

Wachstumseffekte der europäischen Integration: Implikationen für die EU-Erweiterung

Jesús Crespo-Cuaresma,
Maria Antoinette Dimitz,
Doris Ritzberger-
Grünwald¹⁾

I Einleitung

Die wirtschaftlichen Konsequenzen der europäischen Integration sind seit 50 Jahren Gegenstand von Diskussionen. Die grundlegenden Fragen lauten: Hat die wirtschaftliche Integration wachstumsfördernde Effekte? Werden die Reichen reicher und die Armen ärmer oder führt Integration zu einer Annäherung der Einkommensniveaus der einzelnen EU-Mitgliedstaaten? Welche Länder profitieren am meisten von einer Intensivierung des Handels zwischen den Mitgliedstaaten?

Die theoretische Literatur zum Thema Wirtschaftswachstum lässt sich in verschiedene Phasen unterteilen, und die Antworten auf diese Fragen variieren je nach Spezifikation des Wachstumsmodells.

Seit dem Ende der Fünfzigerjahre bis Mitte der Achtzigerjahre war die Fachliteratur von dem exogenen Wachstumsmodell von Solow-Swan geprägt (Solow, 1956). Auf Grund abnehmender Ertragsraten von Investitionen in Sachkapital stellt sich gemäß der neoklassischen Theorie langfristig ein gleichgewichtiges Wachstum (Steady State) ein. Bei gleich bleibender Bevölkerungszahl wird die langfristige Wachstumsrate somit nur von der Rate des technischen Fortschritts bestimmt, der als exogen angenommen wird. Die Wachstumsrate ist daher unabhängig von wirtschaftspolitischen Entscheidungen. Diese haben lediglich vorübergehende Auswirkungen auf das Wirtschaftswachstum.

Das Gleiche gilt für die regionale Integration. Technischer Fortschritt wird als ein allen Ländern gemeinsames öffentliches Gut gesehen; somit weisen alle Länder die gleiche – ausschließlich vom technischen Fortschritt bestimmte – langfristige Wachstumsrate auf. Ein integrierter Wirtschaftsraum entwickelt sich daher langfristig entlang seinem stabilen Steady-State-Wachstumspfad, und eine Umverteilung von Ressourcen wirkt sich nur vorübergehend auf die Wachstumsrate aus. Aus Sicht der neoklassischen Wachstumstheorie sollte die europäische Integration deshalb keinen nachhaltigen Einfluss auf die Wachstumsraten haben. Allerdings ist eine vollständige Konvergenz der Einkommensniveaus zu erwarten.

Mitte der Achtzigerjahre revolutionierte die so genannte endogene Wachstumstheorie die Fachliteratur (Romer, 1990). War technischer Fortschritt bis dahin als öffentliches Gut und als exogen angenommen worden, wurde dieser nun zum endogenen Faktor und abhängig von Entscheidungsprozessen auf der Ebene der Einzelunternehmen. Nach diesem Ansatz lohnt es sich für Unternehmen, in die Forschung zu investieren, da sie durch die Entwicklung neuer Technologien vorübergehend eine Monopolstellung erlangen können. Monopolrenten können jedoch nur über eine begrenzte Zeit ausgeschöpft werden, da Wissen ein nur teilweise ausschließbares Gut darstellt. Ein Patentschutz ist zeitlich begrenzt, und Erfindungen können als Input für weitere Forschungen

¹⁾ Jesús Crespo-Cuaresma, Universität Wien, jesus.crespo-cuaresma@univie.ac.at; maria.dimitz@oebn.co.at; doris.ritzberger-gruenwald@oebn.co.at. Wir danken Peter Backé, Uwe Dulleck, Jarko Fidrmuc, Neil Foster, Jakob de Haan, Helmut Hofer, Sylvia Kaufmann, Robert Kunst, Dennis C. Mueller und einem anonymen Referee, sowie den Teilnehmern der Ost-West-Konferenz 2001 der Oesterreichischen Nationalbank in Wien, des Workshops „The European Macroeconomy: Integration, Employment and Policy Coordination“ in Antwerpen sowie der internen Seminare der Oesterreichischen Nationalbank, der Europäischen Zentralbank und des Instituts für Höhere Studien in Wien für zahlreiche hilfreiche Kommentare und Diskussionen.

und neue technologische Innovationen genutzt werden. Durch diesen Wissensspillover können die Unternehmen nicht die vollen Monopolrenten für ihre neuen Erfindungen ausschöpfen.

Dieser Aspekt der neuen Wachstumstheorie, demzufolge die Forschungstätigkeit einzelner Unternehmen, die sich Monopolrenten sichern wollen, maßgeblich für den technischen Fortschritt ist, eröffnet eine neue Sichtweise auf das Wirtschaftswachstum in einem integrierten Wirtschaftsraum: Mit zunehmender Größe der Wirtschaft entstehen nun nachhaltig positive Wachstumseffekte. Einerseits impliziert der Spillover von Wissen steigende Skalenerträge der Kapitalakkumulation. Andererseits nimmt die Monopolrente mit der Anzahl der Verbraucher zu, während die Forschungs- und Entwicklungskosten nicht von der Größe der jeweiligen Wirtschaft abhängen. Die Aussicht auf höhere Gewinne bildet einen Anreiz, die Forschungstätigkeit zu intensivieren, und wirkt somit konjunkturbelebend. Zusammengefasst implizieren diese beiden Faktoren, dass die langfristige Wachstumsrate mit der Größe der Wirtschaft zunimmt.¹⁾

Demnach stellen sich die Konsequenzen der europäischen Integration aus dem Blickwinkel der endogenen Wachstumstheorie völlig anders dar: Je mehr Länder der Europäischen Union (EU) beitreten und je größer damit der Wirtschaftsraum, desto größer ist der Anreiz zu Forschungs- und Entwicklungstätigkeit und damit auch das Wirtschaftswachstum. Die Wachstumssteigerung ist aus dieser Sicht kein vorübergehendes, sondern ein permanentes Phänomen, von dem langfristig alle Länder profitieren.

Die meisten empirischen Arbeiten zum Thema Wirtschaftswachstum erforschen die Bestimmungsfaktoren für das langfristige Wachstum, ohne dabei ausdrücklich auf die regionale Integration einzugehen (betreffend die europäischen Regionen siehe zum Beispiel Sala-i-Martin, 1996). Die ersten Studien, die sich mit der Frage eines möglichen Wachstumsbonus im Zusammenhang mit der europäischen Integration auseinandersetzen, waren durchwegs Querschnittsstudien. Im Wesentlichen werden EU-Länder mit Nicht-EU-Ländern (zumeist mit ähnlichem Entwicklungsstand) verglichen, um festzustellen, ob die EU-Mitgliedschaft einen Wachstumsvorteil mit sich bringt. Die Mehrzahl der Studien kommt zu dem Schluss, dass ein derartiger Wachstumsbonus nicht feststellbar ist (De Melo et al., 1992, oder Landau, 1995).

Durch die Entwicklung von Regressionsmethoden für Paneldaten haben sich neue Möglichkeiten zur Erforschung etwaiger Wachstumsvorteile im Zusammenhang mit der EU-Mitgliedschaft eröffnet. Das macht es möglich, die Analyse auf die derzeitigen EU-Mitgliedstaaten zu konzentrieren und zu fragen, ob diese Länder rückblickend von der regionalen Integration profitiert haben.

