells von Grossman und Helpman [1991a, Kap 11] erörtert worden. Das Modell zeigt, daß wirtschaftliches Wachstum durch das Imitieren ausländischer Produktvarianten erklärt werden kann. Wie die Analyse gezeigt hat, profitiert auch der Norden von den Imitationsaktivitäten im Süden. Denn das Wachstumstempo im Norden ist im Freihandelsgleichgewicht mit Imitation höher als im Autarkiegleichgewicht. Dieses Ergebnis hängt letztendlich von der getroffenen Annahme ab, daß die durch Imitation freigesetzten Arbeitsressourcen im Gütersektor in erster Linie im F&E-Sektor zum Einsatz kommen. Die Zunahme der Beschäftigung im F&E-Sektor führt dann zu einer Beschleunigung des Innovationstempos.

2.7 EMPIRISCH TESTBARE IMPLIKATIONEN ENDOGENER UND SEMI-ENDOGENER WACHSTUMSMODELLE MIT ZUNEHMENDER PRODUKTVIELFALT

Um den theoretischen Teil dieser Arbeit abzuschließen, werden in diesem Abschnitt Möglichkeiten zur empirischen Überprüfung der vorgestellten endogenen und semi-endogenen Wachstumsmodellen erörtert. Dabei beschränken wir uns ausschließlich auf diejenigen theoretischen Implikationen, die sich im Hinblick auf die Produktvielfalt ergeben.

Eine erste empirisch testbare Implikation ergibt sich direkt aus Gleichung (2.88). Logarithmieren von Gleichung (2.88) für Land i ($i=1,2$) und einfache Differenzenbildung führt zu

$$\ln\left(\frac{y_1^*(t)}{y_2^*(t)}\right) = c_1 + c_2 + \frac{1-\alpha}{\alpha} \ln\left(\frac{s_{1K}}{s_{2K}}\right) + \ln\left(\frac{N_1^*(t)}{N_2^*(t)}\right), \quad (2.140)$$

wobei c_1 und c_2 als länderspezifische Konstanten die übrigen Größen aus Gleichung (2.88) enthalten. Nach Gleichung (2.140) ist auf dem Gleichgewichtspfad das relative logarithmierte Pro-Kopf-Einkommen zweier Länder positiv mit dem logarithmierten Niveau der relativen Sparquoten und dem logarithmierten Niveau der relativen Produktvielfalt dieser Länder korreliert. Diese Steady-State Beziehung werden wir in Abschnitt 5.3 empirisch überprüfen.

Neben dieser Steady-State Beziehung ergibt sich eine weitere empirisch überprüfbare Implikation im Hinblick auf die Wachstumsrate der totalen Faktorproduktivität (kurz: TFP). Die Vorgehensweise knüpft an Barro [1999] an. Nach Solow [1957] kann die Wachstumsrate der totalen Faktorproduktivität als Residuum gemessen werden. Dazu wird von der Wachstumsrate des Outputs der Teil dieser Wachstumsrate abgezogen, der auf die Wachstumsraten der Produktionsfaktoren zurückgeführt werden kann. Aus Vereinfachungsgründen unterstellen wir wiederum, daß die Produktionsfunktion (2.56) aus dem Jones-Modell auch für das Romer-Modell zutrifft. Berücksichtigen wir die Symmetrie-Eigenschaft des Gleichgewichtes für den Zwischengütersektor (Gleichungen (2.11) bzw. (2.62)), dann lautet die Produktionsfunktion des Endproduktsektors

$$Y = L_Y^\alpha \tilde{X}^{1-\alpha} N^\alpha, \quad (2.141)$$

wobei $\alpha \in]0,1[$ gilt und $\tilde{X} = K = \bar{X}N$ für die aggregierte Menge an Zwischengütern steht. Vollständiger Wettbewerb im Gütersektor sorgt dafür, daß die Produktionsfaktoren mit ihrem Grenzprodukt entlohnt werden. Analog zu den Gleichungen (2.7) bzw. (2.60) verlangt das für den Produktionsfaktor Arbeit

$$w_L = \alpha \frac{Y}{L},$$

so daß sich für den Anteil des Arbeitseinkommens an der Wertschöpfung im Gütersektor

$$s_L = \frac{w_L L}{Y} = \alpha \quad (2.142)$$

ergibt. Kombinieren wir die Gleichungen (2.59) und (2.61), erhalten wir für die Zwischengüter die Bedingung

$$\frac{r}{1-\alpha} = (1-\alpha) \frac{Y}{\tilde{X}}.$$

Damit ergibt sich für die Unternehmen im Zwischengütersektor ein Anteil an der Wertschöpfung des Gütersektors in Höhe von

$$s_x = \frac{r}{1-\alpha} \frac{\tilde{X}}{Y} = 1-\alpha. \quad (2.143)$$

Logarithmieren wir Gleichung (2.141) und differenzieren wir nach der Zeit, erhalten wir für die Wachstumsrate des Outputs

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = s_L \frac{\dot{L}_Y}{L_Y} + s_x \frac{\dot{\tilde{X}}}{\tilde{X}} + \alpha \frac{\dot{N}}{N}, \quad (2.144)$$

wobei wir für s_L und s_x vorab die Gleichungen (2.142) und (2.143) benutzt haben. Gemäß der üblichen Definition für die TFP-Wachstumsrate (kurz: \hat{TFP}) ergibt sich letztendlich

$$\hat{TFP} = \frac{\dot{Y}}{Y} - s_L \frac{\dot{L}}{L} - s_x \frac{\dot{\tilde{X}}}{\tilde{X}} = \alpha \frac{\dot{N}}{N}.$$

Diese Gleichung macht deutlich, daß in endogenen und semi-endogenen Wachstumsmodellen mit zunehmender Produktvielfalt die TFP-Wachstumsrate um so größer ist, je größer die Wachstumsrate der Produktvielfalt ist, die durch die dargestellten Modelle

endogen erklärt wird. Ist man darüber hinaus an dem relativen TFP-Wachstum zweier Länder ($i=1,2$) interessiert, so ergibt sich hier die wichtige Implikation, daß die Wachstumsrate der relativen totalen Faktorproduktivität (=Differenz der jeweiligen TFP-Wachstumsraten) zweier Länder positiv mit der Wachstumsrate der relativen Produktvielfalt (=Differenz der jeweiligen Wachstumsraten von N) dieser Länder korreliert ist.³⁰ D.h. es gilt:

$$\hat{TFP}_{1t} - \hat{TFP}_{2t} = \alpha \left(\left(\frac{\dot{N}}{N} \right)_{1t} - \left(\frac{\dot{N}}{N} \right)_{2t} \right). \quad (1.145)$$

Diese Beziehung, die aus der unterstellten Produktionstechnologie resultiert, werden wir in Abschnitt 5.4 empirisch bewerten.

Entscheidend für die empirische Überprüfung der hier beschriebenen Hypothesen ist die Frage, wie man die Produktvielfalt N und deren Wachstumsrate geeignet mißt. In der Literatur wurden hierzu verschiedene Versuche unternommen, die Produktvielfalt durch geeignete F&E-Variablen zu approximieren. Der Grund hierfür ist u.a. darin zu sehen, daß in den endogenen und semi-endogenen Wachstumsmodellen die Veränderung von N in einer linearen Beziehung zu den Gesamtausgaben für Forschung und Entwicklung steht. Die Wachstumsrate von N verhält sich daher proportional zum Verhältnis zwischen den Ausgaben für F&E und dem Output. In vielen Studien stand daher der Zusammenhang

$$\hat{TFP}_t = \rho \frac{RD_t}{Q_t} + c$$

im Mittelpunkt des Interesses, wobei RD_t die F&E-Ausgaben zum Zeitpunkt t und \bar{Q}_t den Output zum Zeitpunkt t kennzeichnen. Der Koeffizient des Ausgabenkoeffizienten ρ gibt dabei den marginalen Beitrag der F&E zum gesamten Output an und entspricht deshalb dem gesellschaftlichen internen Zinssatz von F&E.³¹ Aufgrund der großen Re-

³⁰ Diese Hypothese liegt u.a. der Studie von Feenstra et al. [1999] zugrunde. Die Autoren untersuchen auf sektoraler Ebene die Korrelation zwischen dem TFP-Wachstum in Korea relativ zu Taiwan und der entsprechenden Wachstumsrate der relativen Produktvielfalt dieser Länder.

³¹ Erste Studien stammen u.a. von Minasian [1969], Griliches [1973, 1980a, 1980b], Terleckyj [1974] und Mansfield [1980]. So wird in der erstmals von Griliches [1973] beschriebenen Methodik die konventionelle Wachstumsrechnung in einem ersten Schritt auf die Inputs Kapital und Arbeit angewendet, um die Wachstumsrate der totalen Faktorproduktivität zu berechnen. In einem weiteren Schritt wird angenommen, daß diese Wachstumsrate der totalen Faktorproduktivität durch die Ausgaben für Forschung und Entwicklung, eine Trendkomponente und durch Zufallseinflüsse bestimmt wird.

levanz dieser Studien in der Literatur werden wir im nächsten Kapitel erstens einen Überblick über die verschiedenen F&E-Indikatoren geben und zweitens darauf aufbauende Studien vorstellen, die die Produktvielfalt durch diese F&E-Indikatoren approximieren.³² Im Zentrum dieser Arbeit steht aber weiterhin das vorrangige Ziel, die Produktvielfalt auf gesamtwirtschaftlicher Ebene direkt durch ein geeignetes Maß zu erfassen, ohne dabei den Umweg über die F&E-Indikatoren in Kauf nehmen zu müssen. Dies wird im vierten Kapitel erfolgen. Die Maßzahlen für die (relative) Produktvielfalt benutzen wir dann im fünften Kapitel dazu, um die in diesem Abschnitt präsentierten Implikationen endogener und semi-endogener Wachstumsmodelle mit zunehmender Produktvielfalt empirisch zu bewerten.

Wenngleich die abgeleiteten Hypothesen sowohl auf die endogenen als auch auf die semi-endogenen Wachstumsmodelle mit zunehmender Produktvielfalt zutreffen, und man somit zwischen beiden Modellklassen nicht differenzieren kann, ist es dennoch interessant, diese Hypothesen empirisch zu testen. Denn dies macht es grundsätzlich möglich, die empirische Relevanz endogener und semi-endogener Wachstumsmodelle mit zunehmender Produktvielfalt im ganzen zu bewerten.

Neuere Studien hierzu liefern u.a. Bernstein und Nadiri [1988, 1989a, 1989b, 1991], Griliches und Mairesse [1990], Nadiri und Prucha [1990], Lichtenberg und Siegel [1991] und Bernstein-Möhnen [1994]. Die in diesen Studien ausgewiesenen gesellschaftlichen internen Zinssätze der F&E schwanken zwischen 20% und 50% pro Jahr.

³² Aufgrund der Vielzahl dieser Studien präsentieren wir keine eigenen Schätzungen zu den F&E-Indikatoren.

2.8 ZUSAMMENFASSUNG

In diesem zweiten Kapitel haben wir verschiedene endogene und semi-endogene Wachstumsmodelle mit zunehmender Produktvielfalt vorgestellt, deren wichtige Gemeinsamkeit darin besteht, daß sie u.a. in einer F&E-induzierten Ausweitung der Produktvielfalt die entscheidende Quelle des wirtschaftlichen Wachstums sehen. Im Modell von Romer [1990b] haben sich das Humankapitalangebot, die Diskontrate, die intertemporale Substitutionselastizität und der F&E-Produktivitätsparameter als Determinanten der Steady-State Wachstumsrate ergeben. Die Beschreibung des Innovationsprozesses ist sicherlich der entscheidende Teil des Modells. Auf der einen Seite gibt das Modell ein wirtschaftlich fundiertes Entscheidungskalkül für die Innovationstätigkeit der Unternehmen und macht die zugrundeliegenden Anreizmechanismen deutlich. Auf der anderen Seite wird der Innovationsprozeß aber nur sehr stilisiert dargestellt. Eine starke Einschränkung erfährt das Modell durch die Annahme, daß die Erfindung eines neuen Zwischenprodukts durch das Niveau des Humankapitaleinsatzes im Forschungssektor determiniert wird. Sie hat zur Konsequenz, daß das Niveau des Humankapitals auch die Höhe der gleichgewichtigen Wachstumsrate bestimmt.

Neben der Erfindung neuer Zwischengüter, die im Produktionsprozeß eingesetzt werden, spielt in der industriellen Forschung natürlich auch die Entwicklung neuer Konsumgüter eine wichtige Rolle. So zeigt Scherer [1980] in einer empirischen Studie, daß 28% der privaten Ausgaben für Forschung und Entwicklung Innovationen von Konsumgütern bzw. Verbrauchsgütern zu Ziel haben. In Abschnitt 2.3 haben wir ein endogenes Wachstumsmodell mit zunehmender Konsumgütervielfalt vorgestellt, das industrielle Forschung zur Erfindung neuer Konsumgüter als Quelle des wirtschaftlichen Wachstums hervorhebt. Auch diesem Ansatz liegt die Idee zugrunde, wirtschaftliches Wachstum als das Ergebnis von F&E-Aktivitäten gewinnorientierter Unternehmen zu modellieren. Im Unterschied zum Modell von Romer [1990b] führt hier industrielle Forschung statt zur Erfindung neuer Zwischengüter zur Erfindung neuer Konsumgüter. Der unterstellte „love for variety“-Ansatz hat zur Konsequenz, daß im Gleichgewicht der Nutzen der Konsumenten mit zunehmender Produktvielfalt ansteigt. Im Rahmen einer Gleichgewichtsanalyse haben sich das Arbeitsangebot, die Zeitpräferenzrate und die

Forschungsproduktivität als wichtigste Determinanten der langfristigen Wachstumsrate herausgestellt.

Die in den Abschnitten 2.4 und 2.5 vorgestellten semi-endogenen Wachstumsmodelle von Jones [1995b,1996] liefern neue interessante Implikationen über den wirtschaftlichen Wachstumsprozeß. Erstens: Die gleichgewichtige Wachstumsrate befindet sich auf ihrem optimalen Niveau und ist politischen Maßnahmen nicht zugänglich. D.h., wenngleich F&E als treibende Kraft des Wachstumsmotors endogen ist, ist die gleichgewichtige Wachstumsrate exogen, was Größen angeht, denen Romer [1995b] langfristige Wachstumswirkungen zuschreibt. Zweitens: Skaleneffekte haben im Vergleich zu den Modellen u.a. von Romer [1990b], Grossman und Helpman [1991a, Kap.3] keinen Einfluß auf die gleichgewichtige Wachstumsrate. Führt in diesen Modellen eine Verdoppelung des Humankapitals (der Beschäftigten) in F&E auch zu einer Verdoppelung der Wachstumsrate, so findet dies im Modell von Jones [1995b] keine Bestätigung. All dies erreicht Jones durch eine geeignete Modifikation der Forschungstechnologie.

In Abschnitt 2.6.1 haben wir zunächst ein endogenes Wachstumsmodell vorgestellt, das abweichend von den bisher vorgestellten Modellen nicht die horizontale sondern die vertikale Produktinnovation als industrieökonomisches Konzept zugrunde legt. Wirtschaftliches Wachstum wird im Rahmen dieses Modells durch permanente Produktverbesserungen erreicht. Analog zum Modell aus Abschnitt 2.3 mit horizontaler Produktinnovation ist die gleichgewichtige Innovationsrate um so größer, je höher die Produktivität im Forschungssektor ist, je größer die Arbeitsausstattung ist und je niedriger die Zeitpräferenzrate der Haushalte ist. Die Wachstumsrate des Konsumindex wird durch die Innovationsrate und durch die Höhe der Qualitätsverbesserung determiniert. Im Abschnitt 2.6.2 haben wir das Grundmodell von Grossman und Helpman aus Abschnitt 2.3 um internationale Handelsbeziehungen und internationale Wissens-Spillover erweitert. Dabei hat sich gezeigt, daß der internationale Transfer von technischem Wissen zwischen den hochentwickelten Industrienationen für das wirtschaftliche Wachstum dieser Länder von entscheidender Bedeutung ist. Allein die freie internationale Wissensdiffusion macht anhaltend höheres Wachstum möglich. Von einer darüber hinaus gehenden Integration der Gütermärkte gehen keine weiteren Wachstumsimpulse aus. Die Frage, wie das Wachstum in den rückständigen „nicht-innovativen“ Volkswirtschaften zu er-

klären ist, wurde in Abschnitt 2.6.3 erörtert. Dort hat sich gezeigt, daß das Imitieren ausländischer Produktinnovationen wirtschaftliches Wachstum in diesen Ländern möglich macht.

Wenngleich sich die Modelle in vielerlei Hinsicht unterscheiden, haben sie doch eine wichtige Gemeinsamkeit: Forschung und Entwicklung ist die treibende Kraft des wirtschaftlichen Wachstumsprozesses. In allen vorgestellten Modellen mit horizontaler Produktinnovation steht dabei eine Variable im Vordergrund: die Produktvielfalt. Sowohl in den endogenen als auch in der semi-endogenen Wachstumsmodellen entstehen aus zielgerichteter Forschungsarbeit Produktinnovationen, die die Produktvielfalt in den Ökonomien ausweiten. Steigt die Produktvielfalt, so kann dann ein gegebener Bestand an Ressourcen für die Produktion von Zwischengütern c.p. auf mehr Zwischengütertypen verteilt werden, derart, daß die Einsatzmenge eines jeden Zwischengütertypes sinkt und folglich unter der Annahme abnehmender Grenzerträge, der Grenzertrag aller Zwischengütertypen steigt und sich somit Produktivitätswachstum einstellt. Die Produktvielfalt ist damit für das wirtschaftliche Wachstum von zentraler Bedeutung. Dies zeigt sich nicht zuletzt an den in Abschnitt 2.7 beschriebenen Hypothesen nach denen auf dem Gleichgewichtspfad sowohl zwischen dem logarithmierten relativen Pro-Kopf-Einkommen und dem logarithmierten relativen Niveau der Produktvielfalt zweier Länder als auch zwischen der Wachstumsrate der relativen totalen Faktorproduktivität und der Wachstumsrate der relativen Produktvielfalt zweier Länder eine positive Korrelation besteht.

3. Kapitel

FORSCHUNG UND ENTWICKLUNG ALS QUELLE VON WIRTSCHAFTSWACHSTUM

3.1 EINFÜHRUNG

Im Zentrum dieser Arbeit steht das vorrangige Ziel, die Produktvielfalt auf gesamtwirtschaftlicher Ebene direkt durch ein Maß zu erfassen. Natürlich hat es in der Vergangenheit verschiedene Bemühungen gegeben, die Produktvielfalt durch verschiedene F&E-Indikatoren zu approximieren und in ökonometrischen Untersuchungen, z.B. als erklärende Variable für die totale Faktorproduktivität, zu verwenden. So wurden in den letzten Jahren einige empirische Studien angefertigt, die den Einfluß von Forschung und Entwicklung auf das wirtschaftliche Wachstum untersuchen und dabei die Produktvielfalt, z.B. durch kumulierte F&E-Ausgaben approximieren. Grundsätzlich können Indikatoren des technischen Fortschritts an einem von drei Hauptaspekten des Innovationsprozesses anknüpfen. Erstens können die in den Innovationsprozeß einfließenden Inputs durch eine Meßzahl erfaßt werden. Als Inputs stehen grundsätzlich F&E-Ausgaben oder die Anzahl der mit F&E-Aufgaben befaßten Beschäftigten zur Verfügung. Zweitens kann ein Indikator anhand der intermediären Leistungen, d.h., den eigentlichen Innovationen vorgelagerten Leistungen ermittelt werden. Als intermediäre Leistungen ist u.a. die Zahl der patentierten Erfindungen von Bedeutung. Und schließlich drittens kommt als Indikator des technischen Fortschritts ein direktes Maß in Frage. Ein solches Maß für das Niveau der Produktvielfalt und deren Wachstumsrate stellen wir ausführlich im nächsten Kapitel vor. Zuvor wollen wir in diesem Kapitel die Daten und die Methoden präsentieren, die in vielen Studien zur Approximation der Produktvielfalt verwendet wurden. Charakteristisch für diese Studien ist, daß sie auf der Basis von F&E-Inputs oder Patentanmeldungen, Produktvielfalts-Kennzahlen herleiten.

Ein deutliches Manko der F&E-Inputs wie der F&E-Ausgaben besteht darin, daß sie lediglich Auskunft über die eingesetzten Mittel geben, nicht jedoch über die resultierende Innovationsaktivität. Zudem zielen, wie Mansfield [1985] betont, nicht alle Forschungsanstrengungen innerhalb offizieller F&E-Institutionen auf einen direkten Innovationsoutput ab. Vielmehr gehören auch andere Formen des Outputs wie z.B. Imitation oder Technologie-Transfer zu den durchaus üblichen Zielen von F&E-Einrichtungen. Darüber hinaus treten in aller Regel Meßprobleme auf, weil zum Beispiel F&E-Ausgaben von kleinen und mittleren Unternehmen ohne eigenständige F&E-Abteilungen in den Daten nicht erfaßt werden.¹

Eine Vielzahl von Ökonomen sehen in der Anzahl angemeldeter Patente ein geeignetes Maß für den Innovationsoutput. Bei genauerer Betrachtung handelt es sich bei patentierten Erfindungen jedoch nicht um einen Indikator für erbrachte Innovationsleistungen, sondern für intermediäre Leistungen. Ein Patent reflektiert neues technisches Wissen, zeigt aber nicht an, ob dieses Wissen einen ökonomischen Wert darstellt. Nur solche Erfindungen, die erfolgreich auf dem Markt eingeführt werden, können auch als echte Innovationen gelten. Abgesehen von der Tatsache, daß viele patentierte Erfindungen nicht zu Innovationen werden, besteht eine zweite wesentliche Einschränkung darin, daß Patentindikatoren nicht alle tatsächlich vorgenommenen Innovationen abdecken. Tatsächlich werden eine Reihe von Erfindungen, die zu Innovationen führen, gar nicht erst als Patent angemeldet (bspw., weil die Unternehmen die Patentgebühren für zu hoch oder die Zeit bis zur Patenterteilung angesichts kurzer Produktlebenszyklen für zu lang halten). Zudem sind internationale Vergleiche aufgrund unterschiedlicher rechtlicher Rahmenbedingungen mit Problemen behaftet. Darüber hinaus läßt sich über den ökonomischen Wert eines Patents aus der Patentstatistik nur bedingt Schlüsse ziehen.²

In den folgenden Abschnitten werden wir im Rahmen eines internationalen Vergleiches die Bedeutung der angesprochenen Indikatoren wie F&E-Ausgaben (Abschnitt 3.2), Anzahl der mit F&E beschäftigten Arbeitnehmer (Abschnitt 3.3) und Patentanmeldungen (Abschnitt 3.4) für die OECD - Länder im Detail heraus arbeiten. Im Anschluß werden

¹ Vgl. dazu die Diskussion in Griliches [1994].

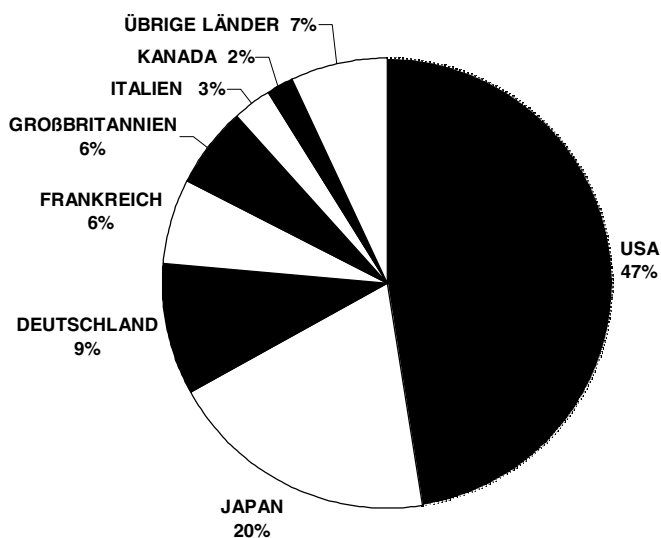
² Griliches [1990, S.1666] stellt dazu fest: „It refers to the obvious fact that patents differ greatly in their technical and economic significance. Many of them reflect minor improvements of little economic value. Some of them, however, prove extremely valuable.“

wir in Abschnitt 3.5 die darauf aufbauenden empirischen Untersuchungen zum Einfluß von F&E auf das wirtschaftliche Wachstum vorstellen. Aufgrund der Vielzahl dieser Studien werden wir keine eigenen Schätzungen zu den F&E-Indikatoren präsentieren. Da die Wachstumsmodelle aus Kapitel 2 nur F&E-Aktivitäten des Unternehmenssektors analysieren, ist die staatlich finanzierte Grundlagenforschung, wie sie an Universitäten und anderen öffentlichen Forschungseinrichtungen stattfindet, für diese Modelle ohne Bedeutung. Aus diesem Grund vergleichen wir die F&E-Indikatoren der OECD-Länder auch nur auf der Basis der Daten für den privaten Unternehmenssektor. In Abschnitt 3.6 steht die Kritik von Jones [1995a] an Romers-Forschungstechnologie im Vordergrund, die wir anhand der Daten aus Abschnitt 3.2 und 3.3 bewerten. Das Kapitel endet mit einer Zusammenfassung der wichtigsten Ergebnisse in Abschnitt 3.7.

3.2 AUSGABEN FÜR FORSCHUNG UND ENTWICKLUNG IM INTERNATIONALEN VERGLEICH

Um die Aktivitäten privater Forschungseinrichtungen im Unternehmenssektors zu quantifizieren, kommen zunächst die realen Ausgaben für Forschung und Entwicklung in Frage. Untersuchen wir als erstes die Verteilung der weltweiten F&E-Ausgaben auf einzelne Länder bzw. Ländergruppen, können wir sehr schnell konstatieren, daß zwischen 1989 und 1996 die OECD-Länder durchschnittlich 96%³ der weltweiten F&E-Ausgaben getätigt haben. Zudem summieren sich, wie Abbildung 3.1 bestätigt, die F&E-Ausgaben der G-7 Nationen zu einem Anteil von 93% an den Gesamtausgaben für Forschung und Entwicklung der OECD-Länder. Die weltweit führende Forschungsation ist ohne jeden Zweifel

Abbildung 3.1 Verteilung der realen OECD-Gesamtausgaben für Forschung und Entwicklung des privaten Unternehmenssektors; Durchschnittswerte für 1989-1996⁴



Quelle: OECD [1998, 1999c]; Eigene Berechnungen.

³ Vgl. dazu OECD [1999c]

⁴ In den Berechnungen sind aufgrund nicht verfügbarer Daten die F&E-Ausgaben von Korea, Mexiko, der Tschechische Republik und Polen nicht enthalten.

die USA, die zwischen 1989 und 1996 rund 47% der realen OECD-Ausgaben für F&E getätigt hat. Mit einem beträchtlichen Abstand zu den USA folgen dann Japan (20%), Deutschland (9%), Frankreich (6%) und Großbritannien (6%). Im Gegensatz zu diesen großen Forschungsnationen tragen Investitionen in F&E in Island (0,006%), Griechenland (0,04%) und der Türkei (0,12%) sowie in Portugal (0,05%) und Neuseeland (0,05%) nur im geringen Umfang (zusammen < 1%) zu den OECD-Gesamtausgaben bei.

Über die Größenordnung und langfristige Entwicklung der privaten realen F&E-Ausgaben geben die Abbildungen 3.2-15 Auskunft. Dort sind die realen F&E-Ausgaben für 14 OECD-Nationen für den Zeitraum von 1976 bis 1996 angegeben. Die Abbildungen zeigen, daß im Länderquerschnitt beträchtliche Unterschiede hinsichtlich der Bedeutung der F&E-Aktivitäten bestehen. Wie ein Vergleich der einzelnen Ausgabenniveaus zeigt, ist die USA für den weltweiten, technologischen Fortschritt von entscheidender Bedeutung. Bereits 1976 beliefen sich die realen Ausgaben für Forschung und Entwicklung in den USA auf über 60 Mrd. US-\$ und stiegen auf 125 Mrd. US-\$ in 1996. Im gleichen Zeitraum verzeichnete Japan eine Zunahme von rund 14 auf 50 Mrd. US-\$. Dies entspricht einer Zunahme um das 3,5-fache. In Deutschland stiegen die Ausgaben für F&E von 11 auf 20 Mrd. US-\$, in Frankreich von 7,5 auf 15 Mrd. US-\$ und in Großbritannien von 8,5 auf 12,5 Mrd. US-\$. Im Vergleich zu diesen fünf Nationen sind die Aufwendungen für Forschung und Entwicklung in Italien und Kanada eher von geringerer Bedeutung. Dies zeigt sich nicht zuletzt daran, daß die Großen-5 (USA, Japan, Deutschland, Frankreich, Großbritannien) für rund 99,5% der Gesamtausgaben der G7-Nationen aufkommen.⁵ Die nordeuropäischen Länder (Schweden, Finnland und Dänemark) tragen zwar einerseits auch nur im geringen Umfang zu den OECD-Gesamtausgaben bei, haben aber andererseits erhebliche Fortschritte erzielen können. Wie Tabelle 3.1 herausstreicht, sind die privaten realen F&E-Gesamtausgaben der 14 OECD-Länder zwischen 1976 und 1996 im Jahresdurchschnitt um rund 4,1% gestiegen. Überdurchschnittlich hohe Wachstumsraten können wir für Finnland (9,0%), Australien (8,8%), Kanada (7,6%), und Dänemark (7,2%) sowie Japan (6,5%), Spanien (6,1%), Schweden (5,7%) und Norwegen (5,2%) feststellen. Vergleichsweise geringe Wachstumsraten sind in

⁵ Durchschnittswert für die Periode 1976-1996.

Großbritannien (1,9%), in den Niederlanden (2,5%), in Deutschland (3,1%) und Frankreich (3,5%) zu beobachten.

Anzumerken ist, daß in allen 14 Nationen außer in Deutschland und Großbritannien die durchschnittlichen Wachstumsraten in der Periode 1981-1988 größer waren als in den Perioden 1976-1980 und 1989-1996.

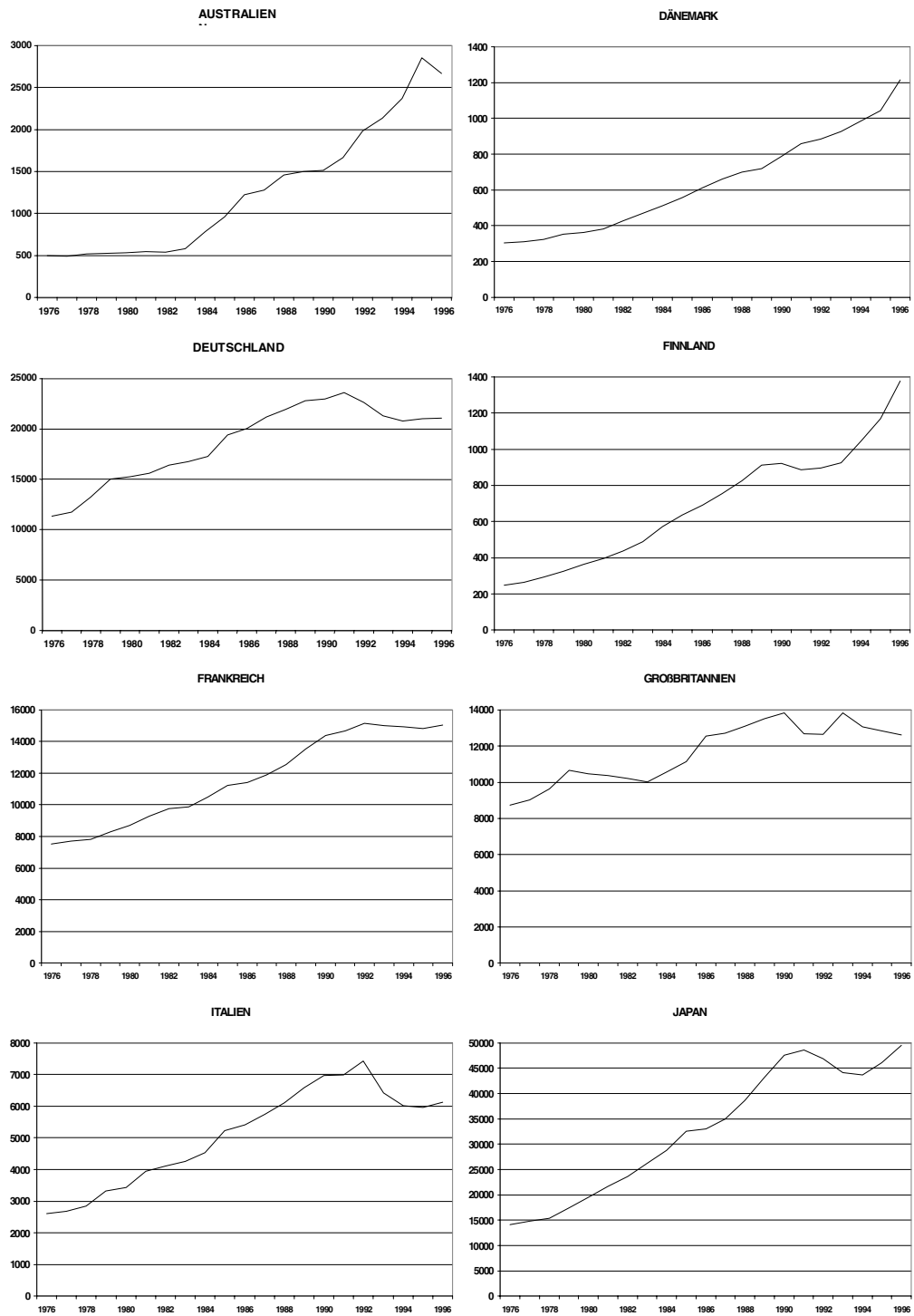
Tabelle 3.1: Wachstumsraten der realen F&E-Ausgaben^a [in %] für verschiedene Zeiträume

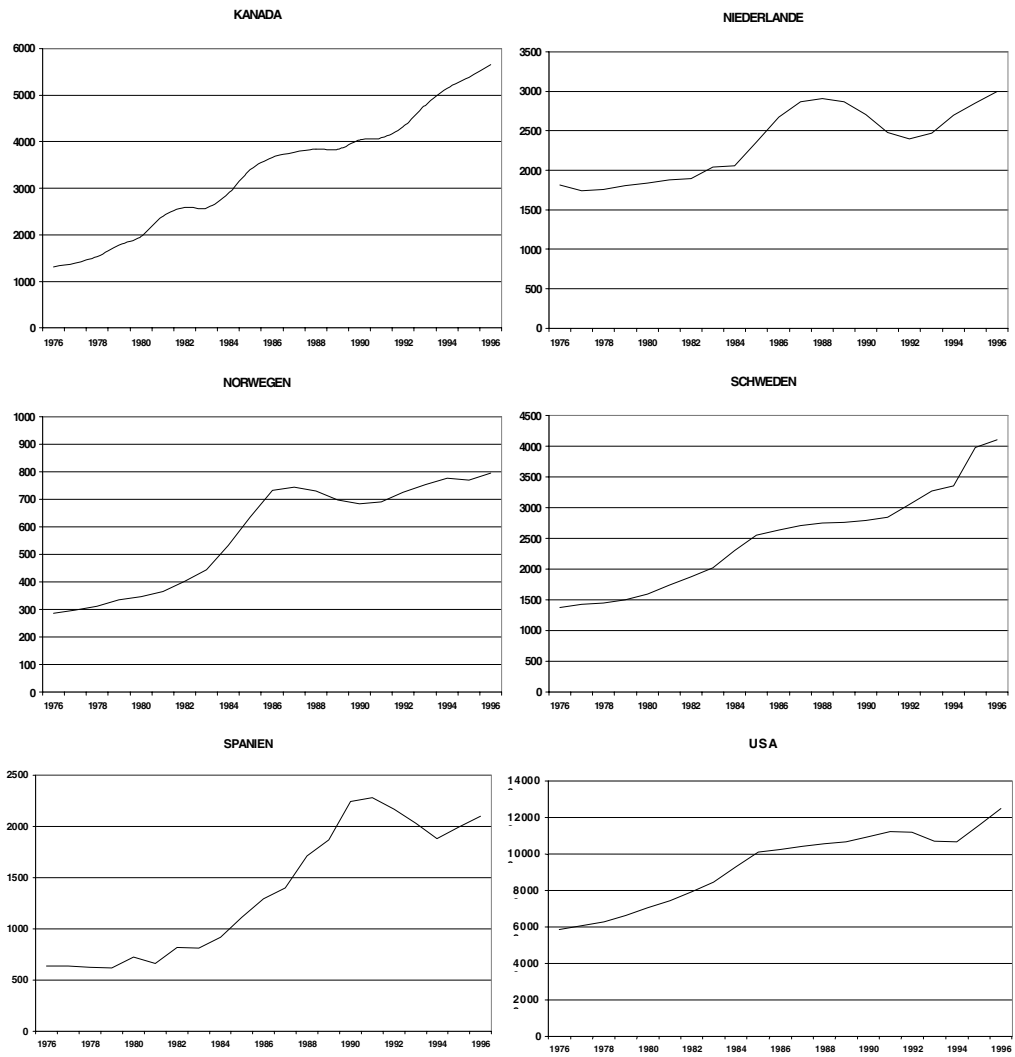
	1976-96	1976-80	1981-88	1989-96
AUSTRALIEN	8,8	2,0	13,3	7,9
DÄNEMARK	7,2	4,4	8,6	7,2
DEUTSCHLAND	3,1	7,6	4,7	-0,5
FINNLAND	9,0	10,0	10,8	6,6
FRANKREICH	3,5	3,6	4,7	2,3
GROßBRITANNIEN	1,9	4,6	2,9	-0,5
ITALIEN	4,4	7,1	7,5	0,0
JAPAN	6,5	8,4	8,5	3,2
KANADA	7,6	10,6	8,7	4,9
NIEDERLANDE	2,5	0,3	5,9	0,4
NORWEGEN	5,2	5,0	9,7	1,1
SCHWEDEN	5,7	3,8	7,0	5,4
SPANIEN	6,1	3,1	11,4	2,6
USA	3,8	4,7	5,2	2,1
OECD – 14	4,1	5,5	5,8	1,8

^{ab} In konstanten Preisen und PPPs von 1990

Quelle: OECD [1998,1999c]; Eigene Berechnungen.

