

Thießen, Ulrich

Article

Fiskalische Dezentralisierung und Wirtschaftswachstum in "reichen" OECD-Ländern: gibt es ein Optimum?

DIW Wochenbericht

Provided in Cooperation with:

German Institute for Economic Research (DIW Berlin)

Suggested Citation: Thießen, Ulrich (2003) : Fiskalische Dezentralisierung und Wirtschaftswachstum in "reichen" OECD-Ländern: gibt es ein Optimum?, DIW Wochenbericht, ISSN 1860-8787, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin, Vol. 70, Iss. 23, pp. 375-382

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/151230>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

Fiskalische Dezentralisierung und Wirtschaftswachstum in „reichen“ OECD-Ländern: Gibt es ein Optimum?

Ulrich Thießen
uthiessen@diw.de

Für die vergangenen drei Jahrzehnte ist in den OECD-Ländern mit hohem Einkommen mehrheitlich eine Konvergenz hinsichtlich des fiskalischen Dezentralisierungsgrades festzustellen: Länder, die früher relativ stark dezentralisiert waren, stärkten tendenziell die zentrale staatliche Ebene (z. B. Kanada, Schweiz, skandinavische Länder). Umgekehrt gaben Länder mit zuvor relativ geringem Dezentralisierungsgrad vielfach den nachgeordneten Gebietskörperschaften mehr Autonomie (z. B. Italien, Portugal, Spanien).

Eine nähere Betrachtung der theoretischen Argumente für und gegen fiskalische Dezentralisierung lässt mögliche Beweggründe für diese Entwicklung erkennen. Denn sowohl extreme Dezentralisierung als auch extreme Zentralisierung gehen mit Nachteilen für das Wirtschaftswachstum einher. Dies scheint für einen mittleren Dezentralisierungsgrad zu sprechen. Der beobachtete langfristige Konvergenztrend wäre also wachstumsfördernd. Eine empirische Überprüfung stützt diese Überlegungen. Da Deutschland hier eine mittlere Position einnimmt, scheint kein unmittelbarer Handlungsbedarf zu bestehen.

Wichtige Argumente für und gegen fiskalische Dezentralisierung¹

Fiskalische Dezentralisierung beschreibt die Ermächtigung für staatliche Ebenen unterhalb der Zentralregierung (Länder, Gemeinden), innerhalb eines gesetzlichen Rahmens Steuern zu erheben und über Ausgaben selbst zu entscheiden. Ein erstes Argument für die Dezentralisierung ist die so genannte Diversifikations-Hypothese. Sie besagt, dass einheitliche Versorgungsniveaus bei öffentlichen Gütern in allen Städten und Gemeinden eines Landes im Allgemeinen ineffizient sind, weil damit den zumeist bestehenden Unterschieden in den Präferenzen der Bürger in den einzelnen Gemeinden Rechnung getragen wird. Dies lässt sich beispielsweise anhand eines Modells mit einer Reihe stark vereinfachender Annahmen zeigen.² Ressourcen lassen sich in diesem Modell sparen, ohne jemanden schlechter zu stellen, wenn die Produktion an die unterschiedliche lokale Nachfrage angepasst wird. Dies setzt aber voraus, dass die Gemeinden über die lokalen Staatsausgaben mitentscheiden dürfen. In diesem Sinne können dezentralisierte Staatsausgaben für mehr „Konsumenteneffizienz“ sorgen. Je größer die Unterschiede der durchschnittlichen Nachfrage (der Präferenzen) der Bürger in den einzelnen Gemeinden sind, desto größer sind nach diesem Modell die möglichen Effizienzgewinne durch fiskalische Dezentralisierung.³ Auch kann es ein, dass lokale öffentliche Verwal-

tungen die Ausgabenprioritäten der Steuerzahler insgesamt besser berücksichtigen als eine Zentralregierung, die auf die regionenübergreifenden Staatsausgaben – etwa für die Landesverteidigung – ein größeres Gewicht legt.

Ein zweites Argument bezieht sich auf die Bereitschaft lokaler Verwaltungen, aktiv nach Qualitätsverbesserungen und Kostensenkungen (Innovationen) bei der Bereitstellung öffentlicher Güter und Dienstleistungen zu suchen, d. h. die „Produzenten-effizienz“ zu steigern. Diese Bereitschaft nimmt vermutlich zu, je größer die Eigenverantwortung der Verwaltungen hinsichtlich der Budgets ist.

Drittens könnten Zentralregierungen dazu neigen, die Einnahmen zum Nachteil der Steuerzahler zu maximieren, um den Zwang zu einer effizienten

¹ Vgl. ausführlich U. Thießen: Fiscal Decentralization and Economic Growth in High Income OECD Countries. In: Fiscal Studies, im Erscheinen.

² Berücksichtigt werden nur zwei Gemeinden mit jeweils unterschiedlicher Gesamtnachfrage der Bürger nach nur einem angebotenen öffentlichen Gut oder einer Dienstleistung. Es wird auch angenommen, dass es keine Skaleneffekte bei der Produktion des öffentlichen Gutes und keine so genannten Spill-over-Effekte beim Konsum oder bei der Produktion des Gutes von einer Region auf andere Regionen gibt und dass die Wirtschaftssubjekte nicht mobil sind.

³ Die hieraus entstehenden Wohlfahrtsgewinne können beträchtlich sein, weil sie negativ von der Preiselastizität der Nachfrage nach öffentlichen Gütern abhängig sind; empirische Studien zeigen, dass diese Nachfrage hoch preisunelastisch ist. Vgl. dazu ausführlich W. E. Oates: Estimating the Demand for Public Goods: The Collective Choice and Contingent Valuation Approaches. In: D. Bjørnstad und J. Kahn (Hrsg.): The Contingent Valuation of Environmental Resources. New York 1996, S. 211–230.