Die vorliegende Studie ist hinsichtlich der Fragestellung mit zwei anderen Studien vergleichbar, die sich allerdings beide auf einen größeren Länderkreis und nicht ausschließlich auf die EU-Mitgliedstaaten beziehen.

1 Ein ausgleichender Effekt der Integration mit möglicherweise gegenläufiger Wirkung besteht in der Tatsache, dass größere Märkte von intensiverem Wettbewerb geprägt sind. Die Monopolrenten sind daher geringer und von kürzerer Dauer. Aus empirischen Untersuchungen zu den Auswirkungen der Integration des Handels auf das Wachstum geht jedoch hervor, dass der wachstumsfördernde Effekt eine dominierende Rolle spielt (siehe Literaturhinweise).

Vanhoudt (1999) untersucht die Gültigkeit der neoklassischen Hypothese, wonach die regionale Integration keine Auswirkung auf das langfristige Wachstum hat, im Vergleich zum alternativen, auf der endogenen Wachstumstheorie basierenden Modell. Er führt Paneldatenregressionen mit 23 Ländern der Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (OECD) durch, um festzustellen, ob EU-Länder verglichen mit nicht der EU angehörenden Industrieländern zusätzliche positive Wachstumseffekte aufweisen. Vanhoudt kann keinen signifikanten langfristigen Wachstumsbonus im Zusammenhang mit der EU-Mitgliedschaft oder der Dauer der Mitgliedschaft nachweisen. Auch die Hypothese von einem Skaleneffekt auf das Wachstum wird durch die Ergebnisse nicht unterstützt. Der Autor kommt zu dem Schluss, dass die Daten nicht ausreichen, um die neoklassische Hypothese zu verwerfen.

Henrekson et al. (1997) konzentrieren sich auf die Mitgliedsländer der Europäischen Gemeinschaft (EG) und der Europäischen Freihandelsassoziation (EFTA) und kommen zum gegenteiligen Ergebnis. Demnach könnte die EG/EFTA-Mitgliedschaft zu einer erheblichen Steigerung der Wachstumsrate um 0,6 bis 0,8 Prozentpunkte jährlich führen, wobei es anscheinend unerheblich ist, welchem der beiden Wirtschaftsräume ein Land angehört. Die Ergebnisse unterstützen die Hypothese, dass die regionale Integration in Europa signifikante Wachstumseffekte hervorruft, und deuten auf mögliche langfristige wachstumsfördernde Effekte einer fortgesetzten regionalen Integration hin. Die Ergebnisse der Studie erweisen sich jedoch als nicht vollständig robust gegenüber Veränderungen der Modellspezifikationen.

Diese beiden Studien wie auch die vorliegende Arbeit befassen sich mit der Frage, ob die europäische Integration positive Auswirkungen auf das langfristige Wachstum in den Mitgliedsländern hatte. Die vorliegende Studie unterscheidet sich von den beiden anderen jedoch insofern, als sie sich ausschließlich auf die derzeitigen EU-Mitgliedstaaten konzentriert¹⁾ und darüber hinaus die Konvergenz innerhalb des europäischen Wirtschaftsraums untersucht. Dabei lautet die Fragestellung: Ist es beim Pro-Kopf-Einkommen seit den Sechzigerjahren zu einer Annäherung zwischen den EU-Mitgliedstaaten gekommen? Und können wir, falls die EU-Mitgliedschaft positive Effekte auf das Wachstum in diesen Ländern hatte, Untergruppen von Ländern feststellen, die überdurchschnittlich von der EU-Mitgliedschaft profitiert haben? Können wir aus diesen asymmetrischen Wachstumsgewinnen schließen, dass die Konvergenz ebenfalls eine Folge der durch die europäische Integration verstärkten wirtschaftlichen Verflechtung war?

2 Konvergenz und Wachstum in der EU – Begriffsbestimmungen und erste Ergebnisse

Der Begriff der β -Konvergenz stammt von Barro und Sala-i-Martin (1992) und bezeichnet die negative Korrelation zwischen dem Ausgangsniveau des realen BIP pro Kopf und dessen durchschnittlicher jährlicher Wachstumsrate, nachdem bzw. ohne dass zuvor für Veränderungen in bestimmten Variablen

¹ Eine weitere aktuelle Untersuchung in diesem Themenbereich, die sich ausschließlich auf europäische Länder konzentriert, stammt von Badinger (2001), der ausgehend von einem etwas anderen Ansatz ebenfalls keinen Hinweis auf einen mit der EU-Mitgliedschaft verbundenen Wachstumsbonus findet.

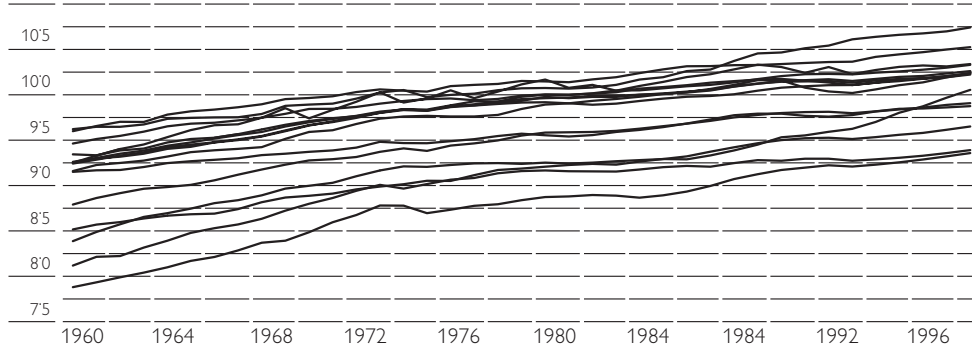
kontrolliert wird (*bedingte bzw. unbedingte β -Konvergenz*). Eine umfassende Übersicht über die empirische Literatur zur β -Konvergenz geben z. B. Durlauf und Quah (1998).¹⁾ Neben dem Konzept der β -Konvergenz führen Barro und Sala-i-Martin (1992) auch den ergänzenden Begriff der σ -Konvergenz ein, der sich auf die Verringerung der Streuung des realen BIP pro Kopf über den Querschnitt im Zeitverlauf bezieht. Hier sollte angemerkt werden, dass β -Konvergenz eine notwendige, jedoch keine hinreichende Bedingung für σ -Konvergenz darstellt.

Grafik 1

Reales BIP pro Kopf

in den EU-15 von 1960 bis 1998

(Logarithmiertes) BIP pro Kopf



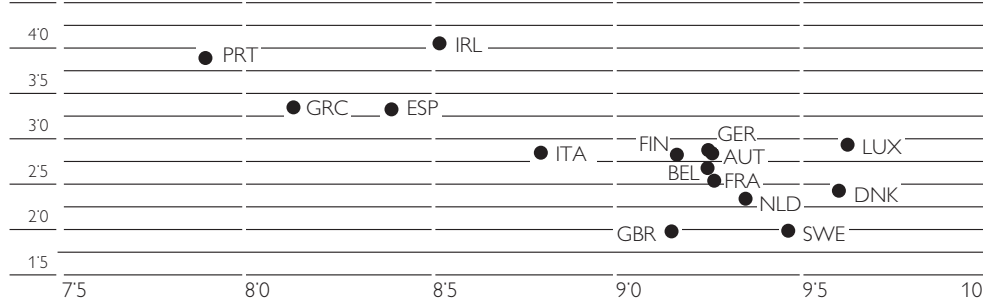
Quelle: Weltbank.