Abbildungen 3.2-15: Reale F&E - Ausgaben in Millionen US-\$^a



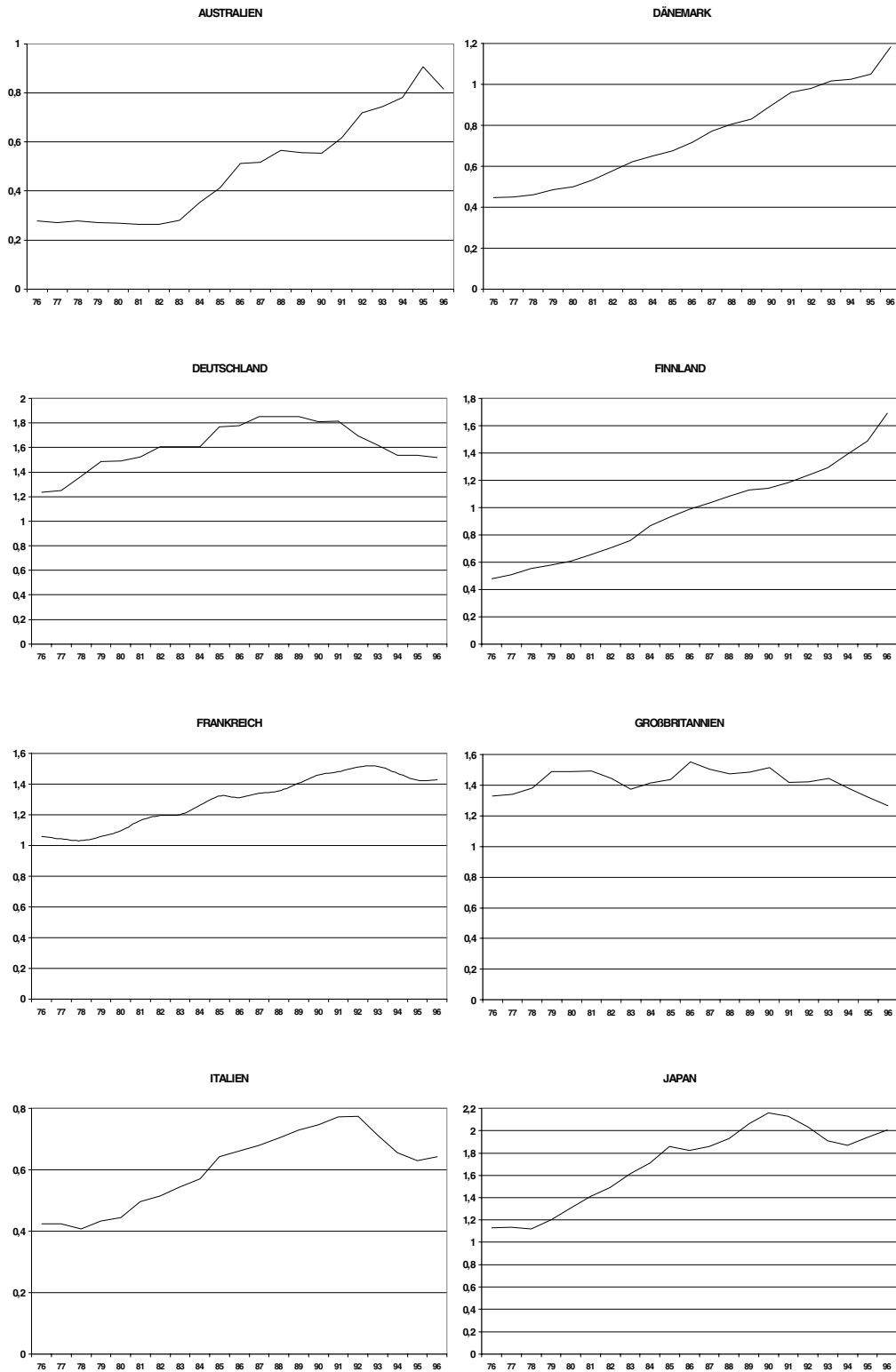


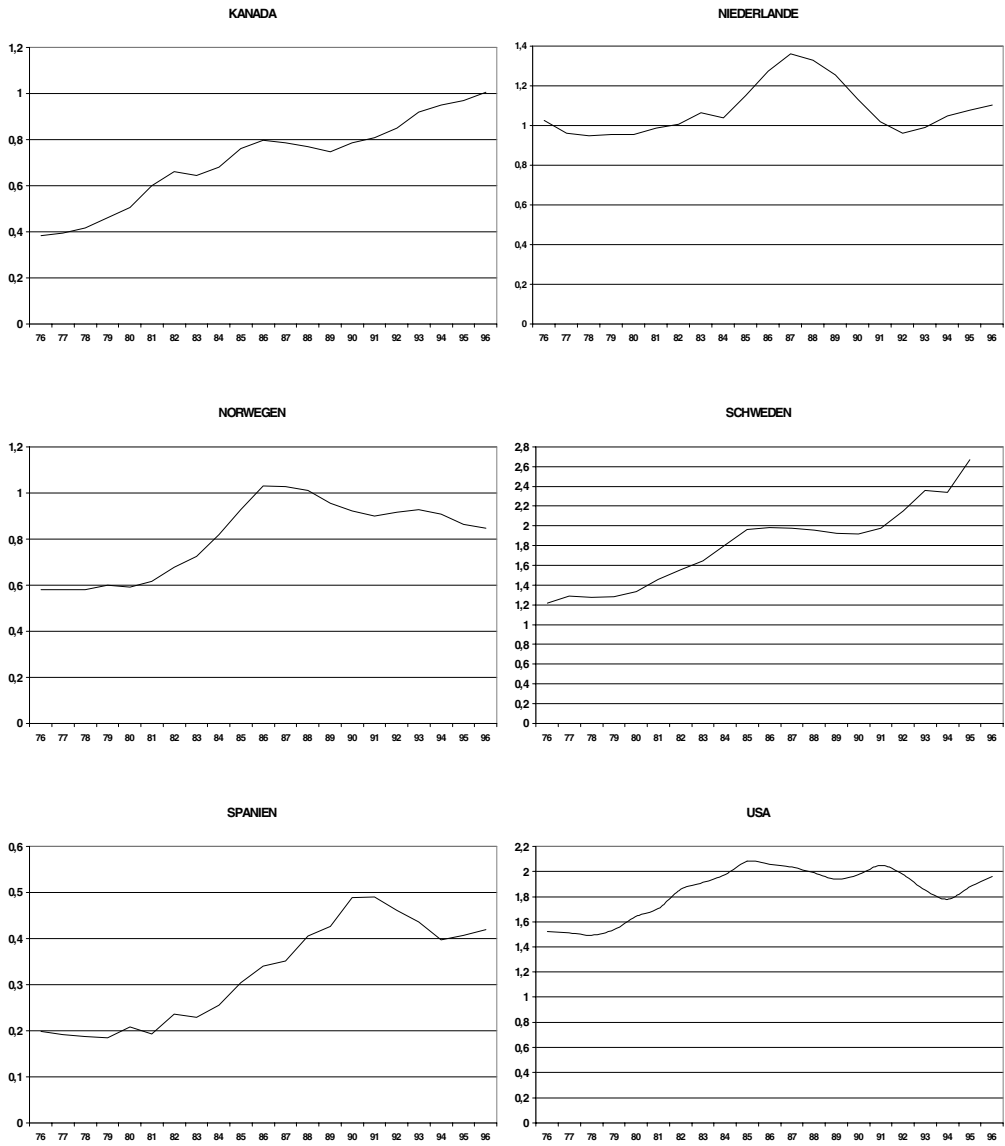
^a In konstanten Preisen und PPPs von 1990
 Quelle: OECD(1999b); Eigene Berechnungen

Natürlich ist es nicht überraschend, daß große Länder, z.B. gemessen am Bruttoinlandsprodukt (kurz: BIP), verhältnismäßig höhere F&E-Ausgaben tätigen als kleine Länder. Um diese Größeneffekte auszuklammern, betrachten wir im folgenden den Anteil der privaten realen F&E-Ausgaben am Bruttoinlandsprodukt (kurz: F&E-Quote). Die F&E-Quoten sind für 14 OECD-Länder für den Zeitraum von 1976 bis 1996 in den Abbildungen 3.16-29 dargestellt. Tabelle 3.2 liefert zusätzlich Informationen über die durchschnittlichen F&E-Quoten und entsprechenden Wachstumsraten für verschiedene Zeiträume. Die Abbildungen machen wiederum sehr deutlich, daß im Länderquerschnitt beträchtliche Unterschiede hinsichtlich der Bedeutung der F&E-Aktivitäten bestehen. Der Anteil der realen F&E-Ausgaben am BIP betrug in der OECD-14 zwischen 1976 und 1996 durchschnittlich 1,1%, wobei die F&E-Quote kontinuierlich gestiegen ist. Überdurchschnittlich hohe F&E-Quoten sind in den USA (1,8%), Schweden (1,7%), Japan (1,6%) und in Deutschland (1,6%) zu beobachten.⁶ Im Gegensatz zu diesen Nationen fallen die F&E-Quoten in Spanien (0,3%) und Australien (0,5%) sowie in Italien (0,6%), Kanada (0,7%) und in Dänemark (0,7%) deutlich geringer aus. Zudem zeigen die Abbildungen, daß die Bedeutung der F&E-Aktivitäten gemessen am BIP zwischen 1976 und 1996 in einigen Ländern merklich zugenommen hat. Diese Expansion der F&E-Aktivitäten zeigt sich insbesondere in den Skandinavischen Ländern. In Schweden stieg der Anteil der F&E-Ausgaben am BIP von 1,2% in 1976 auf über 2,7% in 1996. Im gleichen Zeitraum konnte Finnland eine Zunahme von 0,5% auf über 1,7% verzeichnen. In Japan nahm die F&E-Quote von 1,1% auf über 2,0% zu. Bemerkenswerte Fortschritte sind auch in Australien und Kanada zu beobachten. So stieg die F&E-Quote von 1976 bis 1996 in Australien von 0,28% auf 0,82% und in Kanada von 0,38% auf 1,0%.

⁶ Die Werte in Klammern beziehen sich auf den Zeitraum von 1976 bis 1996.

**Abbildungen 3.16-29 : Anteil der privaten, realen F&E-Ausgaben am BIP [in %];
1976-1996.**





Quelle: OECD[1998, 1999b, 1999c]; Eigene Berechnungen

Tabelle 3.2: Anteil der realen F&E-Ausgaben am BIP, Durchschnittswerte für den Zeitraum von 1976 bis 1996

	F&E-QUOTE ^A [IN %]				WACHSTUM DER F&E-QUOTE [IN %]			
	1976-96	1976-80	1981-88	1989-96	1976-96	1976-80	1981-88	1989-96
AUSTRALIEN	0,49	0,27	0,40	0,71	5,62	-0,70	9,71	4,71
DÄNEMARK	0,74	0,47	0,67	0,99	4,98	2,80	6,19	4,90
DEUTSCHLAND	1,61	1,37	1,70	1,67	1,02	4,82	2,68	-2,40
FINNLAND	0,97	0,55	0,88	1,32	6,52	6,10	7,36	5,74
FRANKREICH	1,29	1,06	1,27	1,46	1,47	0,91	2,70	0,72
GROßBRITANNIEN	1,43	1,41	1,46	1,41	-0,22	2,80	-0,12	-1,93
ITALIEN	0,60	0,43	0,60	0,71	2,10	1,21	5,91	-1,14
JAPAN	1,62	1,18	1,50	2,01	2,91	3,72	5,02	0,0
KANADA	0,71	0,43	0,71	0,88	4,91	7,10	5,42	3,42
NIEDERLANDE	1,08	0,97	1,15	1,07	0,41	-1,72	4,21	-2,33
NORWEGEN	0,81	0,59	0,85	0,90	1,97	0,50	6,89	-2,26
SCHWEDEN	1,72	1,28	1,79	1,92	4,23	2,42	4,93	4,52
SPANIEN	0,32	0,19	0,29	0,44	3,81	1,30	8,72	0,40
USA	1,84	1,54	1,95	1,93	1,32	1,91	2,40	-0,21
OECD-14	1,09	0,84	1,10	1,21	1,72	2,42	4,09	-1,01

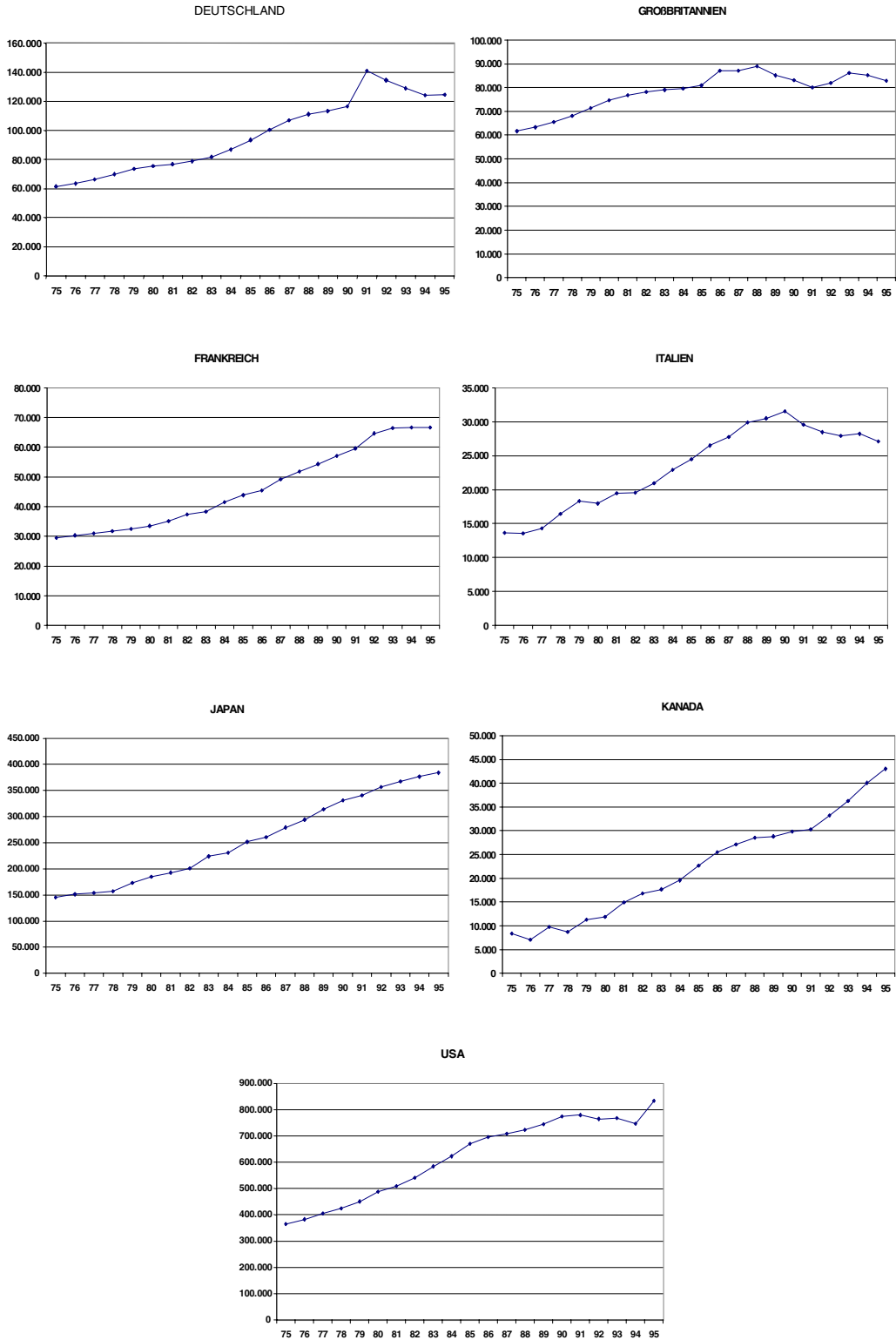
Quelle: OECD [1998, 1999b, 1999c]; Eigene Berechnungen

3.3 BESCHÄFTIGTENZAHLEN IN F&E-EINRICHTUNGEN IM INTERNATIONALEN VERGLEICH

Als weiterer Indikator für das technologische Leistungspotential einer Volkswirtschaft dient in der Literatur die Anzahl von Wissenschaftlern und Ingenieuren, die in F&E-Einrichtungen des Unternehmenssektors beschäftigt sind (kurz: F&E-Angestellte). Die Abbildungen 3.30-36 dokumentieren die langfristige Entwicklung dieser Größe für die G7-Länder für den Zeitraum von 1975 bis 1995. Dabei ergibt sich folgendes Bild: In den G7-Nationen ist die Anzahl der F&E-Angestellten insgesamt von 680.000 in 1975 auf über 1,5 Millionen in 1995 angestiegen. Dies entspricht einer durchschnittlichen Zuwachsrate von 4,0% pro Jahr. Auch an dieser Stelle wird die herausragende Bedeutung der USA für den weltweiten technologischen Fortschritt deutlich. In den USA beschäftigen private F&E-Labors weltweit die meisten Wissenschaftler und Ingenieure. Dort stieg die Anzahl der F&E-Angestellten von 360.000 in 1975 auf über 830.000 in 1995. Dies entspricht einem durchschnittlichen Anteil von über 50% an der Gesamtzahl der F&E-Angestellten in den G7-Ländern. Nach den USA ist Japan der zweitgrößte, private Arbeitgeber für F&E-Angestellte. Dort stieg im gleichen Zeitraum die Anzahl der F&E-Angestellten von 145.000 auf über 380.000. In Deutschland konnte eine Zunahme von 60.000 auf über 125.000 verzeichnet werden. In Großbritannien stieg die Anzahl der F&E-Angestellten von 60.000 auf über 82.000, in Frankreich von 30.000 auf 66.000, in Kanada von 8.300 auf 43.000, in Italien von 13.000 auf über 27.000. Die entsprechenden Zuwachsraten sowohl für den Zeitraum von 1975 bis 1995 als auch für verschiedene Teilperioden sind in Tabelle 3.3 aufgeführt. Während also insbesondere Kanada (8,6%), Japan (5,0%), Frankreich (4,2%) und die USA (4,2%) überdurchschnittlich hohe Zuwachsraten (> 4,0%) erzielt haben, ist im Vergleich dazu die Entwicklung in Deutschland (3,6%), Italien (3,5%) und in Großbritannien (1,5%) eher mäßig verlaufen.

Natürlich ist es wiederum nicht überraschend, daß große Länder, z.B. gemessen am BIP, über eine verhältnismäßig größere Anzahl von F&E-Angestellten verfügen als kleine Länder. Um diese Größeneffekte zu eliminieren, setzen wir im folgenden die Anzahl der F&E-Angestellten im Unternehmenssektor in Relation zur Gesamtzahl der

Abbildungen 3.30-36: Anzahl der in F&E-Labors beschäftigten Wissenschaftler und Ingenieure im Unternehmenssektor, 1975 -1995



Quelle: OECD[1999]

Tabelle 3.3: Durchschnittliche Zuwachsraten für die Anzahl der Angestellten in privaten F&E-Einrichtungen [in %],

	1975-80	1981-89	1990-95	1975-95
DEUTSCHLAND	4,2	4,6	1,6	3,6
FRANKREICH	2,6	5,5	3,4	4,2
GROßBRITANNIEN	3,9	1,5	-0,5	1,5
ITALIEN	5,6	6,1	-2,0	3,5
JAPAN	4,9	6,1	3,4	5,0
KANADA	7,4	10,4	6,9	8,6
USA	6,0	4,8	1,9	4,2
G7	5,3	5,0	2,2	4,0

Quelle: OECD [1998,1999c]; Eigene Berechnungen.

Angestellten im Unternehmenssektor (kurz: Forschungsintensität). In Tabelle 3.4 sind die Forschungsintensitäten für die G7-Länder sowohl für den Zeitraum von 1975 bis 1995 als auch für einzelne Teilperioden angegeben. Zudem enthält Tabelle 3.4 Forschungsintensitäten für weitere 9 OECD-Länder für den Zeitraum von 1989 bis 1995. Auch hier zeigt sich, welche große Bedeutung u.a. US-Unternehmen und japanischen Unternehmen für den technologischen Fortschritt zukommt. Während in US-Unternehmen und in japanischen Unternehmen von 10.000 Angestellten durchschnittlich 54 bzw. 43 Angestellte in privaten F&E-Einrichtungen beschäftigt sind, fallen die entsprechenden Relationen für die übrigen Länder, insbesondere für die europäischen Länder, teilweise erheblich geringer aus.⁷ Führend in Europa ist, wenn man die Periode 1975 - 1995 zugrunde legt, Großbritannien, wo immerhin 29 von 10.000 Angestellten mit F&E-Aufgaben befaßt sind. Von 10.000 Beschäftigten sind in Deutschland durchschnittlich 26, in Frankreich 19 und in Italien nur 10 Personen als F&E-Angestellte beschäftigt. Wie ein Vergleich der einzelnen Teilperioden deutlich macht, ist in den G7-Nationen die Forschungsintensität kontinuierlich gestiegen. Hervorzuheben ist, daß insbesondere die Skandinavischen Länder wie Schweden und Finnland, diesbezüglich in Europa eine Führungsrolle einnehmen. So sind von 10.000 Angestellten in Schweden durchschnittlich 33 und in Finnland durchschnittlich 26 in privaten F&E-Labors beschäftigt.⁸

⁷ Zu dieser Feststellung kommen auch Eaton et al. [1998].

⁸ Durchschnittswert für die Periode 1989-1995

Tabelle 3.4: Forschungsintensitäten ^a [in %]

	1975-95	1975-1980	1981-1988	1989-1995
Deutschland	0,26	0,19	0,24	0,32
Frankreich	0,19	0,14	0,18	0,25
Italien	0,10	0,07	0,10	0,12
Japan	0,43	0,30	0,40	0,54
Großbritannien	0,29	0,26	0,30	0,29
USA	0,54	0,42	0,54	0,60
Belgien				0,18
Dänemark				0,20
Finnland				0,26
Island				0,17
Neuseeland				0,09
Niederlande				0,19
Schweden				0,33
Spanien				0,06
Türkei				0,007

^a Anzahl der F&E-Angestellten in Relation zur Gesamtzahl der Beschäftigten.
Quelle: OECD [1998, 1999b, 1999c] und Weltbank [1998], Eigene Berechnungen

3.4 PATENTANMELDUNGEN IM INTERNATIONALEN VERGLEICH

Wie im Abschnitt 3.1 dargelegt wurde, wird in der Literatur als Indikator für die Innovationskraft einer Volkswirtschaft bzw. für den Forschungsoutput häufig die Anzahl der beantragten Patente herangezogen. Obwohl Patentanmeldungen als Indikator für den Innovationsoutput mit einigen Problemen behaftet sind, soll in diesem Abschnitt ein internationaler Vergleich der Patentanmeldungen auf Basis der Daten für 24 OECD-Länder erfolgen.

Aufgrund der bisher genannten Fakten, ist es nicht überraschend, daß die großen Industrieländer, die die höchsten Ausgaben für Forschung und Entwicklung aufwenden, auch weltweit die meisten Patente anmelden. Die Fakten sind eindeutig: Die OECD-Länder kamen 1977 zusammen auf rund 60.000 und 1994 auf über 2,2 Millionen Patentanmeldungen. Dies entspricht einem Anteil für 1994 von rund 95% an den weltweiten Patentanmeldungen. Tabelle 3.5 gibt die Anzahl der Patentanmeldungen von Inländern im Jahresdurchschnitt für den Zeitraum von 1977 bis 1994 für 24 OECD-Länder an. Wie nicht anders zu erwarten ist, nimmt die USA auch bei den Patentanmeldungen international die Spitzenposition ein. Zwischen 1989 und 1996 haben Unternehmen mit Sitz in den USA im Jahresdurchschnitt rund 500.000 Patente weltweit angemeldet. Im gleichen Zeitraum kommt Japan auf 450.000, Deutschland auf rund 200.000, Großbritannien auf 120.000 und Frankreich auf rund 80.000 Patentanmeldungen. Diese 5 Nationen erklären damit durchschnittlich 83% der Patentanmeldungen der OECD-Länder. Wie sich anhand der Durchschnittswerte für die einzelnen Zeiträume ablesen läßt, haben die jährlichen Patentanmeldungen in allen 24 OECD-Ländern kontinuierlich zugenommen. Überraschend ist, daß sich die internationale Spitzenposition der USA erst Anfang der 90er Jahre herausgebildet hat. Zwischen 1977 und 1988 war Japan die patentstärkste Volkswirtschaft.

Um im folgenden Größeneffekte von vornherein auszuschließen, setzen wir die Anzahl der von Inländern weltweit angemeldeten Patente ins Verhältnis zur Anzahl der Beschäftigten (kurz: Patentintensität). Die Patentintensitäten sind für 24 OECD-Länder in Tabelle 3.6 angegeben, wobei der Untersuchungszeitraum wiederum in drei Teilperioden

untergliedert wurde. Dabei ergibt sich folgendes Bild: Innerhalb der OECD weist die Schweiz die größte Patentintensität auf. Zwischen 1977 und 1994 wurden von Schweizer Unternehmen jährlich 9,2 Patente pro 1000 Beschäftigte weltweit angemeldet. Es folgen Japan mit 5,5, Schweden mit 5,4 und Deutschland und Finnland mit jeweils 3,7 Patent-

Tabelle 3.5 : Von Inländern jährlich beantragte Patente; Durchschnittswerte für verschiedene Zeiträume

	1977-94	1977-82	1983-88	1989-94
Australien	19500	9035	15840	33625
Belgien	7054	4488	5918	10756
Dänemark	9182	3849	6053	17646
Deutschland	144051	103080	132944	196130
Finnland	9387	3596	6364	18201
Frankreich	58250	40167	53091	81493
Griechenland	1257	1491	1300	980
Großbritannien	77294	47856	62713	121179
Irland	1754	764	1357	3140
Island	34	14	26	62
Italien	26921	15384	25535	39845
Japan	340034	207568	354231	458304
Kanada	14519	6585	9409	27562
Luxemburg	1029	838	910	1340
Neuseeland	2623	1701	1801	4395
Niederland	22344	13371	17593	36068
Norwegen	4482	2103	3022	8322
Österreich	9247	6395	8464	12883
Portugal	186	100	155	304
Schweden	24425	15002	20241	38033
Schweiz	31034	25401	28525	39175
Spanien	5208	3416	3861	8346
Türkei	146	116	145	177
USA	298554	171778	227731	496154

Quelle: OECD [1998], Eigene Berechnungen.

anmeldungen pro 1000 Beschäftigte. Bemerkenswert ist, daß die USA in diesem Sample nur die Position 10 mit 2,5 Patentanmeldungen pro 1000 Beschäftigte einnimmt. Folglich meldet ein Beschäftigter in der Schweiz durchschnittlich 3,7 mal so viele Patente im Jahr an wie ein Beschäftigter in den USA. Darüber hinaus macht ein Vergleich der einzelnen Teilperioden deutlich, daß die Patentintensität in allen Länder bis auf Griechenland und die Türkei zwischen 1977 und 1994 kontinuierlich zugenommen hat.

Obwohl als Datengrundlage die weltweit angemeldeten Patente gewählt worden sind, können sich in den Zahlen zu den Patentanmeldungen auch differierende strategische Verhaltensweisen der Unternehmen im Umgang mit Erfindungen und nationale Unterschiede im Patentrecht widerspiegeln. So schätzen die Unternehmen in den verschiedenen

Tabelle 3.6 : Von Inländern beantragte Patente pro 1000 Beschäftigte, Durchschnittswerte

	1977-82	1983-88	1989-94	1977-94
Australien	1,3	2,1	3,9	2,4
Belgien	1,1	1,5	2,6	1,8
Dänemark	1,4	2,1	6,1	3,2
Deutschland	2,8	3,4	4,9	3,7
Finnland	1,5	2,5	7,1	3,7
Frankreich	1,7	2,2	3,3	2,4
Griechenland	0,4	0,3	0,2	0,3
Großbritannien	1,8	2,2	4,2	2,7
Irland	0,6	1,1	2,3	1,3
Island	0,1	0,2	0,4	0,2
Italien	0,7	1,1	1,6	1,1
Japan	3,6	5,8	7,1	5,5
Kanada	0,6	0,7	1,8	1,0
Luxemburg	5,5	5,7	7,9	6,4
Neuseeland	1,3	1,2	2,6	1,7
Niederland	2,4	2,8	5,2	3,4
Norwegen	1,1	1,5	3,8	2,1
Österreich	1,9	2,4	3,6	2,6
Portugal	0,0	0,0	0,1	0,0
Schweden	3,6	4,6	8,2	5,4
Schweiz	8,3	8,6	10,9	9,2
Spanien	0,2	0,3	0,5	0,3
Türkei	0,0	0,0	0,0	0,0
USA	1,6	1,9	3,9	2,5
OECD-24	1,9	2,5	4,0	2,8

Quelle: OECD [1998], Eigene Berechnungen.

Ländern den Nutzen der Patentanmeldung sehr unterschiedlich ein. Zudem variiert die Neigung, sich lieber durch eine strikte Geheimhaltung der Erkenntnisse zu schützen im internationalen Vergleich sehr stark.⁹ Um zumindest die internationalen Unterschiede im Patentrecht auszuschalten, wählen wir im folgenden die USA bzw. Deutschland als Basisland und betrachten jeweils für die verbleibenden 23 OECD-Länder die Anzahl der in

⁹ Vgl. dazu Europäisches Patentamt [1994].

den USA bzw. in Deutschland registrierten Patentanmeldungen pro 1000 Beschäftigte. Die Patentintensitäten sind in der Tabelle 3.7 für den Zeitraum von 1983 bis 1994 und für verschiedene Teilperioden angegeben. Wie Tabelle 3.7 belegt, weist die Schweiz wiederum die höchste Patentintensität auf, wobei diese Feststellung unabhängig von der Wahl des Basislandes ist und auf den gesamten Untersuchungszeitraum zutrifft. Schweizer Unternehmen

Tabelle 3.7: Patentintensitäten; jährliche Durchschnittswerte ^a

PATENTINTENSITÄTEN: USA				PATENTINTENSITÄTEN: DEUTSCHLAND			
	1983-88	1989-94	1983-94		1983-88	1989-94	1983-94
Australien	0,13	0,17	0,15	Australien	0,07	0,08	0,08
Belgien	0,12	0,20	0,15	Belgien	0,10	0,16	0,13
Dänemark	0,15	0,25	0,19	Dänemark	0,13	0,20	0,16
Deutschland	0,28	0,35	0,31	Deutschland	-	-	-
Finnland	0,22	0,37	0,27	Finnland	0,15	0,27	0,21
Frankreich	0,16	0,24	0,19	Frankreich	0,16	0,21	0,19
Griechenland	0,00	0,01	0,01	Griechenland	0,00	0,01	0,01
Großbritannien	0,18	0,24	0,20	Großbritannien	0,13	0,16	0,14
Irland	0,06	0,11	0,08	Irland	0,03	0,06	0,05
Island	0,00	0,04	0,02	Island	0,00	0,02	0,01
Italien	0,08	0,10	0,08	Italien	0,08	0,10	0,09
Japan	0,37	0,58	0,44	Japan	0,17	0,23	0,20
Kanada	0,16	0,28	0,23	Kanada	0,03	0,05	0,04
Neuseeland	0,08	0,09	0,09	Neuseeland	0,03	0,04	0,04
Niederlande	0,21	0,26	0,23	Niederlande	0,23	0,32	0,28
Norwegen	0,10	0,16	0,13	Norwegen	0,08	0,11	0,09
Österreich	0,16	0,20	0,17	Österreich	0,24	0,28	0,26
Portugal	0,00	0,00	0,00	Portugal	0,00	0,00	0,00
Schweden	0,36	0,43	0,39	Schweden	0,30	0,30	0,30
Schweiz	0,62	0,64	0,63	Schweiz	0,81	0,83	0,82
Spanien	0,01	0,02	0,02	Spanien	0,01	0,02	0,02
Türkei	0,00	0,00	0,00	Türkei	0,00	0,00	0,00
USA	-	-	-	USA	0,12	0,17	0,15

^a Die Patentintensität gibt die Anzahl der von Inländern beantragten Patentanmeldungen in den USA (in Deutschland) pro 1000 Beschäftigte an.
Quelle: OECD (1997) und Weltbank (1998); Eigene Berechnungen.

melden in den USA im Jahresdurchschnitt 0,63 Patente und in Deutschland 0,83 Patente pro 1000 Beschäftigte an. In den USA folgen dann Japan (0,44), Schweden (0,39), Deutschland (0,31) und Finnland (0,27). In Deutschland sind auf den nächsten Positionen

Schweden mit einer Patentintensität von 0,30, die Niederlande (0,28), Österreich (0,26), Finnland (0,21) und Japan (0,20) anzutreffen. Auffällig ist, daß die skandinavischen Länder, Schweden und Finnland, sowohl in Deutschland als auch in den USA hohe Patentintensitäten aufweisen. Länder wie Island, Griechenland, Portugal und die Türkei weisen innerhalb der OECD die niedrigsten Patentintensitäten auf. Wie Tabelle 3.7 zeigt, sind die Patentintensitäten im Zeitablauf in allen Ländern kontinuierlich gestiegen.

3.5 EMPIRISCHE STUDIEN ZU F&E-INPUTS, PATENTANMELDUNGEN UND PRODUKTIVITÄTSWACHSTUM

In der Literatur sind viele Studien zu finden, die den Einfluß von F&E-Aktivitäten, insbesondere der an dieser Stelle interessierenden F&E-Inputs, auf das wirtschaftliche Wachstum untersuchen. Zu den wichtigsten Arbeiten zählen auf diesem Gebiet u.a. Bayoumi, Coe und Helpman [1996, 1999], Coe, Helpman und Hoffmaister [1995] und Coe und Helpman [1995] sowie Keller [1998], Nadiri und Kim [1996] und Park [1995]. Dabei bezieht die überwiegende Mehrzahl dieser Studien den Einfluß von F&E-Aktivitäten im Ausland auf die heimische Produktion mit ein. Dies wird damit begründet, daß sich das technische Wissen nicht nur innerhalb der Ländergrenzen ausbreitet und damit positive Produktivitätseffekte im Inland entstehen, sondern daß vielmehr auch die Industrien und Forschungslabors im Ausland profitieren. Eine theoretische Begründung hierzu liefern Grossman und Helpman [1991a, Kapitel 6.5]. Zudem hat das Wachstumsmodell aus Abschnitt 2.6.2 gezeigt, daß der internationale Transfer von technischem Wissen für das wirtschaftliche Wachstum der Industrienationen von entscheidender Bedeutung ist.

Die wohl einflußreichste Arbeit auf diesem Gebiet ist die von Coe und Helpman [1995].¹⁰ Sie analysieren im Rahmen einer Panel-Analyse für 21 OECD-Länder sowie Israel die Abhängigkeit der totalen Faktorproduktivität von den kumulierten inländischen und kumulierten ausländischen F&E-Investitionen. Ihrer Untersuchung liegt damit der Vorstellung zugrunde, daß das (logarithmierte) Niveau der totalen Faktorproduktivität ($\log TFP_i$) in Land i positiv korreliert ist mit der (logarithmierten) Anzahl der im Land i verfügbaren Zwischenprodukte ($\log N_i$), so daß

$$\log TFP_i = \log A_i + \alpha \log N_i \quad (3.1)$$

gilt. Wenn man internationalen Handel zuläßt, setzt sich die Menge der im Inland verfügbaren Zwischenprodukte aus der Menge der im Inland gefertigten Zwischenprodukte

¹⁰ Der Einfluß ausländischer Forschungs- und Entwicklungstätigkeit auf die inländische Faktorproduktivität wird hier erstmals untersucht. Die spätere Studie von Nadiri und Kim [1996] untersucht diese Effekte lediglich für die G7 - Länder.

(N_i^d) und aus der Menge der im Ausland gefertigten Zwischenprodukte (N_i^f) zusammen. Berücksichtigen wir dies in Gleichung (3.1) folgt

$$\log TFP_i = \log A_i + \alpha_1 \log N_i^d + \alpha_2 \log N_i^f .$$

Es stellt sich nun die entscheidende Frage, wie man die Produktvielfalt (N_i^d und N_i^f) mißt. Die in den Abschnitten 2.2, 2.4 und 2.5 vorgestellten Wachstumsmodelle haben die Gemeinsamkeit, daß neue Zwischenprodukte durch Investitionen in Forschung und Entwicklung entstehen. Aus diesem Grund approximieren Coe und Helpman N_i^d durch die Summe der kumulierten inländischen F&E-Ausgaben (S_i^d). S_i^d bezeichnen wir im folgenden als inländischen F&E-Kapitalstock. N_i^f approximieren die Autoren durch den gewichteten Durchschnitt der Summe der kumulierten F&E-Ausgaben der jeweiligen 21 Handelspartner, wobei sich die Gewichte aus den bilateralen Importanteilen ergeben. Es gilt demnach

$$N_t^f = S_{it}^f = \sum_{k \neq i} (m_{kit} S_{kt}^d) \quad \forall i, t ,$$

wobei m_{kit} den Anteil der Importe des Landes i aus Land k an den Gesamtimporten des Landes i zum Zeitpunkt t bezeichnet. In ihrer Untersuchung schätzen Coe und Helpman für die in Tabelle 3.8 aufgelisteten Länder u.a. die Gleichung

$$\log TFP_{it} = \alpha_i^0 + \alpha_i^d \log S_{it}^d + \alpha_i^{dG7} G7 \log S_{it}^d + \alpha_i^f m_i \log S_{it}^f + \varepsilon_{it} , \quad (3.2)$$

wobei ε_{it} den Störterm bezeichnet. Wie Gleichung (3.2) zeigt, unterscheiden die Autoren beim inländischen F&E-Kapitalstock zwischen den G7-Nationen und den übrigen Ländern. $G7$ ist also eine Dummy-Variable, die den Wert 1 annimmt, falls das entsprechende Land ein G7-Land ist (0 sonst). Um die verschiedenen Importniveaus der 22-Länder zu berücksichtigen, wird der ausländische F&E-Kapitalstock mit der Importquote m_i (Anteil der Importe am BIP im Land i) multipliziert. Die Ergebnisse der Panel-Schätzungen werden als Kointegrationsgleichungen interpretiert, was voraussetzt, daß die Residuen trotz der Verwendung von Trend-Variablen stationär sind. Ist dies der Fall, dann sind die Regressionen nicht „spurious“ und die üblichen t - und F -Werte sind aussagekräftig. Dies hat den Vorteil, daß die Trendvariablen (hier Produktivitätsniveau und in- und ausländische F&E-Kapitalstocks) unter Ausnutzung der in ihnen enthaltenen Niveauinformationen, die bei Differenzschätzungen verloren gehen, geschätzt werden können.

Obwohl einerseits die Tests auf das Vorliegen von Kointegration (stationäre Residuen) nicht eindeutig sind, aber andererseits die Resultate gut mit dem theoretischen Modell übereinstimmen und plausible Koeffizienten enthalten, nehmen Coe und Helpman diese Resultate zur Basis ihrer Interpretation. In Tabelle 3.8 sind die Elastizitäten aufgeführt, die den Einfluß einer Änderung des F&E-Kapitalstocks auf die totale Faktorproduktivität angeben. Dabei wird zwischen dem Einfluß einer Änderung des ausländischen F&E-Kapitalstocks ($\alpha_i^f m_i$), einer Änderung des inländischen F&E-Kapitalstocks (α_i^d) für Nicht-G7-Länder und einer Änderung des inländischen F&E-Kapitalstocks (α_i^{dG7}) für G7-Länder unterschieden. Tabelle 3.8 macht deutlich, daß der Beitrag der inländischen F&E-Aktivitäten zum Produktivitätswachstum in den besonders forschungsintensiven G-7-Ländern deutlich höher ist als in den anderen Ländern der OECD. Die kleinen OECD-Länder hingegen scheinen offener zu sein als die G-7 Länder. Das Produktivitätswachstum ist dort nämlich fast immer stärker von ausländischen F&E-Aktivitäten beeinflußt als in den G-7 Ländern. Die Elastizitäten der totalen Faktorproduktivität hinsichtlich des inländischen F&E-Kapitalstocks bewegen sich bei den kleinen Ländern (nicht G-7) zwischen 0,06 und 0,1. Dagegen liegen die Effekte der ausländischen Wissensstocks mit Werten zwischen 0,06 und 0,26 zum Teil deutlich darüber (Spitzenreiter sind Belgien, Irland und die Niederlande). Insgesamt deuten die Ergebnisse u.a. auf die Existenz starker Wissens-Spillover hin, die insbesondere von den großen Industrienationen ausgehen. Daher ist es nicht überraschend, daß Coe und Helpman mit ihren Ergebnissen die endogenen F&E-Wachstumsmodelle bestätigt sehen.

Wie im Abschnitt 3.2 gezeigt wurde, sind die F&E-Ausgaben in der Welt sehr ungleich verteilt und werden fast ausschließlich in den reichen Industrieländern getätigt. Man könnte daraus die Frage ableiten, ob dies mit Sorge betrachtet werden muß, oder ob dies nur Ausdruck einer wirtschaftlich sinnvollen internationalen Arbeitsteilung ist. Insbesondere dieser Frage sind Coe, Helpman und Hoffmaister [1995] nachgegangen. Dabei wurden 77 Entwicklungsländer für den Zeitraum von 1971 bis 1990 betrachtet. Die Autoren berechnen, daß ein einprozentiger Anstieg des F&E-Kapitals in den Industrieländern die totale Faktorproduktivität der Entwicklungsländer im Durchschnitt um 0,1% erhöht. Dabei bestätigen sie die in der Literatur diskutierten Thesen, daß die induzierte Produktivitätserhöhung um so größer ist, je offener ein Land gegenüber dem Weltmarkt

ist, je intensiver der Handel mit den hochindustrialisierten Staaten ist und je größer der verfügbare Humankapitalbestand ist.

Tabelle 3.8: Einfluß der F&E Kapitalstocks auf die totale Faktorproduktivität

	ELASTIZITÄT DER TOTALEN FAKTORPRODUKTIVITÄT IN BEZUG AUF DEN				
	WELT-F&E KAPITALSTOCK	AUSLÄNDISCHEN F&E – KAPITALSTOCK			INLÄNDISCHEN F&E – KAPITALSTOCK
	1990	1971	1980	1990	1971-90
USA	0,267	0,016	0,030	0,033	0,243
Japan	0,261	0,028	0,037	0,027	
Deutschland	0,311	0,056	0,072	0,077	
Frankreich	0,301	0,045	0,061	0,067	
Italien	0,292	0,046	0,067	0,058	
Großbritannien	0,315	0,063	0,081	0,081	
Kanada	0,309	0,059	0,078	0,075	
Australien	0,132	0,043	0,049	0,055	0,078
Österreich	0,192	0,091	0,106	0,114	
Belgien	0,337	0,129	0,181	0,260	
Dänemark	0,169	0,091	0,094	0,092	
Finnland	0,152	0,079	0,088	0,075	
Griechenland	0,172	0,050	0,063	0,094	
Irland	0,243	0,124	0,180	0,165	
Israel	0,231	0,147	0,154	0,153	
Niederlande	0,236	0,133	0,146	0,158	
Neuseeland	0,144	0,075	0,086	0,066	
Norwegen	0,188	0,133	0,124	0,111	
Portugal	0,210	0,099	0,117	0,132	
Spanien	0,141	0,043	0,043	0,063	
Schweden	0,171	0,067	0,087	0,093	
Schweiz	0,190	0,115	0,106	0,113	

Quelle: Coe und Helpman [1995]

Bayoumi, Coe und Helpman [1996] haben eine Simulationsstudie angefertigt, die den Einfluß von F&E - Aktivitäten auf das globale Wachstum untersucht. Dabei stellen sie fest, daß ein Land sein Wachstum fördern kann, wenn es entweder selbst F&E betreibt oder mit Ländern Handel treibt, die technologisch führend sind.

Dem Beitrag von Coe und Helpman [1995] liegt die Hypothese zugrunde, daß ein Land sich c.p. um so mehr ausländisches, technisches Wissen aneignen kann, je größer der Anteil der Importe aus den Ländern ist, die über einen großen F&E-Kapitalstock verfügen. Keller [1998] setzt sich mit dieser Hypothese kritisch auseinander. In einem ersten Schritt schätzt Keller [1998] Gleichung (3.2), wobei er die tatsächlichen von Coe und Helpman verwendeten Importanteile durch simulierte Importanteile ersetzt, die er durch eine Monte-Carlo-Studie erzielt hat. In einem weiteren Schritt schätzt er Gleichung (3.2), wobei er diesmal auf eine Gewichtung bei der Berechnung des ausländischen Kapital-

stocks vollständig verzichtet. Für die übrigen Größen benutzt Keller die Daten von Coe und Helpman. Keller erhält für den ausländischen Kapitalstock, der mittels der simulierten Importanteile berechnet wurde, einen signifikanten und positiven Koeffizienten, der größer ist als in der Studie von Coe und Helpman [1995]. Kellers zweite Schätzung, bei der er auf eine Gewichtung mittels der Importanteile vollständig verzichtet hat, erzielt ebenfalls einen positiven und signifikanten Koeffizienten für den ausländischen Kapitalstock, der wiederum größer ist als mit Gewichtung. Keller [1998] bestätigt damit zwar einerseits das zentrale Ergebnis von Coe und Helpman [1995], daß Wissens-Spillover (aus dem Ausland) für das inländische Produktivitätswachstum von großer Bedeutung sind, macht andererseits aber auch deutlich, daß diese Schlußfolgerung von den zugrunde gelegten Importanteilen unabhängig ist.

Ein weiterer Einwand gegen die Studien von Coe und Helpman [1995] und Keller [1998] bezieht sich darauf, daß länderspezifische Unterschiede, die vom inländischen bzw. ausländischen F&E-Kapitalstock ausgehen, nicht erfaßt werden. So geben u.a. Coe und Helpman [1995], wie Tabelle 3.8 zeigt, für die Elastizität der totalen Faktorproduktivität in Bezug auf den inländischen Kapitalstock für die G7-Länder und für die übrigen Länder jeweils nur einen Durchschnittswert an. Nadiri und Kim [1996] zeigen in ihrer Untersuchung für die G7-Länder für den Zeitraum von 1965 bis 1991, daß insbesondere hinsichtlich der relativen Bedeutung des inländischen gegenüber dem ausländischen F&E-Kapitalstock auch innerhalb der G7-Länder erhebliche Unterschiede bestehen. Für die USA ermitteln Nadiri und Kim einen Wert für die Bedeutung des inländischen Kapitalstocks im Verhältnis zum ausländischen Kapitalstock in Höhe von 6.2, wobei ein Wert in Höhe von 1 anzeigt, daß beide F&E-Quellen als gleichwertig einzustufen sind. Der entsprechende Wert für Deutschland ist 1.6, für Großbritannien 1.4, für Japan 1.3, für Frankreich 1.2 und für Italien und Kanada jeweils 0.3. Während also für den Wissensstock in den USA inländische F&E-Aktivitäten ausschlaggebend sind, sind in Italien und Kanada eher ausländische F&E-Aktivitäten relevant.

Wie an anderer Stelle schon beschrieben wurde, können Indikatoren des technischen Fortschritts an drei Hauptaspekten des Innovationsprozesses anknüpfen. Bisher haben wir Studien kennengelernt, die anhand von F&E-Ausgaben, F&E-Kapitalstocks approximieren und deren Einfluß auf die totale Faktorproduktivität analysieren. Im folgenden

werden Untersuchungen vorgestellt, die die intermediären Leistungen des Innovationsprozesses wie u.a. die angemeldeten Patente in den Vordergrund stellen. Zu diesen Studien zählen u.a. auch die Arbeiten von Fagerberg [1987, 1988, 1994]. Fagerberg [1987] schätzt u.a. für einen Querschnitt von 25 Ländern (darunter 19 OECD-Länder) für den Zeitraum von 1960 bis 1983 die Gleichung

$$g_Y = \alpha + \beta g_{F\&E} + \gamma y_{t0} + \chi s + \varepsilon ,$$

wobei die abhängige Variable (g_Y) die durchschnittliche Wachstumsrate des BIP bezeichnet. Als erklärende Variable berücksichtigt der Autor die durchschnittliche Wachstumsrate der im Ausland beantragten Patente ($g_{F\&E}$), das BIP-Pro-Kopf von 1960 (y_{t0}), und die durchschnittliche Sparquote (s). Die Anzahl der Patentanmeldungen dient in dieser Regression damit als Indikator für das technologische Leistungspotential einer Volkswirtschaft, bzw. als Indikator für den Forschungsoutput. Für die Koeffizienten schätzt Fagerberg die folgenden Werte:

$$g_Y = 2,04 + 0,17 g_{F\&E} - 0,19 y_{t0} + 0,13 s \quad R^2 = 0,67$$

t	[3,8]	[4,9]	[5,1]	[3,9]	(3.3)
---	-------	-------	-------	-------	-------

Wie Gleichung (3.3) bestätigt, sind die Koeffizienten aller erklärenden Variablen statistisch signifikant und weisen zudem die erwarteten Vorzeichen auf. Wenngleich die Auswahl der erklärenden Variablen bei Fagerberg [1987] recht willkürlich erscheint, ist es Fagerberg dennoch gelungen, den positiven Einfluß von Forschung auf das Wirtschaftswachstum zu untermauern.

Eine weitere interessante und anspruchsvolle Studie ist der Beitrag von Eaton und Kortum [1996]. Sie schätzen für einen Querschnitt von 19 OECD-Ländern ein simultanes Gleichungssystem und untersuchen die Frage, durch welche Faktoren der nationale Produktivitätsfortschritt erklärt werden kann. Dabei heben sie zum einen den Einfluß heimischer Innovationen und zum anderen den Einfluß des technologischen Spillovers aus dem Ausland hervor, wobei sie als Variable für den F&E-Output die Patentanmeldungen für 1988 heranziehen.¹¹ Die Ergebnisse zeigen u.a., daß die Höhe des technologischen Wissenstransfers die Produktivitätssteigerungen deutlich positiv beeinflusst. Wie

¹¹ Dazu stellen Eaton und Kortum [1996, S.252] fest: „Patents indicate research output, and where patent protection is sought reflects where inventors expect their ideas to be used.“

Tabelle 3.9 zeigt, ist mit Ausnahme von Deutschland, Großbritannien, Japan und der USA in allen anderen OECD-Ländern mehr als 90% des Produktivitätswachstums durch Forschungsaktivitäten in anderen OECD-Ländern erklärbar. Allein die Innovationen in den USA, Deutschland und Japan erklären mehr als 50% des wirtschaftlichen Wachstums in den übrigen OECD-Ländern. Die gleiche Untersuchung kommt zu dem Ergebnis, daß Länder mit einem hohen Humankapitalbestand besonders stark von den Spillover-Effekten profitieren können. Insgesamt deuten die Ergebnisse auf die hohe Bedeutung der Diffusion von neuen Ideen hin, die von den F&E-Wachstumsmodellen betont wird.

Tabelle 3.9: Heimische F&E Komponente versus Spillover-Beiträge zum Produktivitätsfortschritt

LAND	PRODUKTIVITÄTSWACHSTUM DURCH			
	INLÄNDISCHE F&E [IN %]	F&E IN USA [IN %]	F&E IN DEUTSCHLAND [IN%]	F&E IN JAPAN [IN %]
Australien	0,94	72,14	5,28	7,74
Belgien	0,82	55,64	14,82	7,78
Dänemark	0,28	56,31	12,27	7,08
Deutschland	11,25	82,23	11,25	10,02
Finnland	1,44	56,91	12,90	8,20
Frankreich	4,95	59,73	11,04	8,24
Griechenland	0,07	57,81	11,23	7,61
Großbritannien	7,62	58,54	11,25	7,73
Kanada	2,83	61,49	10,81	8,35
Irland	0,13	60,44	9,31	7,51
Italien	2,81	59,62	11,03	7,07
Japan	27,02	61,61	3,38	27,02
Niederlande	1,09	56,03	12,96	6,85
Norwegen	0,98	57,70	12,12	7,52
Österreich	0,33	56,67	7,87	16,42
Portugal	0,05	55,35	8,10	17,13
Spanien	0,74	60,72	11,05	7,54
Schweden	1,22	60,36	10,04	7,35
USA	81,86	81,86	1,63	10,47

Quelle: Eaton und Kortum [1996]

3.6 SKALENEFFEKTE UND DIE JONES-KRITIK

Wie wir in Abschnitt 2.2 hervorgehoben haben, unterstellt Romer [1990b] eine Forschungstechnologie, die einen linearen Zusammenhang zwischen dem Zuwachs an neuen Zwischenprodukten \dot{N} und dem Einsatz von Humankapital H_N in der Forschung beschreibt. Gemäß Gleichung (2.5) gilt

$$\dot{N} = vNH_N,$$

wobei $v (>0)$ als Forschungsproduktivität zu interpretieren ist und N für die Anzahl der Zwischengüter (Stand des technischen Wissens) steht. Wird nun der Humankapitaleinsatz in der Forschung verdoppelt, so verdoppelt sich auch der Zuwachs an Zwischengütern. Da diese Rate die Wachstumsrate der Volkswirtschaft determiniert, sollte sich durch eine Erhöhung des Humankapitaleinsatzes in F&E die Wachstumsrate des Pro-Kopf-Einkommens und die Wachstumsrate der totalen Faktorproduktivität entsprechend erhöhen.¹² Jones [1995a] deckt durch simples Aufzeichnen der entsprechenden Zeitreihen für die USA, Japan, Deutschland und Frankreich, den Widerspruch dieser Aussage mit der empirischen Evidenz auf. Um Jones Kritik¹³ an der Romer-Technologie nachzuvollziehen, eignen sich insbesondere die Daten aus Abschnitt 3.2 und 3.3. Um die Plausibilität dieser Technologie zu überprüfen, betrachten wir zunächst noch einmal die zeitliche Entwicklung der realen F&E-Ausgaben und die der Anzahl der F&E-Angestellten. Die realen F&E-Ausgaben und die Anzahl der F&E-Angestellten verwenden wir als Proxy-Variablen für das direkt, nicht beobachtbare Humankapital.¹⁴ Wie wir schon anhand der Abbildungen 3.2-15 und der Tabelle 3.1 festgestellt haben, sind in allen untersuchten 14 OECD-Ländern die F&E-Ausgaben zwischen 1976 und 1996 kontinuierlich gestiegen. So wuchsen die realen Ausgaben in der OECD-14 um jährlich 4,1%, wobei das höchste Wachstum in Finnland mit 9,0% pro Jahr und das niedrigste Wachstum in Großbritannien mit 1,9% pro Jahr zu beobachten war. Ein ähnliches Bild ergab sich für

¹² Gleichung (2.19) macht dies deutlich.

¹³ Jones [1995a,1995b] bezieht seine Kritik nicht nur auf das Modell von Romer [1990b], sondern auch auf die Modelle von Grossman und Helpman [1991a,1991b] und Aghion und Howitt [1992], da diese Modelle eine zu Gleichung (2.5) vergleichbare F&E-Technologie annehmen. Jones [1995a] vergleicht in seiner Untersuchung die Entwicklung der Anzahl von Wissenschaftlern und Ingenieuren, die in F&E-Einrichtungen beschäftigt sind, mit der Entwicklung der totalen Faktorproduktivität in Japan, Frankreich, Deutschland und den USA für den Zeitraum von 1965 bis 1989.

¹⁴ Die F&E-Ausgaben enthalten auch die Lohnzahlungen an die Beschäftigten im F&E-Sektor, und können daher als Proxy-Variable für das Humankapitalniveau herangezogen werden.

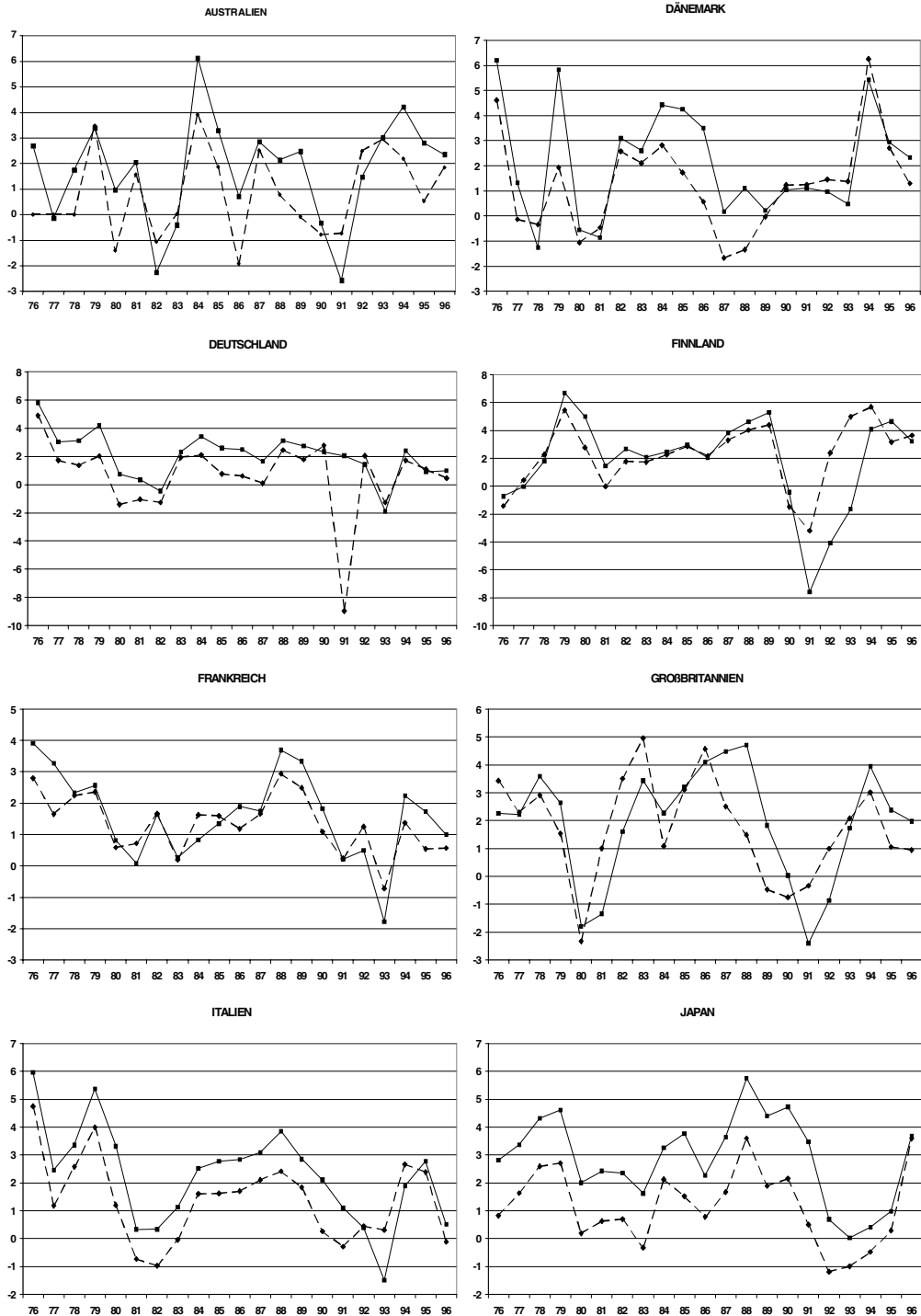
die Anzahl der F&E-Angestellten in den G7-Ländern. Dort stieg die Anzahl der F&E-Angestellten im Jahresdurchschnitt um 4,2%, wobei die Wachstumsrate zwischen 1,5% in Großbritannien und 8,6% in Kanada schwankte. D.h., die Romer-Technologie hätte in Verbindung mit Satz 2.1 für den Zeitraum von 1976 bis 1996 zunehmende BIP-Wachstumsraten bzw. TFP-Wachstumsraten prognostiziert. Diese Wachstumsraten sind für den Zeitraum von 1976 bis 1996 in den Abbildungen 3.37-50 dargestellt. Wie die Abbildungen zeigen, weisen die TFP-Wachstumsraten für die meisten Länder keinen positiven Trend auf. Dieses Bild erhärtet sich, wenn wir zusätzlich die durchschnittlichen TFP-Wachstumsraten für unterschiedliche Zeiträume betrachten. Tabelle 3.10 macht deutlich, daß das TFP-Wachstum in vielen Ländern wie u.a. in Deutschland, Frankreich, Großbritannien, Italien und Japan im Durchschnitt sogar rückläufig ist. So betrug trotz eines stark expandierenden F&E-Sektors (>5% p.a.) beispielsweise das TFP-Wachstum im Jahresdurchschnitt in Japan 1,6% zwischen 1976 und 1980, 1,3% zwischen 1981 und 1988 und nur 0,7% zwischen 1989 und 1996. D.h., ein rein visueller Vergleich der Daten macht deutlich, daß die Forschungstechnologie aus Gleichung (2.4) einen möglicherweise nicht zutreffenden Zusammenhang zwischen den F&E-Inputs auf der einen Seite und den resultierenden Innovationen auf der anderen Seite beschreibt.

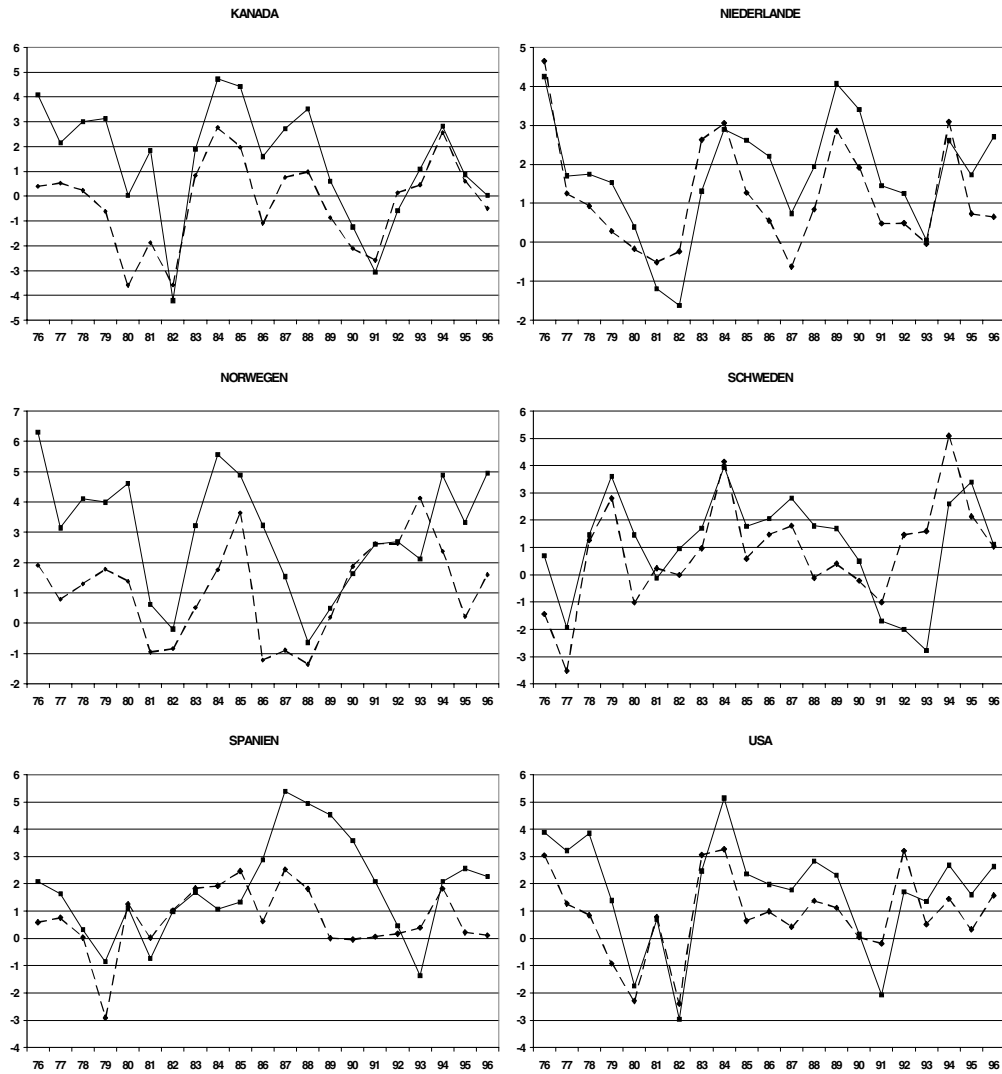
Tabelle 3.10: Deskriptive Statistiken zum TFP-Wachstum ^a

	DUCHSCHNITTL. WACHSTUMSRATE FÜR DEN ZEITRAUM [IN % P.A.]			
	1976-1996	1976-1980	1981-1988	1989-1996
AUSTRALIEN	1,00 (1,77)		0,95 (1,38)	1,05 (1,44)
DÄNEMARK	1,26 (1,93)	0,98 (2,31)	0,77 (1,78)	1,93 (1,89)
DEUTSCHLAND	0,62 (2,69)	1,70 (2,24)	0,70 (1,41)	-0,12 (3,80)
FINNLAND	2,23 (2,32)	1,88 (2,58)	2,26 (1,21)	2,41 (3,16)
FRANKREICH	1,33 (0,93)	1,92 (0,85)	1,44 (0,81)	0,85 (0,94)
GROßBRITANNIEN	1,73 (1,80)	1,55 (2,29)	2,77 (1,53)	0,81 (1,31)
ITALIEN	1,37 (1,49)	2,73 (1,61)	0,96 (1,33)	0,93 (1,17)
JAPAN	1,15 (1,37)	1,59 (1,10)	1,33 (1,19)	0,71 (1,69)
KANADA	-0,23 (1,78)	-0,62 (1,72)	0,08 (2,11)	-0,30 (1,69)
NIEDERLANDE	1,14 (1,39)	1,38 (1,91)	0,86 (1,39)	1,27 (1,18)
NORWEGEN	1,11 (1,58)	1,43 (0,44)	0,07 (1,79)	1,95 (1,31)
SCHWEDEN	0,82 (1,89)	-0,41 (2,46)	1,13 (1,39)	1,30 (1,84)
SPANIEN	0,69 (1,19)	-0,06 (1,65)	1,52 (0,89)	0,34 (0,61)
USA	0,85 (1,56)	0,37 (2,06)	1,00 (1,76)	1,00 (1,10)

^a Angaben für Australien beziehen sich auf den Zeitraum 1979-1996; Standardabweichungen in Klammern.

**Abbildungen 3.37-50: Wachstumsraten der totalen Faktorproduktivität
und des BIP-Pro-Kopf [in %]; 1976-1996^a**





^aGestrichelte (durchgehende) Linien kennzeichnen die TFP-Wachstumsraten (BIP-Pro-Kopf-Wachstumsraten). Das Verfahren zur Berechnung der TFP-Wachstumsraten stellen wir ausführlich in Abschnitt 5.4 vor.

Quelle: BIP-Daten stammen aus OECD[1999b, S.146]); Daten zur Berechnung der TFP-Wachstumsraten stammen von der OECD (Department of Economics and Statistics Analytical Database); Eigene Berechnungen.

3.7 ZUSAMMENFASSUNG

Es hat in der Vergangenheit verschiedene Bemühungen gegeben, die Produktvielfalt durch verschiedene F&E-Indikatoren zu approximieren und in geeigneten ökonomischen Untersuchungen zu verwenden. So wurden in den letzten Jahren einige empirische Studien angefertigt, die den Einfluß von Forschung und Entwicklung auf das wirtschaftliche Wachstum untersuchen und dabei die Produktvielfalt, z.B. durch kumulierte F&E-Ausgaben approximieren. Die Messung und Bewertung des technologischen Leistungspotentials einer Volkswirtschaft kann, wie wir festgestellt haben, nur mit Hilfe von Indikatoren erfolgen. Indikatoren des technischen Fortschritts können an einem von drei Hauptaspekten des Innovationsprozesses anknüpfen. Eine Möglichkeit um die Innovationskraft einer Volkswirtschaft abzubilden besteht darin, die in den Innovationsprozeß einfließenden Inputs durch eine Meßzahl zu erfassen. In diesem Kapitel haben wir in den Abschnitten 3.2 und 3.3 einige dieser Indikatoren präsentiert. Dazu zählten die realen F&E-Ausgaben, die F&E-Quoten, die Anzahl der F&E-Angestellten und die Forschungsintensitäten. Im Rahmen eines internationalen Vergleichs für eine Vielzahl von OECD-Ländern haben wir zunächst festgestellt, daß erstens innerhalb der Gruppe der hoch industrialisierten OECD-Länder im Hinblick auf die Bedeutung der verschiedenen Indikatoren erhebliche Unterschiede bestehen. So erklären die G7-Länder rund 93% und die USA rund 47% der realen OECD-Gesamtausgaben für F&E. Die übrigen OECD-Länder investieren durchschnittlich also nur 7% der OECD-Gesamtausgaben in F&E. Die Quellen des weltweiten technologischen Fortschritts scheinen damit in erster Linie in den USA und daneben in Japan, Deutschland, Frankreich und Großbritannien zu sein. Zweitens: Die F&E-Ausgaben und auch die F&E-Quoten sind im Durchschnitt für den Zeitraum von 1976 bis 1996 in den USA höher und stabiler als in den übrigen OECD-Ländern. Während wir für die USA eine durchschnittliche F&E-Quote in Höhe von 1,8% festgestellt haben, ergab sich beispielsweise für Australien nur eine F&E-Quote in Höhe von 0,5%. Die Beschäftigungssituation in den F&E-Labors spiegelt ebenfalls dieses Bild wieder. Drittens: Da sowohl die realen F&E-Ausgaben als auch die F&E-Quoten zwischen 1976 und 1996 mit positiver Rate gestiegen sind, können wir daraus schließen, daß die Bedeutung von Forschung und Entwicklung in allen untersuchten Ländern kontinuierlich zugenommen hat.

Eine weitere Möglichkeit die Innovationskraft einer Volkswirtschaft abzubilden besteht darin, einen Indikator anhand der intermediären Leistungen, d.h., den eigentlichen Innovationen vorgelagerten Leistungen zu ermitteln. Als intermediäre Leistung ist u.a. die Zahl der patentierten Erfindungen von Bedeutung. Die Anzahl der Patentanmeldungen haben wir im Abschnitt 3.4 im internationalen Kontext verglichen und haben wiederum festgestellt, daß auch im Hinblick auf die Anzahl der Patentanmeldungen international erhebliche Unterschiede bestehen. Wie nicht anders zu erwarten ist, nimmt die USA auch bei den Patentanmeldungen international die Spitzenposition ein. Zwischen 1989 und 1996 haben US-Unternehmen durchschnittlich rund 500.000 Patente pro Jahr angemeldet. Insgesamt kommen die USA, Japan, Deutschland, Großbritannien und Frankreich auf durchschnittlich 1,35 Millionen Patentanmeldungen pro Jahr und erklären damit rund 83% der von OECD-Ländern getätigten Patentanmeldungen. Zweitens: Auch die zunehmende Anzahl von Patentanmeldungen macht deutlich, daß Forschung und Entwicklung in der Vergangenheit international zunehmend an Bedeutung gewonnen hat.

In Abschnitt 3.5 sind wir dazu übergegangen Studien zu präsentieren, die den Einfluß von F&E-Inputs bzw. daraus abgeleiteter Indikatoren auf das Produktivitätswachstum untersuchen. So approximieren Coe und Helpman [1995] in ihrer Studie die Produktvielfalt (N) durch die kumulierten F&E-Ausgaben, wobei sie zwischen den inländischen F&E-Ausgaben und den F&E-Ausgaben, der jeweiligen Handelspartner differenzieren. Diese (logarithmierten) inländischen und ausländischen F&E-Kapitalstocks verwenden sie als erklärende Variable für das logarithmierte Niveau der totalen Faktorproduktivität. Wie Coe und Helpman [1995] nicht überraschend feststellen, ist der Beitrag der inländischen F&E-Aktivitäten zum Produktivitätswachstum in den besonders forschungsintensiven G-7-Ländern deutlich höher als in den anderen Ländern der OECD. Die kleinen OECD-Länder hingegen scheinen offener zu sein als die G-7 Länder. Das Produktivitätswachstum dort ist nämlich fast immer stärker von ausländischen F&E-Aktivitäten beeinflusst als in den G-7-Ländern. Insbesondere deuten die Ergebnisse u.a. auf die Existenz starker internationaler Wissens-Spillover hin, die insbesondere von den großen Industrienationen ausgehen.

Coe, Helpman und Hoffmaister [1995] zeigen, daß die Entwicklungsländer vom Anstieg des F&E-Kapitals in den Industrieländern im erheblichen Maße profitieren, und daß die induzierte Produktivitätserhöhung um so größer ist, je offener ein Land gegenüber dem Weltmarkt ist, je intensiver der Handel mit den hochindustrialisierten Staaten ist und je größer der verfügbare Humankapitalbestand ist.

Auch die Studie von Eaton und Kortum [1996] differenziert zwischen dem Einfluß heimischer Innovationen und dem Einfluß des technologischen Spillovers aus dem Ausland, wobei sie als Variable für den F&E-Output die Patentanmeldungen für 1988 heranziehen. Die Ergebnisse von Eaton und Kortum [1996] zeigen u.a., daß die Höhe des technologischen Wissenstranfers die Produktivitätssteigerungen deutlich positiv beeinflusst. Mit Ausnahme der USA, Japan, Deutschland und Großbritannien ist in allen anderen OECD-Ländern mehr als 95% des Produktivitätswachstums durch Forschungsaktivitäten in anderen OECD-Ländern erklärbar. Die gleiche Untersuchung kommt zu dem Ergebnis, daß Länder mit einem hohen Humankapitalbestand besonders stark von den Spillover-Effekten profitieren können. Insgesamt deuten diese Ergebnisse ebenfalls auf die hohe Bedeutung der internationalen Diffusion von neuen Ideen hin.

4. Kapitel

ZUR MESSUNG DER PRODUKTVIELFALT

4.1 EINFÜHRUNG

Im zweiten Kapitel dieser Arbeit haben wir u.a. Modelle des wirtschaftlichen Wachstums vorgestellt, in denen der private Forschungs- und Entwicklungssektor die treibende Kraft des Wachstums ist. Gewinnorientierte Unternehmen investieren in diesen Modellen in F&E mit dem Ziel, neue Zwischengüter zu erfinden und erfolgreich auf dem Markt anzubieten. Mit jeder Innovation steigt die Vielfalt an Zwischengütern. Da eine Ausweitung der Produktvielfalt eine zunehmende Spezialisierung ermöglicht, steigt in einer Volkswirtschaft mit der Anzahl der Zwischengüter auch die Produktivität bzw. die Pro-Kopf-Einkommen. Die Intuition ist, daß eine erhöhte Anzahl von Zwischengütervarianten eine bessere Aufteilung des Produktionsprozesses ermöglicht und dies effizienzsteigernd wirkt. Darüber hinaus wurde in Abschnitt 2.6 gezeigt, daß Volkswirtschaften durch die Aufnahme internationaler Handelsbeziehungen und durch das Imitieren ausländischer Produktvarianten grundsätzlich eine Ausweitung der Produktvielfalt erzielen können.

Aufgrund dessen, daß in diesen Modellen die Produktvielfalt eine herausragende Rolle einnimmt, stellt sich bei einer entsprechenden empirischen Überprüfung dieser Zusammenhänge zunächst die zentrale Frage, wie man die Produktvielfalt auf gesamtwirtschaftlicher Ebene mißt, d.h., wie man N empirisch mißt. Wie in Kapitel 3.5 gezeigt wurde, wurden in der Literatur einige Versuche unternommen, N durch verschiedene F&E-Indikatoren zu approximieren. So approximierten Coe und Helpman [1995] N durch den gesamtwirtschaftlichen F&E-Kapitalstock.¹ Die meisten Studien zogen direkt oder indirekt entweder die F&E-Ausgaben, die Anzahl der Beschäftigten im F&E-Sektor oder die angemeldeten Patente eines Landes als Proxy-Variable heran.

Die vorliegende Arbeit will zur Weiterentwicklung dieser Studien beitragen. Im Zentrum steht das vorrangige Ziel, die (relative) Produktvielfalt auf gesamtwirtschaftlicher Ebene direkt durch ein geeignetes Maß zu erfassen. Dies soll für eine Vielzahl von

¹ Vgl. dazu die Ausführungen in Abschnitt 3.5.

OECD-Ländern erfolgen, ohne daß auf die erwähnten F&E-Indikatoren zurückgegriffen werden muß. Daß zur Messung der Produktvielfalt ein geeignetes Konzept in der Literatur bereits vorliegt, belegen wir im Abschnitt 4.2. Ausgangspunkt sind die beiden Aufsätze von Feenstra [1994] und Feenstra und Markusen [1994]. Sie entwickeln auf Basis einer CES-Produktionsfunktion ein exaktes Maß für die (relative) Vielfalt von Inputgütern. In Abschnitt 4.3 zeigen wir, welche Anpassungen vorzunehmen sind, um die (relative) Vielfalt von Outputgütern bestimmen zu können und machen zugleich auf einige kritische Punkte aufmerksam, die unserer Untersuchung zugrunde liegen. Diese Methode zur Messung der Produktvielfalt bringen wir in modifizierter Form anschließend in Abschnitt 4.4 zur Anwendung. Wir berechnen für 20 OECD-Länder verschiedene Maßzahlen für das Niveau der (relativen) Produktvielfalt. Die dazu verwendete Datengrundlage, die mehr als 2,4 Millionen Beobachtungen enthält, stellen wir in Abschnitt 4.4.1 in der notwendigen Ausführlichkeit vor. Die Präsentation und Interpretation der verschiedenen Maßzahlen für die Produktvielfalt erfolgt abschließend in Abschnitt 4.4.2. Das Kapitel endet mit einer Zusammenfassung der wichtigsten Ergebnisse in Abschnitt 4.5.

4.2 EIN INDEX ZUR MESSUNG DER INPUTVIELFALT

Die in den Abschnitten 2.2, 2.4 und 2.5 dargestellten Wachstumsmodelle basieren auf der Annahme, daß zur Produktion eines homogenen Endproduktes eine Menge differenzierter Zwischenprodukte benötigt werden. Die Zwischenprodukte gehen dabei symmetrisch in die Produktionsfunktion ein. Im Rahmen einer empirischen Untersuchung ist diese Symmetrie-Annahme natürlich nicht tragbar, da sich Zwischengüter in ihrer Bedeutung für den Produktionsprozeß in vielerlei Hinsicht unterscheiden. Jedes Maß für die Produktvielfalt sollte daher diese Heterogenität der Zwischenprodukte mit berücksichtigen. Aufbauend auf den Arbeiten von Feenstra [1994] und Feenstra und Markusen [1994] zeigen Feenstra et al. [1999], wie ein exaktes Maß für die Vielfalt von Inputgütern basierend auf einer CES-Produktionsfunktion bestimmt werden kann, auch wenn die Zwischenprodukte nicht symmetrisch in die Produktionsfunktion eingehen. Ausgangspunkt ist die CES-Produktionsfunktion in der Form

$$Y_t = f(x_t, I_t) = \left[\sum_{i \in I_t} a_i x_{it}^{(\theta-1)/\theta} \right]^{\theta/(\theta-1)}, \quad (4.1)$$

wobei Y_t die Produktionsmenge in Periode t bezeichnet. $\theta > 1$ symbolisiert die Substitutionselastizität, x_{it} die Einsatzmenge des Zwischenproduktes i in Periode t und $I_t = \{1, \dots, N_t\}$ die Menge verfügbarer Zwischenprodukte in Periode t . Die aus dem Kostenminimierungsansatz resultierende Stückkostenfunktion lautet

$$c(p_t, I_t, b) = \left[\sum_{i \in I_t} b_i p_{it}^{1-\theta} \right]^{1/(1-\theta)}, \quad (4.2)$$

wobei $b_i = a_i^\theta$ gilt und p_{it} für den Preis des Zwischenproduktes i in Periode t steht. Zudem unterstellen wir, daß in den Perioden t und $t-1$ das gleiche Güterbündel verfügbar ist, und daß die Parameter b_i im Zeitablauf konstant sind, d.h., es gilt $b_{i,t-1} = b_{it} = b$ für alle $i \in I$. Darüber hinaus nehmen wir an, daß die Mengenvektoren, die wir mit x_t und x_{t-1} bezeichnen, bei gegebenen Preisvektoren p_t und p_{t-1} kostenminimal sind. Diewert [1976] definiert einen exakten Preisindex als eine Funktion $P(p_{t-1}, p_t, x_{t-1}, x_t, I)$ in Abhängigkeit der beobachtbaren Preise und Mengen, so daß

$$\frac{c(p_t, I, b)}{c(p_{t-1}, I, b)} = P(p_{t-1}, p_t, x_{t-1}, x_t, I) \quad (4.3)$$

gilt. Daß die Funktionsargumente von $c(\cdot)$ und $P(\cdot)$ in Gleichung (4.3) nicht überein

stimmen, ist zwar auf den ersten Blick mathematisch „unschön“ formuliert, ist aber in der Literatur zur Theorie „Exakter Indexzahlen“ ein durchaus übliches Vorgehen.² Die Auflistung der Funktionsargumente soll hier lediglich zeigen, welche Parameter zur Berechnung von $c(\cdot)$ und $P(\cdot)$ notwendig sind. Die Schlußfolgerung, daß $c(\cdot)$ gänzlich unabhängig von x_t bzw. x_{t-1} ist, trifft nicht zu. Der Grund dafür ist darin zu sehen, daß „...the price and quantity vectors .. are not regarded as completely independent variables..“³ Änderungen von x_t bspw. wirken sich damit nicht nur direkt auf $P(\cdot)$ sondern auch über p_t auf $c(\cdot)$ aus.

Der Preisindex in Gleichung (4.3) hat im Gegensatz zur Stückkostenfunktion die angenehme Eigenschaft, daß er nicht von den unbekanntem Parametern b_i ($i \in I$) abhängt. Sato [1976] und Vartia [1976] haben den exakten Preisindex für die CES-Stückkostenfunktion bestimmt. Dieser Preisindex lautet

$$P(p_{t-1}, p_t, x_{t-1}, x_t, I) = \prod_{i \in I} \left(\frac{p_{it}}{p_{i,t-1}} \right)^{w_{it}(I)}, \quad (4.4)$$

wobei $I = I_{t-1} \cap I_t$ diejenige Menge an Zwischengütern bezeichne, die sowohl in der Periode t als auch in der Periode $t-1$ zur Verfügung steht. Für die Gewichte $w_{it}(I)$ gilt:

$$w_{it}(I) = \frac{\frac{e_{it}(I) - e_{i,t-1}(I)}{\ln e_{it}(I) - \ln e_{i,t-1}(I)}}{\sum_{i \in I} \frac{e_{it}(I) - e_{i,t-1}(I)}{\ln e_{it}(I) - \ln e_{i,t-1}(I)}}. \quad (4.5)$$

Dabei steht e_{it} für den Anteil der Ausgaben für das Zwischengut i in der Periode t an den Gesamtausgaben für die Zwischengütermenge I in Periode t , d.h.,

$$e_{it}(I) \equiv \frac{p_{it} x_{it}}{\sum_{i \in I} p_{it} x_{it}}. \quad (4.5a)$$

Der Zähler in Gleichung (4.5) ist ein „logarithmischer Mittelwert“ der Ausgabenanteile e_{it} und $e_{i,t-1}$ und liegt zwischen diesen beiden Werten. Der Nenner ist so konstruiert, daß sich die Gewichte zu eins aufaddieren. Der Preisindex in Gleichung (4.4) basiert auf der Annahme, daß in den beiden Perioden t und $t-1$ das gleiche Güterbündel I verfügbar ist. Feenstra [1994] und Feenstra und Markusen [1994] zeigen nun, wie dieser Preisindex dahingehend verallgemeinert werden kann, daß er erstens im Zeitablauf variierende Gü-

² Dies zeigen u.a. die Artikel von Diewert [1976, 1978, 1981].

³ Zitiert nach Diewert [1981, S. 181].

terbündel und zweitens im Zeitablauf variierende Parameter b_t berücksichtigt. Den Preisindex $P(p_{t-1}, p_t, x_{t-1}, x_t, I)$ in Gleichung (4.4) nennen wir im folgenden den gewöhnlichen Preisindex, da er neue und aus dem Markt ausscheidende Zwischengüter vernachlässigt. Der exakte Preisindex sollte hingegen dem Verhältnis $c(p_t, I_t, b_t)/c(p_{t-1}, I_{t-1}, b_{t-1})$ entsprechen. Im folgenden zeigt Satz 4.1, wie der exakte Preisindex auf Grundlage der beobachtbaren Preise und Mengen bestimmt werden kann.

SATZ 4.1⁴ (Feenstra [1994]):

Wenn $b_{it} = b_{it-1}$ für alle $i \in I \subseteq (I_t \cap I_{t-1})$ und $I \neq \emptyset$ erfüllt ist, gilt:

$$\frac{c(p_t, I_t, b_t)}{c(p_{t-1}, I_{t-1}, b_{t-1})} = \Pi(p_{t-1}, p_t, x_{t-1}, x_t, I) \equiv P(p_{t-1}, p_t, x_{t-1}, x_t, I) \left(\frac{\lambda_t}{\lambda_{t-1}} \right)^{\frac{1}{\theta-1}}.$$

$$\text{mit } \lambda_r = \sum_{i \in I} p_{ir} x_{ir} / \sum_{i \in I_r} p_{ir} x_{ir}, \quad r = t, t-1.$$

Auch hier ist zunächst anzumerken, daß die Funktionsargumente von $c(\cdot)$, $\Pi(\cdot)$ und $P(\cdot)$ nicht unabhängig voneinander sind.⁵ Satz 4.1 besagt, daß das Verhältnis der Stückkosten dem exakten Preisindex $\Pi(\cdot)$ entspricht, der gleich dem Produkt aus gewöhnlichem Preisindex und dem Quotienten $(\lambda_t / \lambda_{t-1})^{1/(\theta-1)}$ ist. Bei der Interpretation dieses Quotienten ist zu beachten, daß λ_t dem Anteil der Ausgaben für das Güterbündel $i \in I$ am Güterbündel $i \in I_t$ entspricht. Folglich ist λ_t gleich eins minus dem Ausgabenanteil in Periode t für diejenigen Zwischengüter, die neu auf dem Markt angeboten werden. Wenn diese neuen Güter einen hinreichend großen Anteil an den Gesamtausgaben ausmachen, ist λ_t klein (-er als 1). In diesem Fall ist der exakte Preisindex $\Pi(\cdot)$ signifikant geringer als der gewöhnliche Index $P(\cdot)$. D.h., die Nichtberücksichtigung von Innovationen im gewöhnlichen Preisindex hat zur Folge, daß der gewöhnliche Preisindex nach oben verzerrt ist. Entsprechend ist λ_{t-1} gleich eins minus dem Ausgabenanteil in Periode $t-1$ für diejenigen Güter, die in Periode t nicht mehr verfügbar sind. Daraus folgt zugleich, daß λ_{t-1} klein (-er als 1) ist und somit der gewöhnliche Preisindex nach unten verzerrt ist.

⁴ Der Beweis von Satz 4.1 befindet sich im Anhang A.

⁵ Vgl. dazu auch die Ausführungen auf Seite 120.

Eine anschauliche Interpretation des Einflusses neuer bzw. ausscheidender Zwischengüter auf den Preisindex können wir wie folgt vornehmen: Nehmen wir an, daß der Preis eines nicht verfügbaren Gutes seinem Reservationspreis entspricht, bei dem die Nachfrage gleich Null ist. Für die CES-Funktion mit $\theta > 1$ ist die Nachfrage nach einem Gut nur dann annähernd gleich Null, wenn dessen Preis annähernd unendlich ist (Reservationspreis). Mit anderen Worten unterliegen neue Zwischengüter einem Preisverfall von unendlich auf ihr aktuelles Niveau, so daß sie den gewöhnlichen Preisindex verringern. Demgegenüber unterliegen aus dem Markt ausscheidende Zwischengüter einem Preissprung auf unendlich, mit der Folge, daß der gewöhnliche Preisindex ansteigt.

Der exakte Preisindex $\Pi(\cdot)$ hängt, wie Satz 4.1 zeigt, von der Substitutionselastizität θ ab. Falls θ groß ist, geht $1/(\theta - 1)$ gegen Null, so daß der Quotient $(\lambda_t / \lambda_{t-1})^{1/(\theta-1)}$ gegen eins strebt. In diesem Fall entspricht der exakte Preisindex dem gewöhnlichen Preisindex $P(\cdot)$. Der Grund dafür ist trivial: Neue und aus dem Markt ausscheidende Zwischengüter sind zu vernachlässigen, sofern diese Güter durch andere Güter jederzeit substituierbar sind. Betrachten wir nun das andere Extrem. Wenn θ gegen eins geht, geht $1/(\theta - 1)$ gegen unendlich, so daß der Quotient $(\lambda_t / \lambda_{t-1})^{1/(\theta-1)}$ gegen Null für $\lambda_t < \lambda_{t-1}$ und gegen unendlich für $\lambda_t > \lambda_{t-1}$ strebt. In diesen beiden Fällen haben neue und aus dem Markt ausscheidende Zwischengüter einen erheblichen Einfluß auf die Stückkosten und damit auf den exakten Preisindex.