Grafik 2

BIP pro Kopf in den EU-15

im Jahr 1960 gegenüber dem durchschnittlichen Wachstum 1960 bis 1998

Durchschnittliches reales BIP-Wachstum 1960 bis 1998



(Logarithmiertes) BIP pro Kopf 1960

Quelle: Weltbank.

Die Grafik 1 zeigt die Entwicklung des realen BIP pro Kopf zwischen 1960 und 1998 in den 15 derzeitigen EU-Mitgliedstaaten und soll einen ersten visuellen Eindruck betreffend den Konvergenzstand in der EU bieten. Hinweise auf β -Konvergenz lassen sich der Grafik nur schwer entnehmen; diese wird

¹ Dieser Ansatz ist nicht unumstritten. Für eine kritische Sicht sowie alternative, auf Zeitreiheneigenschaften des realen BIP pro Kopf basierende Konvergenzkonzepte siehe Bernard und Durlauf (1996).

jedoch anhand eines Streudiagramms, das das jeweilige Ausgangsniveau des realen BIP pro Kopf zum durchschnittlichen Wachstum in Bezug setzt, veranschaulicht. Das Streudiagramm in Grafik 2 zeigt die (unbedingte) β -Konvergenz in der EU im Zeitraum von 1960 bis 1998: Auf der x-Achse ist das (logarithmierte) Niveau des realen BIP pro Kopf aufgetragen, während die y-Achse das durchschnittliche jährliche Wachstum des realen BIP pro Kopf im Zeitraum von 1960 bis 1998 darstellt. Das Diagramm lässt eine negative Beziehung zwischen den beiden Variablen erkennen.

Dieser erste Hinweis auf Konvergenz bestätigt sich, wenn man die Daten in vier Unterperioden unterteilt (1961 bis 1970, 1971 bis 1980, 1981 bis 1990, 1991 bis 1998)¹⁾ und den β -Parameter in der Panelregression

$$[\ln(y_{Tt,i}) - \ln(y_{0t,i})]/n_t = \alpha + \beta \ln(y_{0t,i}) + u_{t,i}, \quad (1)$$

schätzt, in der sich $y_{Tt,i}$ auf das reale BIP pro Kopf im letzten Jahr des Zeitraums t ($t = 1, 2, 3, 4$ bezeichnet die einzelnen vorher genannten Unterperioden) für Land i bezieht, $y_{0t,i}$ den Wert des realen BIP pro Kopf im ersten Jahr des Zeitraums t darstellt und n_t die Anzahl der Jahre in der Periode t bezeichnet. Gleichung (1) wurde basierend auf unterschiedlichen Annahmen für den Störterm geschätzt, und die Ergebnisse sind in Tabelle 1 dargestellt.²⁾

Tabelle 1

Unbedingte β-Konvergenz in der EU			
	Zufällige Effekte	Fixe Effekte (einseitig)	Fixe Effekte (zweiseitig)
β	-1'91*** (0'20)	-3'02*** (0'37)	-4'88*** (1'41)
Beobachtungen	56	56	56
R_{adj}^2	51'3%	62'3%	62'4%

Quelle: OeNB.
Anmerkung: ***(**)[*] steht für 1% (5%) [10%] signifikant.

Die erste Spalte enthält die Ergebnisse, die aus der Annahme resultieren, dass der Störterm unabhängig von den Querschnittseinheiten (Ländern) und *iid*-normalverteilt ist (das heißt, das Panel wurde geschätzt als handelte es sich um eine Querschnittsdatenregression). Die zweite Spalte enthält die Ergebnisse unter der Annahme von länderspezifischen Effekten, nämlich

$$u_{t,i} = \mu_i + \epsilon_t, \quad (2)$$

wobei μ_i eine länderspezifische Konstante und ϵ_t White Noise ist. Die dritte Spalte schließlich zeigt das unter der Annahme von länderspezifischen und zeitabhängigen Effekten, nämlich

$$u_{t,i} = \mu_i + \lambda_t + \epsilon_t, \quad (3)$$

geschätzte β , wobei μ_i und ϵ_t wie oben definiert sind und λ_t einen ausschließlich zeitabhängigen konstanten Effekt darstellt.

- 1 Ein Mindestzeitraum von acht Jahren erscheint für die Untersuchung von langfristigen Wachstumsaspekten angemessen, weil dadurch zyklische Schwankungen eliminiert werden können.
- 2 Luxemburg wurde in der gesamten Studie ausgeschlossen, da es üblicherweise als Ausreißer betrachtet wird und aus Barro und Lee (2001) für dieses Land keine durchschnittlichen Ausbildungsjahre verfügbar sind.

Alle in Tabelle 1 dargestellten Spezifikationen deuten auf eine hoch signifikante unbedingte β -Konvergenz in den derzeitigen EU-Mitgliedstaaten im Zeitraum von 1960 bis 1998 hin.

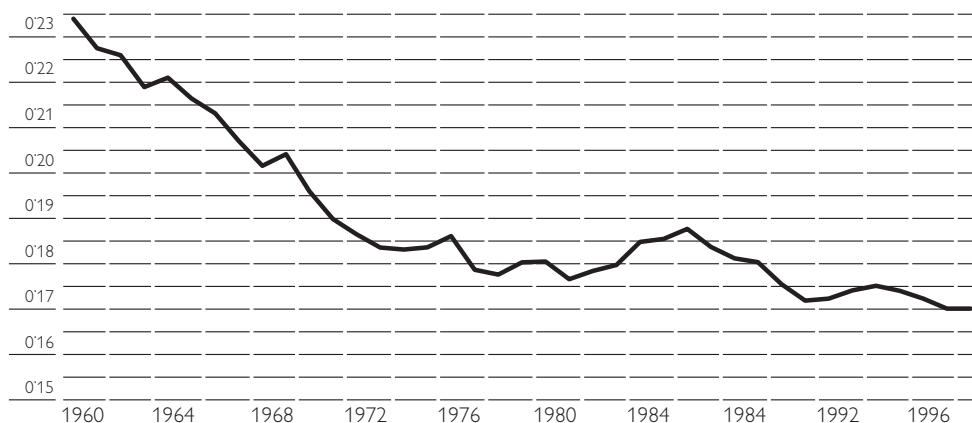
Die Grafik 3 stellt die Entwicklung des Variationskoeffizienten des BIP pro Kopf in den einzelnen Ländern im Zeitraum von 1960 bis 1998 dar. Das Diagramm zeigt einen deutlich fallenden Trend, der auf σ -Konvergenz hinweist. Eine signifikante Veränderung der Standardabweichung in der letzten gegenüber der ersten Periode lässt sich mit einem von Carree und Klomp (1997) entwickelten Test nachweisen. Das Ergebnis weist auf σ -Konvergenz hin.

Grafik 3

Streuung des realen BIP pro Kopf

in den EU-15 1960 bis 1998

Variationskoeffizient des Pro-Kopf-Einkommens



Quelle: Weltbank.