Um nun in Anlehnung an Feenstra et al. [1999] das Maß für die Produktvielfalt herzuleiten, ziehen wir als erstes die Definition der Wachstumsrate der totalen Faktorproduktivität heran.⁶ Die Wachstumsrate der totalen Faktorproduktivität (kurz: $T\hat{F}P$) definieren wir als die Differenz zwischen Produktionswachstum und Inputwachstum gemäß

$$T\hat{F}P_{t-1,t} = \ln\left(\frac{Y_t}{Y_{t-1}}\right) - \ln Q(p_{t-1}, p_t, x_{t-1}, x_t, I), \quad (4.6)$$

wobei Q gemäß

$$Q(p_{t-1}, p_t, x_{t-1}, x_t, I) = \frac{E_t / E_{t-1}}{P(p_{t-1}, p_t, x_{t-1}, x_t, I)} \quad (4.7)$$

⁶ Der Aufsatz von Feenstra et al. [1999] baut u.a. auf den Ausführungen in Feenstra [1994] sowie Feenstra et al.[1992, 1994] auf.

definiert ist. Der erste Ausdruck in Gleichung (4.6) symbolisiert die Wachstumsrate der Produktion und der zweite Ausdruck steht für den Inputindex. Als Maß für den Inputindex verwenden wir laut Gleichung (4.7) die Änderung der nominalen Ausgaben E_t/E_{t-1} , die wir unter Verwendung des exakten Preisindex (4.4) bereinigen. E_t steht dabei für die Summe der Ausgaben für die Zwischengüter $i \in I_t$ in Periode t . Demnach gilt für E_t :

$$E_t = \sum_{i \in I_t} p_{it} x_{it} .$$

Für die Wachstumsrate der totalen Faktorproduktivität erhalten wir damit:

$$TFP_{t-1,t} = \ln\left(\frac{Y_t}{Y_{t-1}}\right) - \ln\left(\frac{E_t/E_{t-1}}{P(p_{t-1}, p_t, x_{t-1}, x_t, I)}\right). \quad (4.8)$$

Verwenden wir zusätzlich die Beziehung $E_t = c_t Y_t$, folgt

$$TFP_{t-1,t} = - \ln\left(\frac{c(p_t, I_t, b_t)/c(p_{t-1}, I_{t-1}, b_{t-1})}{P(p_{t-1}, p_t, x_{t-1}, x_t, I)}\right). \quad (4.9)$$

Unter Verwendung von Satz 4.1 ergibt sich nach einigen Umformungen die zentrale Gleichung

$$TFP_{t-1,t} = \frac{1}{\theta - 1} \Delta VAR_{t-1,t} \quad \text{mit} \quad (4.10)$$

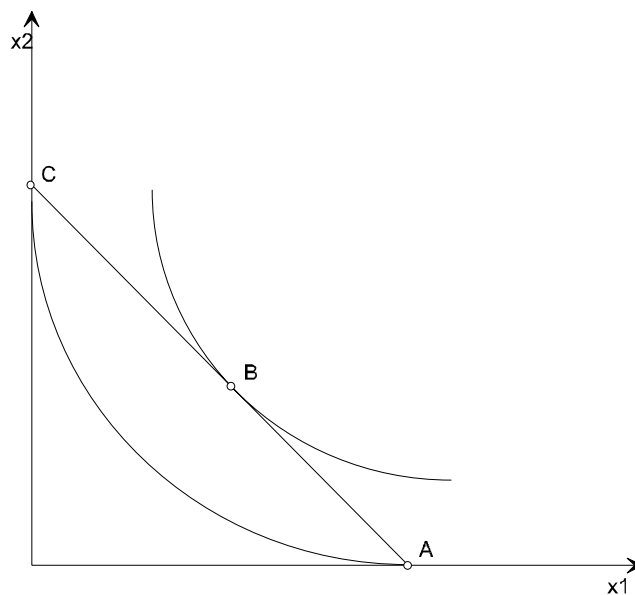
$$\Delta VAR_{t-1,t} = \ln\left(\frac{\sum_{i \in I_t} p_{it} x_{it} / \sum_{i \in I} p_{it} x_{it}}{\sum_{i \in I_{t-1}} p_{i,t-1} x_{i,t-1} / \sum_{i \in I} p_{i,t-1} x_{i,t-1}}\right). \quad (4.10a)$$

Nach Gleichung (4.10) ist die Wachstumsrate der totalen Faktorproduktivität für $\theta > 1$ positiv mit der Variable $\Delta VAR_{t-1,t}$ korreliert, die in Gleichung (4.10a) definiert ist. Die Interpretation dieser Gleichung ist einfach: Angenommen, daß die Anzahl der Zwischengüter im Zeitablauf zunimmt ($I_{t-1} = \{1, \dots, N_{t-1}\}$, $I_t = \{1, \dots, N_t\}$, $N_t > N_{t-1}$). Da $I = I_{t-1}$ gilt, ist der Nenner gleich eins. Wenn alle Zwischengüter symmetrisch im Produktionsprozeß eingesetzt werden ($a_i = a_j$, $i \neq j$), sind die Ausgaben für alle Zwischenprodukte gleich hoch. Der Zähler entspricht in diesem Fall dem Verhältnis N_t/N_{t-1} . Der Zähler ist also größer als eins, so daß $\Delta VAR_{t-1,t}$ positiv ist. Dies weist insgesamt auf eine Zunahme der Produkt-

vielfalt hin.⁷ $\Delta VAR_{t-1,t}$ können wir damit als ein exaktes Maß für die Wachstumsrate der Inputvielfalt interpretieren. Ohne die angenommene SymmetrieAnnahme läßt sich die exakte Wachstumsrate der Inputvielfalt für die unterstellte CES-Produktionsfunktion mit Hilfe von Gleichung (4.10a) berechnen.

Der Koeffizient $1/(\theta-1)$ kennzeichnet den Substitutionsgrad zwischen neuen und bereits existierenden Zwischengütern. Ein großer Koeffizient (und damit eine niedrige Substitutionselastizität) bedeutet, daß neue Zwischengüter in dem Sinne wichtig sind, daß sie schlecht durch bestehende Güter substituiert werden können. Der Einfluß eines neuen Zwischenproduktes auf die Produktivität zeigt Abbildung 4.1. In der Abbildung sind die Isoquanten einer CES-Produktionsfunktion dargestellt. Für $\theta > 1$ berühren die Isoquanten die Achsen mit der Steigung null bzw. unendlich. Wenn zunächst nur das Zwischenprodukt x_1 verfügbar ist, setzt das Unternehmen dieses Zwischenprodukt in derjenigen Menge ein, die durch Punkt A gegeben ist. Die Produktion beläuft sich auf Y_1 . Kommt nun ein weiteres Zwischenprodukt x_2 hinzu, kann bei gleichem Ausgabenniveau (darge-

Abbildung 4.1: Effizienzgewinne durch neue Zwischenprodukte



Quelle: Feenstra et al. [1999]

⁷ In diesem Fall gilt: $\Delta VAR_{t-1,t} = \ln\left(\frac{N_t}{N_{t-1}}\right)$.

stellt durch die Linie AC) der Punkt B mit dem höheren Produktionsniveau Y_2 erreicht werden. Da sich die Gesamtausgaben für die Zwischenprodukte nicht geändert haben, entspricht die totale Faktorproduktivität dem Verhältnis Y_2/Y_1 , das seinerseits von der Konvexität der Isoquanten bzw. von θ abhängt.

In Gleichung (4.10) sind t und $t-1$ bisher als zwei aufeinander folgende Zeitpunkte interpretiert worden. In diesem Fall mißt die Variable $\Delta VAR_{t,t-1}$ die Wachstumsrate der Inputvielfalt beispielsweise in den USA. Es ist aber ohne größere Umstände möglich, t und $t-1$ als zwei verschiedene Länder aufzufassen (Beispiel: $t=USA$, $t-1=Italien$). In diesem Fall mißt $\Delta VAR_{t,t-1}$ das (logarithmierte) Niveau der relativen Inputvielfalt dieser Länder zu einem gegebenen Zeitpunkt.⁸

Wie wir schon ausführlich beschrieben haben, können wir $\Delta VAR_{t-1,t}$ zum einen als die Wachstumsrate der Produktvielfalt eines Landes ($t = \text{Zeitpunkt 1}$ und $t-1 = \text{Zeitpunkt 2}$) und zum anderen als das Niveau der relativen Produktvielfalt zweier Länder ($t = \text{Land 1}$ und $t-1 = \text{Land 2}$) interpretieren. Da wir im fünften Kapitel ein Maß für die Wachstumsrate der relativen Produktvielfalt benötigen, soll kurz gezeigt werden, wie wir dieses Maß evaluieren. Es sei noch einmal daran erinnert, daß wir zur Berechnung des Niveaus der relativen Produktvielfalt zweier Länder das Güterbündel so definiert haben, daß es exakt diejenigen Güter enthält, die in beiden Ländern zu einem gegebenen Zeitpunkt vorhanden sind. Zur Berechnung der Wachstumsrate der Produktvielfalt eines Landes haben wir das Güterbündel I hingegen so bestimmt, daß es genau diejenigen Güter beinhaltet, die in zwei aufeinander folgenden Zeitpunkten in einem gegebenen Land verfügbar sind. Folglich liegt es auf der Hand, daß wir zur Berechnung der Wachstumsrate der relativen

⁸ Wie Feenstra et al. [1999, S.324] treffend feststellen, ist dazu nicht mehr als eine Umbenennung der Variablen erforderlich: Y_t in Gleichung (4.1) ist als Produktionsfunktion des Landes t zu interpretieren. Als Konsequenz ist $c(\cdot)$ in Gleichung (4.2), die aus dem Kostenminimierungsansatz resultierende Stückkostenfunktion des Landes t , so daß $c(\cdot)/c(\cdot)$ in Gleichung (4.3) dem Verhältnis der Stückkosten in Land t und Land $t-1$ entspricht. In Gleichung (4.6) können wir $Q(\cdot)$ schließlich als relativen Mengenindex deuten. Zur Interpretation von Gleichung (4.10a) nehmen wir an, daß das Güterbündel I_t (I_{t-1}) genau diejenigen Güter beinhaltet, die in Land t (Land $t-1$) zur Verfügung stehen, und daß das Güterbündel I exakt diejenigen Güter enthält, die gleichzeitig in Land t und in Land $t-1$ vorhanden sind. Angenommen, daß die Anzahl der Zwischengüter im Land t größer ist als in Land $t-1$. Es gilt demnach $I_{t-1} = \{1, \dots, N_{t-1}\}$ und $I_t = \{1, \dots, N_t\}$, so daß $N_t > N_{t-1}$ folgt. Da $I = I_{t-1}$ gilt, ist der Nenner gleich eins. Werden alle Zwischengüter symmetrisch im Produktionsprozeß eingesetzt ($a_i = a_j$, $i \neq j$), dann sind die Ausgaben für alle Zwischenprodukte gleich hoch. Der Zähler entspricht in diesem Fall dem Verhältnis N_t/N_{t-1} . Der Zähler ist also größer als eins, so daß ΔVAR positiv ist. Dies bildet insgesamt die Tatsache ab, daß die Produktvielfalt in Land t relativ größer ist als in Land $t-1$. Unter diesen Voraussetzungen ist es also möglich, $\Delta VAR_{t-1,t}$ als Maß für die relative Produktvielfalt zweier Länder zu interpretieren.

Produktvielfalt zweier Länder das Güterbündel so wählen, daß es exakt diejenigen Güter enthält, die in beiden Ländern in zwei aufeinander folgenden Zeitpunkten verfügbar sind. Für die folgenden Betrachtungen nehmen wir nun an, daß t die Zeit und a und b die Länder kennzeichnen. Zudem bezeichnen wir mit $I_t \equiv I_{at} \cap I_{bt}$ das Güterbündel, das exakt aus denjenigen Gütern besteht, die in Land a und Land b zum Zeitpunkt t vorhanden sind, so daß $I \equiv I_{t-1} \cap I_t$ folglich das Güterbündel symbolisiert, das diejenigen Güter beinhaltet, die in den Zeitpunkten t und $t-1$ in Land a und in Land b zur Verfügung stehen. Für die Wachstumsrate der relativen Produktvielfalt erhalten wir dann den Ausdruck [Feenstra et al. [1999, S.325]

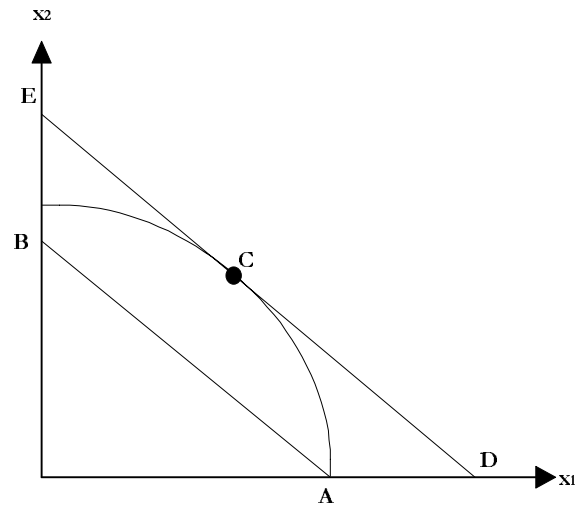
$$\Delta VAR_t = \left[\ln \left(\frac{\sum_{i \in I_{at}} p_{iat} x_{iat} / \sum_{i \in I} p_{iat} x_{iat}}{\sum_{i \in I_{bt}} p_{ibt} x_{ibt} / \sum_{i \in I} p_{ibt} x_{ibt}} \right) - \ln \left(\frac{\sum_{i \in I_{a,t-1}} p_{ia,t-1} x_{ia,t-1} / \sum_{i \in I} p_{ia,t-1} x_{ia,t-1}}{\sum_{i \in I_{b,t-1}} p_{ib,t-1} x_{ib,t-1} / \sum_{i \in I} p_{ib,t-1} x_{ib,t-1}} \right) \right]. \quad (4.11)$$

ΔVAR_t erhalten wir also laut Gleichung (4.11) dadurch, daß wir entweder die Differenz der relativen Produktvielfalts-Niveaus zweier Länder zum Zeitpunkt t und $t-1$ berechnen, oder daß wir die Differenz der Produktvielfalts-Wachstumsraten von Land a und Land b zum Zeitpunkt t bilden. Sofern wir sicherstellen, daß sich das Güterbündel I stets identisch zusammensetzt, führen beide Methoden zum gleichen Resultat.

4.3 EIN INDEX ZUR MESSUNG DER OUTPUTVIELFALT

Das in Abschnitt 4.2 hergeleitete Produktvielfaltsmaß ermöglicht gegenwärtig nur für Inputgüter exakte Berechnungen. Vor dem Hintergrund der empirischen Umsetzung stellt sich für uns an dieser Stelle die wichtige Frage, wie die Outputvielfalt sinnvoll in einer Maßzahl erfaßt werden kann. Dieses Vorhaben ist deshalb erforderlich, weil u.a. die Wachstumsmodelle aus Abschnitt 2.3 und 2.6 explizit die industrielle Entwicklung neuer Konsumgütervarianten thematisieren. Die CES-Funktion aus Gleichung (4.1) wird in diesen Modellen als Nutzenfunktion der Haushalte dargestellt, so daß die differenzierten Güter x_{it} nicht als Zwischengüter sondern vielmehr als Endprodukte zu interpretieren sind. Der explizit unterstellte „Love for variety“ Ansatz sorgt dafür, daß der Nutzen der Haushalte mit der Anzahl der konsumierbaren Gütervarianten ansteigt. In diesen Modellen hat die Zunahme der Outputvielfalt jedoch keinen unmittelbaren Einfluß auf die Produktivität. Wie jedoch Feenstra et al. [1999, S.323] hervorheben, können diese Modelle dahingehend erweitert werden, daß sie gerade diesen Einfluß der Outputvielfalt auf die Entwicklung der Produktivität abbilden. Wie die Abschnitte 2.3 und 2.6 gezeigt haben, wird in diesen Modellen jede beliebige Endproduktvariante im Verhältnis 1:1 aus einem primären Produktionsfaktor gewonnen. Die entsprechenden Transformationskurven zwischen den verschiedenen Gütervarianten verlaufen somit linear, so daß der Gebrauch einer weiteren Gütervariante keinen Einfluß auf die gesamtwirtschaftliche Produktion hat. Wenn wir statt dessen unterstellen, daß die verschiedenen Outputvarianten mittels mehrerer primärer Produktionsfaktoren und mit verschiedenen Faktorintensitäten gefertigt werden, haben die Transformationskurven den gewöhnlichen konkaven Verlauf. In diesem Fall kann sehr wohl erwartet werden, daß die Erfindung und Nutzung einer neuen Gütervariante bei gegebenem Ressourcenverbrauch einen positiven Einfluß auf den Gesamtoutput und damit auf die Produktivität hat. Dieser Sachverhalt wird in Abbildung 4.2 dargestellt. Die konkave Kurve stellt die Transformationskurve zwischen den Endprodukten x_1 und x_2 dar. Wenn wir zunächst von einer Situation ausgehen, in der ausschließlich das Endprodukt x_1 zur Verfügung steht, ist die Produktion durch Punkt A gegeben. Der Produktionswert wird durch die Budgetlinie AB dargestellt. Wenn nun das Endprodukt x_2 hinzukommt, kann bei gleichem Ressourcenverbrauch der Punkt C er-

Abbildung 4.2: Effizienzgewinne durch neue Outputgüter



Quelle: Feenstra et al. [1999]

reicht werden, der durch einen höheren Produktionswert (dargestellt durch die Budgetlinie DE) als Punkt A charakterisiert ist. Dies repräsentiert den Produktivitätsgewinn, der auf das neue Produkt zurückzuführen ist. Um diesen Produktivitätsgewinn zu messen, müssen wir Gleichung (4.1) als Transformationsfunktion zwischen dem Vektor der verschiedenen Endproduktvarianten x_t und dem skalaren Ressourcenmaß y_t reinterpretieren. Durch Veränderungen von y_{it} verschiebt sich die Transformationskurve. In diesem Fall betrachten wir Werte für $\theta < 0$, so daß für gegebenen Ressourceneinsatz y_t die Transformationskurve zwischen den Endprodukten x_1 und x_2 strikt konkav ist. Zudem definieren wir das TFP-Wachstum in Gleichung (4.6) derart, daß es der Differenz zwischen dem realen Outputwachstum und dem skalaren Ressourcenmaß y_t entspricht. Dann impliziert eine Zunahme der Outputvielfalt TFP-Wachstum. Das Wachstum der totalen Faktorproduktivität ist daher mit dem Maß für die Outputvielfalt positiv korreliert. Es gilt demnach:

$$\hat{TFP}_{t-1,t} = -\frac{1}{\theta - 1} \Delta VAR_{t-1,t} > 0, \quad \text{für } \theta < 0; \Delta VAR_{t-1,t} > 0. \quad (4.12)$$

Zusammenfassend können wir damit feststellen, daß unter der Voraussetzung einer strikt konkaven Transformationskurve das Vielfaltsmaß aus Gleichung (4.10a) auch für die Bestimmung der Outputvielfalt zur Verfügung steht.

Zur exakten empirischen Umsetzung des hier vorgestellten Konzepts zur Bestimmung der Produktvielfalt benötigen wir umfassende allgemeine Produktionsdaten. Diese Daten sollten zum einen Angaben über hinreichend disaggregierte Produktklassen beinhalten (sechsstellig und höher) und zum anderen konsistente und vergleichbare Angaben für eine Vielzahl von Ländern liefern. Leider stellt zur Zeit keine internationale Organisation derartige Produktionsdaten zur Verfügung. Wir benutzen in unserer Untersuchung disaggregierte Außenhandelsdaten, d.h., Weltexportdaten und Weltimportdaten der OECD- Länder.⁹ Die Verwendung dieser Daten wirkt sich natürlich auf die Qualität der zu berechnenden Maßzahlen für die Produktvielfalt aus. Da u.a. die Exporte eines Landes nur einen Teil des Outputs abbilden und sich somit die Exportvielfalt von der eigentlich interessierenden Outputvielfalt im erheblichen Umfang unterscheiden kann, sind wir nicht in der Lage die Maßzahlen exakt zu bestimmen. Die Maßzahlen, die wir in dieser Arbeit präsentieren, sind aus der Sicht des hier vorgestellten Konzepts nicht exakt und können aus diesem Grund nur als Approximationen der Produktvielfalt interpretiert werden.

⁹ Auch Feenstra et al. [1999] verwenden zur Berechnung von (4.10a) Außenhandelsdaten und stellen dazu fest: „ To contrast the product variety of South Korea and Taiwan, we will use disaggregate US import statistics for 1972-1991. That is, we will be measuring the product variety of these countries using data on their exports to the US. By focusing on export variety , it is evident that we are measuring something closer to output variety [.] than to input variety [.]“

4.4 PRODUKTVIELFALT IN OECD - LÄNDERN

Im Zentrum dieser Arbeit steht das vorrangige Ziel, die (relative) Produktvielfalt auf gesamtwirtschaftlicher Ebene direkt durch ein geeignetes Maß zu erfassen. Den theoretischen Hintergrund für dieses Vorhaben haben wir in den vorangegangenen Abschnitten erarbeitet. In diesem Abschnitt erfolgt die empirische Umsetzung. Wir werden wie in der Studie von Funke und Ruhwedel [2001a] das Niveau der Produktvielfalt einzelner OECD-Länder relativ zu den USA abbilden. Die Wahl der USA als Basisland begründet sich dadurch, daß in der Literatur die USA als weltweiter Technologieführer allgemein anerkannt ist. Darüber hinaus hat der im dritten Kapitel dargelegte internationale Vergleich der F&E-Indikatoren gezeigt, daß die USA sowohl bei den privaten F&E-Aufwendungen als auch bei den Patentanmeldungen international eine Spitzenposition einnimmt.

In den folgenden Ausführungen bestimmen wir das Niveau der relativen Produktvielfalt für 20 OECD-Länder für den Zeitraum von 1989 bis 1997. Zu den 20 OECD-Ländern zählen: Australien, Belgien, Kanada, Dänemark, Deutschland, Finnland, Frankreich, Großbritannien, Griechenland, Italien, Island, Japan, Neuseeland, Niederlande, Norwegen, Portugal, Spanien, Schweden, Schweiz und die Türkei. Im Unterschied zur Studie von Funke und Ruhwedel [2001a] sind wir aufgrund neuerer Daten in der Lage, zwei weitere Länder (Neuseeland und die Niederlande) und ein weiteres Jahr (1997) mit in die Untersuchung aufzunehmen.

Dieser Abschnitt ist wie folgt gegliedert: Im Abschnitt 4.4.1 präsentieren wir die Datengrundlage, die wir zur Berechnung der relativen Produktvielfaltsindizes heranziehen. Die Präsentation und Interpretation der berechneten Vielfaltsindizes erfolgt sodann im Abschnitt 4.4.2.

4.4.1 DATENGRUNDLAGE

Zur erfolgreichen Durchführung dieser Untersuchung sind Daten von besonderer Qualität und Struktur erforderlich. Wie wir in Abschnitt 4.3 festgestellt haben, setzt die exakte Berechnung der Produktvielfaltsindizes nach Gleichung (4.10a) umfassende allgemeine Produktionsdaten voraus. Diese sollten zum einen Angaben über hinreichend disaggregierte Produktklassen beinhalten und zum anderen konsistente und vergleichbare Angaben für eine Vielzahl von Ländern liefern. Leider stellt zur Zeit keine internationale Organisation derartige Produktionsdaten zur Verfügung. Wir verwenden wie auch Feenstra et al. [1999] und Funke und Ruhwedel [2001a] zur Berechnung der Produktvielfaltsindizes disaggregierte Außenhandelsdaten, d.h. Weltexport- und Weltimportdaten der OECD-Länder.¹⁰ Wie wir schon in Abschnitt 4.3 ausdrücklich bemerkt haben, ist die Verwendung dieser Daten zur Berechnung der Produktvielfalt mit einigen Problemen verbunden. Diese haben zur Konsequenz, daß die in dieser Arbeit präsentierten Produktvielfaltsindizes nur Approximationen der Outputvielfalt darstellen und als solche auch interpretiert werden.

Als Datengrundlage dient die Außenhandelsdatenbank „INTERNATIONAL TRADE BY COMMODITY STATISTICS“ (kurz: ITCS) der OECD[1999a], welche konsistente Angaben für 21 OECD-Länder für den Zeitraum von 1989 bis 1997 enthält. Es handelt sich dabei um sechstellige Produktklassen, die nach der HS- (HARMONIZED SYSTEM) Außenhandelssystematik der OECD kodiert sind.¹¹ Insgesamt stehen somit für jedes Land maximal 6873 Produkte zur Verfügung. Die Struktur der HS-Außenhandelssystematik läßt sich wie folgt beschreiben: Das „Harmonisierte System“ setzt sich zunächst aus 96 zweistellig verschlüsselten Kapitel zusammen. Diese Kapitel sind weiter unterteilt in 1241 Produktgruppen, die jeweils durch vierstellige HS-Codes gekennzeichnet sind. In Tabelle 4.1 wird das Disaggregationsniveau am Beispiel des Kapitels 85 (Elektrotechnik) dargestellt. Wie Tabelle 4.1 zeigt, setzt sich der Bereich Elektrotechnik aus 49 vierstelligen Produktklassen zusammen. Die vierstelligen Produktklassen sind ihrerseits in sechstellige Produktgruppen unterteilt. Das außergewöhnlich hohe Disaggregationsniveau der ITCS-Datenbank verdeutlicht Tabelle 4.2 eindrucksvoll am Beispiel

¹⁰ Vgl. dazu auch die Ausführungen in Funke und Ruhwedel [2001b, 2002].

¹¹Zur Entwicklung des „Harmonisierten Systems“ und zur Abgrenzung gegenüber anderen Gütersystematiken liefern Lambertz [1987] und Lippe [1990, S.39] einen kurzen Überblick.

der Produktklassen HS-8501 (Elektromotoren und -generatoren“) und HS-8504 (Transformatoren). So gehören zu der Produktklasse HS-8501 14 verschiedene Produktgruppen und zur Produktklasse HS-8504 11 verschiedene Produktgruppen. Die Produktgruppen einer Produktklasse unterscheiden sich untereinander u.a. durch bestimmte Produkteigenschaften. Beispielsweise handelt es sich bei der Produktgruppe HS-8501 um verschiedene Elektrogeneratoren, die sich insbesondere durch ihr Leistungsvermögen unterscheiden.

Für die Untersuchung ist es wichtig darauf hinzuweisen, daß einige Produkte aus der ITCS-Datenbasis, die zur Berechnung der Produktvielfalts-Kennzahlen herangezogen werden, als Konsumgüter zu klassifizieren sind. Die Verwendung von Konsumgütern läßt sich durch die Wachstumsmodelle aus Abschnitt 2.3 und 2.6 begründen. Der dort angenommene „Love for variety“ – Ansatz sorgt dafür, daß der Nutzen der Haushalte mit der Anzahl der vorhandenen Konsumgüter ansteigt. Wie in Abschnitt 4.3 gezeigt wurde, können diese Modelle derart erweitert werden, daß auch sie eine positive Korrelation zwischen der Produktvielfalt und dem TFP-Wachstum prognostizieren. Anzumerken bleibt darüber hinaus, daß die ITCS-Datenbasis keine Dienstleistungen enthält.

Der Gang der Untersuchung macht es erforderlich, daß wir zwischen Primär- und Sekundärgütern differenzieren.¹² Zur Herstellung von rohstoffintensiven Primärgütern kommen grundsätzlich mehr Vorleistungsgüter aus der eigenen Industrie zum Einsatz als aus anderen Industriezweigen. Umgekehrt kommen bei Sekundärgütern hauptsächlich Vorleistungsgüter aus anderen Industrien zum Einsatz. Wegen dieser Unterschiede in der Vorleistungsstruktur und der Vorstellung, daß für Sekundärgüter die in Abschnitt 2.7 aufgestellten Zusammenhänge der endogenen Wachstumstheorie eher zutreffen als für Primärgüter, werden wir ausschließlich für Sekundärgüter und nicht für Primärgüter gesonderte Maßzahlen für die Produktvielfalt präsentieren. Da das „Harmonisierte System“ nicht von vornherein zwischen Primär- und Sekundärgütern unterscheidet, haben wir zur Klassifizierung der Güter die „International Standard Industrial Classification“ (ISIC) zugrunde gelegt und jede HS-Produktgruppe einem ISIC-Wirtschaftszweig zugeordnet.

¹²Auch wenn diese Separation willkürlich erscheinen mag, erfüllt sie den Zweck, daß wir die Hypothesen der endogenen Wachstumstheorie direkter testen können. Vgl. dazu die Ausführungen in Feenstra et al. [1999, S.328].

Tabelle 4.3 zeigt, welche Produktgruppen als Primär- bzw. als Sekundärgüter klassifiziert worden sind.

Tabelle 4.1: Das Disaggregationsniveau der ITCS-Datenbank am Beispiel der Produktklasse HS-85: Elektrotechnik¹³

85	ELECTRICAL MCHY EQUIP PARTS THEREOF; SOUND RECORDER ETC
8501	Electric motors and generators (excluding generating sets)
8502	Electric generating sets and rotary converters
8503	Parts suitable for use solely/princ with machines of hd no 85.01/85.02
8504	Electric transformer, static converter (for example rectifiers) & inductr
8505	Electro-magnets; permanent magnets; magnetic chucks; clutches & brakes, etc
8506	Primary cells and primary batteries
8507	Electric accumulatr, incl separatr therefr, w/n rectanglr (incl square)
8508	Electro-mechcl tool for wrkg in the hand, w self-contd elec-motor
8509	Electro-mechanical domestic appliance, w self-containd electric motor
8510	Shavers and hair clippers, with selfcontained electric motor
8511	Electrical ignition/starting equip, ex spark plugs/starter motors, etc
8512	Electrical lighting/signalling equip, windscreen wipers, defrosters, etc
8513	Portabl electric lamp designd to functn by batt/magneto... o/t hd 8512
8514	Industrial/laboratory elec furnaces & ovens; o ind/lab heating equipment
8515	Electric, laser/photon beam/plasma arc solderg with cut capabilities, etc
8516	Electric instantaneou water heater, space htg; hair-dressg ex hair dryer
8517	Electric app for line telephony/line telegraphy, incl curr line system
8518	Microphones & stand; loudspeaker; headphone/earphone; sound amplifier set
8519	Turntable (record-decks), record-player, & o sound reproducing apparatus
8520	Magnetc tape recordr & sound rec app, w/n incorp a sound reprdc device
8521	Video recording or reproducing apparatus
8522	Parts and accessories of apparatus of heading nos 85.19 to 85.21
8523	Prepard unrecordd media for sound record/sim record, o/t prod of ch 37
8524	Record, tape, recordd for sound, incl matrice for the productn of record
8525	Transmissn app for radio-telephony radio-broadcastg; television camera
8526	Radar apparatus, radio navigational app & radio remote control apparatus
8527	Reception app for radio-telephony/radio-broadcastg w/n combi w a clock
8528	Television receivers (incl video monitors & video projectors)
8529	Part suitable for use solely/princ with the app of headg no85.25-85.28
8530	Electrical signallg/traffic control equip for rlwy/road... o/t hd 8608
8531	Electric sound/visual signallg app (ex bell/siren, burglar/fire alarms)
8532	Electrical capacitors, fixed, variable or adjustable (pre-set)
8533	Electrical resistor (incl rheostats & potentiometers), o/t heatg resistor
8534	Printed circuits
8535	Electrical app for switching (ex fuse, switche, etc) exceeding 1000 volt
8536	Electrical app for switchg (ex fuse, switche, etc) nt exceedg 1000 volt
8537	Board, panels & o bases, equipped w two/more app of hd no 85.35/85.36
8538	Part suitable for use solely/princ w the app of hd no85.35, 85.36/85.37
8539	Electric fi/dschg lamps, incl sealed beams & ultra-violet lamps; arc-lamps
8540	Thermionic, cold cathode valves & tube (ex vac/ga filld, tv camera tubes)
8541	Diodes/transistors & sim semiconductor devices; light emitting diodes, etc
8542	Electronic integrated circuits and microassemblies
8543	Electrical mach & app having individual function, nes/incl in thi chapter
8544	Insulated wire/cable & o insul elec conductors w/n fitted w connectors
8545	Carbon electds/brushes/lamp carbons & o art of graphite or other carbon
8546	Electrical insulators of any material
8547	Insulating fitting for elec mach, app/equip o/t insulator of hd no85.46

¹³ Quelle: OECD [1999a]

Tabelle 4.2: Das Disaggregationsniveau der ITCS-Datenbank am Beispiel der Produktgruppen HS-8501 und HS-8504

850120 Universal AC/DC motors of an output exceeding 37.5 W
850131 DC motors, DC generators, of an output not exceeding 750 W
850132 DC motors, DC generators, of an output exceedg 750 W but nt exceedg 75KW
850133 DC motors, DC generators, of an output exceedg 75 KW but nt > 375KW
850134 DC motors, DC generators, of an output exceeding 375 KW
850140 AC motors, single-phase, nes
850151 AC motors, multi-phase, of an output not exceeding 750 W
850152 AC motors, multi-phase, of an output exceedg 750 W but not exceedg 75 KW
850153 AC motors, multi-phase, of an output exceeding 75 KW
850161 AC generators (alternators), of an output not exceeding 75 KVA
850162 AC generators, of an output exceeding 75 KVA but not exceeding 375 IKVA
850163 AC generators, of an output exceeding 375 KVA but not exceeding 750 KVA
850164 AC generators, of an output exceeding 750 KVA
850410 Ballasts for discharge lamps or tubes
850421 Liquid dielectric transformers havg a power handlg capa </= 650 KVA
850422 Liq dielect transf havg a power handlg cap >650 KVA but </= 10, 000KVA
850423 Liq dielectric transf havg a power handlg capacity exceedg 10, 000 KVA
850431 Transformers electric power handling capacity not exceeding 1 KVA, nes
850432 Transformers electric power handling capa > 1 KVA but </= 16 KVA, nes
850433 Transformers electric power handling capa > 16 KVA but </= 500 KVA
850434 Transformers electric havg a power handlg capacity exceedg 500 KVA, nes
850440 Static converters, nes
850450 Inductors, electric
850490 Parts of electrical transformers, static converters and inductors

Quelle: OECD [1999a]

Tabelle 4.3: Primärgüter versus Sekundärgüter

PRIMÄRPRODUKTE	HS – KLASSIFIKATION
Textilien	14, 41,43, 50, 51, 52, 53, 54, 55, 56, 57, 58, 59, 60
Waldprodukte	44, 45, 46, 47
Papier und Druck	48, 49
Kautschuk – Produkte	13, 40
Leder – Produkte	42
Stein-, Feinkeramik- und Glasprodukte	68, 69, 70
Primärmetalle	26, 72, 7401, 7402, 7403, 7404, 7405, 7406, 7407, 7501, 7502, 7503, 7504, 7505, 7601, 7602, 7603, 7604, 7801, 7802, 7803, 7804, 7901, 7902, 7903, 810110, 810191, 810291, 810292, 810310, 810411, 810420, 810430, 810510, 810710, 810810, 810910, 811211, 811291,
SEKUNDÄRPRODUKTE	
Nahrungsmittel	02, 03, 04, 07, 08, 09, 10, 11, 12, 15, 16, 17, 18, 19, 20, 21,23
Getränke und Tabak	22, 24,
Kleidung	4303, 61, 62, 63, 64, 65
Chemikalien und Kunststoffe	27, 28, 29, 30, 31, 32, 33, 34, 35, 36, 37, 38, 39
Verarbeitete Metallprodukte	73, 74, 75, 76, 78, 79, 80, 81, 82, 83
Maschinen	84
Elektrotechnik	85
Transport – Ausstattung	86, 87, 88, 89,90,91
Instrumente	41, 66, 67, 71, 92, 93, 94, 95, 96

Quelle: OECD [1999a].

Die relativen Maßzahlen für die Produktvielfalt des Landes i zum Zeitpunkt t berechnen wir jeweils auf der Basis der Exportdaten, der Importdaten und der aggregierten Export- und Importdaten. Die aggregierten Export- und Importdaten zum Zeitpunkt t erhalten wir dadurch, daß wir für jedes Produkt die Summe aus dem Exportwert zum Zeitpunkt t und dem Importwert zum Zeitpunkt t bilden. Für die Wahl der Weltexporte als Datengrundlage zur Berechnung der relativen Produktvielfalt spricht, daß im Inland erzeugte Güter in der Regel auch exportiert werden. Die Exportvielfalt dient also als Approximation der im Inland erzeugten Outputvielfalt und dient darüber hinaus als Indikator für die Effizienz (Größe) des inländischen F&E-Sektors. Die Berücksichtigung der Weltimportdaten begründet sich dadurch, daß Importgüter sofern sie nicht ursprünglich im Inland verfügbar sind, die inländische Produktvielfalt ausweiten. Der sich daraus ergebende Vielfaltsindex approximiert auf diese Weise die importierte Produktvielfalt (kurz: Importvielfalt). Zudem trägt, wie die Untersuchung von Coe und Helpman [1995] gezeigt hat, der ausländische F&E-Kapitalstock über den Import von Gütern zur inländischen Produktivität mit bei.¹⁴ Entsprechend dient das Aggregat aus den Weltexport- und Weltimportdaten als Approximation der im Inland insgesamt verfügbaren Produktvielfalt (kurz: aggregierte Export und Importvielfalt).

Die vorgenommenen Abgrenzungen geben uns die Möglichkeit für jedes Land und für jeden Zeitpunkt, in Abhängigkeit der jeweiligen Datengrundlage, sechs verschiedene Maßzahlen für die relative Produktvielfalt zu ermitteln. Diese Maßzahlen werden wir für 20 OECD-Länder auf Jahresbasis für den Zeitraum von 1989 bis 1997 berechnen. Das hohe Disaggregationsniveau der ITCS-Daten versetzt uns damit in die Lage, in dieser Studie einen außerordentlich großen Datenumfang auszuwerten. Da die Weltexporte, die Weltimporte und die aggregierten Weltexporte und Weltimporte von 20 OECD-Ländern mit jeweils maximal 6873 Produktklassen über den Zeitraum von 1989 bis 1997 in dieser Studie berücksichtigt werden, fließen in die Berechnungen der verschiedenen Produktvielfalts-Kennzahlen mehr als 2,4 Millionen(!) Beobachtungen ein. Die Präsentation der Produktvielfalts-Kennzahlen erfolgt in den folgenden Abschnitten 4.4.2.1 bis 4.4.2.6 . Dazu gibt Tabelle 4.4 eine kurze Übersicht.

¹⁴ Vgl. dazu die ausführliche Darstellung in Abschnitt 3.5.

Tabelle 4.4: Übersicht über die verschiedenen Produktvielfaltsindizes

	ALLE GÜTER	SEKUNDÄRGÜTER
WELTEXPORT	Exportvielfalt I: Abschnitt 4.4.2.1	Exportvielfalt II: Abschnitt 4.4.2.4
WELTIMPORT	Importvielfalt I: Abschnitt 4.4.2.2	Importvielfalt II: Abschnitt 4.4.2.5
WELTIMPORT & WELTEXPORT	Aggregierte Export- und Importvielfalt I: Abschnitt 4.4.2.3	Aggregierte Export- und Importvielfalt II: Abschnitt 4.4.2.6

Im Anschluß soll kurz die Methode zur Berechnung der relativen Produktvielfalt anhand eines Beispiels erläutert werden. Für die folgenden Betrachtungen wollen wir annehmen, es gäbe zwei Länder (Land1, Land2), die im Inland grundsätzlich drei handelbare Produkte fertigen können. Die Handelsstruktur zwischen Land1 und Land2 ist durch Tabelle 4.5 gegeben.

Tabelle 4.5: Beispiel zur Berechnung der relativen Produktvielfalt

	EXPORTWERT		IMPORTWERT		EXPORTWERT + IMPORTWERT	
	Land1	Land2	Land1	Land2	Land1	Land2
PRODUKT 1	100	150	150	100	250	250
PRODUKT 2	0	0	0	0	0	0
PRODUKT 3	50	0	0	50	50	50

Während also Produkt1 von beiden Ländern jeweils exportiert und importiert wird, wird Produkt2 nicht gehandelt, und das Produkt3 wird nur von Land1 exportiert bzw. von Land2 importiert. Unter Verwendung von Gleichung (4.10a)

$$\Delta VAR_{t-1,t} = \ln \left(\frac{\sum_{i \in I_t} p_{it} X_{it} / \sum_{i \in I} p_{it} X_{it}}{\sum_{i \in I_{t-1}} p_{i,t-1} X_{i,t-1} / \sum_{i \in I} p_{i,t-1} X_{i,t-1}} \right),$$

wobei wir t mit Land1 und t-1 mit Land2 identifizieren, ergeben sich die in Tabelle 4.6 enthaltenen Maßzahlen für die relative Produktvielfalt.

Tabelle 4.6: Berechnung der relativen Produktvielfalt für das 2 Länder/3 Güter - Beispiel

EXPORTVIELFALT	$\Delta VAR = \ln \left\{ \frac{150/100}{150/150} \right\} = 0,41 > 0$
IMPORTVIELFALT	$\Delta VAR = \ln \left\{ \frac{150/150}{150/100} \right\} = -0,41 < 0$
AGGREGIERTE EXPORT- UND IMPORTVIELFALT	$\Delta VAR = \ln \left\{ \frac{300/300}{300/300} \right\} = 0$

Die Ergebnisse aus Tabelle 4.6 können nun wie folgt interpretiert werden: Während die Exportvielfalt in Land 1 größer ist als in Land 2, ist die Importvielfalt in Land 1 kleiner als in Land 2.¹⁵ Zudem ist die aggregierte Export- und Importvielfalt in beiden Ländern gleich groß. Daß sich die Ergebnisse für die Export- und Importvielfalt nur durch das Vorzeichen unterscheiden, ist natürlich nicht überraschend. Das Beispiel wurde ja gerade so konstruiert, daß sich die Exporte von Land1 (2) und die Importe von Land2 (1) genau entsprechen.

¹⁵ Da der Klammerausdruck in Zeile 1 von Tabelle 4.6 größer als 1 ist, ist der entsprechende Logarithmus positiv und damit ΔVAR positiv. Aufgrund dessen, daß wir Land 1 im Zähler und Land 2 im Nenner berücksichtigt haben, zeigt ein positiver Wert von ΔVAR an, daß die Produktvielfalt in Land1 relativ größer als in Land2 ist.

4.4.2 DESKRIPTIVE ANALYSE DER PRODUKTVIELFALT

4.4.2.1 EXPORTVIELFALT I

Im ersten Schritt berechnen wir für die genannten 20 OECD-Länder die (jährlichen) Maßzahlen für die relative Produktvielfalt auf Basis der Weltexportdaten für den Zeitraum von 1989 bis 1997, wobei wir die Gesamtheit aller Güter, d.h., sowohl Primär- als auch Sekundärgüter in die Untersuchung einbeziehen (kurz: Exportvielfalt I). Da die im Inland erzeugten Güter in der Regel auch exportiert werden, approximiert die Exportvielfalt I auf diese Weise die im Inland erzeugte Produktvielfalt und dokumentiert damit auch die Effizienz des auf Produktinnovationen abzielenden inländischen Forschungssektors. Die Ergebnisse dieser Berechnungen sind in den Abbildungen 4.2-21 zusammengefaßt.

Zu diesen Abbildungen sind einige Anmerkungen zu machen. Erstens: Die berechneten relativen Maßzahlen sind für alle Länder und alle Zeitpunkte negativ. Dies läßt die Schlußfolgerung zu, daß die USA unter den führenden Industrieländern die größte Exportvielfalt I aufweist und rechtfertigt auf diese Weise noch einmal die Wahl der USA als Basisland. Zudem deckt sich dieses Ergebnis mit dem in Abschnitt 3.2 erwähnten Faktum, daß die USA durchschnittlich 47% der realen F&E-Ausgaben der OECD-Länder tätigt.¹⁶ In diesem Sinn ist die USA als weltweiter Technologieführer zu bezeichnen. Zweitens: Wie auch die Durchschnittswerte und Standardabweichungen aus Tabelle 4.7 dokumentieren, variieren die Niveaus der Exportvielfalt I insbesondere im Länderquerschnitt erheblich. Man stellt hier im Durchschnitt eine Streuung zwischen -0,83 (für Spanien) und -117,90 (für Island) fest. Über den gesamten Zeitraum betrachtet, verfügen neben den USA, Spanien (-0,83), Kanada (-0,87), Frankreich (-0,93), Italien (-0,98) und Großbritannien (-1,12) über die relativ größte Exportvielfalt. Gleichzeitig weisen diese Länder bis auf Kanada auch die kleinsten Standardabweichungen (0,19-0,72) auf. Anzumerken ist, daß gerade unter diesen Nationen mit der größten relativen Exportvielfalt 5 der G7-Länder zu finden sind, die u.a., wie Abschnitt 3.2 gezeigt hat, die weltweit

¹⁶ Diese Aussage bezieht sich auf die Periode 1989-1996 und beruht auf die in Abschnitt 3.2 vorgestellten Daten. Quelle: OECD(1998a)

höchsten Ausgaben für Forschung und Entwicklung tätigen. Demgegenüber fällt die Exportvielfalt I in Island (-117,9) und in Neuseeland (-21,2) sowie in der Türkei (-19,7) und in Griechenland (-13,2) am geringsten aus, wobei gleichzeitig hohe Standardabweichungen zwischen 6,3 und 21,4 zu beobachten sind. Drittens: In vielen Ländern ist trotz des relativ kurzen Untersuchungszeitraums ein ausgeprägt positiver Trend in Bezug auf die Exportvielfalt I zu beobachten. Zu diesen Ländern zählen Australien, Finnland, Griechenland, Island, Japan, Neuseeland, Norwegen, Portugal und die Türkei. Viertens: Für Belgien, Dänemark, Deutschland, Großbritannien, Italien, Kanada, die Niederlande, Schweden und Spanien ist kein eindeutiger Trend zu identifizieren. Fünftens: Hervorzuheben ist, daß gerade diejenigen Länder mit der durchschnittlich geringsten Exportvielfalt, die größten Fortschritte gegenüber den großen Industrienationen erzielt haben. So stieg die Maßzahl für die Exportvielfalt I von 1989 bis 1997 in Island von -107,5 auf -79,0 und in Griechenland von -25,9 auf -6,8 sowie in Neuseeland von -30,7 auf -15,2 und in der Türkei von -26,6 auf -4,3. Ähnliche Fortschritte können wir auch für Australien und Portugal sowie Finnland und Norwegen feststellen. Ob dies durch die Entwicklung der F&E-Ausgaben erklärt werden kann, kann hier letztendlich nicht beantwortet werden.

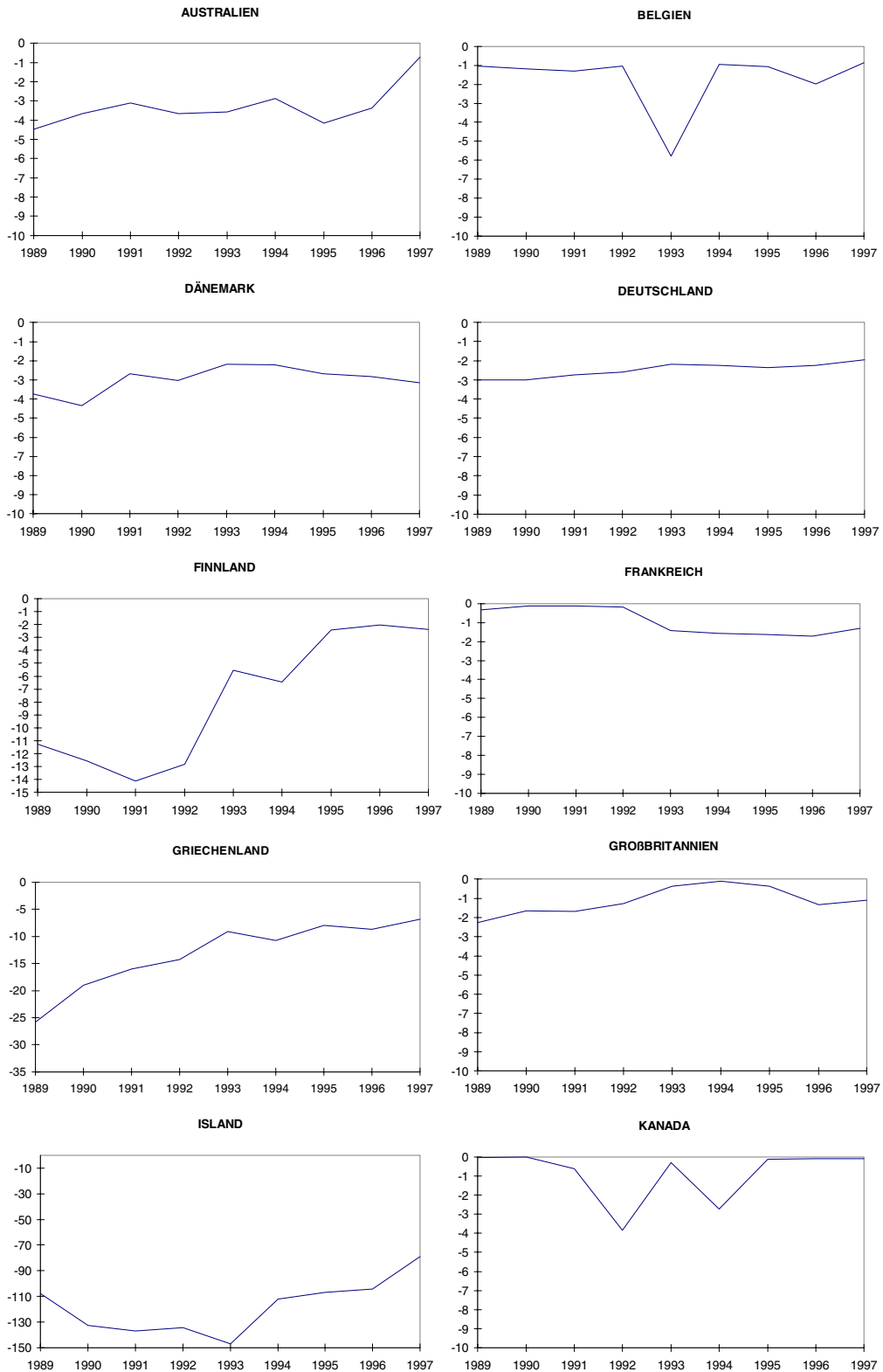
**Tabelle 4.7 Deskriptive Statistiken für die Exportvielfalt I
1989-1997**

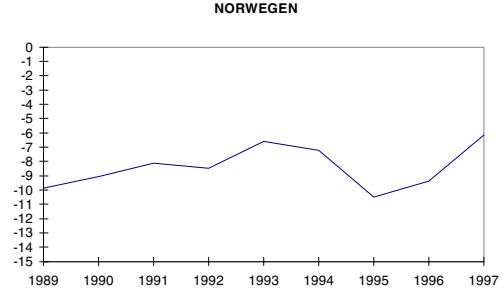
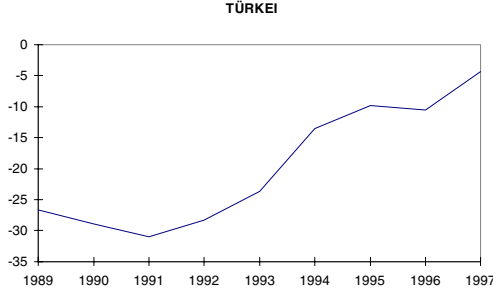
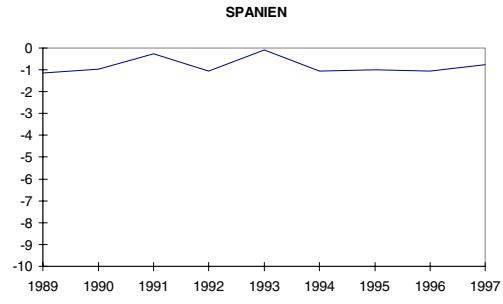
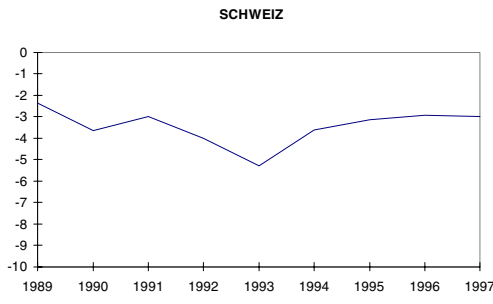
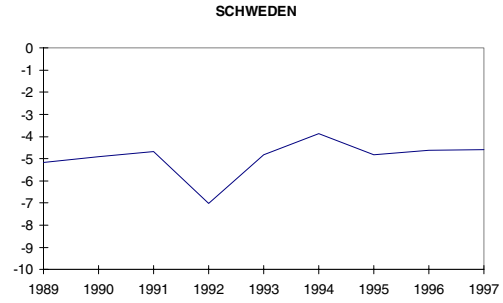
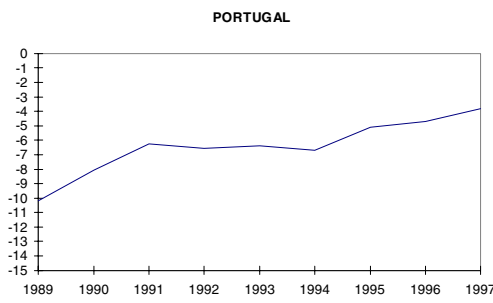
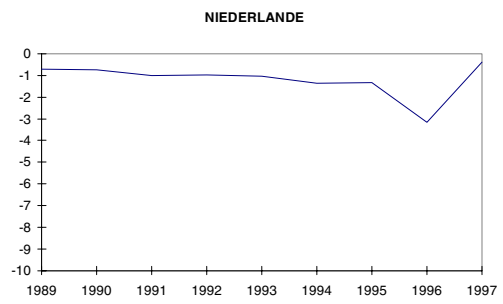
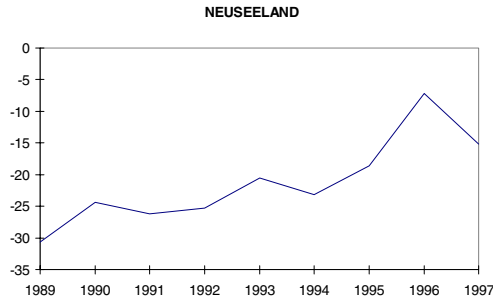
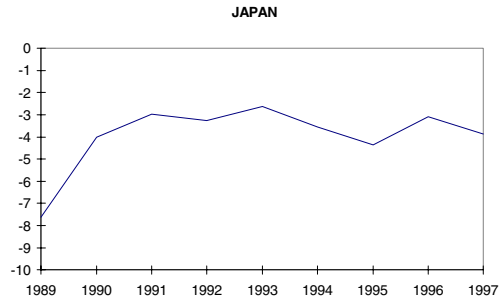
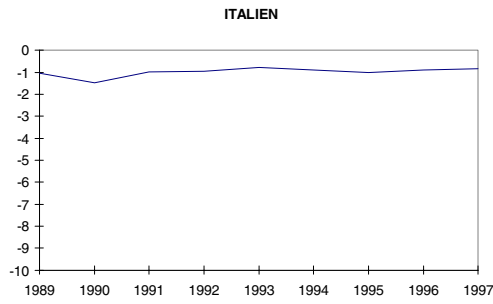
	MITTELWERT	STANDARDABW.	MINIMUM	MAXIMUM
AUSTRALIEN	-3,3	1,08	-4,48	-0,73
BELGIEN	-1,68	1,57	-5,78	-0,86
DÄNEMARK	-2,98	0,69	-4,34	-2,2
DEUTSCHLAND	-2,48	0,37	-3,01	-1,96
FINNLAND	-7,73	4,98	-14,1	-2,04
FRANKREICH	-0,93	0,72	-1,7	-0,11
GRIECHENLAND	-13,2	6,29	-25,9	-6,77
GROßBRITANNIEN	-1,12	0,72	-2,26	-0,09
ISLAND	-118	21,37	-147	-79
ITALIEN	-0,98	0,20	-1,46	-0,77
JAPAN	-3,93	1,49	-7,62	-2,64
KANADA	-0,87	1,41	-3,84	-0,01
NEUSEELAND	-21,2	6,93	-30,7	-7,2
NIEDERLANDE	-1,19	0,80	-3,14	-0,39
NORWEGEN	-8,38	1,48	-10,5	-6,15
PORTUGAL	-6,42	1,90	-10,2	-3,81
SCHWEDEN	-4,94	0,85	-7,02	-3,88
SCHWEIZ	-3,45	0,85	-5,31	-2,38
SPANIEN	-0,83	0,38	-1,16	-0,11
TÜRKEI	-19,7	10,05	-31,1	-4,34

Festzustellen bleibt jedoch, daß während die realen F&E-Ausgaben zwischen 1986 und 1994 in den USA im Jahresdurchschnitt nur um 0,6% stiegen, betrug die durchschnittliche jährliche Wachstumsrate der F&E-Ausgaben in Australien 10,5%, in Finnland 5,7% und in Norwegen 2,3%.¹⁷ Sechstens: Ein negativer Trend bezüglich der relativen Exportvielfalt I ist nur für Frankreich und die Schweiz zu beobachten.

¹⁷ Bei diesem Vergleich wurde unterstellt, daß zwischen Forschungsaktivitäten und Forschungsoutput ein Lag von drei Jahren besteht.

Abbildungen 4.2-21 : Exportvielfalt I





4.4.2.2 IMPORTVIELFALT I

In diesem Abschnitt ermitteln wir für 20 OECD-Länder die relative Produktvielfalt auf Basis der Weltimportdaten für den Zeitraum von 1989 bis 1997. Dabei verwenden wir die Gesamtheit aller Güter, d.h., sowohl Primär- als auch Sekundärgüter. Die berechneten Maßzahlen approximieren aus diesem Grund die importierte Produktvielfalt (kurz: Importvielfalt I). Interessant ist dieses Vorgehen deshalb, weil der Güterimport es technologisch rückständigen Ländern grundsätzlich ermöglicht, am weltweiten technologischen Fortschritt zu partizipieren. Die Verwendung von Importdaten trägt dem Umstand Rechnung, daß importierte Güter, die im Inland ursprünglich nicht vorhanden sind und im Ausland erfunden und patentiert wurden, die inländische Produktvielfalt erhöhen. Der Import von Gütern bietet damit den inländischen Unternehmen die Möglichkeit an weltweiten Forschungserfolgen bzw. Produktinnovationen zu partizipieren und im eigenen Produktionsprozeß einzusetzen, um Effizienzgewinne zu realisieren

Grundsätzlich kann sich der Transfer von technischem Know-How auf zwei verschiedene Arten abspielen. Zum einen kann technisches Wissen in ungebundener Form (z.B. in Form von wissenschaftlichen Fachzeitschriften) transferiert werden. Zum anderen kann technisches Wissen in gebundener Form als in bestimmte Produktionsgüter inkorporiertes technisches Wissen transferiert werden. Die folgenden Ausführungen beziehen sich nur auf den letzt genannten Wissenskanal. Die Frage ist, ob und in welchem Umfang dieser Wissenskanal von den einzelnen Ländern genutzt wird.

Die Maßzahlen für die relative Importvielfalt haben wir wiederum auf Jahresbasis berechnet und sind in den Abbildungen 4.22-41 dargestellt. Zu den Abbildungen sind folgende Anmerkungen zu machen. Erstens: Die Maßzahlen für die relative Importvielfalt sind für alle Länder und für alle Zeitpunkte größer als die entsprechenden Maßzahlen für die relative Exportvielfalt I, die wir im Abschnitt 4.4.2.1 präsentiert haben. Dies bringt auch Tabelle 4.8 zum Ausdruck. Dort sind die entsprechenden Durchschnittswerte und Standardabweichungen für die Importvielfalt I der einzelnen Länder für den Zeitraum von 1989 bis 1997 angegeben. Im Durchschnitt variiert die relative Importvielfalt I nur zwischen -12,07 (für Island) und 0,07 (für Frankreich), und damit fällt die Streuung erheblich geringer aus als bei der Exportvielfalt I. Die untersuchten Volkswirtschaften nutzen damit den Importkanal, um am F&E-Kapitalstock der jeweiligen Handelspartner zu

partizipieren. Durch den Import von Gütern, die den neuesten Stand der Technik verkörpern, ist es den einzelnen Volkswirtschaften dadurch möglich, Produktivitätsgewinne im inländischen Produktionsprozeß zu realisieren. Zweitens: Die Maßzahlen für die Importvielfalt I weisen im Gegensatz zu den Maßzahlen für die Exportvielfalt I für einige Nationen zeitweise ein positives Vorzeichen auf. Dies gilt insbesondere für Frankreich und Norwegen. Die durchschnittlich größte Importvielfalt weist Frankreich mit einem Wert von 0,07 auf. Aufgrund des positiven Vorzeichens ist die Importvielfalt I in Frankreich im Durchschnitt größer als in den USA. Es folgen dann: Deutschland (-0,03), Kanada (-0,05), Großbritannien (-0,05) und die Niederlande (-0,09). Diese Länder weisen gleichzeitig die geringsten Standardabweichungen (0,03-0,13) auf. Drittens: Die eher technologisch rückständigen Länder wie Island (-12,07), Neuseeland (-1,73) und die Türkei (-1,87) weisen im Durchschnitt neben der geringsten relativen Exportvielfalt I auch die geringste relative Importvielfalt I auf. Dies kann unter Umständen zum Ausdruck bringen, daß die Implementierung neuester Zwischengüter im inländischen Produktionspro-

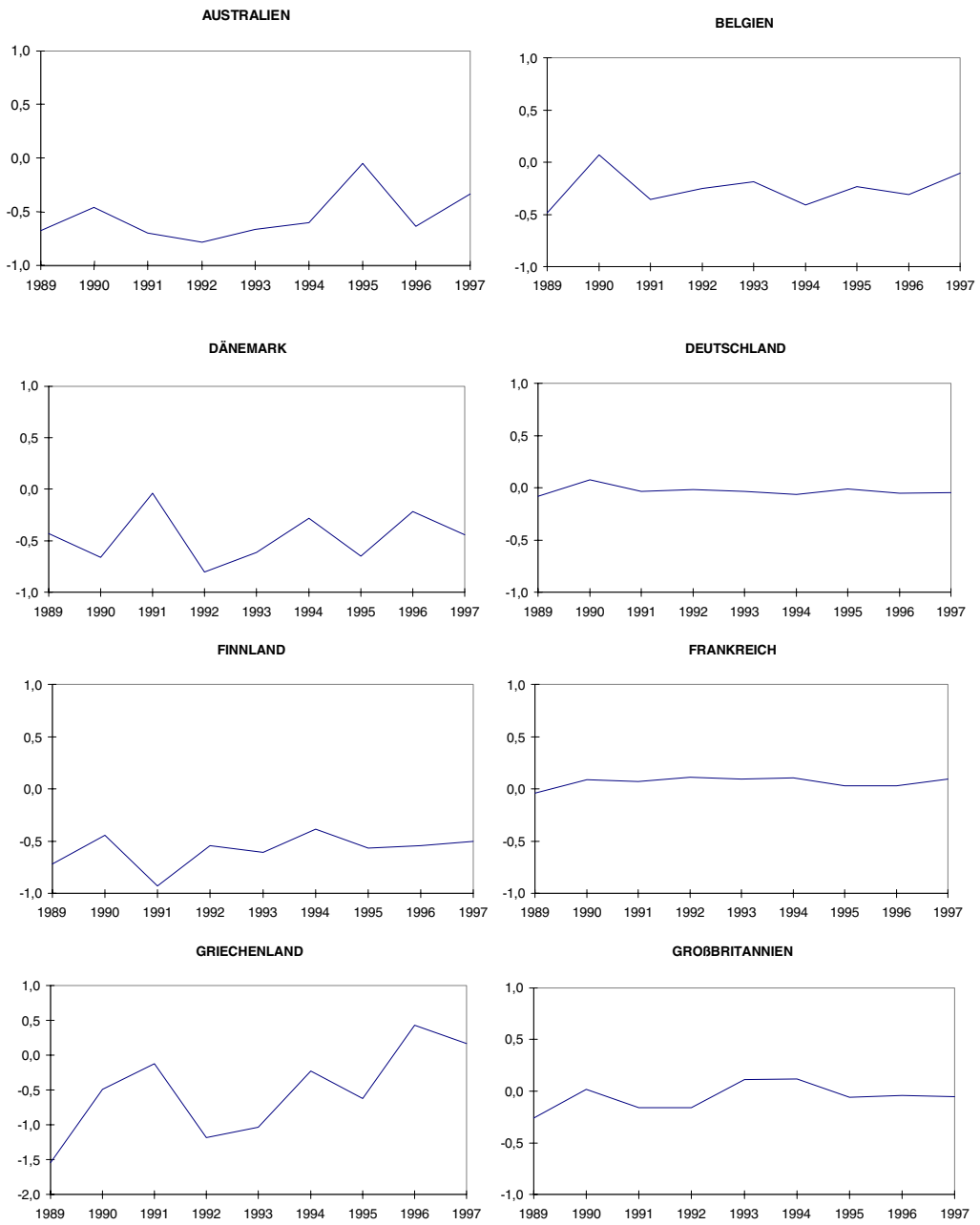
**Tabelle 4.8: Deskriptive Statistiken für die Importvielfalt I
1989-1997**

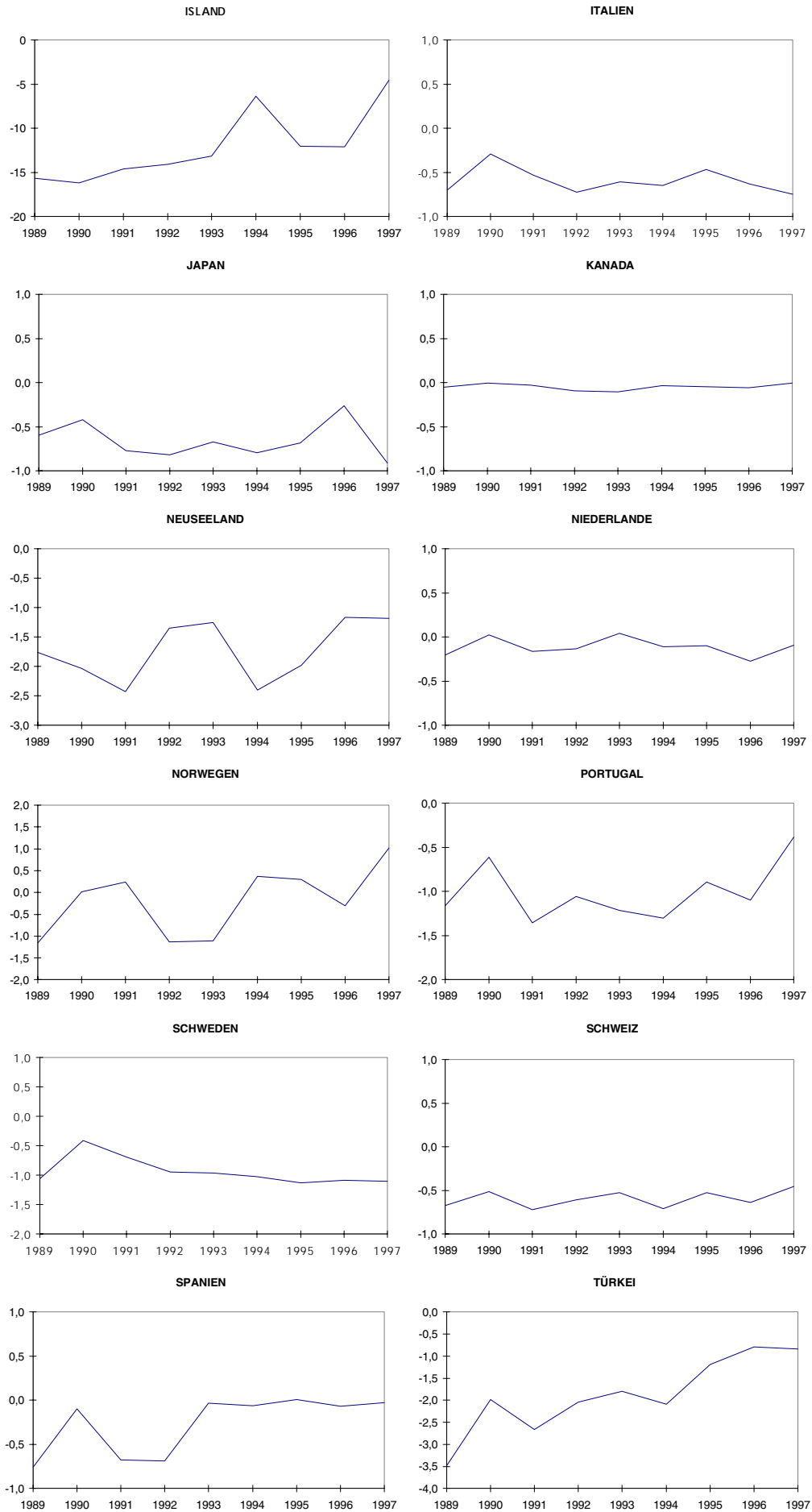
	MITTELWERT	STANDARDABW.	MINIMUM	MAXIMUM
AUSTRALIEN	-0,54	0,23	-0,78	-0,05
BELGIEN	-0,25	0,17	-0,48	0,07
DÄNEMARK	-0,46	0,25	-0,8	-0,04
DEUTSCHLAND	-0,03	0,05	-0,08	0,08
FINNLAND	-0,58	0,16	-0,93	-0,39
FRANKREICH	0,07	0,05	-0,04	0,11
GRIECHENLAND	-0,51	0,65	-1,54	0,43
GROßBRITANNIEN	-0,05	0,13	-0,26	0,12
ISLAND	-12,07	4,04	-16,2	-4,56
ITALIEN	-0,59	0,15	-0,75	-0,29
JAPAN	-0,66	0,21	-0,91	-0,26
KANADA	-0,05	0,03	-0,11	0,00
NEUSEELAND	-1,73	0,51	-2,42	-1,16
NIEDERLANDE	-0,11	0,10	-0,27	0,05
NORWEGEN	-0,20	0,79	-1,16	1,02
PORTUGAL	-1,01	0,32	-1,35	-0,38
SCHWEDEN	-0,93	0,24	-1,13	-0,41
SCHWEIZ	-0,60	0,10	-0,72	-0,45
SPANIEN	-0,27	0,33	-0,76	0,01
TÜRKEI	-1,87	0,87	-3,48	-0,79

zeß auch ein relativ hohes Qualifikationsniveau der jeweiligen Arbeitnehmer voraussetzt. Viertens: Während für Japan ein negativer Trend zu beobachten ist, hat die Importvielfalt I in Griechenland, Island, Neuseeland, Norwegen, Portugal und Spanien im Zeitablauf zugenommen.¹⁸ Besonders diejenigen Länder mit der durchschnittlich geringsten relativen Importvielfalt I haben die größten Fortschritte erzielt. So stieg die relative Importvielfalt von 1989 bis 1997 in Island von $-15,64$ auf $-4,56$ und in der Türkei von $-3,48$ auf $-0,84$. Für die übrigen Länder können wir aufgrund des kurzen Untersuchungszeitraums keinen eindeutigen Trend feststellen.

¹⁸ Daß die relative Importvielfalt von Japan einen negativen Trend aufweist, kann mit der restriktiven Importpolitik Japans zusammenhängen.

ABBILDUNGEN 4.22-41: IMPORTVIELFALT I





4.4.2.3 AGGREGIERTE EXPORT- UND IMPORTVIELFALT I

In einem weiteren Schritt berechnen wir für 20 OECD-Länder die (jährlichen) Maßzahlen für die relative Produktvielfalt auf Grundlage der aggregierten Weltexport- und Weltimportdaten für den Zeitraum von 1989 bis 1997, wobei wir wiederum die Gesamtheit aller Güter, d.h., sowohl Primär- als auch Sekundärgüter berücksichtigen. Die berechneten Maßzahlen approximieren auf diese Weise die im Inland insgesamt verfügbare Produktvielfalt (kurz: Aggregierte Export- und Importvielfalt I).

Die Ergebnisse dieser Berechnungen sind in den Abbildungen 4.42-61 zusammengefaßt. Folgende Anmerkungen sind zu machen. Erstens: Die Maßzahlen sind wie erwartet für alle Länder und alle Zeitpunkte größer als die Maßzahlen für die Exportvielfalt I aus Abschnitt 4.4.2.1. D.h., alle Länder weiten über Importe ihre Vielfalt an Zwischengütern aus und verringern auf diese Weise ihre Technologielücke zu den USA. Zweitens: Die Aggregation der Export- und Importdaten hat damit zur Folge, daß die Maßzahlen nicht mehr für alle Länder und alle Zeitpunkte strikt negativ sind. Obwohl kein Land für alle Zeitpunkte positive Werte aufweisen kann, ist in Australien, Kanada und Großbritannien die Produktvielfalt zeitweise größer als in den USA. Drittens: Wie die Durchschnittswerte und Standardabweichungen aus Tabelle 4.9 zum Ausdruck bringen, ist die aggregierte relative Export- und Importvielfalt I über den gesamten Zeitraum betrachtet in den USA, Kanada (-0,03) und in Japan (-0,09) sowie in Großbritannien (-0,11), Deutschland (-0,24) und in Frankreich (-0,24) am größten, wobei die Standardabweichungen nur zwischen 0,15 und 0,40 schwanken. Im Gegensatz zu diesen hoch industrialisierten Ländern ist die relative aggregierte Export- und Importvielfalt I in Island (-10,11) und in Neuseeland (-1,49) sowie in der Türkei (-1,27) und in Portugal (-1,12) am geringsten, wobei die Standardabweichungen zwischen 0,43 und 2,72 variieren. Viertens: Im Vergleich zur Exportvielfalt I und zur Importvielfalt I ist auffällig, daß viele Länder einen negativen Trend bezüglich der aggregierten relativen Export- und Importvielfalt I aufweisen. Zu diesen Ländern zählen insbesondere Australien, Belgien, Dänemark, Deutschland, Frankreich, Italien, Kanada, die Niederlande, Norwegen und die Schweiz. Ein positiver Trend ist hingegen nur für Finnland, Griechenland und Island zu beobachten. Hervorzuheben

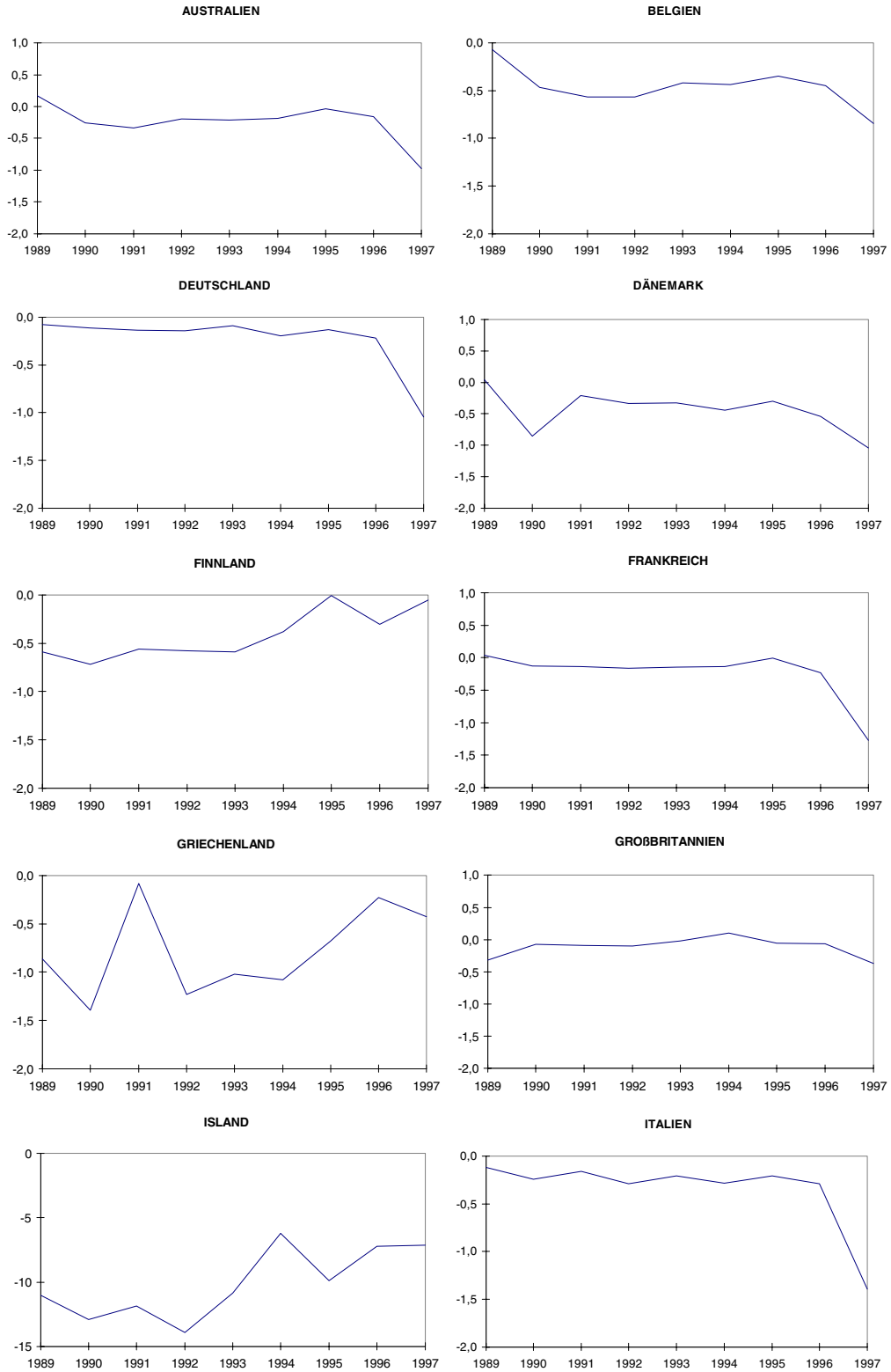
**Tabelle 4.9 Deskriptive Statistiken für die aggregierte Export- und Importvielfalt I:
1989 - 1997**

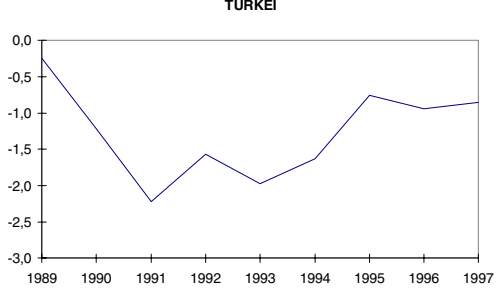
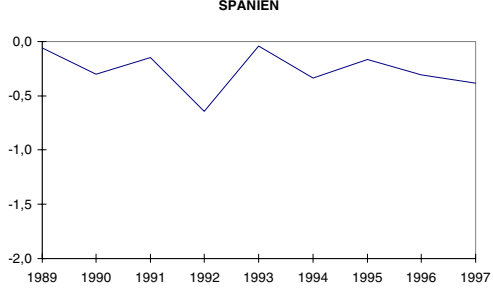
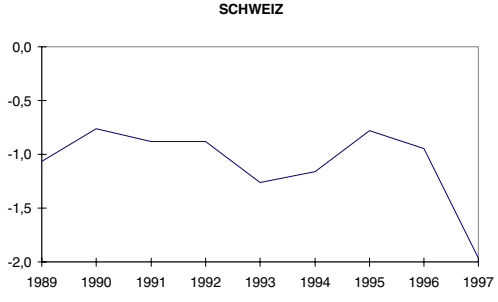
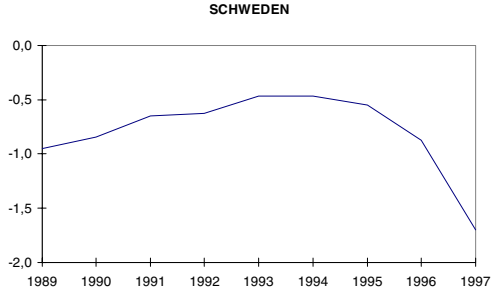
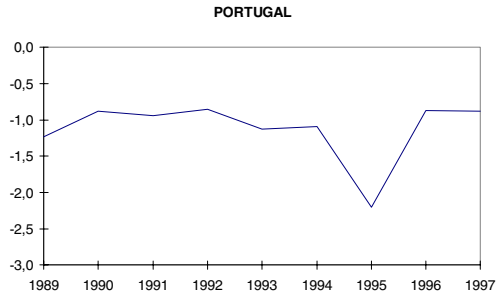
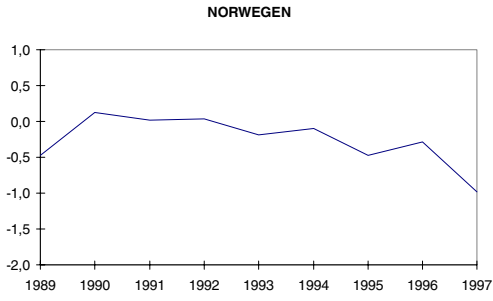
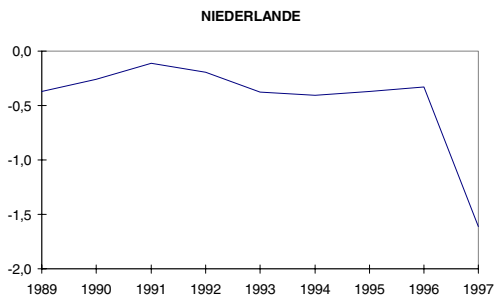
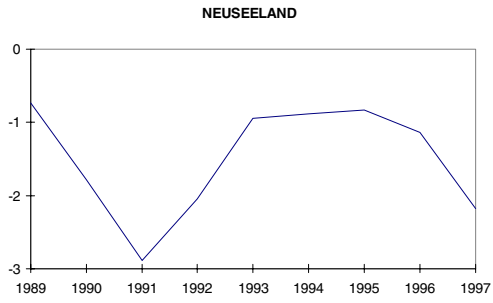
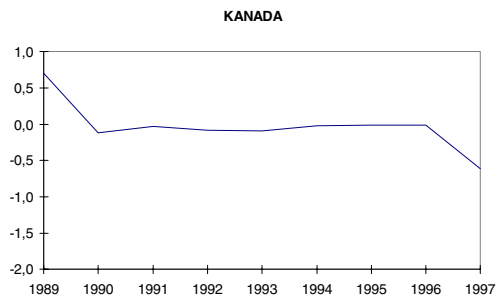
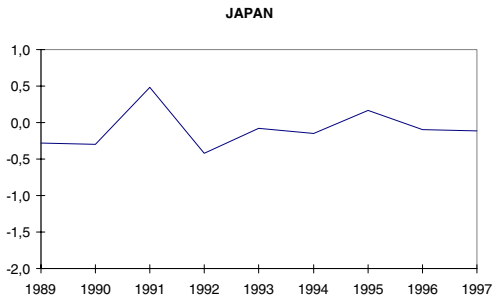
	MITTELWERT	STANDARDABW.	MINIMUM	MAXIMUM
AUSTRALIEN	-0,24	0,31	-0,98	0,17
BELGIEN	-0,46	0,21	-0,85	-0,07
DÄNEMARK	-0,45	0,33	-1,04	0,04
DEUTSCHLAND	-0,24	0,31	-1,04	-0,08
FINNLAND	-0,42	0,25	-0,71	-0,01
FRANKREICH	-0,24	0,40	-1,27	0,04
GRIECHENLAND	-0,78	0,46	-1,39	-0,08
GROßBRITANNIEN	-0,11	0,15	-0,37	0,10
ISLAND	-10,11	2,72	-13,92	-6,21
ITALIEN	-0,35	0,39	-1,40	-0,12
JAPAN	-0,09	0,27	-0,43	0,47
KANADA	-0,03	0,33	-0,61	0,70
NEUSEELAND	-1,49	0,76	-2,89	-0,74
NIEDERLANDE	-0,45	0,45	-1,61	-0,11
NORWEGEN	-0,25	0,35	-0,98	0,13
PORTUGAL	-1,12	0,43	-2,20	-0,85
SCHWEDEN	-0,79	0,38	-1,70	-0,46
SCHWEIZ	-1,08	0,37	-1,96	-0,76
SPANIEN	-0,27	0,19	-0,64	-0,04
TÜRKEI	-1,27	0,63	-2,22	-0,24

ist, daß wiederum diejenigen Länder mit der durchschnittlich geringsten aggregierten Export- und Importvielfalt I erhebliche Fortschritte erzielt haben. Beispielsweise stieg die aggregierte Export- und Importvielfalt I von 1989 bis 1997 in Island von -11,01 auf -7,15 und in Griechenland von -0,86 auf -0,42. Für Großbritannien, Japan, Neuseeland, Schweden und die Türkei ist kein eindeutiger Trend zu identifizieren.

Zusammenfassend ergibt sich ein ähnliches Bild wie in Abschnitt 4.4.2.1. Auch wenn die Technologielücke zu den USA durch die Berücksichtigung der Importdaten für viele Länder kleiner ist als die ausschließliche Verwendung der Exportdaten aufzeigt, ist diese weiterhin in den Daten präsent.

Abbildungen 4.42-61 : Aggregierte Export- und Importvielfalt I





4.4.2.4 EXPORTVIELFALT II

In diesem Abschnitt bestimmen wir die relative Produktvielfalt wiederum wie im Abschnitt 4.4.2.1 auf Grundlage der Weltexportdaten, wobei wir diesmal jedoch ausschließlich Sekundärgüter berücksichtigen (kurz: Exportvielfalt II). Aufgrund dessen, daß wir nur Exportdaten zur Berechnung der Vielfaltsindizes benutzen, spiegeln die berechneten Maßzahlen nur die im Inland erzeugte Vielfalt an Sekundärgütern wieder.