3 Wachstum und EU-Mitgliedschaft

3.1 Das Grundmodell und einige Erweiterungen

Um die Determinanten des langfristigen Wachstums in Europa in den letzten vier Jahrzehnten zu untersuchen, wird Gleichung (1) um ein umfangreiches Set erklärender Variablen erweitert. Dafür bieten sich vor allem jene Variablen an, die sich direkt von der Wirtschaftstheorie herleiten und die in nahezu jeder Untersuchung zum Thema Wirtschaftswachstum verwendet werden: das (logarithmierte) Ausgangsniveau des BIP pro Kopf (in unserem Fall im ersten Jahr der jeweiligen Unterperiode), die Investitionsrate (Durchschnitt der Unterperiode) und ein Indikator für das Humankapital (durchschnittliche Dauer der Ausbildung der Bevölkerung über 25 Jahren im ersten Jahr der jeweiligen Unterperiode).¹⁾

¹ Empirische Studien, die sich mit unterschiedlicheren Ländergruppen befassen, berücksichtigen häufig das Bevölkerungswachstum als erklärende Variable. In den Spezifikationen, in denen diese Variable in unserem Fall berücksichtigt wurde, erschien sie immer als insignifikant, weshalb sie nicht in unser Set von erklärenden Variablen aufgenommen wurde. Dasselbe gilt auch für sozio-demografische Variablen, wie z. B. die Erwerbsbeteiligung von Frauen. Eine mögliche Erklärung für die nicht vorhandene Signifikanz der Erwerbsbeteiligung könnte in der ausgeprägten Korrelation dieser Variablen zum Ausgangs-BIP liegen.

Tabelle 2

Paneldatenregression – Wachstum				
Modell	1	2	3	4
Ausgangs-BIP	-5'60*** (1'44)	-3'80*** (0'53)	-4'73*** (0'73)	-4'74*** (0'76)
Investitionsrate	0'13** (0'05)	0'13*** (0'04)	0'17*** (0'04)	0'18*** (0'04)
Dauer der Ausbildung	0'12 (0'10)	0'22 (0'16)	0'34** (0'16)	0'35** (0'16)
Inflationsrate		-0'12*** (0'02)	-0'11*** (0'02)	-0'11** (0'03)
Öffentlicher Konsum		-0'06 (0'08)	-0'01 (0'10)	–
Grad der Offenheit		0'06** (0'03)	0'06** (0'03)	0'06** (0'03)
Dauer der EU-Mitgliedschaft			0'04* (0'02)	0'04** (0'01)
Beobachtungen	56	56	56	56
R^2_{adj}	63'8%	76'3%	77'1%	77'7%

Quelle: OeNB.

Anmerkung: Alle EU-Länder mit Ausnahme von Luxemburg (Daten für Westdeutschland bis 1991, danach vereinigt Deutschland), Daten von 1961 bis 1998, unterteilt in vier Perioden: 1961–1970, 1971–1980, 1981–1990 und 1991–1998. Um White-Heteroskedastizität und serielle Korrelation korrigierte Störterme in Klammer. Schätzung der fixen Effekte unter Berücksichtigung periodenspezifischer Zeit-Dummyvariablen wenn gemeinsam signifikant.***(**)[*] steht für 1% (5%) [10%] signifikant.

Darüber hinaus wurden weitere für das Wirtschaftswachstum als relevant erachtete Variablen in die ökonometrische Spezifikation aufgenommen. Die Spezifikation, in der alle in Tabelle 2 dargestellten geschätzten Modelle eingebettet sind, lautet:

$$[\ln(y_{Tt,i}) - \ln(y_{0t,i})]/n_t = \beta_1 \ln(y_{0t,i}) + \beta_2 INV_{t,i} + \beta_3 ED_{t,i} + \beta_4 INF_{t,1} + \beta_5 GOV_{t,i} + \beta_6 OP_{t,i} + \beta_7 YEA_{t,i} + u_{t,i}, \quad (4)$$

wobei $\ln(y_{0t,i})$ das (logarithmierte) Ausgangs-BIP pro Kopf des Landes i in der Unterperiode t darstellt, $INV_{t,i}$ sich auf die Investitionsrate bezieht, $ED_{t,i}$ auf die Dauer der Ausbildung, $INF_{t,i}$ auf die durchschnittliche Inflationsrate in der Unterperiode, $GOV_{t,i}$ auf den öffentlichen Konsum gemessen am BIP, $OP_{t,i}$ auf den Grad der volkswirtschaftlichen Offenheit, definiert als Handel gemessen am BIP, und $YEA_{t,i}$ auf die durchschnittliche Dauer der EU-Mitgliedschaft – gemessen in Jahren – des Landes i in der Unterperiode t .¹⁾ Es wird angenommen, dass sich der Störterm $u_{t,i}$ aus einem konstanten länderspezifischen Effekt und einem gemeinsamen konstanten Zeiteffekt zusammensetzt, allerdings wird Letzterer in der Schätzung nur berücksichtigt, wenn er sich als signifikant erweist.

Tabelle 2 zeigt die Ergebnisse der auf Basis der unterschiedlichen Spezifikationen durchgeführten Schätzung unseres Wachstumsmodells, das schrittweise um erklärende Variablen erweitert wird.

In einem ersten Schritt wurde das Wachstum auf das Ausgangs-BIP, die Investitionsrate und die Dauer der Ausbildung regressiert. Alle Koeffizienten in der ersten Spalte haben das erwartete Vorzeichen. Das Wachstum korreliert negativ mit dem Ausgangs-BIP, was auf β -Konvergenz hinweist. Die Investitionsrate geht mit positivem Vorzeichen ein (siehe z. B. Barro, 1991 sowie Levine und Renelt, 1992). Im Hinblick auf das Ausbildungsniveau kommt die Mehrzahl der Autoren zu dem Schluss, dass das allgemeine Ausbildungsniveau

1 Für Deutschland verwenden wir bis 1991 die Daten für Westdeutschland und ab 1991 die Daten des vereinigten Deutschland. Anfangs berücksichtigten wir die Wiedervereinigung Deutschlands mit Hilfe einer Dummyvariablen, sie erwies sich aber in allen Spezifikationen als insignifikant.

einen wachstumsfördernden Faktor darstellt (Barro, 1991).¹⁾ Unser positiver Koeffizient für die durchschnittliche Dauer der Ausbildung scheint dieses Ergebnis zu unterstützen, obwohl er auf dem Niveau von 10% nicht signifikant ist. Zu einem ähnlichen Ergebnis kommen unter anderem Levine und Renelt (1992).

In einem zweiten Schritt werden die Inflationsrate, der öffentliche Konsum – gemessen am BIP – und der Grad der volkswirtschaftlichen Offenheit als erklärende Variablen in das Modell aufgenommen. Diese Erweiterung lässt, wie aus Spalte 2 hervorgeht, bei den ersten drei Faktoren die Vorzeichen unverändert. Die Inflation geht mit einem negativen Vorzeichen in die Gleichung ein, was den wachstumshemmenden Effekt von starken Steigerungen des Preisniveaus signalisiert (für eine detaillierte Untersuchung dieses Zusammenhangs siehe Barro, 1995). Das negative Vorzeichen des Koeffizienten für den öffentlichen Konsum impliziert einen negativen Zusammenhang zwischen Staatsausgaben und Wachstum. Andere empirische Studien, so z. B. Barro (1991) und Barro (1997), kommen ebenfalls zu diesem Ergebnis. Dies erklärt sich dadurch, dass Staatsausgaben nur vorübergehend einen positiven Einfluss auf das Wirtschaftswachstum haben, während langfristig der wachstumshemmende Effekt einer hohen Verschuldung auf Grund einer zu hohen Staatsquote sowie mögliche alloкатive Ineffizienzen dominieren. In unserem Fall ist dieser Koeffizient jedoch nicht signifikant (dies deckt sich mit dem Ergebnis von Levine und Renelt, 1992). Der Koeffizient für den Offenheitsgrad der Volkswirtschaft hingegen ist signifikant und zeigt das erwartete positive Vorzeichen, wodurch jene These unterstützt wird, die dem Handel eine wachstumsstimulierende Wirkung zuschreibt. Zu diesem Ergebnis kommen auch Harrison (1995) und Sachs und Warner (1995).