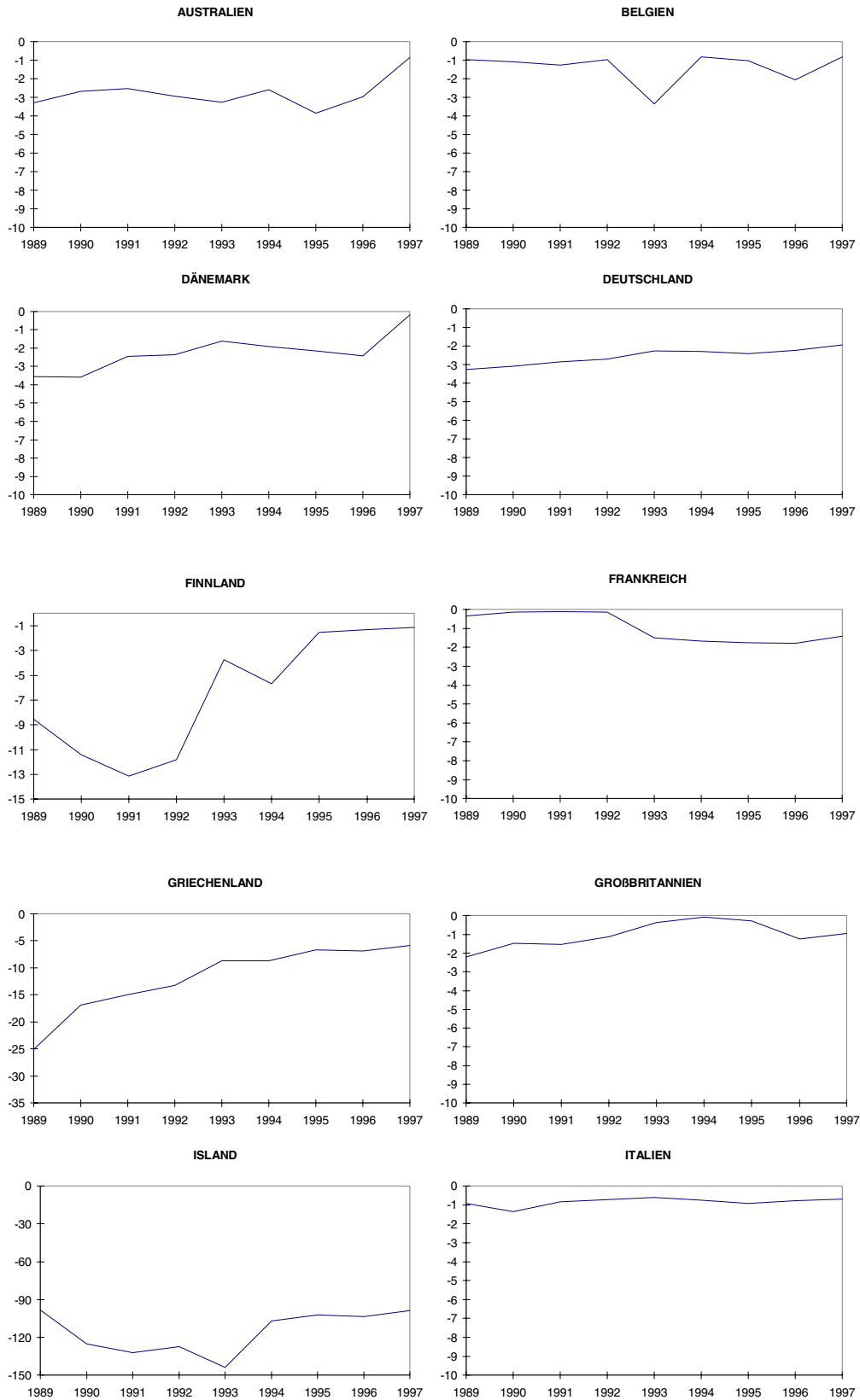
Die Maßzahlen für die Exportvielfalt II haben wir auf Jahresbasis wiederum für die 20 OECD-Länder für den Zeitraum von 1989 bis 1997 berechnet und in den Abbildungen 4.62-81 dargestellt. Zu den Abbildungen sind folgende Bemerkungen zu machen. Erstens: Alle Indizes haben für alle Länder und alle Zeitpunkte ein negatives Vorzeichen. Dies läßt auch an dieser Stelle den Schluß zu, daß die USA weltweit die größte Exportvielfalt II aufweist. Zweitens: Über den gesamten Zeitraum gesehen ist die relative Exportvielfalt II, wie auch Tabelle 4.10 deutlich macht, in den USA, Kanada (-0,78) und in Spanien (-0,82) sowie in Italien (-0,84), Frankreich (-0,99) und in Großbritannien (-1,03) am größten. Diese Länder weisen auch die kleinsten Standardabweichungen (0,22–0,95) auf. Im Gegensatz zu diesen hochentwickelten Industrieländern ist die Exportvielfalt II in Island (-115,45) und in Neuseeland (-19,99) sowie in der Türkei (-19,4) und in Griechenland (-11,87) unter den hier betrachteten Nationen am geringsten, wobei die entsprechenden Standardabweichungen zwischen 6,33 und 16,96 variieren. Drittens: In vielen Ländern weist die Exportvielfalt II einen positiven Trend auf. Zu diesen Nationen zählen insbesondere Australien, Dänemark, Deutschland, Griechenland, Großbritannien, Finnland, Japan, Neuseeland, Norwegen, Portugal und die Türkei. Anzumerken ist wiederum, daß diejenigen Länder mit der durchschnittlich geringsten Exportvielfalt an Sekundärgütern die größten Fortschritte erzielt haben. Exemplarisch hierfür ist die Entwicklung in Griechenland und in der Türkei. So stieg die Maßzahl für die relative Exportvielfalt von 1989 bis 1997 in Griechenland von -25,1 auf -5,8 und in der Türkei von -25,7 auf -7,1. Viertens: In Frankreich und der Schweiz ist die relative Exportvielfalt II eher rückläufig. So sank die Maßzahl für die Exportvielfalt II von 1989 bis 1997 in Frankreich von -0,34 auf -1,41 und in der Schweiz von -2,15 auf -3,19.

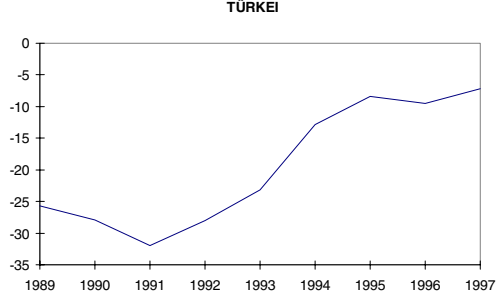
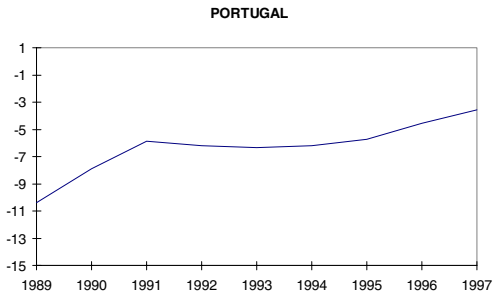
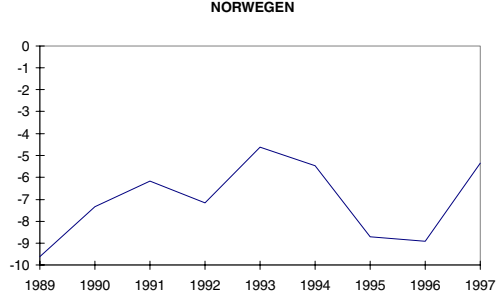
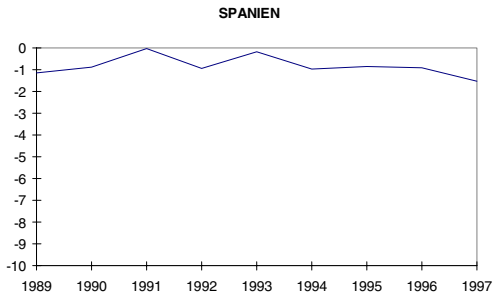
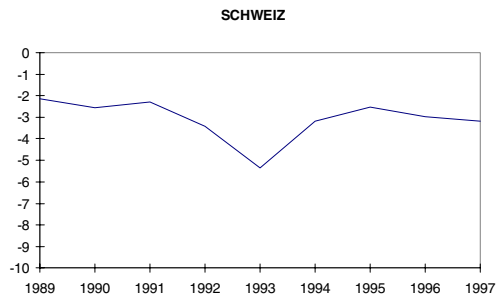
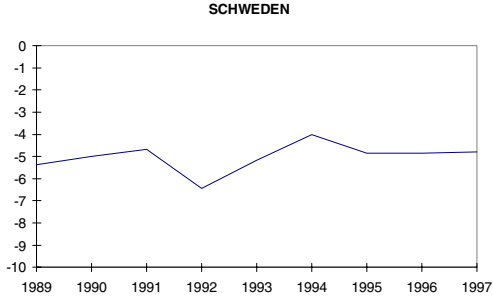
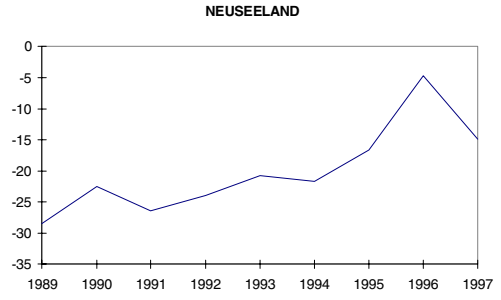
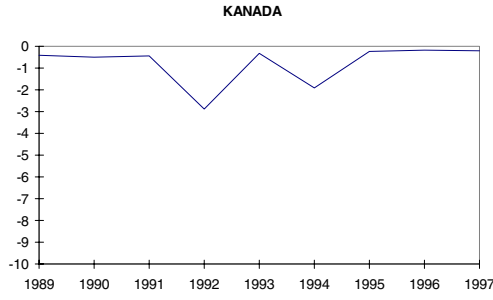
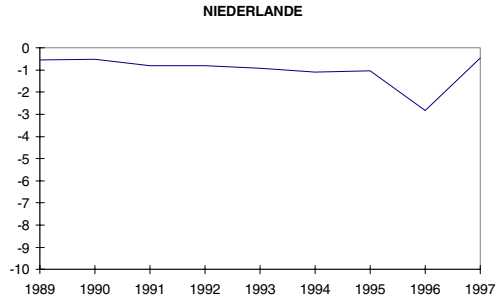
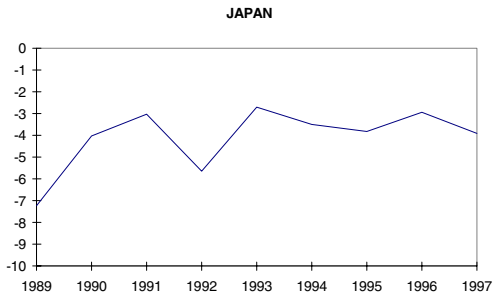
**Tabelle 4.10: Deskriptive Statistiken für die Exportvielfalt II
1989-1997**

	MITTELWERT	STANDARDABW.	MINIMUM	MAXIMUM
AUSTRALIEN	-2,76	0,83	-3,84	-0,85
BELGIEN	-1,36	0,83	-3,34	-0,81
DÄNEMARK	-2,25	1,02	-3,58	-0,20
DEUTSCHLAND	-2,55	0,44	-3,26	-1,94
FINNLAND	-6,47	4,87	-13,14	-1,13
FRANKREICH	-0,99	0,77	-1,80	-0,10
GRIECHENLAND	-11,87	6,33	-25,06	-5,82
GROßBRITANNIEN	-1,03	0,70	-2,21	-0,07
ISLAND	-115,45	16,96	-143,97	-98,47
ITALIEN	-0,84	0,22	-1,36	-0,62
JAPAN	-4,08	1,46	-7,22	-2,70
KANADA	-0,78	0,95	-2,85	-0,16
NEUSEELAND	-19,99	7,17	-28,49	-4,68
NIEDERLANDE	-1,00	0,72	-2,83	-0,46
NORWEGEN	-7,03	1,77	-9,61	-4,62
PORTUGAL	-6,29	1,95	-10,36	-3,53
SCHWEDEN	-5,02	0,65	-6,44	-4,02
SCHWEIZ	-3,07	0,96	-5,35	-2,15
SPANIEN	-0,82	0,46	-1,53	-0,03
TÜRKEI	-19,40	9,79	-31,91	-7,14

Fünftens: Für Belgien, Italien, Kanada, die Niederlande, Schweden und Spanien können wir keinen eindeutigen Trend bezüglich der Exportvielfalt II ausmachen. Dies sind, wie wir festgestellt haben, u.a. Länder mit einer relativ hohen Exportvielfalt.

Abbildungen 4.62-81: Exportvielfalt II





4.4.2.5 IMPORTVIELFALT II

In diesem Abschnitt präsentieren wir die berechneten Maßzahlen für die Importvielfalt, wobei wir im Gegensatz zum Abschnitt 4.4.2.2 ausschließlich importierte Sekundärgüter in die Untersuchung einbeziehen (kurz: Importvielfalt II).

Die Maßzahlen für die relative Importvielfalt sind für die untersuchten 20 OECD-Länder für den Zeitraum von 1989 bis 1997 in den Abbildungen 4.82-101 dargestellt. Dazu sind folgende Bemerkungen zu machen. Erstens: Die Maßzahlen für die relative Importvielfalt II sind für alle Volkswirtschaften und alle Zeitpunkte größer als die entsprechenden Maßzahlen für die Exportvielfalt II, die in Abschnitt 4.4.2.4 präsentiert wurden. Auch hier trifft also die Einschätzung zu, daß einzelne Nationen in der Lage sind, durch den Import die Anzahl der im Inland verfügbaren Güter auszuweiten, und auf diese Weise am weltweiten technologischen Fortschritt zu partizipieren. Dies zeigt sich nicht zuletzt auch daran, daß die durchschnittliche Importvielfalt II nur zwischen $-11,78$ (für Island) und $0,07$ (für Frankreich) schwankt. Zweitens: Ähnlich wie im Abschnitt 4.3.2.2 haben die Maßzahlen für die Importvielfalt II für einige Länder ein positives Vorzeichen. Dies trifft insbesondere auf Frankreich zu. D.h., Frankreich verfügt über eine höhere Importvielfalt an Sekundärgütern als die USA. Für die übrigen untersuchten Länder trifft jedoch die Beobachtung zu, daß deren Importvielfalt durchschnittlich kleiner ist als die Importvielfalt der USA. Die entsprechenden Maßzahlen sind negativ. Dies belegt auch Tabelle 4.11. Dort sind die Durchschnittswerte und Standardabweichungen für die Importvielfalt angegeben. Die durchschnittlich größte Importvielfalt im Vergleich zu den USA weist wiederum Frankreich mit einem Wert von $0,07$ auf. Es folgen dann: Deutschland ($-0,03$), Kanada ($-0,04$), Großbritannien ($-0,05$) und die Niederlande ($-0,11$), die gleichzeitig auch die geringsten Standardabweichungen ($0,04$ - $0,13$) aufweisen. Drittens: Länder wie Island ($-11,5$), Neuseeland ($-1,3$) und die Türkei ($-1,8$), die eine relativ geringe Exportvielfalt II aufweisen, verfügen auch über die geringste Vielfalt an importierten Sekundärgütern.¹⁹ Viertens: Auch wenn der Untersuchungszeitraum nur 9 Jahre umfaßt, läßt sich für Finnland, Griechenland, Island und Neuseeland sowie Portugal, Spanien, Schweiz und die Türkei ein positiver Trend hinsichtlich der relativen Import-

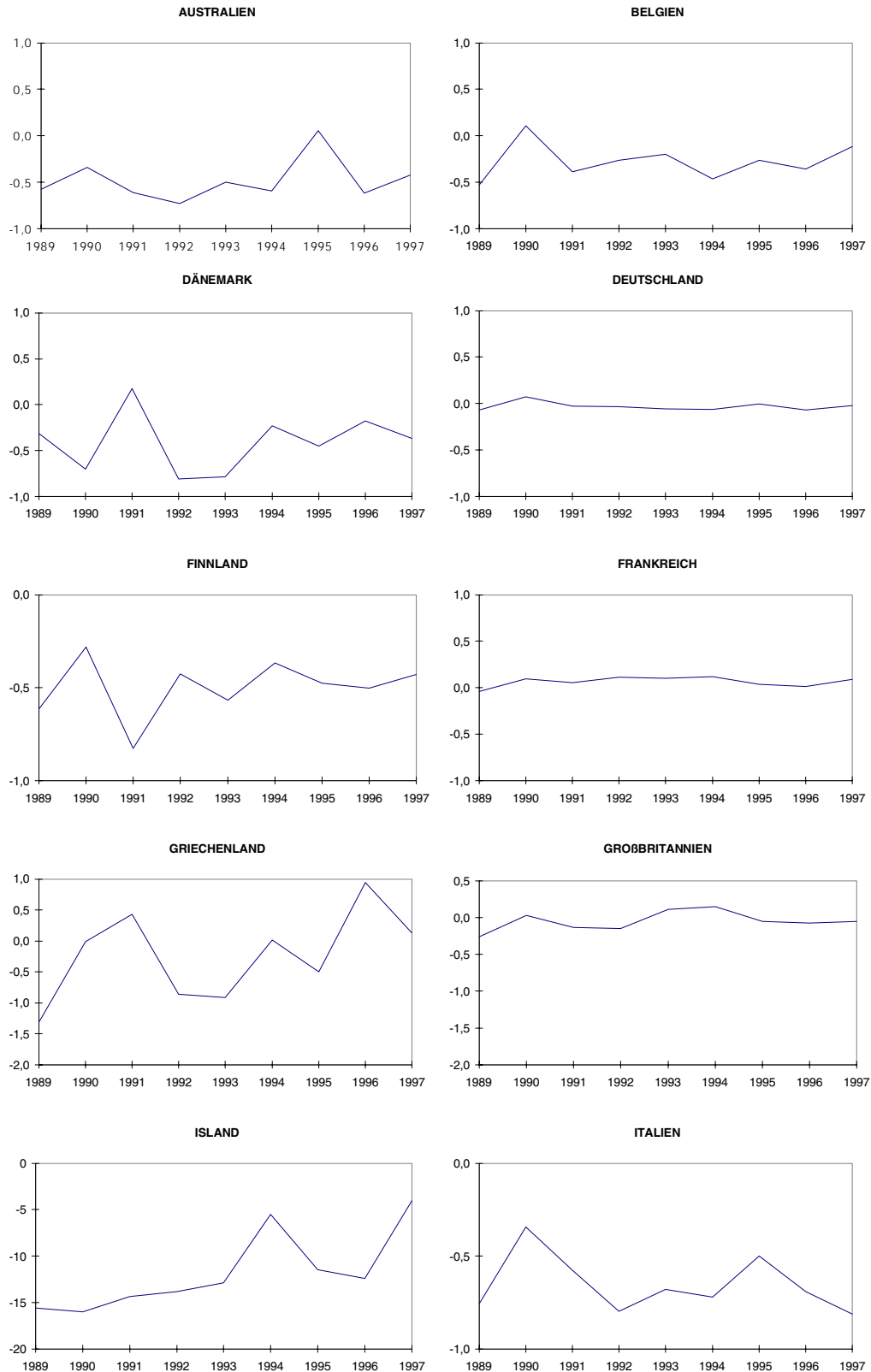
¹⁹ Vgl. dazu die Ausführungen in Abschnitt 4.3.2.4.

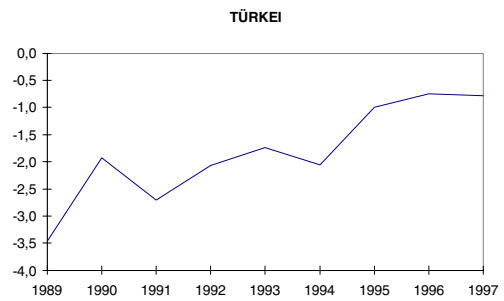
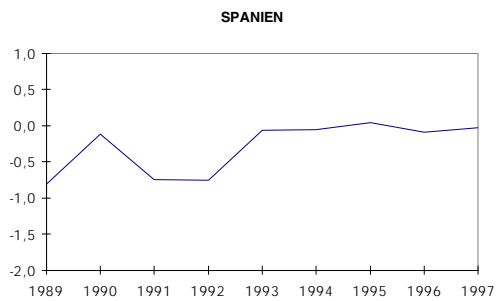
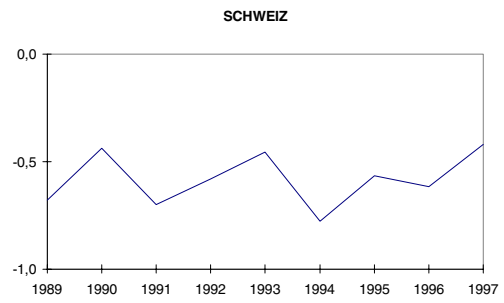
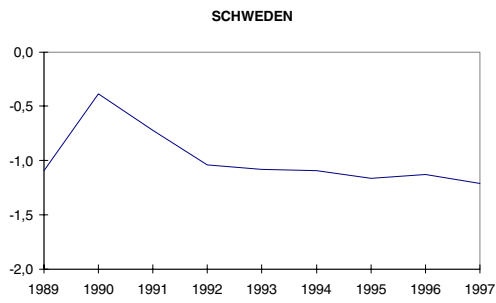
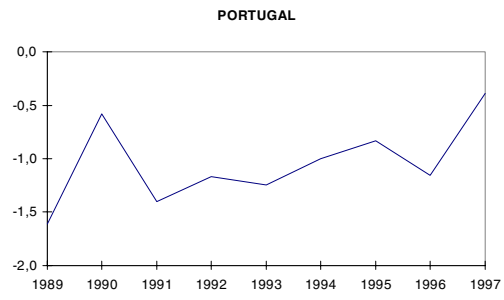
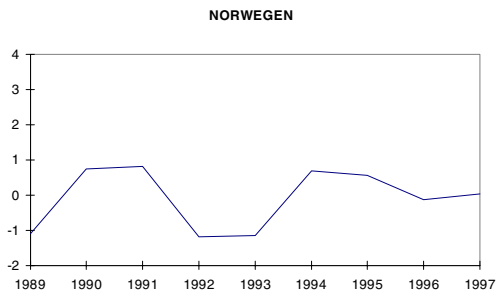
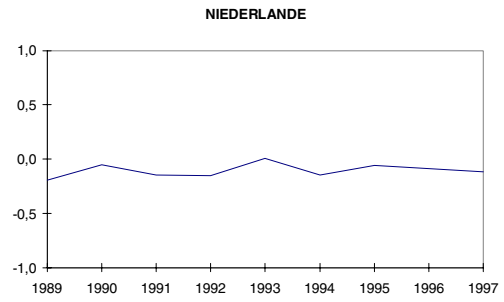
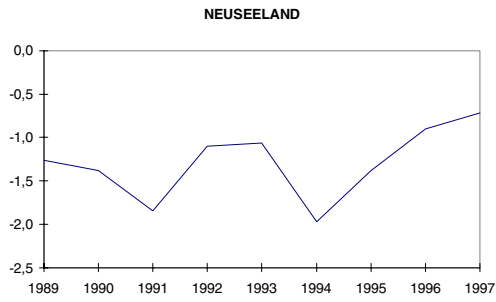
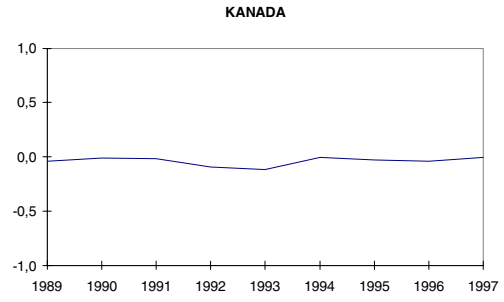
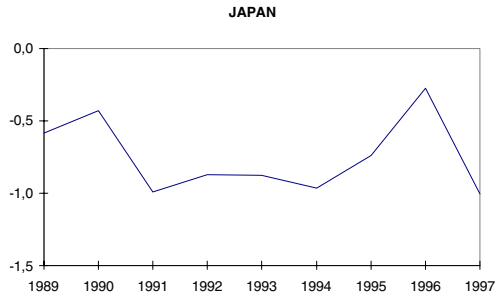
**Tabelle 4.11 Deskriptive Statistiken für die Importvielfalt II
1989 - 1997**

	MITTELWERT	STANDARDABW.	MINIMUM	MAXIMUM
AUSTRALIEN	-0,48	0,23	-0,73	0,06
BELGIEN	-0,27	0,19	-0,53	0,11
DÄNEMARK	-0,41	0,32	-0,81	0,17
DEUTSCHLAND	-0,03	0,04	-0,07	0,07
FINNLAND	-0,50	0,16	-0,83	-0,15
FRANKREICH	0,07	0,05	-0,04	0,12
GRIECHENLAND	-0,23	0,72	-1,32	0,94
GROßBRITANNIEN	-0,05	0,13	-1,77	0,15
ISLAND	-11,78	4,24	-15,98	-4,02
ITALIEN	-0,65	0,15	-0,81	-0,34
JAPAN	-0,75	0,26	-1,01	-0,28
KANADA	-0,04	0,04	-0,12	0,09
NEUSEELAND	-1,29	0,41	-1,97	-0,72
NIEDERLANDE	-0,11	0,06	-0,19	0,01
NORWEGEN	-0,08	0,86	-1,18	3,07
PORTUGAL	-1,04	0,39	-1,61	-0,39
SCHWEDEN	-0,99	0,27	-1,21	-0,39
SCHWEIZ	-0,58	0,13	-0,78	-0,42
SPANIEN	-0,29	0,36	-0,81	0,04
TÜRKEI	-1,83	0,90	-3,46	-0,75

vielfalt II feststellen. Hervorzuheben ist, daß diejenigen Länder mit der durchschnittlich geringsten Importvielfalt an Sekundärgütern, die größten Fortschritte erzielt haben. So stieg die relative Importvielfalt von 1989 bis 1997 in Island von -15,60 auf -4,02 und in der Türkei von -3,46 auf -1,20. Fünftens: Für die relative Importvielfalt II von Australien, Belgien, Dänemark, Deutschland, Frankreich, Großbritannien, Kanada, Niederlande und Norwegen ist kein eindeutiger Trend auszumachen. Sechstens: Im Gegensatz zu diesen Nationen weisen Italien, Japan und Schweden einen negativen Trend auf.

Abbildungen 4.82-101: Importvielfalt II





4.4.2.6 AGGREGIERTE EXPORT- UND IMPORTVIELFALT II

Zu guter letzt berechnen wir die relative Produktvielfalt wiederum wie im Abschnitt 4.3.2.3 auf Grundlage der aggregierten Weltexport- und Weltimportdaten, wobei wir diesmal jedoch ausschließlich auf Sekundärgüter zurückgreifen. Diese Maßzahlen approximieren damit die im Inland insgesamt vorhandene Vielfalt an Sekundärgütern (kurz: Aggregierte Export- und Importvielfalt II).

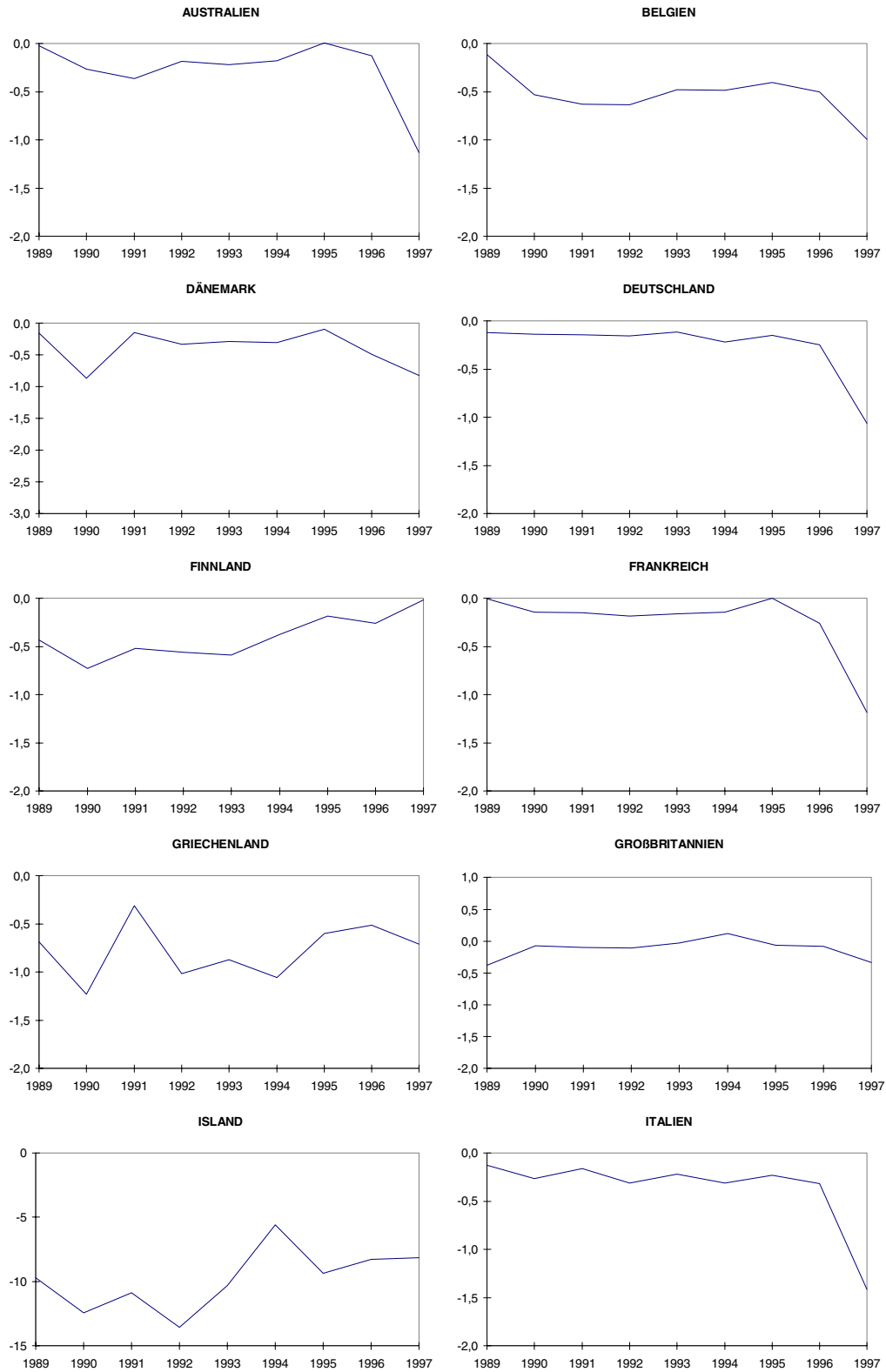
Die Ergebnisse dieser Untersuchung sind in den Abbildungen 4.102-121 zusammengefaßt. Dazu sind folgende Anmerkungen zu machen. Erstens: Im Vergleich zu Abschnitt 4.4.2.4 hat die Berücksichtigung der Importdaten zur Folge, daß die Vielfaltsindizes nun größer sind. Dies läßt den Schluß zu, daß die betrachteten Länder durch den Import von Gütern die Möglichkeit nutzen an den ausländischen Produktinnovationen zu partizipieren und die Technologielücke zu den USA zu schließen bzw. zumindest zu verringern. Zudem ist die in den einzelnen Ländern insgesamt vorhandene Produktvielfalt damit größer als die im Inland erzeugte Vielfalt (Exportvielfalt II). Ein Beleg dafür liefern auch die Durchschnittswerte und Standardabweichungen aus Tabelle 4.12. Hier zeigt sich, daß die aggregierte relative Export- und Importvielfalt II im Durchschnitt nur zwischen 0,02 (für Kanada) und -9,80 (für Island) variiert. Zweitens: Die Vielfaltsindizes sind wie im Abschnitt 4.4.2.3 nicht mehr für alle Länder und alle Zeitpunkte strikt negativ. In 1989 weist insbesondere Kanada einen positiven Wert auf sowie Japan und Australien in 1995. Drittens: Wie auch die Durchschnittswerte und Standardabweichungen aus Tabelle 4.12 belegen, ist in den USA, Kanada (0,02) und in Großbritannien (-0,12) sowie in Frankreich (-0,25) und in Deutschland (-0,26) die aggregierte relative Export- und Importvielfalt II am größten und in Island (-9,80) und in Neuseeland (-1,14) sowie in Portugal (-1,16) und in der Türkei (-1,19) am geringsten. Innerhalb der ersten Ländergruppe schwankt die Standardabweichung zwischen 0,15 und 0,36 und innerhalb der zweiten Ländergruppe zwischen 0,29 und 2,38. Viertens: Für die eher rückständigen Länder wie Griechenland und Island sowie die Türkei und Finnland läßt sich ein positiver Trend bezüglich der aggregierten Export- und Importvielfalt II feststellen. Beispielsweise stieg dieser Vielfaltsindex von 1989 bis 1997 in Island von -9,70 auf -8,16. Im Gegensatz zu

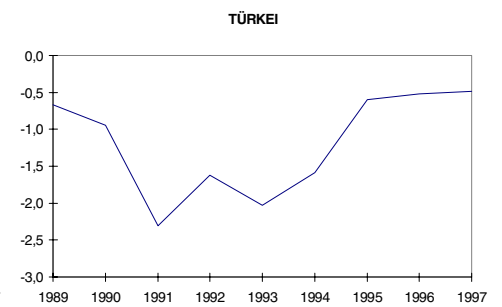
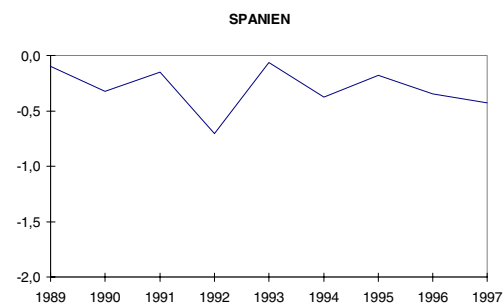
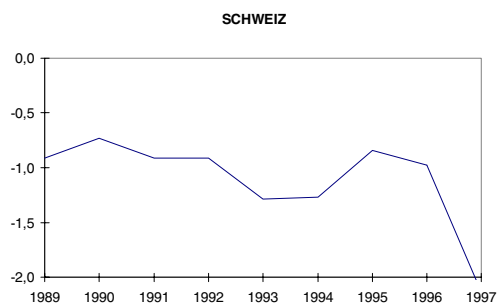
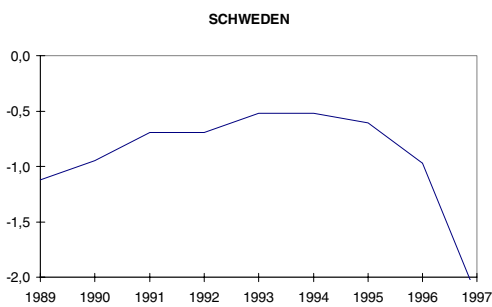
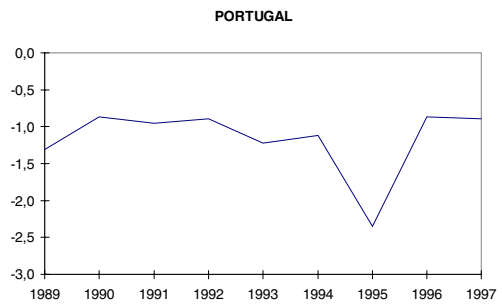
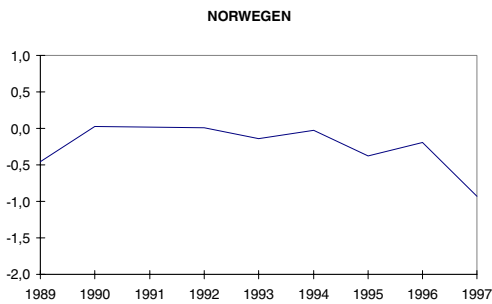
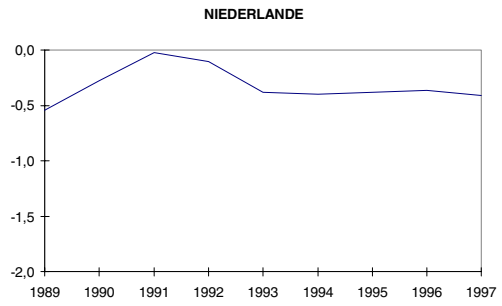
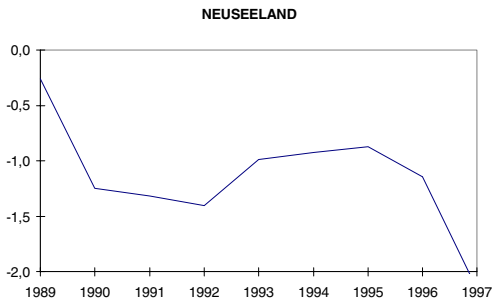
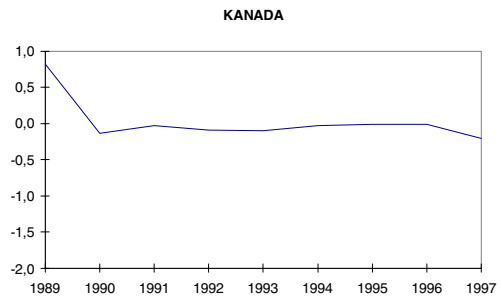
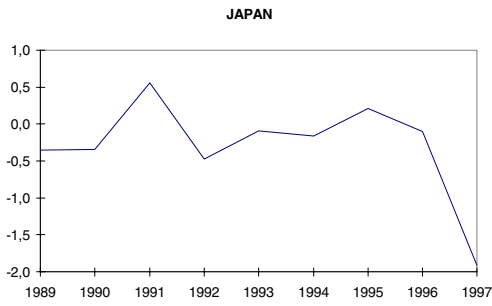
**Tabelle 4.12: Deskriptive Statistiken für die aggregierte Export- und Importvielfalt II
1989 – 1997**

	MITTELWERT	STANDARDABW.	MINIMUM	MAXIMUM
AUSTRALIEN	-0,17	0,12	-1,13	0,00
BELGIEN	-0,47	0,16	-0,99	-0,11
DÄNEMARK	-0,33	0,25	-0,86	-0,10
DEUTSCHLAND	-0,16	0,05	-1,06	-0,11
FINNLAND	-0,46	0,18	-0,73	-0,02
FRANKREICH	-0,13	0,09	-1,18	0,00
GRIECHENLAND	-0,79	0,31	-1,23	-0,31
GROßBRITANNIEN	-0,09	0,14	-0,38	0,12
ISLAND	-10,01	2,46	-13,55	-5,58
ITALIEN	-0,24	0,07	-1,41	-0,13
JAPAN	-0,09	0,34	-1,91	0,56
KANADA	0,05	0,31	-0,21	0,82
NEUSEELAND	-1,02	0,36	-2,15	-0,26
NIEDERLANDE	-0,31	0,17	-0,55	-0,02
NORWEGEN	-0,14	0,19	-0,93	0,02
PORTUGAL	-1,20	0,49	-2,35	-0,87
SCHWEDEN	-0,76	0,23	-2,17	-0,52
SCHWEIZ	-0,98	0,20	-2,13	-0,73
SPANIEN	-0,28	0,21	-0,70	-0,07
TÜRKEI	-1,28	0,69	-2,31	-0,49

diesen Nationen ist die Produktvielfalt insbesondere in Australien, Belgien, Deutschland, Frankreich und in Italien sowie in Japan, Neuseeland, Schweden und in der Schweiz, um nur die wichtigsten Nationen zu nennen, eher rückläufig. Beispielsweise sank die aggregierte Export- und Importvielfalt II von 1989 bis 1997 in Neuseeland von -0,26 auf -2,15. Für Dänemark, Griechenland, Großbritannien, Kanada, die Niederlande, Norwegen und Spanien läßt sich hingegen kein eindeutiger Trend bestimmen.

Abbildung 4.101-121: Aggregierte Export- und Importvielfalt II





4.5 ZUSAMMENFASSUNG

Im Zentrum dieses Kapitels stand das vorrangige Ziel, die (relative) Produktvielfalt auf gesamtwirtschaftlicher Ebene direkt durch ein Maß zu erfassen. Zur theoretischen Umsetzung dieses Vorhabens haben wir zunächst in Abschnitt 4.2 und 4.3 eine von Feenstra [1994] und Feenstra und Markusen [1994] entwickelte Methode vorgestellt, die es grundsätzlich ermöglicht, die (relative) Produktvielfalt auf gesamtwirtschaftlicher Ebene exakt zu berechnen. Die exakte empirische Umsetzung des vorgestellten Konzepts setzt umfassende allgemeine Produktionsdaten voraus. Wir haben in unserer Untersuchung disaggregierte Außenhandelsdaten, d.h., Weltexportdaten und Weltimportdaten der OECD-Länder benutzt. Die Verwendung dieser Daten hat sich natürlich auf die Qualität der berechneten Maßzahlen für die Produktvielfalt ausgewirkt. Da sich z.B. die Exportvielfalt von der eigentlich interessierenden Outputvielfalt im erheblichen Umfang unterscheiden kann, stellen die berechneten Produktvielfalts-Kennzahlen nur Approximationen der Outputvielfalt dar.

Die Präsentation der Produktvielfalts-Kennzahlen ist in Abschnitt 4.4 erfolgt. Als Datengrundlage diente die ITCS-Außenhandelsstatistik der OECD [1999a], die konsistente Export- und Importdaten für 21 OECD-Länder für den Zeitraum von 1989 bis 1997 enthält. Die vorgenommenen Abgrenzungen haben uns die Möglichkeit gegeben, für jedes Land und für jeden Zeitpunkt sechs verschiedene Maßzahlen für die relative Produktvielfalt zu ermitteln. Diese Maßzahlen haben wir für 20 OECD-Länder auf Jahresbasis für den Zeitraum von 1989 bis 1997 ermittelt. Das hohe Disaggregationsniveau der ITCS-Daten hat uns in die komfortable Lage versetzt, in dieser Studie einen außerordentlich großen Datenumfang auszuwerten. Da die Weltexporte, die Weltimporte und die aggregierten Weltexporte und Weltimporte von 21 OECD-Ländern mit jeweils maximal 6873 Produktklassen über den Zeitraum von 1989 bis 1997 in dieser Studie berücksichtigt wurden, haben wir in den Berechnungen der Produktvielfalts-Kennzahlen mehr als 2,4 Millionen(!) Beobachtungen ausgewertet.

In Abhängigkeit der jeweiligen Datengrundlage (Exportdaten, Importdaten, aggregierte Export- und Importdaten) haben wir für 21 OECD-Nationen Maßzahlen für die relative Exportvielfalt, Importvielfalt und aggregierte Export- und Importvielfalt bestimmen können. Aufgrund der herausragenden Bedeutung der USA im Bereich Forschung und Entwicklung haben wir die USA als Basisland gewählt.

Die wesentlichen Ergebnisse dieser Untersuchungen lassen sich wie folgt zusammenfassen. Erstens: Die relative Exportvielfalt I und II ist in den USA durchschnittlich am größten und rechtfertigt auf diese Weise noch einmal die Wahl der USA als Basisland. Zu der Ländergruppe mit einer hohen relativen Exportvielfalt I und II zählen im weiteren: Frankreich, Großbritannien und Italien sowie Kanada und Spanien. Zweitens: Die durchschnittliche Importvielfalt I und II ist überraschend in Frankreich am größten. Neben Frankreich verfügen ferner Deutschland und Großbritannien sowie Kanada, die Niederlande und die USA über eine hohe relative Importvielfalt. Drittens: Die aggregierte Export- und Importvielfalt I und II ist wiederum wie bei der Exportvielfalt I und II durchschnittlich in den USA am größten. Zu der Ländergruppe mit einer hohen relativen Export- und Importvielfalt I und II zählen ferner: Deutschland und Frankreich sowie Großbritannien und Kanada. Viertens: Auffällig ist, daß sowohl bei der Exportvielfalt und der Importvielfalt als auch bei der aggregierten Export- und Importvielfalt Island, Neuseeland und die Türkei die kleinsten Werte aufweisen und damit innerhalb des Ländersamples über die geringste Produktvielfalt verfügen. Fünftens: Das wichtige Resultat, daß die Maßzahlen für die aggregierte Export- und Importvielfalt I und II für die untersuchten OECD-Länder größer sind als die entsprechenden Maßzahlen für die Exportvielfalt I und II und gleichzeitig eine geringere Streuung aufweisen, ist ein Beleg dafür, daß der Außenhandel als ein wichtiger Kanal für den internationalen Wissenstransfer anzusehen ist. Die einzelnen Länder partizipieren durch den Import von Zwischengütern an den internationalen Forschungserfolgen und können auf diese Weise, durch ein diversifizierteres Güterbündel im inländischen Produktionsprozeß, Produktivitätsgewinne realisieren. Dabei hängt das Ausmaß der Effizienzgewinne davon ab, inwieweit ausländische Produktinnovationen durch das im Inland verfügbare Humankapital nutzbar sind. Sechstens: Obwohl es sich bei den untersuchten OECD-Ländern um

eine relativ homogene Gruppe handelt, ist es auffällig, daß gerade diejenigen Länder mit der geringsten Produktvielfalt wie Neuseeland und Island sowie Griechenland und die Türkei insbesondere auch die geringsten durchschnittlichen Ausbildungsniveaus und die geringsten F&E-Aktivitäten in der OECD aufweisen.

5. Kapitel

ÖKONOMETRISCHE ANALYSEN ZUM ZUSAMMENHANG ZWISCHEN PRODUKTVIELFALT UND WIRTSCHAFTSWACHSTUM

5.1 EINFÜHRUNG

In diesem Kapitel erfolgt nun die ökonometrische Bewertung der in Abschnitt 2.7 beschriebenen Hypothesen, wobei die in Abschnitt 4.4 präsentierten Produktvielfalts-Maßzahlen zur Anwendung kommen. Die Vorgehensweise knüpft dabei an die Studie von Funke und Ruhwedel [2001] an. Das Kapitel ist wie folgt gegliedert: In Abschnitt 5.2 präsentieren wir die empirische Testmethode, mit der wir die Hypothesen überprüfen. Abschnitt 5.3 beschäftigt sich mit dem Zusammenhang zwischen dem (logarithmierten) relativen Pro-Kopf-Einkommen und der (logarithmierten) relativen Produktvielfalt. Der zentrale Zusammenhang zwischen dem Wachstum der relativen Produktvielfalt und dem (relativen) Produktivitätswachstum steht im Mittelpunkt von Abschnitt 5.4. Das Kapitel endet mit einer Zusammenfassung der wichtigsten Ergebnisse in Abschnitt 5.5.

5.2 METHODISCHER ANSATZ

In den meisten empirischen Arbeiten zum Wirtschaftswachstum wird die Methode der einfachen Querschnittsregression (Regression eines einzelnen Querschnitts über alle Volkswirtschaften) verwendet.¹ Diese Methode weist mehrere Nachteile auf. Erstens wird dabei die dynamische Entwicklung der betrachteten Länder in Zeitverlauf außer acht gelassen. Die Bildung von Durchschnittswerten schafft hier keine Abhilfe, sondern führt zu einem deutlichen Informationsverlust. Zweitens ist die Annahme permanent identischer aggregierter Produktionsfunktionen kritisch.² Verschiedene Autoren, die diesen Ansatz zugrunde legen, wie auch Mankiw, Romer und Weil [1992], weisen selbst darauf hin, daß mit dieser Methode permanente Unterschiede in den Produktionsfunk-

¹ Die grundlegenden Arbeiten dazu stammen von Baumol [1986], Barro [1991] Barro und Sala-i-Martin [1991, 1992], Mankiw, Romer und Weil [1992].

² Dies stellt u.a. Islam [1995, S.1127] fest.

tionen der untersuchten Länder per Annahme ausgeschlossen werden. Eine übliche Annahme des neoklassischen Wachstumsmodells ist u.a., daß sich die Technologieniveaus zwischen den Ländern langfristig angleichen. D.h., jedes Land hat langfristig die Möglichkeit alle verfügbaren Technologien im inländischen Produktionsprozeß einzusetzen. Für empirische Analysen muß dies nicht unbedingt vorausgesetzt werden. Die Produktionsbedingungen können zwischen den untersuchten Ländern erheblich variieren. Dies zeigt sich nicht nur am Beispiel der Technologie, sondern auch am Klima und nicht zuletzt an der Geographie. Letztendlich dreht es sich um alle Faktoren, die auf den Produktivitätsfaktor der neoklassischen Produktionsfunktion Einfluß nehmen. Ist die Annahme identischer Produktionsfunktionen in der Realität nicht erfüllt, so schlägt sich dies bei einfachen Querschnittsregressionen im Störterm nieder und verzerrt somit die Koeffizienten der erklärenden Variablen.³

In der empirischen Wachstumsliteratur ist in den letzten Jahren eine große Zahl verschiedener Panel-Untersuchungen veröffentlicht worden.⁴ Diese können durch den Einbezug länderspezifischer Konstanten unterschiedliche Technologien abbilden und damit einen wichtigen Einwand gegenüber der einfachen Querschnittsregression umgehen. Im Gegensatz zu einfachen Querschnittsregressionen verwenden Panel-Daten-Ansätze nicht nur ein, sondern mehrere Beobachtungszeitpunkte für die Regressionsvariablen. Dabei wird die gesamte Periode, für die Daten verfügbar sind, in mehrere, kürzere Zeitintervalle untergliedert. D.h., die Daten werden „gepoolt“. Zumeist wäre das äußerst Mögliche eine Betrachtung der Zeitspannen von nur einem Jahr. Dieser Ansatz hat zwei unmittelbar erkennbare Vorteile. Erstens kann die Streuung der erklärenden Variablen nicht nur im Länderquerschnitt, sondern auch in ihrer zeitlichen Dimension berücksichtigt werden. Es wird also eine breitere Informationsgrundlage ausgewertet. Und zweitens stehen erheblich mehr Beobachtungen zur Verfügung. Die dadurch zunehmende Zahl an Freiheitsgraden ermöglicht den Einschluß einer größeren Zahl an erklärenden Variablen. Durch diese beiden Vorteile wird es möglich, sowohl periodenspezifische als auch länderspezifische Konstanten zuzulassen.

³ Vgl. Mankiw et al. [1992, S.424].

⁴ Herausragende Beiträge sind z.B. die von Lee, Pesaran und Smith [1997], Caselli, Esquivel und Lefort [1996], Islam [1995], Canova und Marcet [1995] und Loayza [1994].

Der Ansatz der Panel-Daten-Analyse ist dafür ausgelegt, länderspezifische Unterschiede der Produktionsfunktionen zu berücksichtigen. Durch die Darstellung der verfügbaren Daten als Panel variieren die exogenen Variablen für jede Beobachtungseinheit auch über die Zeit. Dies hat den Vorteil, daß die Restriktion einer für alle Länder gemeinsamen Konstanten nun nicht mehr bindend ist. Die spezifischen Effekte in einem Land, die zum Beispiel in den exogenen Variablen oder in den vernachlässigten Variablen enthalten sind, lassen sich in individuellen Konstanten festhalten. Diese und institutionelle oder sonstige wachstumsrelevante Differenzen, die nicht oder nur schwer meßbar sind, werden durch einen individuellen Ländereffekt-Term aufgefangen. Die gleichzeitige (zweidimensionale) Regression über die Zeit und den Länderquerschnitt wertet eine breitere Informationsgrundlage aus. Ein zusätzlicher Vorteil dieser Methode ist, daß die Modellspezifikation verhältnismäßig sparsam erfolgen kann. Das Problem der Koeffizientenverzerrung durch fehlende erklärende Variablen wird durch die individuellen Länderterme umgangen. Die im Rahmen eines geeigneten Panel-Ansatzes geschätzten Ländereffekte stellen somit auch ein vergleichendes Maß der totalen Faktorproduktivität dar.⁵

Folgende allgemeine funktionale Form ergibt sich für ein Panel-Daten-Modell:

$$y_{it} = \sum_{j=1}^k \beta_j x_{it}^j + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} . \quad (5.1)$$

Dabei bezeichnet y_{it} die abhängige Variable des Landes i zum Zeitpunkt t , β_j die Koeffizienten der k verschiedenen exogenen (erklärenden) Regressoren x_{it} , μ_i die zeitunabhängigen individuellen Ländereffekte, η_t die zeitspezifischen landunabhängigen (Wachstums) Effekte und ε_{it} die Störterme. Die individuellen Ländereffekte werden durch Dummy-Variablen in der Schätzspezifikation erfaßt.

Für die Berücksichtigung der Ländereffekte stehen grundsätzlich zwei Ansätze zur Verfügung. Der Ansatz der sogenannten „fixed effects“ schätzt diesen Effekt als die am besten passende Konstante eines Landes. Diesem Ansatz liegt die Annahme zugrunde, daß die Länderkonstante durch die Verteilung der erklärenden Variablen ihrer Gruppe (des Landes i) determiniert ist. Der Ländereffekt des Landes i ist also unabhängig von der Streuung der Variablen der übrigen Länder. Aus diesem Grund wird dieser Schätzer

⁵ Dies behauptet u.a. Islam [1995, S.1155f.]

auch als „within-group estimator“ bezeichnet.⁶ Die Verzerrung, die in den einfachen KQ-Schätzungen durch vernachlässigte Variablen entsteht, wird hier korrigiert. Zudem berücksichtigt dieses Verfahren eine eventuelle Korrelation zwischen dem individuellen Effekt und den übrigen erklärenden Variablen. Gerade diese vermutete Korrelation führt dazu, daß für jede Beobachtungseinheit eine Dummy-Variable in der Schätzung berücksichtigt wird. Die Dummy-Variablen stehen für eventuell vernachlässigte Variablen, die einen Einfluß auf den Achsenabschnitt des Querschnitts haben könnten. Es wird also versucht, die individuellen Einflüsse, die aus anderen exogenen Gründen in den unabhängigen Variablen stecken, aus diesen herauszufiltern. Damit ist dieses Modell gerade geeignet für die Analyse der im betrachteten Querschnitt enthaltenen Einheiten. Der „fixed-effects“-Ansatz ist also dann angebracht, wenn das Sample als eine vollständige Population angesehen wird. Bestimmte institutionelle Faktoren oder Charakteristiken der Daten können solch einen Ansatz durchaus rechtfertigen, z. B. wenn das Modell für eine ganz spezielle Gruppe von Ländern (z.B. OECD-Länder, Entwicklungsländer etc.) konstruiert wurde. Demgegenüber unterstellt der Ansatz der random-effects, daß die länder-spezifischen Konstanten zufallsverteilt um eine gemeinsame Konstante aller Länder und unabhängig von den eigenen Gruppenvariablen sind. Deshalb wird dieser Schätzer auch „between-group-estimator“ genannt.⁷ In einem „Random-Effect“-Modell wird die Annahme getroffen, daß die individuellen spezifischen Konstanten zufällig über die Querschnittseinheiten verteilt sind. Jede Ökonomie würde demnach wie im „Fixed-Effects“-Ansatz über einen eigenen Achsenabschnitt verfügen. Die Abweichung von einer gemeinsamen Konstanten wäre jedoch stochastisch verteilt und nicht mehr durch die einzelnen Ökonomien determiniert. Deshalb wird die individuelle Abweichung als Teil des Störterms dargestellt. In der Modellregression repräsentiert die Länderkonstante die Anfangstechnologie als Niveaukonstante, um die die erklärenden Variablen desselben Landes i in allen Perioden korrigiert werden müssen. Daher kommt für die hier behandelte Modellregression nur der „within Schätzer“ bzw. die „fixed effects“ in Frage.

Diese Überlegungen lassen sich auch analog auf die Zeitkonstanten anwenden. Wenn man von weltweiten zeitspezifischen Veränderungen ausgeht (technischer Fortschritt, Ölpreisschock etc.) schreibt man den Beobachtungen einer Periode für alle Länder eine

⁶ Diese Bezeichnung benutzt u.a. Greene [1993, S.472].

⁷ Zum Beispiel Greene [1993, S.472].

einheitliche Zeitkonstante zu. Diese Konstanten sollen die Abweichung nur der jeweiligen Periode auffangen. Eine Asymmetrie zu den Ländereffekten besteht jedoch insofern, als die Periodenkonstanten nur die Abweichungen von der Konstanten einer Basisperiode sind. Diese Konstante ist durch die jeweiligen Ländereffekte bereits bestimmt. Um perfekte Kollinearität zu vermeiden, muß deswegen für eine der T Perioden (die Basisperiode) die Zeitkonstante gestrichen werden, so daß insgesamt T-1 (Zeit)-Konstanten geschätzt werden.

5.3 ZUM ZUSAMMENHANG ZWISCHEN DER RELATIVEN PRODUKTVIELFALT UND DEM RELATIVEN PRO-KOPF-EINKOMMEN

5.3.1 SCHÄTZGLEICHUNG

In diesem Abschnitt untersuchen wir den in den Gleichungen (2.88) bzw. (2.140) beschriebenen Zusammenhang zwischen dem (logarithmierten) relativen Pro-Kopf-Einkommen und der (logarithmierten) relativen Produktvielfalt.⁸ Da wir die USA als weltweiten Technologieführer ansehen, wählen wir die USA als Basisland. Das den Schätzungen zugrunde gelegte Modell für Land i zum Zeitpunkt t lautet

$$Y_{it} = \alpha_i + \delta_i T + \beta IY_{it} + \gamma \Delta PV_{it} + \varepsilon_{it} \quad , \quad (5.2)$$

wobei für $i=1, \dots, 20$ und $t=1989, \dots, 1997$ gilt und Y_{it} das logarithmierte Pro-Kopf-Einkommen in Land i relativ zu den USA zum Zeitpunkt t bezeichnet. IY_{it} steht für die logarithmierte Investitionsquote in Land i relativ zu den USA zum Zeitpunkt t und ΔPV_{it} symbolisiert die logarithmierte Produktvielfalt in Land i relativ zu den USA zum Zeitpunkt t . Der Einbezug der relativen Investitionsquote in Gleichung (5.2) begründet sich dadurch, daß unterschiedlich hohe Pro-Kopf-Einkommen auch durch unterschiedlich hohe Investitionen in physisches Kapital bedingt sein können. Die Parameter α_i (δ_i) repräsentieren die fixen Effekte (länderspezifischen Zeittrends) und werden durch eine jeweilige Dummy-Variable in der Schätzspezifikation erfaßt. Die fixen Effekte können prinzipiell mit den anderen exogenen Variablen des Modells beispielsweise mit der logarithmierten relativen Investitionsquote korreliert sein.⁹ Ein wesentliches Manko von Gleichung (5.2) besteht in der möglichen Endogenität der relativen Investitionsquote. Wendet man den LSDV (Least Squares Dummy Variable)–Ansatz ohne Berücksichtigung dieses Umstandes auf Gleichung (5.2) an, so erhält man verzerrte und inkonsistente Parameterschätzer. Als Lösung dieses Dilemmas bieten sich Instrumentenschätzungen von Gleichung (5.2) an.¹⁰

⁸ Vgl. die Ausführungen in Abschnitt 2.7.

⁹ Perfekte Kollinearität muß natürlich ausgeschlossen werden. Dies könnte dann der Fall sein, wenn andere fixe Regressoren z.B. andere Dummy-Variablen in Gleichung (5.1) berücksichtigt werden. Weitere (zeitlich) fixe Regressoren können aus diesem Grund in ein „Fixed-Effects“-Modell nicht berücksichtigt werden. Dies wird z.B. von Greene [1993, S.475] festgestellt.

¹⁰ Man spricht von Instrumentenschätzung bzw. von instrumentierter KQ-Schätzung.

5.3.2 DATENGRUNDLAGE

Die Daten, die wir zur Schätzung von Gleichung (5.2) verwenden, stammen aus verschiedenen OECD-Publikationen. So haben wir die Daten über die relativen Pro-Kopf-Einkommen und die relativen Investitionsquoten aus OECD [1999b] entnommen. Die in Gleichung (5.2) enthaltenen Maßzahlen für die relative Produktvielfalt haben wir in Abschnitt 4.4 präsentiert. Das Ländersample umfaßt 20 OECD-Länder. Dazu zählen: Australien, Belgien, Dänemark, Deutschland, Finnland, Frankreich, Griechenland, Großbritannien, Island, Italien, Japan, Kanada, Neuseeland, die Niederlande, Norwegen, Portugal, Schweden, die Schweiz, Spanien und die Türkei. Kritisch ist die Länge des Untersuchungszeitraums. Dieser umfaßt nur die Jahre von 1989 bis 1997. Für eine Studie, die sich mit Wachstumsfragen beschäftigt, ist zwar einerseits ein Zeitraum von 9 Jahren nicht zuletzt wegen der einfließenden konjunkturellen Schwankungen natürlich recht kurz. Da uns aber andererseits keine anderen Daten zur Berechnung der Produktvielfalts-Kennzahlen zur Verfügung stehen, scheint es uns gerechtfertigt zu sein, mit diesen Daten trotz der kurzen Zeitspanne zu experimentieren.

5.3.3 EINHEITSWURZELTEST

Die ökonomischen Zeitreihen von Ländern, wie z.B. der Einkommenspfad, sind gewöhnlich durch einen nicht-stationären Prozeß gekennzeichnet. Charakteristisch für solche Prozesse ist, daß exogene Schocks anhaltende Auswirkungen haben. Hingegen sind die ersten Differenzen solcher Zeitreihen meist stationär. Man nennt solche Variablen integriert der Ordnung 1 bzw. $I(1)$. Verwendet man solche $I(1)$ -Variablen in einer Regressionsanalyse besteht die Möglichkeit, daß Scheinkorrelationen auftreten. Aus diesem Grund muß jede Zeitreihe im Hinblick auf Stationarität untersucht werden. Dies kann durch einen Einheitswurzeltest erfolgen, bei dem der Datengenerierungsprozeß auf einer sogenannten Einheitswurzel (unit-root) geprüft wird. Stellt ein solcher Test eine Einheitswurzel fest, so ist der Prozeß nicht stationär.¹¹

¹¹ Die Bezeichnung als Einheitswurzeltest bzw. Integrationstest ist dabei wie folgt zu erklären: Im einfachsten Fall setzt man einen autoregressiven Prozeß erster Ordnung (AR(1)-Prozeß) voraus: $y_t = \beta y_{t-1} + \varepsilon_t$, wobei ε_t ein reiner Zufallsprozeß ist. Der einfachste Einheitswurzeltest von Dickey und Fuller [1979] testet die Nullhypothese $H_0: \beta=1$ gegen die Alternativhypothese $H_1: |\beta| < 1$. Unter der

Die wohl bekanntesten Einheitswurzeltests stammen von Dickey und Fuller [1979].¹² Diese Einheitswurzeltests sind so angelegt, daß man jede individuelle Zeitreihe separat auf Stationarität hin überprüft. Wenngleich diese Tests in der Literatur weit verbreitet sind, weisen sie einige Schwächen auf, auf die kurz hingewiesen werden soll. Eine Reihe von Studien liefern Belege dafür, daß diese Tests eine geringe Power aufweisen, wenn die Wurzel nahe bei eins liegt.¹³ Darüber hinaus stellen u.a. Shiller und Perron [1985] fest, daß die Power der (Augmented) Dickey-Fuller Tests (kurz: ADF-Test) für kurze Zeitreihen extrem gering ist. Dies hat mit zur Entwicklung von Panel-Einheitswurzeltests beigetragen, die zusätzlich zu den einzelnen univariaten Zeitreihen Informationen über den Querschnitt auswerten.¹⁴

Im folgenden kommt der Panel-Einheitswurzeltest von Im, Pesaran und Shin [1997] zur Anwendung. Diese Autoren haben einen Panel-Einheitswurzeltest auf Basis des ADF-Tests entwickelt, der die Power univariater Einheitswurzeltests durch die Auswertung der Paneldaten-Struktur erhöht. Aufbauend auf der bekannten ADF-Regression

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{w_i} \gamma_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (5.3)$$

mit $t=1,\dots,T$, $i=1,\dots,M$ und $\varepsilon \sim \text{i.i.d.}N(0,\sigma^2)$ wird hier nun die Nullhypothese, daß alle individuellen Zeitreihen des Panels eine Einheitswurzel enthalten, d.h., $H_0: \beta_i=0 \forall i$ gegen die Alternativhypothese getestet, daß die individuellen Zeitreihen stationär sind und damit keine Einheitswurzel enthalten, d.h., $H_A: \exists i \beta_i < 0$, wobei β_i , wie Gleichung (5.3) zeigt, die Koeffizienten der zeitverzögerten Niveauterme in den individuellen ADF-Gleichungen symbolisieren. Durch den Einbezug der zeitverzögerten Differenzen wird be-

Nullhypothese ist y_t offensichtlich ein I(1)-Prozeß (genauer: ein Random-Walk). Das autoregressive Polynom $1 - \beta z$ hat in diesen Fall eine Einheitswurzel. Vgl. dazu auch Hamilton [1994, S. 475 f.]

¹² Es existiert noch eine ganze Reihe weiterer Einheitswurzeltests. Dazu zählen u.a.: Phillips und Perron [1988], Said und Dickey [1985], Hall [1989], Said [1991], Sargan und Bhargava [1983], Bhargava [1983]. Dickey und Pantula [1987], Park und Choi [1988], Schmidt und Phillips [1992], Stock [1991] und Kwiatkowski, Philips, Schmidt und Shin [1992]. Einen ausgezeichneten Übersichtsartikel liefert u.a. Stock [1993].

¹³ So stellen Levin und Lin [1993, S.1] fest: „In finite samples, these unit root test procedures inevitably have limited power against alternative hypotheses with highly persistent deviations from equilibrium. Simulations exercises indicate that this problem is particularly severe for small samples. For example, if 50 observations are generated by a stationary univariate model with first order autocorrelation of 0.9, the ADF test procedure (allowing for intercept and time trend, and using a 5 percent confidence level) rejects the unit root hypothesis in only 8 percent of the replications“. Vgl. dazu auch Campell und Perron [1991].

rücksichtigt, daß die Störterme ε_t gegebenenfalls miteinander korreliert sind, d.h., daß Autokorrelation vorliegt, und sich die Varianz der Störterme im Zeitablauf ändern kann, d.h., daß Heteroskedastizität besteht. Die Formulierung der Alternativhypothese hat zur Konsequenz, daß β_i zwischen den Individuen i variieren kann und ist damit allgemeiner gefaßt als die homogene Alternativhypothese, $\beta_i = \beta < 0$ für alle i , die u.a. den Panel-Einheitswurzeltests von Quah [1995] und Levin und Lin [1993] zugrunde liegt.

Im et al. [1997] definieren ihre Teststatistik gemäß

$$\Gamma_i = \frac{\sqrt{N}(\bar{t} - E_{NT})}{\sqrt{V_{NT}}}, \quad (5.4)$$

wobei

$$\bar{t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{it}(w_i, \gamma_i), \quad E_{NT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N E[t_{it}(w_i, 0) \mid \beta_i = 0] \text{ und}$$

$$V_{NT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \text{Var}[t_{it}(w_i, 0) \mid \beta_i = 0]$$

gilt, $t_{it}(\cdot)$ für die ADF-Teststatistik der univariaten Zeitreihen steht und γ_i (w_i) die Koeffizienten (die Anzahl) der zeitverzögerten Differenzen in der ADF-Gleichung symbolisieren. $E[\cdot]$ und $\text{Var}[\cdot]$ bezeichnen das Mittel bzw. die Varianz von t_{it} . Die Korrekturterme in der Teststatistik (E_{NT} und V_{NT}) hängen von der Anzahl der Lags und der Zeitspanne T ab und sind bei Im et al. [1997] entsprechend tabelliert. Wegen der zugelassenen Heterogenität (d.h. $\beta_i \neq \beta_j$ für $i \neq j$) wird Gleichung (5.3) für jede univariate Zeitreihe separat mittels OLS geschätzt. Die Panel-Teststatistik erhalten wir, wie Gleichung (5.4) zeigt, als Durchschnitt der Teststatistiken für die univariaten Zeitreihen. Unter der Nullhypothese einer Einheitswurzel weist diese Teststatistik eine Standard-Normalverteilung auf. In Tabelle 5.1 präsentieren wir die berechnete Teststatistik von Im et al. [1997] für die in Gleichung (5.2)

¹⁴ Die bekanntesten Panel-Einheitswurzeltests stammen von Levin und Lin [1993], Im, Pesaran und Shin [1997] und Quah [1995].

Tabelle 5.1 : Panel-Einheitswurzeltest nach Im et. al. [1997] für das Sample von 20 OECD-Ländern

	OHNE TREND	MIT TREND
Y	-9,28	-39,12
IY	-30,60	-45,69
ΔPV_{EX-TOT}	-8,22	-44,96
ΔPV_{IM-TOT}	-28,19	-55,34
$\Delta PV_{EXIM-TOT}$	-38,04	-55,24
ΔPV_{EX-SEK}	-19,29	-47,73
ΔPV_{IM-SEK}	-39,25	-56,47
$\Delta PV_{EXIM-SEK}$	-41,18	-46,73

einbezogenen Variablen. Wie die Ergebnisse aus Tabelle 5.1 zeigen, müssen wir gemäß der Teststatistiken die Nullhypothese der Nicht-Stationarität für alle Variablen ablehnen. Aus diesem Grund müssen wir uns in den folgenden Betrachtungen auch nicht mit möglichen Kointegrationsbeziehungen beschäftigen.¹⁵

5.3.4 SCHÄTZERGEBNISSE

In diesem Abschnitt stellen wir die Schätzergebnisse unserer IV-Regressionen vor, die wir mit Hilfe von Gleichung (5.2) erzielt haben. Vorab ist anzumerken, daß sich die IV-Regressionen nur im Hinblick auf die einbezogene Maßzahl für die Produktvielfalt unterscheiden. In den folgenden Betrachtungen bezeichnet ΔPV_{EX-TOT} die Maßzahlen für die Exportvielfalt I, ΔPV_{EX-SEK} bezeichnet die Maßzahlen für die Exportvielfalt II, ΔPV_{IM-TOT} bezeichnet die Maßzahlen für die Importvielfalt I, ΔPV_{IM-SEK} bezeichnet die Maßzahlen für die Importvielfalt II, $\Delta PV_{EXIM-TOT}$ bezeichnet die Maßzahlen für die aggregierte Export- und Importvielfalt I und $\Delta PV_{EXIM-SEK}$ bezeichnet die Maßzahlen für die aggregierte Export- und Importvielfalt II. Gleichung (5.2) haben wir damit insgesamt sechs mal geschätzt. Die Ergebnisse sind in der Tabelle 5.2 zusammengefaßt.

¹⁵ Kointegrationstests für heterogene Panels liefern u.a. McCoskey und Kao [1998] und Pedroni [1999].

Tabelle 5.2 : IV-Regressionen für die relativen Pro-Kopf-Einkommen

IY	0.29 (5.2)	0.30 (4.5)	0.24 (4.4)	0.24 (4.5)	0.25 (4.6)	0.25 (4.6)
ΔPV_{EX-TOT}	0.11 (2.7)					
ΔPV_{EX-SEK}		0.11 (2.4)				
ΔPV_{IM-TOT}			0.08 (0.4)			
ΔPV_{IM-SEK}				0.09 (0.8)		
$\Delta PV_{EXIM-TOT}$					0.63 (2.6)	
$\Delta PV_{EXIM-SEK}$						0.58 (2.4)
N*T	160	160	160	160	160	160
R ²	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99
DW	2.05	2.07	1.96	1.95	1.97	2.02

Bemerkungen: In Klammern sind White-bereinigte t-Werte angegeben. Der Untersuchungszeitraum ist 1990-1997. Die länderspezifischen fixen Effekte und die länderspezifischen Zeittrends wurden in den Regressionen jeweils berücksichtigt, werden aber hier nicht separat aufgelistet. Die entsprechenden F-Statistiken weisen jedoch darauf hin, daß beide Gruppen von Dummy-Variablen zum 1%-Niveau signifikant sind.

Aus Tabelle 5.2 können wir folgende Schlußfolgerungen ziehen. Erstens: Alle Koeffizienten weisen das aus der Theorie abgeleitete positive Vorzeichen auf. Zudem sind die Koeffizienten für die relativen Investitionsquoten in allen sechs Schätzungen signifikant. Die Koeffizienten für die Exportvielfalt I und II sowie die Koeffizienten für die aggregierte Export- und Importvielfalt I und II sind ebenfalls statistisch signifikant. Zweitens: Insignifikant sind hingegen die Koeffizienten für die Importvielfalt I und II. Drittens: Problematisch ist die geschätzte Größenordnung des Koeffizienten γ vor dem Hintergrund des unterstellten Wachstumsmodells, das laut Gleichung (2.140) $\gamma=1$ verlangt. Unsere signifikanten Schätzungen liefern für diesen Koeffizienten Werte zwischen 0,11 und 0,63 und können damit die aus der Theorie abgeleitete Größenordnung nicht bestätigen. Viertens: Qualitativ besser sind hingegen die Schätzungen für den Koeffizienten β , der laut Gleichung (2.140) durch $(1-\alpha)/\alpha$ mit $\alpha \in]0,1[$ definiert ist. Aus unseren Schätzungen ergeben sich für den Koeffizienten α , der aufgrund der unterstellten Produktionstechnologie (2.75) der Lohnquote entspricht, damit Werte zwischen 0,77 und 0,81.

Wenngleich die Koeffizienten für die Importvielfalt I und II statistisch nicht signifikant sind und auch die Größenordnung der Koeffizienten aus theoretischer Sicht kritisch zu beurteilen ist, deuten die Ergebnisse, wie auch schon Funke und Ruhwedel [2001] gezeigt haben, insgesamt darauf hin, daß sich grundsätzlich der positive Zusammenhang zwischen der (logarithmierten) relativen Produktvielfalt und dem (logarithmierten) relativen Pro-Kopf-Einkommen bestätigt.

5.4 ZUM ZUSAMMENHANG ZWISCHEN DER WACHSTUMSRATE DER RELATIVEN PRODUKTVIELFALT UND DEM RELATIVEN PRODUKTIVITÄTSWACHSTUM

5.4.1 SCHÄTZGLEICHUNG

In diesem Abschnitt gehen wir der Frage nach, ob zwischen der Wachstumsrate der relativen totalen Faktorproduktivität und der Wachstumsrate der relativen Produktvielfalt ein statistisch signifikanter Zusammenhang besteht.¹⁶ Unsere Schätzgleichung lautet unter Verwendung von (2.145) bzw. (4.10)¹⁷

$$TF\hat{P}_{i,US} = \mu_i + \eta_t + \gamma \Delta \hat{P}V_{i,US} + \varepsilon_{it}, \quad (5.5)$$

wobei für $i=1,..,17$ und $t=1990,..,1997$ gilt, und $TF\hat{P}_{i,US}$ für die Wachstumsrate der totalen Faktorproduktivität im Land i relativ zu den USA zum Zeitpunkt t steht.^{18,19} μ_i bezeichnet zeitunabhängige individuelle Ländereffekte (Länder-Dummies) und η_t zeitspezifische landunabhängige Effekte (Zeit-Dummies). $\Delta \hat{P}V_{i,US}$ symbolisiert die Wachstumsrate der relativen Produktvielfalt, die wir mit Hilfe von Gleichung (4.11) berechnet haben.

¹⁶ Vgl. dazu die Ausführungen in Abschnitt 2.7.

¹⁷ Bereits in frühen Arbeiten zum „growth accounting“ (bspw. Abramovitz [1956], Solow [1957]) wurde entdeckt, daß die Wachstumsrate der totalen Faktorproduktivität, die als Residuum berechnet wird, von erheblichen Umfang ist. Abramowitz [1956, S.11] bezeichnet diesen nicht identifizierbaren Faktor „a measure of our ignorance“.

¹⁸ Der Unterschied zwischen Gleichung (2.145) und Gleichung (4.10) liegt darin, daß wir bei der Herleitung von Gleichung (2.145) die Produktionsfunktion

$$Y = L_Y^\alpha \int_{i=0}^N X_i^{1-\alpha} di = L_Y^\alpha \tilde{X}^{1-\alpha} \quad \text{mit} \quad \tilde{X} = \left(\int_{i=0}^N X_i^{1-\alpha} di \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad \text{und} \quad 1-\alpha = (\theta-1)/\theta \quad \text{unterstellt haben, während wir}$$

bei der Herleitung von Gleichung (4.10) von der Produktionsfunktion $Y = \tilde{X}$ ausgegangen sind. Dieser Unterschied bedingt in Gleichung (2.145) den Koeffizienten $\alpha = 1/\theta$ und in Gleichung (4.10) den Koeffizienten $\alpha/(1-\alpha) = 1/(\theta-1)$.

¹⁹ Gleichung (5.5) können wir wie folgt herleiten: Angenommen, daß für Land i gemäß Gleichung (2.145) $TF\hat{P}_{i,t} = \alpha \left(\frac{\dot{N}}{N} \right)_{i,t}$, und daß für die USA entsprechend $TF\hat{P}_{US,t} = \alpha \left(\frac{\dot{N}}{N} \right)_{US,t}$ gilt. Dann erhält man

durch einfache Differenzenbildung:

$$TF\hat{P}_{i,t,US} = TF\hat{P}_{i,t} - TF\hat{P}_{US,t} = \alpha \left[\left(\frac{\dot{N}}{N} \right)_{i,t} - \left(\frac{\dot{N}}{N} \right)_{US,t} \right].$$

Diese Gleichung beschreibt wie Gleichung (5.5) eine positive Korrelation zwischen der Wachstumsrate der relativen totalen Faktorproduktivität und der Wachstumsrate der relativen Produktvielfalt. Die Begründung für den Einbezug länderspezifischer und zeitspezifischer Konstanten wurde in Abschnitt 5.2 gegeben. Die Herleitung von Gleichung (5.5) über Gleichung (4.10) ist ebenso möglich.

5.4.2 DATENGRUNDLAGE

Wie in der empirischen Wachstumsrechnung üblich ist, berechnen wir die totale Faktorproduktivität im Land i zum Zeitpunkt t (TFP_{it}) gemäß der Definition

$$TFP_{it} = \frac{Y_{it}}{K_{it}^{\beta} L_{it}^{1-\beta}}, \quad (5.6)$$

wobei Y_{it} die Wertschöpfung des Unternehmenssektors im Land i zum Zeitpunkt t , K_{it} den Kapitalstock des Unternehmenssektors im Land i zum Zeitpunkt t , L_{it} den Arbeitseinsatz des Unternehmenssektors im Land i zum Zeitpunkt t und β die Kapitalertragsquote bezeichnen.²⁰ Die Wachstumsrate der totalen Faktorproduktivität ergibt sich dann gemäß der Gleichung

$$T\hat{F}P_{it} = \frac{TFP_{it} - TFP_{it-1}}{TFP_{it-1}}. \quad (5.7)$$

Die Wachstumsrate der totalen Faktorproduktivität in Land i relativ zu den USA zum Zeitpunkt t bestimmen wir wie üblich gemäß

$$T\hat{F}P_{it,US} = T\hat{F}P_{it} - T\hat{F}P_{US,t}. \quad (5.8)$$

Zur Berechnung der totalen Faktorproduktivität verwenden wir Daten aus der „Analytical Data Base“ der OECD, die auch in zahlreichen anderen Studien (z.B.: Coe und Helpman [1995]) erfolgreich eingesetzt wurden. Dabei handelt es sich um Daten über die Wertschöpfung des Unternehmenssektors, den Kapitalstock des Unternehmenssektors und den Arbeitseinsatz des Unternehmenssektors. Für die Kapitalertragsquote β_i stehen uns nur die Durchschnittswerte für die Periode 1989/1991 zur Verfügung. Insgesamt stehen uns für den Untersuchungszeitraum von 1989 bis 1997 Daten für insgesamt 17 OECD-Länder zur Verfügung. Dazu zählen: USA, Kanada, Deutschland, Frankreich, Großbritannien, Italien, Japan, Australien, Belgien, Dänemark, Finnland, Niederlande, Norwegen, Spanien, Schweden, Schweiz, Neuseeland.²¹

Zur Berechnung der Wachstumsrate der relativen Produktvielfalt, die in Gleichung (5.6) als erklärende Variable für das relative TFP-Wachstum eingeht, haben wir die Außenhandelsstatistik der OECD [1999a] zugrunde gelegt. Die Berechnung ist unter

²⁰ Diese Methode legen z. B. auch Coe und Helpman [1995, S.876] zugrunde.

²¹ Die Daten zur Berechnung der TFP-Kennzahlen stehen uns für Griechenland, Island, Portugal und die Türkei nicht zur Verfügung. Aus diesem Grund umfaßt das Ländersample 17 statt 21 Länder.

Verwendung von Gleichung (4.11) erfolgt. Da wir die TFP-Wachstumsraten nur auf Basis der Daten für den Unternehmenssektor berechnen können, verwenden wir als erklärende Variablen auch nur die Wachstumsrate der Exportvielfalt II, der Importvielfalt II und der aggregierten Export- und Importvielfalt II.²²

5.4.3 SCHÄTZERGEBNISSE

Da Gleichung (5.5) einerseits keine verzögerte, endogene Variable enthält und andererseits die relative Wachstumsrate der Produktvielfalt nicht simultan durch die Wachstumsrate der relativen TFP bestimmt ist, d.h., das Problem der Endogenität der erklärenden Variable nicht besteht, kann die Schätzung von Gleichung (5.5) nach der sogenannten LSDV- (Least Squares Dummy Variable) Methode erfolgen.²³ Die Schätzergebnisse sind in der Tabelle 5.4 zusammengefaßt. Die erste Schätzung (Spalte 2) enthält als erklärende Variable die Wachstumsrate der Importvielfalt II. Die zweite Schätzung (Spalte 3) enthält als erklärende Variable nur die Wachstumsrate der Exportvielfalt II. Die dritte Schätzung (Spalte 4) enthält als erklärende Variable die Wachstumsrate der aggregierten Export- und Importvielfalt II und die vierte Schätzung (Spalte 5) enthält als erklärende Variable sowohl die Wachstumsrate der Exportvielfalt II als auch die Wachstumsrate der Importvielfalt II. Damit schätzen wir Gleichung (5.4) insgesamt vier mal.

Aus Tabelle 5.4 können wir folgende Schlußfolgerungen ziehen. Erstens: Die Koeffizienten für die Wachstumsrate der relativen Produktvielfalt haben in allen vier Schätzungen das aus der Theorie abgeleitete, positive Vorzeichen und sind darüber hinaus statistisch

²² So betonen Feenstra et al. [1999,S.328]: “in particular, we would expect the hypothesis of endogenous growth to apply more to secondary than to primary industries.“

²³ Ein interessanter Leitfaden über dynamische Paneldaten-Modelle ist bei Judson und Owen [1999] zu finden.

TABELLE 5.4: LSDV-REGRESSIONEN FÜR DIE WACHSTUMSRATE DER TOTALEN FAKTORPRODUKTIVITÄT; 1990-1997

$(\Delta \frac{\hat{P}V_{it}}{PV_{US_t}})_{EX-SEK}$	-----	0,70 (4,6)		0,52 (3,7)
$(\Delta \frac{\hat{P}V_{it}}{PV_{US_t}})_{IM-SEK}$	0,74 (7,4)	----		0,62 (5,9)
$(\Delta \frac{\hat{P}V_{it}}{PV_{US_t}})_{EXIM-SEK}$			1,73 (3,8)	
NxT	128	128	128	128
R ²	0,59	0,58	0,52	0,68
DW	2,19	2,08	2,17	2,14

Bemerkungen: t-Werte in Klammern sind White bereinigt.

signifikant. Zweitens: Wenn wir die Größenordnung der geschätzten Koeffizienten γ vor dem theoretischen Hintergrund beurteilen, stellen wir fest, daß bis auf die dritte Schätzung alle Koeffizienten die verlangte Größenordnung aufweisen.²⁴ Da wir die Produktvielfalts-Kennzahlen als Approximationen der Outputvielfalt interpretieren, verlangt die Theorie gemäß Gleichung (4.12) $\gamma = -1/(\theta - 1)$ mit $\theta < 0$. Für negative Substitutionselastizitäten müssen daher die geschätzten Koeffizienten zwischen null und eins liegen ($0 < \gamma < 1$). Wie die Ergebnisse aus Tabelle 5.4 belegen, liefert die erste Schätzung $\gamma = 0,74$, die zweite Schätzung $\gamma = 0,70$, die dritte Schätzung $\gamma = 1,73$ und die vierte Schätzung $\gamma = 0,61$ und $\gamma = 0,92$. Mit Ausnahme der dritten Schätzung weisen damit alle Koeffizienten die verlangte Größenordnung auf. Drittens: Der Koeffizient für die Wachstumsrate der (relativen) Importvielfalt II (0,74) ist nur unwesentlich größer als der entsprechende Koeffizient für die Wachstumsrate der Exportvielfalt II (0,70). Die Wachstumsrate der aggregierten Export- und Importvielfalt II weist einen relativ großen Koeffizienten (1,73) auf. Und schließlich viertens: Das Bestimmtheitsmaß fällt in allen vier Fällen für eine Paneldaten-Schätzung mit Länder- und Zeit-Dummies zwar relativ gering aus, macht aber dennoch deutlich, daß die (relative) Wachstumsrate der Produktvielfalt einen nicht unwesentlichen Erklärungsgehalt für die Wachstumsrate der relativen totalen Faktorproduktivität liefert.