In einem letzten Schritt wird das Modell noch einmal erweitert, indem eine Variable einbezogen wird, die in jedem Jahr die Dauer der EU-Mitgliedschaft des jeweiligen Landes misst und die dann als Teilperiodendurchschnitt in die Regression einfließt. Da im Modell der Grad der volkswirtschaftlichen Offenheit bereits berücksichtigt ist, kommt in dieser Variablen der Wachstumseffekt der regionalen Integration zum Ausdruck, der über den direkt auf den Handel bezogenen Effekt hinausgeht.²⁾ Der positive und signifikante Koeffizient in Spalte 3 weist darauf hin, dass ein Land mit zunehmender Dauer der Mitgliedschaft immer stärker von der Teilnahme profitiert. Durch die Berücksichtigung dieser neuen Variablen bleiben die Vorzeichen der übrigen Koeffizienten unverändert. Der Koeffizient für Ausbildung bleibt weiter positiv, ist nun jedoch bei einem Niveau von 5% signifikant. Dieses erweiterte Modell erklärt 78% der Varianz der Wachstumsrate.

Zur Überprüfung der Robustheit wurde das Modell auch ohne öffentlichen Konsum geschätzt, da der Koeffizient in den Modellen 2 und 3 nicht signifikant war. Die übrigen Koeffizienten bleiben jedoch nahezu unverändert, wobei die

1 Der Effekt auf das Wachstum scheint jedoch negativ zu sein, wenn in die Variable nur die Jahre der Grundschulausbildung aufgenommen werden; siehe Barro (1997).

2 Unsere Variable für den Grad der Offenheit ist als Handel gemessen am BIP definiert; dies impliziert, dass die handelsbezogene Technologieabsorption bereits zum Teil vom positiven Koeffizienten für $OP_{t,i}$ abgedeckt ist. Dies dürfte unseren Koeffizienten für die Effekte der Dauer der EU-Mitgliedschaft entsprechend verringern und unterstreicht die Bedeutung technologischer Spillovers als Wachstumsmotor.

Signifikanz in einigen Fällen sogar steigt. Dies unterstreicht die Robustheit unserer bisherigen Ergebnisse.

Der durch den Koeffizienten der Variable $YEA_{t,i}$ abgebildete Effekt ist nur bei Ländern mit einer EU-Mitgliedschaftsdauer von mindestens einem Jahr in der jeweiligen Teilperiode wirksam. Es wäre allerdings denkbar, dass ein größerer, regional integrierter Raum auch Auswirkungen auf die Wachstumsraten von Ländern hat, die diesem Raum noch nicht angehören. Um diese Möglichkeit zu überprüfen und die Frage zu klären, ob eine Mitgliedschaft überhaupt erforderlich ist, um von den Wachstumsvorteilen einer regionalen Integration zu profitieren, wurde das Modell neu geschätzt. Dazu wurde die Variable $YEA_{t,i}$ durch eine für alle Länder gleiche, aber zeitlich veränderliche Skalensvariable, mit der die Größe der regional integrierten Einheit erfasst wird, ersetzt. Wir setzten diese Skalensvariable in drei verschiedenen Spezifikationen ein (Gesamtbevölkerung, Gesamt-BIP und gesamte Erwerbsbevölkerung). Der Koeffizient war immer positiv, aber nicht signifikant. Daraus kann geschlossen werden, dass die durch eine regionale Integration entstehenden Wachstumsvorteile auf die formale Mitgliedschaft in der EU zurückzuführen sind.

Ein möglicher Einwand wäre, dass der wachstumsfördernde Effekt nicht von der EU-Mitgliedschaft als solcher abhängt, sondern die begleitenden Stabilisierungsmaßnahmen in Bezug auf nominelle makroökonomische Variablen einen positiven Einfluss auf die Wachstumsperformance haben. Diesem Effekt wurde teilweise bereits durch Berücksichtigung der Inflationsrate als erklärende Variable Rechnung getragen. Um auch den Einfluss einer durch die EU-Mitgliedschaft bewirkten möglichen Abnahme der Wechselkursvolatilität zu überprüfen, wurde die Standardabweichung des Wechselkurses zum US-Dollar für jedes Land als zusätzliche unabhängige Variable in das Modell aufgenommen. Der Koeffizient erwies sich jedoch in allen Spezifikationen als nicht signifikant. Dies ist ein Hinweis, dass der durch die EU-Mitgliedschaft entstehende Wachstumsvorteil nicht ausschließlich durch die Wechselkurspolitik erklärt werden kann.

Zusammenfassend liefert unser Modell eine umfassende Erklärung der Entwicklung der Wachstumsrate. Ebenso wird die Hypothese einer (bedingten) β -Konvergenz durch die Ergebnisse deutlich unterstützt: Ärmere Länder haben seit den Sechzigerjahren gegenüber reicheren Ländern aufgeholt, und die Konvergenzrate liegt, je nach Spezifikation, zwischen 3,5 und 5,5%.¹⁾ Weiters unterstützen die Koeffizienten die Hypothese, wonach die Investitionen, die Ausbildungsdauer und der Offenheitsgrad mit einem positiven Wachstumseffekt verbunden sind. Hohe Inflationsraten haben hingegen negative Auswirkungen auf das Wachstum. Außerdem lassen die Ergebnisse nicht nur auf einen wachstumsfördernden Effekt der EU-Mitgliedschaft schließen, sie zeigen auch, dass dieser Effekt mit der Dauer der Mitgliedschaft zunimmt.

1 Die Konvergenzrate wurde berechnet als $\lambda = -[1 - \exp(\beta T)]/T$, wobei β als Koeffizient für das Ausgangs-BIP pro Kopf und T für die Länge der Unterperiode steht. Die Formel für λ ergibt sich aus der log-Linearisierung um den Steady State im klassischen Solow-Modell.

3.2 Wer profitiert am stärksten von der EU-Mitgliedschaft?

Eine interessante Erweiterung des Grundmodells besteht in einer detaillierteren Analyse des festgestellten positiven Zusammenhangs zwischen dem Wirtschaftswachstum und der EU-Mitgliedschaft. Besonders spannend ist hier die Frage, ob eine bestimmte Gruppe von Ländern stärker von der EU-Mitgliedschaft profitiert hat als andere. Zu diesem Zweck werden die EU-Länder in Bezug auf eine der übrigen Variablen in Untergruppen unterteilt, um zu untersuchen, ob sich der Koeffizient für die Dauer der Mitgliedschaft signifikant verändert.

Eine einfache Möglichkeit stellt die Unterteilung der Länder nach A-priori-Kriterien, z. B. eine am Einkommensniveau orientierte Einteilung in arme, mittlere und reiche Länder dar. Ein neutralerer Ansatz eröffnet sich durch das Schwellenwertmodell für Paneldaten. Mit dieser Methode kann festgestellt werden, ob und in welcher Anzahl derartige Untergruppen angemessen sind. Außerdem wird mit diesem Modell das die Gruppen trennende Einkommensniveau explizit geschätzt. Der wichtigste Vorteil dieses Ansatzes besteht darin, dass A-priori-Definitionen von Untergruppen vermieden werden. Vielmehr wird die Hypothese, dass derartige Untergruppen existieren, gegenüber der Alternativhypothese einer ungeteilten Stichprobe getestet.

Mit unserer Erweiterung des Grundmodells testen wir, ob Länder mit einem geringeren anfänglichen Pro-Kopf-Einkommen in höherem Maße von der EU-Mitgliedschaft profitiert haben als weiter entwickelte Länder. Wenn sich in Bezug auf das anfängliche Einkommensniveau Untergruppen identifizieren lassen und der Koeffizient für die Dauer der EU-Mitgliedschaft für anfänglich ärmere Länder signifikant höher ist, so wäre dies ein Hinweis auf eine auf die europäische Integration zurückzuführende, beschleunigte wirtschaftliche Konvergenz. Ein gegenteiliges Ergebnis würde hingegen darauf schließen lassen, dass die ursprünglich reicheren Länder von der wirtschaftlichen Verflechtung mehr profitieren.

Tabelle 3

Test auf Linearität

	Einfacher Schwellenwert		Doppelter Schwellenwert	
	$\hat{\gamma}$		$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\gamma}_2$
Ausgangs-BIP pro Kopf (logarithmiert)	9'80		9'25	9'80
Bootstrap p-Wert	0'027		0'169	

Quelle: OeNB.

Anmerkung: Bootstrap p-Werte basierend auf 1.000 Replikationen. Schwellenwerte festgestellt mittels Rastersuche im zentralen 50%-Bereich der Verteilung der Schwellenwertvariablen.

Tabelle 3 zeigt die Ergebnisse der Schwellenwertschätzung und Tabelle 4 die Parameterschätzungen des Schwellenwertmodells.¹⁾ Dabei wurde genau ein Schwellenwert bei einem Niveau des (logarithmierten) Ausgangs-BIP pro Kopf von 9'8 (etwa 18.000 USD) identifiziert. Ein 95-prozentiges Konfidenzintervall um die Schwellenwertschätzung – berechnet auf Basis der empirischen Wahr-

1 Zum Schwellenwertmodell und zur Paneldatenschätzung siehe z. B. Baltagi (1995), Hansen (1996), Hansen (1999) sowie Andrews und Ploberger (1994).

scheinlichkeitsfunktion – ist [9'70, 9'81]. Der Test auf Linearität ergibt, dass die Nullhypothese (kein Grenzeffekt) zum Signifikanzniveau von 5% abgelehnt wird. Die Nullhypothese von genau einem Schwellenwert kann hingegen nicht verworfen werden, wenn sie gegen die Alternativhypothese von zwei Schwellenwerten getestet wird.

Tabelle 4

Paneldatenregression – Schwellenwerte		
Modell	1 T	2 T
Ausgangs-BIP	-4'09*** (0'68)	-4'47*** (0'65)
Investitionsrate	0'14*** (0'04)	0'16*** (0'03)
Dauer der Ausbildung	0'17 (0'14)	0'20 (0'13)
Inflationsrate	-0'13** (0'03)	-0'13*** (0'03)
Öffentlicher Konsum	-0'05 (0'09)	–
Grad der Offenheit	0'05** (0'02)	0'05** (0'02)
Dauer der EU-Mitgliedschaft $\times I (y_{0t} \leq \hat{\gamma})$	0'09*** (0'02)	0'09*** (0'02)
Dauer der EU-Mitgliedschaft $\times I (y_{0t} \geq \hat{\gamma})$	0'04*** (0'01)	0'04*** (0'01)
Beobachtungen	56	56
R^2_{adj}	83'2%	83'4%

Quelle: OeNB.

Ein Blick auf das ursprüngliche Datenset zeigt, dass zu Beginn der Stichprobe, also im Jahr 1960, alle Länder ein Einkommensniveau unterhalb des Schwellenwerts aufwiesen. Dänemark und Schweden durchbrachen den Schwellenwert im Jahr 1970. Zehn Jahre später hatten sechs weitere Länder den Schwellenwert überschritten, während das Einkommensniveau in Griechenland, Irland, Portugal, Spanien und dem Vereinigten Königreich weiterhin unterhalb dieses Werts lag. 1991 hatten auch Italien und das Vereinigte Königreich zur ersten Gruppe aufgeschlossen, sodass die Gruppe der weniger fortgeschrittenen Länder nur noch Griechenland, Irland, Portugal und Spanien umfasste. Das sind genau jene Länder, die den größten wirtschaftlichen Aufholprozess innerhalb der EU durchlaufen. Gegen Ende unseres Beobachtungszeitraums hatte auch das Einkommensniveau von Irland, das zuletzt zweistellige BIP-Wachstumsraten aufwies, den Schwellenwert überschritten.

Anschließend wurde die Stichprobe für jede Periode an diesem Schwellenwert unterteilt und die Panelregression wiederholt. Die Ergebnisse sind in Tabelle 4 dargestellt, wo nun für jede Untergruppe ein separater Koeffizient für die Dauer der Mitgliedschaft ausgewiesen ist. Der Koeffizient ist für beide Gruppen positiv und signifikant. Weiters unterscheidet er sich von Gruppe zu Gruppe signifikant und ist bei Ländern mit ursprünglich geringem Einkommensniveau signifikant höher. Alle übrigen Koeffizienten haben die erwarteten Vorzeichen. Das neue Modell, in dem die Länder abhängig vom anfänglichen Einkommensniveau in zwei Gruppen unterteilt sind, erklärt die Varianz des Wachstums zu etwa 83%.¹⁾

1 Um die Robustheit des Modells zu testen, wurde eine weitere Schätzung des Modells unter Einbeziehung der Schweiz als externes Kontrollland durchgeführt. Die Koeffizienten blieben im Hinblick auf Vorzeichen, Größenordnung und Signifikanz unverändert. Im Hinblick auf ihre Anpassungsgüte war sogar eine bedeutende Verbesserung festzustellen. Diese Ergebnisse sind in den Tabellen nicht ausgewiesen, können von den Autoren aber angefordert werden.