²⁴Auch wenn wir unsere Produktvielfalts-Kennzahlen als Approximationen der Inputvielfalt interpretieren würden, weisen die Koeffizienten die verlangte Größenordnung auf. In diesem Fall verlangt die Theorie gemäß Gleichung (4.10) $\gamma = 1/(\theta - 1)$ mit $\theta > 1$. Für $\theta > 2$ müssen die geschätzten Koeffizienten wiederum kleiner als eins sein. Dies trifft wiederum auf die erste, zweite und vierte Schätzung zu. Die Größenordnung der geschätzten Koeffizienten stimmt auch mit der Gleichung (2.145) überein. Hier verlangt die Theorie $\gamma = 1/\theta$ mit $\theta > 1$ (vgl. die Ausführungen in Fußnote 18 (Kap.5)). Für $\theta > 1$ müssen die Koeffizienten wiederum kleiner als eins sein.

5.5 ZUSAMMENFASSUNG

Dieses Kapitel hat sich mit der ökonometrischen und empirischen Umsetzung verschiedener aus den endogenen und semi-endogenen Wachstumsmodellen abgeleiteten Hypothesen zur Produktvielfalt auseinandergesetzt. Zur empirischen Überprüfung dieser Hypothesen haben wir verschiedene Panel-Schätzungen durchgeführt. Diese können durch den Einbezug länderspezifischer Konstanten unterschiedliche Technologien abbilden und damit einen wichtigen Einwand gegenüber der einfachen Querschnittsregression umgehen. Im Gegensatz zu einfachen Querschnittsregressionen verwenden Panel-Daten-Ansätze nicht nur ein, sondern mehrere Beobachtungszeitpunkte für die Regressionsvariablen. Dieser Ansatz hat zwei unmittelbar erkennbare Vorteile. Erstens kann die Streuung der erklärenden Variablen nicht nur im Länderquerschnitt, sondern auch in ihrer zeitlichen Dimension berücksichtigt werden. Es wird also eine breitere Informationsgrundlage ausgewertet. Zweitens stehen erheblich mehr Beobachtungen zur Verfügung. Die dadurch zunehmende Zahl an Freiheitsgraden ermöglicht den Einschluß einer größeren Zahl an erklärenden Variablen. Durch diese beiden Vorteile wird es möglich sowohl periodenspezifische als auch länderspezifische Konstanten zuzulassen.

Die empirische Überprüfung des in Kapitel 2 postulierten Zusammenhangs zwischen dem logarithmierten Niveau des relativen Pro-Kopf-Einkommens und dem Niveau der relativen Produktvielfalt ist im Abschnitt 5.3 erfolgt. Dabei sind die in Kapitel 4 ermittelten relativen Produktvielfalts-Niveaus zur Anwendung gekommen. In den präsentierten Panel-Schätzungen für 20 OECD-Länder sind die relativen Produktvielfalts-Niveaus als erklärende Variable für die relativen Niveaus der Pro-Kopf-Einkommen eingeflossen. Die Schätzergebnisse bestätigen für die Exportvielfalt I und II sowie für die aggregierte Export- und Importvielfalt I und II insgesamt die positive Beziehung zwischen dem logarithmierten relativen Produktvielfalts-Niveau und dem relativen Niveau des Pro-Kopf-Einkommen. Die entsprechenden Koeffizienten weisen die erwarteten positiven Vorzeichen auf und sind darüber hinaus statistisch signifikant. Hingegen kritisch zu beurteilen ist die Tatsache, daß die geschätzten Koeffizienten für die relative Produktvielfalt nicht die erwartete Größenordnung aufweisen.

Die empirische Überprüfung der zweiten Hypothese ist in Abschnitt 5.4 erfolgt. In den präsentierten Panel-Schätzungen für nunmehr 17 OECD-Länder ist die Wachstums-

rate der relativen Produktvielfalt als erklärende Variable für die Wachstumsrate der relativen totalen Faktorproduktivität berücksichtigt worden. Die erzielten Schätzergebnisse bestätigen insgesamt die zweite Hypothese. Die Koeffizienten für die Wachstumsrate der Exportvielfalt II, für die Wachstumsrate der Importvielfalt II und für die Wachstumsrate der aggregierten Export- und Importvielfalt II sind statistisch signifikant und weisen ebenfalls das aus der Theorie abgeleitete positive Vorzeichen auf. Zudem stimmt die Größenordnung der geschätzten Koeffizienten in drei von vier Schätzungen mit den Vorgaben aus der Theorie überein.

Zusammenfassend können wir feststellen, daß die präsentierten empirischen Ergebnisse grundsätzlich die endogenen und semi-endogenen Wachstumsmodelle bestätigen, die in F&E die wesentliche Quelle des wirtschaftlichen Wachstums sehen.

6. Kapitel

ZUSAMMENFASSUNG UND SCHLUßFOLGERUNGEN

Eine Analyse der Frage, wie man das Niveau der Produktvielfalt von Ländern auf gesamtwirtschaftlicher Ebene geeignet messen kann, war die Hauptaufgabe dieser Arbeit. Motiviert wurde diese Fragestellung durch die im zweiten Kapitel vorgestellten endogenen und semi-endogenen Wachstumsmodelle, deren wichtige Gemeinsamkeit darin besteht, daß sie in einer F&E - induzierten Ausweitung der Produktvielfalt die entscheidende Quelle des wirtschaftlichen Wachstums sehen. In diesen Modellen entstehen aus zielgerichteter Forschungsarbeit Zwischengüterinnovationen bzw. Konsumgüterinnovationen, die die Produktvielfalt in den Ökonomien ausweiten. Steigt die Produktvielfalt, so kann dann ein gegebener Bestand an Ressourcen für die Produktion von Zwischenprodukten c.p. auf mehr Zwischengütertypen verteilt werden, derart, daß die Einsatzmenge eines jeden Zwischengütertypes sinkt, und folglich unter der Annahme abnehmender Grenzerträge, der Grenzertrag aller Zwischengütertypen steigt. Darüber hinaus wurde im zweiten Kapitel gezeigt, daß Volkswirtschaften durch die Aufnahme internationaler Handelsbeziehungen und durch das Imitieren ausländischer Produktvarianten grundsätzlich eine Ausweitung der Produktvielfalt erzielen können. Ungeachtet der herausragenden Bedeutung der Produktvielfalt in den Modellen der endogenen und semi-endogenen Wachstumstheorie existieren in der empirischen Wachstumsliteratur nur wenige empirische Studien, die den direkten Einfluß der Produktvielfalt auf das wirtschaftliche Wachstum für eine größere Anzahl von Ländern untersuchen.

In den vorgestellten endogenen und semi-endogenen Wachstumsmodellen hängt die Anzahl der Produktvarianten u.a. von der Effizienz und der Größe des jeweiligen F&E-Sektors ab, so daß in einigen empirischen Studien der Versuch unternommen wurde, die Produktvielfalt durch verschiedene F&E-Indikatoren zu approximieren. Aus diesem Grund haben wir im dritten Kapitel zunächst eine Bewertung des technologischen Leistungspotentials anhand von F&E-Indikatoren für eine Reihe von OECD-Ländern durchgeführt. Dazu haben wir u.a. die realen F&E-Ausgaben, die F&E-Quoten, die Anzahl der F&E-Angestellten und die Forschungsintensitäten im internationalen Kontext verglichen. Wir haben zunächst festgestellt, daß erstens innerhalb der Gruppe der hoch

industrialisierten OECD-Länder im Hinblick auf die Bedeutung der verschiedenen Indikatoren erhebliche Unterschiede bestehen. So erklären die G7-Länder rund 93% und die USA rund 47% der realen OECD-Gesamtausgaben für F&E. Die übrigen 22 OECD-Länder investieren durchschnittlich also nur 7% der OECD-Gesamtausgaben in F&E. Die Hauptquellen des weltweiten technologischen Fortschritts scheinen damit in erster Linie in den USA und daneben in Japan, Deutschland, Frankreich und in Großbritannien zu sein. Zweitens: Da sowohl die realen F&E-Ausgaben als auch die F&E-Quoten zwischen 1976 und 1996 in allen untersuchten Ökonomien mit positiver Rate gestiegen sind, können wir daraus schließen, daß die Bedeutung von Forschung und Entwicklung international tendenziell zugenommen hat. Auch im Hinblick auf die Anzahl der Patentanmeldungen bestehen international erhebliche Unterschiede. Wie nicht anders zu erwarten ist, nimmt die USA auch bei den Patentanmeldungen international die Spitzenposition ein. Zwischen 1989 und 1996 haben US-Unternehmen durchschnittlich rund 500.000 Patente pro Jahr angemeldet. Insgesamt kommen die USA, Japan, Deutschland, Großbritannien und Frankreich auf durchschnittlich 1,35 Millionen Patentanmeldungen pro Jahr und erklären damit rund 83% der von OECD-Ländern getätigten Patentanmeldungen. Auch die zunehmende Anzahl von Patentanmeldungen macht deutlich, daß der Bereich Forschung und Entwicklung international zunehmend an Bedeutung gewinnt. Insgesamt ist es dann natürlich auch nicht überraschend, daß wie u.a. Coe und Helpman [1995] feststellen, der Beitrag der inländischen F&E-Aktivitäten zum Produktivitätswachstum in den besonders forschungsintensiven G-7-Ländern deutlich höher ist als in den anderen Ländern der OECD. Die kleineren OECD-Länder hingegen scheinen offener zu sein als die G-7 Länder. Das Produktivitätswachstum dort ist nämlich fast immer stärker von ausländischen F&E-Aktivitäten beeinflusst als in den G-7-Ländern. Die Betonung von Forschung und Entwicklung als treibende Kraft des wirtschaftlichen Wachstumsprozesses durch die vorgestellten endogenen und semi-endogenen Wachstumsmodelle ist damit auf den ersten Blick durchaus gerechtfertigt.

Im Zentrum der Analyse des vierten Kapitels stand die Frage, wie man die Produktvielfalt auf gesamtwirtschaftlicher Ebene empirisch messen kann. Zunächst wurde dazu eine von Feenstra [1994] und Feenstra und Markusen [1996] entwickelte Methode vorgestellt, mit der die (relative) Vielfalt von Inputgütern bzw. Outputgütern auf gesamtwirtschaftlicher Ebene direkt durch ein exaktes Maß erfaßt werden kann. Da die exakte

empirische Anwendung dieses Maßes eigentlich stark disaggregierte allgemeine Produktionsdaten voraussetzt, und wir in unserer Untersuchung lediglich disaggregierte Außenhandelsdaten, d.h., Weltexportdaten und Weltimportdaten der OECD-Länder verwendet haben, stellen unsere Berechnungen von vornherein Approximationen der Outputvielfalt dar.

Die Präsentation der relativen Produktvielfalts-Kennzahlen für 20 OECD-Länder für den Zeitraum von 1989 bis 1997 ist in Abschnitt 4.4 erfolgt. Aufgrund der herausragenden Bedeutung der USA im Bereich Forschung und Entwicklung haben wir die USA als Basisland gewählt. Als Datengrundlage diente die ITCS-Außenhandelsstatistik der OECD [1999], die konsistente Export- und Importdaten für 21 OECD-Länder für den Untersuchungszeitraum enthält. Das hohe Disaggregationsniveau der ITCS-Daten hat es möglich gemacht, daß in dieser Studie ein außerordentlich großer Datenumfang ausgewertet werden konnte. Da die Weltexporte, die Weltimporte und die aggregierten Weltexporte und Weltimporte von 20 OECD-Ländern mit jeweils maximal 6873 Produktklassen über den Zeitraum von 1989 bis 1997 in dieser Studie berücksichtigt wurden, haben wir zur Berechnung der Produktvielfalts-Kennzahlen mehr als 2,4 Millionen Beobachtungen verwendet. Die wesentlichen Ergebnisse dieser Untersuchungen lassen sich wie folgt zusammenfassen. Erstens: Die relative Exportvielfalt I und II ist in den USA durchschnittlich am größten und rechtfertigt auf diese Weise noch einmal die Wahl der USA als Basisland. Zu den Ländern mit einer hohen relativen Exportvielfalt I und II zählen im weiteren Frankreich, Großbritannien und Italien sowie Kanada und Spanien. Zweitens: Die durchschnittliche Importvielfalt I und II ist überraschend in Frankreich am größten. Neben Frankreich verfügen ferner Deutschland und Großbritannien sowie Kanada, die Niederlande und die USA über eine hohe relative Importvielfalt. Drittens: Die aggregierte Export- und Importvielfalt I und II ist wiederum wie bei der Exportvielfalt im Durchschnitt in den USA am größten. Zu den Ländern mit einer hohen relativen Export- und Importvielfalt I und II zählen ferner Deutschland und Frankreich sowie Großbritannien und Kanada. Viertens: Auffällig ist, daß bezogen auf die Exportvielfalt, die Importvielfalt und die aggregierte Export- und Importvielfalt Länder wie Island, Neuseeland und die Türkei die kleinsten Werte aufweisen. Fünftens: Das wichtige Resultat, daß die Maßzahlen für die aggregierte Export- und Importvielfalt I und II für alle Länder größer sind als die entsprechenden Maßzahlen für die Exportvielfalt und gleich-

zeitig eine geringere Streuung aufweisen, ist ein Beleg dafür, daß der Außenhandel als ein wichtiger Kanal für den internationalen Wissenstransfer anzusehen ist. Die einzelnen Länder partizipieren durch den Import von Zwischengütern an den internationalen Forschungserfolgen und können auf diese Weise durch ein diversifizierteres Güterbündel im inländischen Produktionsprozeß Produktivitätsgewinne realisieren. Sechstens: Obwohl es sich bei den untersuchten OECD-Ländern um eine relativ homogene Gruppe handelt, ist es auffällig, daß gerade diejenigen Länder mit der geringsten Vielfalt an Zwischengütern wie Griechenland und die Türkei insbesondere auch die geringsten F&E-Aktivitäten in der OECD aufweisen.

Das fünfte Kapitel hat sich mit der ökonometrischen und empirischen Umsetzung verschiedener, aus den endogenen und semi-endogenen Wachstumsmodellen abgeleiteter Hypothesen hinsichtlich der Produktvielfalt auseinandergesetzt. Dabei standen zwei Hypothesen im Mittelpunkt des Interesses: Die erste Hypothese beschreibt eine positive Korrelation zwischen dem (logarithmierten) Niveau des relativen Pro-Kopf-Einkommen und dem (logarithmierten) Niveau der relativen Produktvielfalt. Nach der zweiten Hypothese sind die Wachstumsrate der relativen totalen Faktorproduktivität und die Wachstumsrate der relativen Produktvielfalt positiv korreliert. Zur empirischen Überprüfung dieser Hypothesen haben wir verschiedene Panel-Schätzungen durchgeführt. Dieser Ansatz hat zwei unmittelbar erkennbare Vorteile. Erstens kann die Streuung der erklärenden Variablen nicht nur im Länderquerschnitt, sondern auch in ihrer zeitlichen Dimension berücksichtigt werden. Es wird also eine breitere Informationsgrundlage ausgewertet. Zweitens stehen erheblich mehr Beobachtungen zur Verfügung. Die dadurch zunehmende Zahl an Freiheitsgraden ermöglicht den Einschluß einer größeren Zahl an erklärenden Variablen. Durch diese beiden Vorteile wird es möglich sowohl periodenspezifische als auch länderspezifische Konstanten zuzulassen. Die empirische Überprüfung der ersten Hypothese ist im Abschnitt 5.3 erfolgt. Dabei sind die Maßzahlen für die relative Produktvielfalt aus Abschnitt 4.4 zur Anwendung gekommen. In den Panel-Schätzungen für 20 OECD-Länder sind die (logarithmierten) relativen Produktvielfalts-Niveaus als erklärende Variable für die (logarithmierten) relativen Pro-Kopf-Einkommen eingeflossen. Die Schätzergebnisse für die Exportvielfalt I und II sowie für die aggregierte Export- und Importvielfalt I und II liefern insgesamt ein Beleg für die empirische Relevanz der ersten Hypothese. Die entsprechenden Koeffizienten

weisen die erwarteten positiven Vorzeichen auf und sind darüber hinaus statistisch signifikant.

Die empirische Überprüfung der zweiten Hypothese ist in Abschnitt 5.4 erfolgt. In den präsentierten Panel-Schätzungen für nunmehr 17 OECD-Länder ist die Wachstumsrate der relativen Produktvielfalt als erklärende Variable für die Wachstumsrate der relativen totalen Faktorproduktivität berücksichtigt worden. Die erzielten Schätzergebnisse liefern ein Beleg für die empirische Relevanz der zweiten Hypothese. Die Koeffizienten für die Wachstumsrate der Exportvielfalt II, für die Wachstumsrate der Importvielfalt II und für die Wachstumsrate der aggregierten Export- und Importvielfalt II sind statistisch signifikant und weisen ebenfalls das aus der Theorie abgeleitete, positive Vorzeichen auf. Insgesamt können wir feststellen, daß die präsentierten empirischen Ergebnisse grundsätzlich die endogenen und semi-endogenen Wachstumsmodelle bestätigen, die in Forschung und Entwicklung die wesentlich Quelle des wirtschaftlichen Wachstums sehen.

Die in dieser Arbeit erzielten Ergebnisse unterliegen trotz ihrer positiven Botschaft für die endogenen und semi-endogenen Wachstumsmodelle natürlich einigen Einschränkungen. Der wohl wichtigste Einwand bezieht sich auf den Länge des Untersuchungszeitraums. Für eine Studie, die sich mit Wachstumsfragen beschäftigt, ist ein Untersuchungszeitraum von 9 Jahren nicht zuletzt wegen der einfließenden konjunkturellen Schwankungen natürlich zu kurz, um abschließend ein gerechtes Urteil über die Aussagekraft der in dieser Arbeit präsentierten Maßzahlen für die Produktvielfalt fällen zu können. Es bleibt daher zu hoffen, daß in absehbarer Zukunft international vergleichbare und hinreichend disaggregierte Produktionsdaten oder Außenhandelsdaten zur Verfügung stehen, die Informationen über einen längeren Zeitraum beinhalten.

ANHANG BEWEIS VON SATZ 4.1

Da für den Kostenanteil e_{it} des Zwischenproduktes i gemäß der Stückkostenfunktion (4.2)

$$e_{ir}(I_r)^{\frac{1}{\theta-1}} = \frac{c(p_r, I_r, b_r) b_{ir}^{\frac{1}{\theta-1}}}{p_{ir}}, \quad r = t, t-1 \quad (\text{A1})$$

gilt, ergibt sich zunächst für den exakten Preisindex der Ausdruck:

$$\frac{c(p_t, I_t, b_t)}{c(p_{t-1}, I_{t-1}, b_{t-1})} = \frac{p_{it} e_{it}(I_t)^{\frac{1}{\theta-1}}}{p_{i,t-1} e_{i,t-1}(I_{t-1})^{\frac{1}{\theta-1}}}. \quad (\text{A2})$$

Aufgrund der Definition in Gleichung (4.5a) gilt ferner

$$e_{ir}(I) \lambda_r = \frac{p_{ir} x_{ir}}{\sum_I p_{ir} x_{ir}} \cdot \frac{\sum p_{ir} x_{ir}}{\sum_I p_{ir} x_{ir}} = e_{ir}(I_r). \quad (\text{A3})$$

Einsetzen von Gleichung (A3) in Gleichung (A2) und Bildung eines geometrischen Mittelwertes über die Zwischenprodukte $i \in I$ mit den Gewichten $w_{it}(I)$, erhalten wir:

$$\begin{aligned} \frac{c(p_t, I_t, b_t)}{c(p_{t-1}, I_{t-1}, b_{t-1})} &= \frac{p_{it} e_{it}(I_t)^{\frac{1}{\theta-1}}}{p_{i,t-1} e_{i,t-1}(I_{t-1})^{\frac{1}{\theta-1}}} \\ &= \frac{p_{it} (e_{it}(I) \lambda_t)^{\frac{1}{\theta-1}}}{p_{i,t-1} (e_{i,t-1}(I) \lambda_{t-1})^{\frac{1}{\theta-1}}} \\ &= \frac{p_{it} e_{it}(I)^{\frac{1}{\theta-1}}}{p_{i,t-1} e_{i,t-1}(I)^{\frac{1}{\theta-1}}} \cdot \left(\frac{\lambda_t}{\lambda_{t-1}} \right)^{\frac{1}{\theta-1}} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& \approx \prod_{i \in I} \left(\frac{p_{it} e_{it}(I)^{\frac{1}{\theta-1}}}{p_{i,t-1} e_{i,t-1}(I)^{\frac{1}{\theta-1}}} \right)^{w_{it}(I)} \left(\frac{\lambda_t}{\lambda_{t-1}} \right)^{\frac{1}{\theta-1}} \\
& = \prod_{i \in I} \left(\frac{p_{it}}{p_{i,t-1}} \right)^{w_{it}(I)} \cdot \left(\frac{\lambda_t}{\lambda_{t-1}} \right)^{\frac{1}{\theta-1}} \cdot \prod_{i \in I} \left(\frac{e_{it}(I)}{e_{i,t-1}(I)} \right)^{\frac{w_{it}(I)}{\theta-1}} \\
& = P(p_{t-1}, p_t, x_{t-1}, x_t, I) \cdot \left(\frac{\lambda_t}{\lambda_{t-1}} \right)^{\frac{1}{\theta-1}} \cdot \prod_{i \in I} \left(\frac{e_{it}(I)}{e_{i,t-1}(I)} \right)^{\frac{w_{it}(I)}{\theta-1}}
\end{aligned}$$

Damit ist der Beweis fast abgeschlossen. Wir müssen nur noch zeigen, daß der letzte Term gleich eins ist. Dazu bilden wir einfach den natürlichen Logarithmus dieses Terms und erhalten:

$$\sum_{i \in I} \frac{w_{it}(I)}{(\theta-1)} [\ln e_{it}(I) - \ln e_{i,t-1}(I)] = \frac{\sum_{i \in I} [e_{it}(I) - e_{i,t-1}(I)] / (\theta-1)}{\sum_{i \in I} \left(\frac{e_{it}(I) - e_{i,t-1}(I)}{\sum_{i \in I} \ln e_{it}(I) - \ln e_{i,t-1}(I)} \right)} = 0,$$

wobei das erste Gleichheitszeichen aus der Definition von $w_{it}(I)$ folgt und das zweite sich ergibt, weil sich die Kostenanteile $e_{it}(I)$ über $i \in I$ für $r = t, t-1$ zu eins addieren.

LITERATURVERZEICHNIS

- Abramovitz, Moses [1956], Resource and Output Trends in the United States Since 1870, *American Economic Review* 46, 5-23.
- Abramovitz, Moses [1986], Catching Up, Forging Ahead, and Falling Behind, *Journal of Economic History* 46, 384-405.
- Aghion, Philippe und Peter Howitt [1992], A Model of Growth through Creative Destruction, *Econometrica* 60, 323-351.
- Aghion, Philippe und Peter Howitt [1998], *Endogenous Growth Theory*, MIT Press, Cambridge.
- Arnold, Lutz [1998], Growth, Welfare and Trade in an Integrated Model of Human -Capital Accumulation and Research, *Journal of Macroeconomics* 20, 81-105.
- Arnold, Lutz [2000], Stability of the Market Equilibrium in Romer's Model of Endogenous Technological Change: A Complete Characterization, *Journal of Macroeconomics* 22, 69-84.
- Barro, Robert J. [1984], *Macroeconomics*, New York, Wiley.
- Barro, Robert J. [1991], Economic Growth in a Cross section of Countries, *Quarterly Journal of Economics* 106, 407-443.
- Barro, Robert J. [1999], Notes on Growth Accounting, *Journal of Economic Growth* 4, 119-137.
- Barro, Robert J. und Xavier X. Sala-i-Martin [1991], Convergence across States and Regions, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1-1991, S107-182.
- Barro, Robert J. und Xavier X. Sala-i-Martin [1992], Convergence, *Journal of Political Economy* 100, 223-251.
- Barro, Robert J. und Xavier X. Sala-i-Martin [1994], *Economic Growth*. McGraw-Hill.
- Baumol, William J. [1986], Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show, *American Economic Review* 76, 1072-1085.
- Bayoumi, Tamim, David Coe und Elhanan Helpman [1999], R&D Spillovers and global growth, *Journal of International Economics* 47, 399-428.
- Bernstein, J. und P. Möhnen [1994], *International R&D Spillovers between US and Japanese R&D Intensive Sectors*, NBER Working Paper, No.4682.

- Bernstein, J. und M. Nadiri [1988], Interindustry R&D-Spillovers, Rate of Return and Production in High-Tech Industries, *American Economic Review* 78(2), 429-434.
- Bernstein, J. und M. Nadiri [1989a], „Rates on Return on Physical and R&D Capital and Structure of the Production Process: Cross Section and Time Series Evidence“, in: B. Raj [Hrsg.], *Advances in Econometrics and Modelling*. Kluwer, London.
- Bernstein, J. und M. Nadiri [1989b], Research and Development and intra-industry spillovers: An empirical Application of Dynamic Duality, *Review of Economic Studies* 56, 249-269.
- Bernstein, J. und M. Nadiri [1991], Product Demand, Cost of Production, Spillovers, and the Social Rate of Return to R&D, NBER Working Paper, No. 3625.
- Bhargava, Alok [1986], On the Thoery of Testing for Unit Roots in Observed Time Series, *Review of Economic Studies* 53, 369-384.
- Bils, Mark und Peter J. Klenow [1998], Does Schooling Cause Growth or the Other Way Around?, Working Paper University of Chicago GSB.
- Blanchard, Olivier und Stanley Fischer [1989], *Lectures on Macroeconomics*, Cambridge, MIT Press.
- Campbell, John und Pierre Perron [1991], Pitfalls and Opportunities; What Macroeconomists Should Know about Unit Roots, NBER Macroeconomics Annul, Cambridge, Mass., MIT Pres
- Canova, Fabio und Albert Marcet [1995], The Poor Stay Poor: Non-Convergence Across Countries and regions, CEPR Discussion Paper Series No. 1265, London.
- Caselli, Francesco, Gerardo Esquivel und Fernando Lefort [1996], Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics, *Journal of Economic Growth* 1, 363-389.
- Chamberlin, Edward H. [1933], *The Theory of Monopolistic Competition*, Cambridge, Harvard University Press.
- Chiang, Alpha C. [1984], *Fundamental Methods of Mathematical Economics*, McGraw-Hill.
- Coe, David und Elhanan Helpman, [1995], International R&D Spillovers, *European Economic Review* 39, 859-889.
- Coe, David, Elhanan Helpman und Alexander W. Hoffmaister [1995], North-South

- R&D Spillovers, NBER Working Paper #5048.
- DeLong, J. Bradford [1988], Productivity Growth, Convergence, and Welfare: Comment, *American Economic Review* 78, 1138-1154.
- Dickey David und Wayne Fuller [1979], Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association* 74, 427-431.
- Dickey, David und S.G. Pantula [1987], Dtermining the Order of Differencing in Autoregressive Processes, *Journal of Business and Economic Statistics* 5, 455-461.
- Diewert, Erwin W., [1976], Exact and Superlative Index Numbers, *Journal of Econometrics*, 70 (3), 313-326.
- Diewert, Erwin W., [1978], Superlative Index Numbers and Consistency in Aggregation, *Econometrica* 46, 883-896.
- Diewert, Erwin W., [1981], The economic theory of index numbers: a survey, in: Angus Deaton [Hrsg.], *Essays in the theory and measurement of consumer behaviour*, Cambridge University Press.
- Dinapoulos, Elias und Peter Thompson [1998], Scale Effects in Schumpeterian Growth without Scale Effects, *Journal of Economic Grwoth*
- Dixit, Avinash K. und Joseph E. Stiglitz [1977], Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity, *American Economic Review*, 67, 297-308.
- Easterly, William, Robert King, Ross Levine und Sergio Rebelo [1994], Policy Technology Adoption and Growth, NBER Working Paper #4681.
- Eaton, Jonathan; Kortum, Samuel [1996], Trade in Ideas: Patenting and Productivity in the OECD, *Journal of International Economics* 40, 251-278.
- Eaton, Jonathan, Eva Guitierrez und Samuel Kortum [1998], European Technology Policy, NBER Working Paper #6827, Cambridge, MA.
- Ethier, Wilfried J. [1979], Internationally Decreasing Costs and World Trade, *Journal of International Economics* 9, 1-24.
- Europäisches Patentamt (Hrsg.) [1994], *Nutzung des Patentschutzes in Europa*, München.
- Fagerberg, Jan [1988], Why Growth Rates Differ, in: G. Dosi et al., *Technical Change*

- and Economic Theory, London: Pinter Publisher
- Fagerberg, Jan [1994], Technology and International Differences in Growth Rates, *Journal of Economic Literature* 32, 1147-1175.
- Feenstra, Robert C., James Markusen und William Zeile [1992], Accounting for Growth with New Inputs: Theory and Evidence, *AEA Papers and Proceedings*, May, 415-420.
- Feenstra, Robert C., [1994], New Product Varieties and the Measurement of International Prices, *American Economic Review* 84(1), March, 157-177.
- Feenstra, Robert C. und James Markusen, [1994], Accounting for Growth with New Inputs, *International Economic Review* 25(2), 429-447.
- Feenstra, Robert C., D. Madani, T.-H. Yang und C.Y. Liang [1999], Testing Endogenous Growth in South Korea and Taiwan, *Journal of Development Economics* 60, 317-341.
- Funke, Michael und Holger Strulik [2000], On endogenous growth with physical capital, human capital and product variety, *European Economic Review* 44, 491-515.
- Funke, Michael und Ralf Ruhwedel [2001a], Product Variety and Economic Growth: Empirical Evidence for OECD Countries, *IMF Staff Papers* 48 (2).
- Funke, Michael und Ralf Ruhwedel [2001b], Export Variety and Export Performance: Empirical Evidence from East Asia, *Journal of Asian Economics* 12.
- Funke, Michael und Ralf Ruhwedel [2002], Export Variety and Export Performance: Empirical Evidence for the OECD Countries, erscheint in: *Weltwirtschaftliches Archiv*.
- Greene, W.H. [1993], *Econometric Analysis*, Prentice-Hall.
- Griliches, Zwi [1973], Research expenditures and Growth Accounting, in B.R. Williams [Hrsg.]: *Science and Technology in Economic Growth*, Macmillan, London.
- Griliches, Zwi [1980a], „Returns to R&D Expenditures in the Private Sector“, in: K.W. Kendrick and B. Vaccara [Hrsg.], *New Developments in Productivity Measurement* Chicago University Press.
- Griliches, Zwi [1980b], R&D and the productivity slowdown, *American Economic Review* 70, 343-348.

- Griliches, Zwi [1990], Patent Statistics as Economic Indicators: A Survey, *Journal of Economic Literature* , 1661-1707.
- Griliches, Zwi [1994], Productivity, R&D, and the Data Constraint, *American Economic Review* 84, 1-23.
- Griliches, Zwi, [1995], „R&D and Productivity: Econometric results and Measurement Issues“, in: Stoneman, Peter (Hrsg.), *Handbook of the Economics of Innovation and Technological Change*. Oxford.
- Griliches, Zwi und J. Mairesse [1990], „R&D and Productivity Growth: Comparing Japanese and US Manufacturing Firms“, in: C. Hulton [Hrsg.], *Productivity Growth in Japan and the United States*. Chicago University Press.
- Grossman, Gene M. und Elhanan Helpman, [1989], Product Development and international Trade, *Journal of Political Economy* 97, 1261-1282.
- Grossman, Gene M. und Elhanan Helpman, [1991a], *Innovation and growth in the Global Economy*. MIT Press: Cambridge, MA.
- Grossman, Gene M. und Elhanan Helpman, [1991b], Quality Ladders in the Theory of Growth, *Review of Economic Studies* 58, 43-61.
- Grossman, Gene M. und Elhanan Helpman, [1994], Endogenous Innovation in the Theory of Growth, *Journal of Economic Perspectives*, 8(1), 23-44.
- Hall, Alistair [1989], Testing for a Unit Root in the Presence of Moving Average Errors, *Biometrika* 76, 49-56
- Hamilton, James D. [1994], *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Helpman, Elhanan und Paul Krugman [1985], *Market Structure and Foreign Trade*, Cambridge, MIT Press.
- Im, K.S., M.H. Pesaran und Y. Shin [1997], Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels, Cambridge University DAE Working Paper No. 9526, Cambridge, UK.
- Islam, Nazurul [1995], Growth Empirics: A Panel Data Approach, *Quarterly Journal of Economics* 110, 1127-1170.
- Jones, Charles, [1995a], Time Series Tests of Endogenous Growth Models, *Quarterly Journal of Economics* 110(2), Mai, 495-526.
- Jones, Charles, [1995b], R&D-Based Models of Economic Growth, *Journal of Political Economy* 103, 759-784.

- Jones, Charles, [1996], Human Capital, Ideas, and Economic Growth, Working Paper, Stanford University.
- Jones, Charles, [1998], Introduction to Economic Growth, New York/London (W.W. Norton & Company).
- Jones, Charles, [1999], Growth: With Or Without Scale Effects?, American Economic Review, Paper And Proceedings 89(2),139-144.
- Judd, Kenneth L. [1985], On the Performance of Patents, Econometrica, 53, 567-585.
- Judson, Ruth A. und Ann L. Owen [1999], Estimating dynamic panel data models: a guide for macroeconomists, Economics Letters 65, 9-15.
- Kaldor, Nicolas [1961], Capital Accumulation and Economic Growth, in: F.A. Lutz und D.C. Hague (Hrsg.), The Theory of Capital, St. Martin`s Press, New York.
- Keller, Wolfgang [1998]: Are international R&D spillovers trade-related? Analyzing spillovers among randomly matched trade partners, European Economic Review 42, 1469-1481.
- Kocherlakota , N..R und K.-M. Yi [1996], A Simple Times Series Test of Endogenous vs. Exogenous Growth Models: An Application to the United States, The Review of Economics and Statistics 78, 126-134.
- Kocherlakota , N..R und K.-M. Yi [1996], Is There Endogenous Long-Run Growth? Evidence for the United States and the United Kindom, Journal of Money, Credit, and Banking 29, 235-253.
- Kortum, Samuel S. [1997], Research, Patenting, and technological change, Econometrica 65, 1389-1419.
- Krugman, Paul R. [1979], Increasing Returns, Monopolistic Competition, and International Trade, Journal of International Economics 9, 469-479.
- Krugman, Paul R. [1981], Intraindustry Specialization and the Gains from Trade, Journal of Political Economy 87, 253-266.
- Kwitkowski, Denis, Peter Phillips, Peter Schmidt und Yongcheol Shin [1992], Testing the Null Hyothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time series Have a Unit Root?, Journal of Econometrics 54, 159-178.
- Lambertz, Joachim [1987], Neue Warenomenklaturen für die Außenhandelsstatistik ab

- 1988, *Wirtschaft und Statistik* 5, Zeitschrift des Statistischen Bundesamts.
- Lee, Kevin, P. Hashem Pesaran und Ron P. Smith [1997], Growth and Convergence in a Multi-Country Empirical and Stochastic Solow-Model, *Journal of Applied Econometrics* 12, 357-392.
- Lee, Tom und Louis L. Wilde [1980], Market Structure and Innovation: A Reformulation, *Quarterly Journal of Economics* 94, 429-436.
- Levin Andrew. und Chien-Fu Lin [1993], Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-sample Properties, *Journal of Econometrics*
- Levine, Ross und David Renelt [1992], A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions, *American Economic Review* 82, 942-963.
- Lichtenberg, F. und D. Siegel [1991], The impact of R&D Investment on Productivity – New Evidence Using R&D-LRD-data“, *Economic Inquiry* 29, 203-228.
- Lippe, Peter von der [1990], *Wirtschaftsstatistik*, Fischer Verlag, Stuttgart.
- Loaysa, Norman V. [1994], A Test of the International Convergence Hypothesis Using Panel Data, *World Bank Policy Research Working Paper* No 1333.
- Lucas, Robert E. Jr. [1988], On the Mechanics of Economic Development, *Journal of Monetary Economics* 22, 3-42
- Mankiw, N. Gregory, David Romer und David Weil [1992], A Contribution to the Empirics of Economic Growth, *Quarterly Journal of Economics* 106, 407-437.
- Mansfield, Edwin J. [1980], Basic Research and Productivity Increase in Manufacturing, *American Economic Review* 863-873.
- Mansfield, Edwin J. [1985], Patents and innovation: An Empirical Study, *Management Science* 32, 173-181.
- Mansfield, Edwin, Mark Schwartz und Samuel Wagner [1981], Imitation Costs and Patents: An Empirical Study, *Economic Journal* 91, 907-918.
- McCoskey, S. und C. Kao [1998], A Residual-Based Test of the Null of Cointegration in Panel Data, *Econometric Reviews* 17, 57-84.
- Minasian J. [1969], Research and Development, Production Functions, and Rates of Return, *American Economic Review* 59, 80-85.
- Mincer, Jacob [1974], *Schooling, Experience and Earnings*, Columbia University Press, New York.

- Nadiri, M.I.; Kim, S. [1996], International R&D spillovers, trade and productivity in major OECD countries, NBER Working Paper #5801, Cambridge, MA.
- Nadiri, M. und I. Prucha [1990], „Comparison and Analysis of Production Growth and R&D Investment in the Electrical Machinery Industries of the United States and Japan“, in: C. Hulton und R. Norsworthy [Hrsg.], Productivity Growth in Japan and the United States. Chicago University Press.
- Nelson, Richard und Edmund Phelps [1966], Investment in humans, technological diffusion, and economic growth, American Economic Review: Papers and Proceedings 61, 69-75.
- OECD [1998], Basic Science And Technology Statistics, Paris.
- OECD [1999a], International Trade by Commodities Statistics; ITCS; Harmonized System Rev.1 (1988), Paris.
- OECD [1999b], National Accounts, Volume 1. Paris.
- OECD [1999c], Research And Development In Industry, Paris.
- Pedroni, P. [1999], Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors, Oxford Bulletin of Economics and Statistics.
- Peretto, Pietro [1998], Technological Change and Population Growth, Journal of Economic Growth 3(4), 283-311.
- Phillips P.C. und Pierre Perron [1988], Testing for a Unit Root in Time Series Regression, Biometrika 75, 335-346.
- Ricardo, David [1817], On the Principles of Political Economy and Taxation, Cambridge, Cambridge University Press, 1951.
- Rebelo, Sergio [1991], Long Run Policy Analysis and Long-Run Growth, Journal of Political Economy 99, 500-521.
- Romer, Paul M. [1986]: Increasing Returns and Long-Run Growth, Journal of Political Economy 94, 1002-1073.
- Romer, Paul M. [1987]: Growth Based on Increasing Returns Due to Specialization, American Economic Review, Papers and Proceedings 77, 56-62.
- Romer, Paul M. [1989a]: Capital Accumulation in the Theory of Long-Run Growth, in: Barro R.J. (Hrsg.), Modern Business Cycle Theory. 51-127.
- Romer, Paul M. [1989b]: Human capital and Growth: Theory and Evidence, National

- Bureau of Economic Research Working Paper N0. 3173.
- Romer, Paul M. [1990a]: Are Nonconvexities Important for Understanding Growth?,
American Economic Review, Papers and Proceedings 80, 97-103.
- Romer, Paul, [1990b], Endogenous Technological Change, Journal of Political
Economy 98(5), Oktober, 71-102.
- Said. S.E. [1991], Unit Root Test for Time Series Data with a linear Time Trend,
Journal of Econometrics 47, 285-303.
- Said. S.E. und David Dickey [1984], Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving
Average Models of Unknown Order, Biometrika 71, 599-607.
- Sala-i-Martin, Xavier X. [1996], Regional cohesion: Evidence and theories of regional
growth and convergence, European Economic Review 40, 1325-1352.
- Sala-i-Martin, Xavier X. [1997], I Just Ran two Million Regressions, American
Economic Review 87, 178-183.
- Sargan, J.D. und Alok Bhargava [1983], Testing Residuals from Least Squares
Regression for Being Generated by the Gaussian Random Walk, Econometrica
51, 153- 174.
- Sato, Kazuo, [1976], The Ideal Log-Change Index Number, Review of Economics
and Statistics 58(2), Mai, 223-228.
- Scherer, Frederick M. [1980], Industrial Market Structure and Economic Performance,
2nd edition, Boston MA: Houghton-Mifflin.
- Schmidt, Peter und Peter Phillips [1992], LM Tests for a Unit Root in the Presence of
Deterministic Trends, Oxford Bulletin of Economics and Statistics 54, 153-174.
- Schumpeter , Joseph A., [1934], The Theory of Economic Development, Cambridge,
MA, Harvard University Press.
- Schumpeter , Joseph A., [1942]: Capitalism, Socialism and Democracy, New York,
Harper.
- Schmookler, J. [1966]: Invention and economic Growth, Cambridge, MA, Harvard
- Segerstrom, Paul [1998], Endogenous Growth Without Scale Effects, American
Economic Review 88(5), 1290-1310.
- Segerstrom, Paul , T.C.A. Anant und Elias Dinopoulos [1990], A Schumpeterian Model
of the Product Life Cycle, American Economic Review 80, 1077-1091.

- Smith, Adam [1776], *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*, New York, Random House, 1937.
- Solow, Robert M. [1956], A Contribution to the Theory of Economic Growth, *Quarterly Journal of Economics* 70, 65-94.
- Solow, Robert M. [1957], Technical Change and the Aggregate Production Function, *Review of Economics and Statistics* 70, 65-94.
- Spence, Michael E. [1976], Product Selection, Fixed Costs, and Monopolistic Competition, *Review of Economic Studies* 43, 217-236.
- Stock, James [1991], Confidence Intervals for the Largest Autoregressive Root in U.S. Macroeconomic Time Series, *Journal of Monetary Economics* 28, 435-459.
- Stock, James [1993], Unit Root and Trend Breaks, in: Robert Engle und Daniel MaFadden [Hrsg.], *Handbook of Econometrics Vol.4*. Amsetrdam: North-Holland.
- Summers, Robert und Alan Heston [1991], The Penn World Table (Mark5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950-1988, *Quarterly Journal of Economics* 106, 327-368.
- Swan, Trevor W. [1956], Economic Growth and Capital Accumulation, *Economic Record* 32, 334-361.
- Temple, J. [1999], The New Growth Evidence, *Journal of Economic Literature* 37, 112-156.
- Tirole, Jean [1988], *The Theory of Industrial Organisation*, Cambridge, MIT Press.
- Vartia, Yrjo O., [1976], Ideal Log-Change Index Numbers, *Scandinavian Journal of Statistics* 3(3), 121-126
- Young, Alwyn [1998], Growth without Scale Effects, *Journal of Political Economy* 106(1),, 41-63.
- Wälde, Klaus [1996], Transitional dynamics, convergence and international capital flows in a two-country model of innovation and growth, *Journal of Economics* 64, 53-84.
- Weltbank [1998], *World Development Indicators*.