Während also Länder mit einem höheren Einkommensniveau umso rascher wuchsen, je länger sie bereits Mitglieder der EU waren, war dieser Effekt in der Gruppe der weniger entwickelten Volkswirtschaften noch stärker ausgeprägt.¹⁾ Diese Feststellung kann insofern als zusätzlicher Hinweis auf einen Aufholprozess ärmerer gegenüber reicheren Ländern interpretiert werden, als im Fall zweier Länder, die der EU zum gleichen Zeitpunkt beitreten, das weniger entwickelte Land in den Genuss eines höheren Wachstumsbonus kommt.²⁾ Unsere Ergebnisse haben nicht nur gezeigt, dass Länder mit einem geringeren anfänglichen Einkommensniveau schneller gewachsen sind als weiter fortgeschrittene Länder (β -Konvergenz), die Schätzungen weisen auch darauf hin, dass Länder mit unter dem Schwellenwert liegendem Pro-Kopf-Einkommen langfristig stärker von der EU-Mitgliedschaft profitieren als reichere Länder.³⁾

4 Zusammenfassung und Ausblick

Die dieser Studie zu Grunde liegende empirische Analyse zeigt, dass die EU-Mitgliedschaft einen positiven und asymmetrischen Effekt auf das langfristige Wirtschaftswachstum hat. Da die Modellspezifikation den Grad der Offenheit als Kontrollvariable beinhaltet, unterscheidet sich der mit der regionalen Integrationsvariablen in Beziehung stehende Wachstumseffekt von dem Effekt, der von einer Intensivierung der Handelstätigkeit ausgeht. Eine mögliche Erklärung dafür liegt im verbesserten Austausch von technologischem Wissen unter den EU-Mitgliedsländern. Diese Ergebnisse könnten als neue empirische Unterstützung für die endogene Wachstumstheorie gesehen werden und deuten darauf hin, dass die vergleichsweise weniger entwickelten Länder stärker vom verbesserten Zugang zu dem durch die regional integrierte Einheit geschaffenen erweiterten technologischen Bezugsrahmen profitieren.

Dagegen kann jedoch eingewendet werden, dass technisches Wissen nicht die einzige Erklärung für den mit der EU-Mitgliedschaft verbundenen Wachstumsbonus ist. Die Ergebnisse lassen sich beispielsweise auch dahin gehend interpretieren, dass die von der EU an relativ ärmere Mitgliedstaaten geleistete Finanzhilfe Auswirkungen auf das langfristige Wachstum hat. Tatsächlich fließen aus dem EU-Budget umfangreiche Nettoausgleichszahlungen an die vier Kohäsionsländer Griechenland, Portugal, Irland und Spanien.⁴⁾ Im Jahr 2000

1 Die Berechnung wurde unter Verwendung des relativen Pro-Kopf-BIP im Vergleich zum Durchschnitt der derzeitigen Mitgliedsländer als Schwellenwertvariable wiederholt. Allerdings konnte im Test auf Linearität die Nullhypothese (lineares Modell) nicht zu einem ausreichenden Signifikanzniveau verworfen werden. Dies weist darauf hin, dass der asymmetrische Effekt der EU-Mitgliedschaft auf das langfristige Wachstum vom absoluten Entwicklungsstand der betreffenden Länder abhängt.

2 Dies bedeutet jedoch nicht, dass dieser Wachstumsbonus tatsächlich zu einer absoluten Konvergenz der Einkommensniveaus in den EU-Mitgliedstaaten geführt hat. Die unterschiedlichen Beitrittsstermine und die kumulative Natur des Wachstumsbonus führten dazu, dass mehrere weiter fortgeschrittene Volkswirtschaften überdurchschnittlich von der Integration profitieren konnten.

3 Um festzustellen, ob der Effekt des öffentlichen Konsums auf das Wachstum bzw. das Fehlen dieses Effekts je nach absolutem Niveau des öffentlichen Konsums eines Landes variiert, überprüften wir einen separaten Schwelleneffekt auf den Parameter öffentlicher Konsum, wobei das Niveau des öffentlichen Konsums selbst als Schwellenvariable diente. Allerdings konnte im Test auf Linearität die Nullhypothese nicht zu einem ausreichenden Signifikanzniveau verworfen werden.

4 Der Kohäsionsfonds wurde 1993 eingerichtet, nachdem die Mittelmeerländer Griechenland (1981) sowie Spanien und Portugal (1986) der EU beigetreten waren. Kohäsionsländer sind EU-Mitgliedstaaten, deren Pro-Kopf-BIP unter 90% des EU-Durchschnitts liegt.

betrug der Nettotransfer 3,6% des griechischen Bruttonationalprodukts (BNP), 1,9% des portugiesischen BNP, 1,8% des irischen BNP und 0,9% des spanischen BNP. Finnland, Dänemark und Italien waren, wenn auch in deutlich geringerem Ausmaß, ebenfalls Nettoempfängerländer (Europäische Kommission, 2001).

Hatten diese Transferzahlungen den gewünschten Effekt? Mit einer Reihe von makroökonomischen Modellen versucht die Europäische Kommission, diese Frage zu beantworten (eine Übersicht ist im Sechsten Periodischen Bericht der Europäischen Kommission von 1999 enthalten). Mit dem *Beutel-Modell* wird untersucht, wie viel vom Wirtschaftswachstum in den Mitgliedsstaaten auf von der EU kofinanzierte Programme und EU-Beihilfen zurückgeht. Den mit diesem Modell angestellten Berechnungen zufolge sind in den vier Kohäsionsländern EU-Transferzahlungen für ein zusätzliches BIP-Wachstum von durchschnittlich 0,5 Prozentpunkten in der ersten (1989 bis 1993) und 0,7 Prozentpunkten in der zweiten (1994 bis 1999) Programmperiode verantwortlich.

Dadurch kam es zu einer Verringerung der Einkommensunterschiede und auch die Kluft beim BIP pro Kopf zwischen den vier Kohäsionsländern und der restlichen EU reduzierte sich (das durchschnittliche BIP pro Kopf nahm in den vier Kohäsionsländern von 65% des EU-Durchschnitts im Jahr 1986 auf 78% im Jahr 1999 zu). Laut zahlreichen makroökonomischen Untersuchungen ist die Annäherung zu einem Drittel auf die Effekte der Strukturfonds zurückzuführen (Moucqué, 2000). Daher sollten auch die EU-Transferzahlungen bei einer Analyse des Konvergenzprozesses berücksichtigt werden. Auf Grund des Fehlens entsprechender Zeitreihen konnte jedoch bislang keine entsprechende Variable in unser Modell eingebaut werden.

Fölster und Henrekson (2001) stellen einen robusten negativen Zusammenhang zwischen der Größe des öffentlichen Sektors und dem Wirtschaftswachstum fest. Hier liegt eine weitere mögliche Erklärung für das Ergebnis, demzufolge die EU-Mitgliedschaft einen positiven Wachstumseffekt mit sich bringt, da der Umfang des öffentlichen Sektors in den letzten Jahrzehnten auf Grund des mit der Integration einhergehenden Liberalisierungsprozesses wesentlich geschrumpft ist. Mögliche weitere Erklärungen für den Wachstumsbonus sind auch die stabilisierten Erwartungen im Zusammenhang mit dem Wechselkurs- und Interventionsmechanismus (WKM) oder die Vorbereitungen auf die Wirtschafts- und Währungsunion (WWU). Die Einbeziehung des Wechselkurses des US-Dollar in das Modell, die zu keinem signifikanten Ergebnis führte, kann nur als erster Schritt in Richtung einer Berücksichtigung dieses Wechselkurseffekts gewertet werden.

Eine weitere mögliche Ursache für den Wachstumsbonus ist die mit der europäischen Integration einhergehende Veränderung des institutionellen Gefüges. Während die Vollendung des Binnenmarktes oder, mit anderen Worten, der Grad der Offenheit der Volkswirtschaften durch die Handelsvariable mehr oder weniger abgedeckt wird, gibt es noch andere Entwicklungen, die ebenfalls eine Rolle spielen könnten. Dazu zählen unter anderem der rechtliche und institutionelle Rahmen des Finanzsektors, Umfang und Art der ausländischen Direktinvestitionen, die Verkehrsinfrastruktur und die Effizienz der öffentlichen Verwaltung.

Zusammenfassend kann – angesichts der Unsicherheiten im Hinblick auf die Bestimmungsfaktoren – vorerst nur gesagt werden, dass das neoklassische Wachstumsmodell nicht haltbar ist. Um die empirische Gültigkeit des endogenen Wachstumsmodells zu testen, müssten weitere Forschungen angestellt werden, da die Aussage, dass technologische Spillover-Effekte für unser Ergebnis verantwortlich sind, nicht direkt aus der Studie hergeleitet werden kann.

Eine interessante Frage ist, ob unser Ergebnis Schlussfolgerungen für den EU-Erweiterungsprozess zulässt. Im Hinblick auf das BIP pro Kopf erreichen oder übertreffen manche Beitrittsländer (Slowenien, die Tschechische Republik, Ungarn und die Slowakische Republik) bereits das Niveau (in Prozent der EU-15), das Griechenland zum Zeitpunkt des EU-Beitritts im Jahr 1981 aufwies. Da unsere Studie aber auf historischen Daten der derzeitigen EU-Mitgliedsländer aufbaut, können wir die Ergebnisse nicht unmittelbar auf die Beitrittsländer übertragen. Außerdem sind die strukturellen und institutionellen Unterschiede dieser Volkswirtschaften im Vergleich zu den derzeitigen EU-Mitgliedstaaten in manchen Fällen enorm. Auch die Tatsache, dass das Einkommensniveau aller Beitrittsländer derzeit unter unserem geschätzten Schwellenwert liegt, lässt noch nicht den Schluss zu, dass diese Länder letztlich überdurchschnittlich von der EU-Mitgliedschaft profitieren werden. Darüber hinaus muss berücksichtigt werden, dass diese Länder nicht nur einen Beitritts-, sondern auch einen Transformationsprozess durchlaufen. Damit sind unsere Ergebnisse nur begrenzt auf die EU-Erweiterung anwendbar.

Abschließend können folgende wirtschaftspolitische Schlussfolgerungen gezogen werden: Es darf angenommen werden, dass die formale Mitgliedschaft bei der EU mit einem Wachstumsbonus verbunden ist. Unser Modell deutet auf das Vorhandensein eines Wissens-Spillover hin, womit der Handelsverflechtung nicht mehr die ausschließlich entscheidende Rolle zukommt. Dieser Wachstumsbonus gewinnt mit der Dauer der Mitgliedschaft an Bedeutung. Dies wiederum unterstreicht die Tatsache, dass die europäische Integration ein langfristiges Konzept ist und – noch wichtiger – der Wachstumsbonus innerhalb der EU nach wie vor wirksam ist. Darüber hinaus stellen wir einen asymmetrischen Effekt auf das langfristige Wachstum fest, woraus sich schließen lässt, dass die europäische Integration eine treibende Kraft im Konvergenzprozess ist. Die Ergebnisse passen in das Bild, wonach die nominelle und reale Konvergenz innerhalb der EU gleichwertige Ziele darstellen und parallel verfolgt werden.

Literaturverzeichnis

- Andrews, D. K., Ploberger, W. (1994).** Optimal Tests When A Nuisance Parameter Is Present Only Under the Alternative. *Econometrica*, 62, 1383–1414.
- Badinger, H. (2001).** Growth Effects of Economic Integration – The Case of the EU Member States (1950-2000). Research Institute for European Affairs, Working Paper 40, University of Economics and Business Administration, Wien.
- Baltagi, B. H. (1995).** *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley & Sons, Chichester.
- Barro, R. J. (1991).** Economic Growth in A Cross Section of Countries. *Quarterly Journal of Economics*, 106 (2), 407-443.
- Barro, R. J. (1995).** Inflation and Economic Growth. NBER Working Paper Series, 5326.

- Barro, R. J. (1997).** Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study. Harvard Institute for International Development, Discussion Papers, 579.
- Barro, R. J., Lee, J.-W. (2001).** International Data on Educational Attainment: Updates and Implications. Oxford Economic Papers, 53, 541–563.
- Barro, R. J., Sala-i-Martin, X. (1992).** Convergence. Journal of Political Economy, 100 (2), 223–251.
- Bernard, A. B., Durlauf, S. N. (1996).** Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis. Journal of Econometrics, 71 (1–2), 161–174.
- Carree, M., Klomp, L. (1997).** Testing the Convergence Hypothesis: A Comment. The Review of Economics and Statistics, 79 (4), 683–686.
- De Melo, J., Montenegro, C., Panagariya, A. (1992).** L'intégration régionale hier et aujourd'hui. Revue d'Économie du Développement, 0 (2), 7–49.
- Durlauf, S. N., Quah, D. T. (1998).** The New Empirics of Economic Growth. In: Taylor, J. B. and Woodford, M. (Hrsg.). Handbook of Macroeconomics, Volume 1A, North-Holland, Amsterdam, 235–308.
- Europäische Kommission (1999).** Sechster Periodischer Bericht über die sozio-ökonomische Lage und Entwicklung der Regionen der Europäischen Union. Amt für amtliche Veröffentlichungen der Europäischen Gemeinschaften, Luxemburg.
- Europäische Kommission (2001).** Aufteilung der operativen EU-Ausgaben 2000 nach Mitgliedstaaten. Europäische Kommission (Haushalt), Eigenmittel, Evaluation und Finanzplanung.
- Fölster, S., Henrekson, M. (2001).** Growth Effects of Government Expenditure and Taxation in Rich Countries. European Economic Review, 45, 1501–1520.
- Hansen, B. E. (1996).** Inference When a Nuisance Parameter is Not Identified Under the Null Hypothesis. Econometrica, 64, 413–430.
- Hansen, B. E. (1999).** Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference. Journal of Econometrics, 93, 345–368.
- Harrison, A. (1995).** Openness and Growth: A Time Series, Cross-Country Analysis For Developing Countries. NBER Working Paper Series, 5221.
- Henrekson, M., Torstensson, J., Torstensson, R. (1997).** Growth Effects of European Integration. European Economic Review, 41, 1537–1557.
- Landau, D. (1995).** The Contribution of the European Common Market to the Growth of Its Member Countries: An Empirical Test. Review of World Economics, 131 (4), 774–782.
- Levine, R., Renelt, D. (1992).** A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions. American Economic Review, 82 (4), 942–963.
- Moucqué, D. (2000).** A Survey of Socio-Economic Disparities Between the Regions of the EU. In: Regional Convergence in Europe: Theory and Empirical Evidence, EIB Papers, 5 (2), 13–24.
- Romer, P. M. (1990).** Endogenous Technological Change. Journal of Political Economy, 98, 71–102.
- Sachs, J. D., Warner, A. (1995).** Economic Reform and the Process of Global Integration. Brookings Papers on Economic Activity, 1995 (1), 1–118.
- Sala-i-Martin, X. (1996).** Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence. European Economic Review, 40, 1325–1352.
- Solow, R. M. (1956).** A Contribution to the Theory of Economic Growth. Quarterly Journal of Economics, 70, 65–94.
- Vanhoudt, P. (1999).** Did the European Unification Induce Economic Growth? In Search of Scale Effects and Persistent Changes. Review of World Economics, 135 (2), 193–220.