Haushaltsführung zu lockern (Leviathan-Hypothese).⁴ Horizontaler und vertikaler Wettbewerb zwischen den verschiedenen Regierungsebenen kann dies verhindern, weil miteinander konkurrierende Regierungen sich durch stabile oder sogar sinkende Steuersätze sowie durch effiziente Produktion öffentlicher Güter und Dienste unter Beachtung einer Einnahmerestriktion profilieren wollen. Somit könnte die fiskalische Dezentralisierung zu einer Begrenzung der öffentlichen Budgets und zur Vermeidung sowohl einer Überversorgung mit öffentlichen Gütern als auch überhöhter Kosten ihrer Produktion beitragen und somit auch zu einer Dämpfung der Staatsquote.

Wichtige Argumente gegen zu starke Dezentralisierung sind: Erstens verstärkt sie regionale Ungleichheit, weil die relativ „wohlhabenden“ Regionen, die sich ein hohes Produktionsniveau öffentlicher Güter leisten können, für Personen mit relativ hohem Einkommen attraktiv sind, während „ärmere“ Regionen aus eigener Kraft nur eine Mindestausstattung bieten können und im Standortwettbewerb unterlegen sind. Diese regionale Ungleichheit kann das nationale Wirtschaftswachstum schwächen, wenn Produktionsfaktoren, insbesondere der Faktor Humankapital, nicht optimal genutzt werden. So verhindert in einkommensschwachen Regionen ein unzureichendes Angebot an Bildungs- und Gesundheitseinrichtungen sowie anderer Infrastruktur die volle Nutzung des Humankapitals. Ein wichtiger Einwand gegen Dezentralisierung ist, dass die Bereitstellung vieler öffentlicher Güter in einer Region das Wachstum in anderen Regionen positiv beeinflusst, d. h. es gibt positive Spill-over-Effekte. Damit sie aber ihre volle Wirkung einschließlich positiver Rückwirkungen entfalten, ist es oft erforderlich, dass die Region, auf die diese Effekte zunächst wirken, selbst ein bestimmtes Niveau bei Ausstattung und Qualität der öffentlichen Güter hat. Es ist daher im eigenen Interesse auch der relativ wohlhabenden Regionen, wenn die Zentralregierung Mindeststandards bezüglich Ausbildung, Gesundheitsversorgung und Infrastruktur in allen Regionen mittels entsprechender Regelungen durchsetzt. Dies impliziert aber eine gewisse Einschränkung der Dezentralisierung und eine Alimentierung der armen Regionen.

Zweitens wird argumentiert, dass starke Dezentralisierung es Interessengruppen erleichtert, Einfluss auf Entscheidungen der lokalen Regierungen zu nehmen, weil dort die Entscheidungsträger infolge von bestehenden Netzwerken weniger kontrolliert werden und die Möglichkeiten der Einflussnahme größer sind als auf der Zentralebene. Es wird auch darauf verwiesen, dass die Zentralregierung vielfach kompetenter besetzt ist, weil

die Karrierechancen größer sind und höhere Gehälter gezahlt werden als auf lokaler Ebene.

Drittens kann ein hoher Grad der Dezentralisierung langfristig das Wachstum behindern, weil die Stabilisierungsfunktion, die der Zentralstaat wahrzunehmen hat, erschwert wird. Auch der Abbau chronischer struktureller Fiskaldefizite fällt in einem dezentralen Staatsaufbau schwerer. Außerdem kann eine Dezentralisierung die Koordination der Budgets der verschiedenen Ebenen erschweren, mit ebenfalls möglichen negativen Effekten für das langfristige Wirtschaftswachstum.

Insgesamt sind also die Vorteile einer Dezentralisierung für das langfristige Wachstum theoretisch unklar. Es könnte daher argumentiert werden, dass in entwickelten Volkswirtschaften, deren Bürger ausgeprägt heterogene Präferenzen haben, weder ein stark zentralisiertes noch ein stark dezentralisiertes System das langfristige Wachstum am besten fördern, sondern ein System mit einem mittleren Grad der Dezentralisierung bei „adäquater“ Abstimmung zwischen der Eigenverwaltung der unteren staatlichen Ebenen und der Zentralregierung. Adäquat wäre die Koordinierung, wenn negative Effekte auf das Wachstum aufgrund von „zu viel“ Dezentralisierung und regionaler Ungleichheit und aufgrund zu geringer fiskalischer Eigenverantwortung der unteren staatlichen Ebenen vermieden würden. Die Beziehung zwischen fiskalischer Dezentralisierung und Wirtschaftswachstum wäre also nicht linear, sondern glockenförmig derart, dass eine Zunahme des Grades fiskalischer Dezentralisierung zunächst das Wirtschaftswachstum fördert, bis ein Optimum erreicht ist, und danach eine weitere Erhöhung wachstumsdämpfend wirkt.

Indikatoren für fiskalische Dezentralisierung

Eine Schwierigkeit für die empirische Analyse des untersuchten Zusammenhangs liegt darin, dass fiskalische Dezentralisierung viele Dimensionen hat. Der bisher fast ausschließlich verwendete Indikator „Anteil der Staatsausgaben der unteren staatlichen Ebenen an den konsolidierten Staatsausgaben“ (Ausgabenindikator) reflektiert dies nur unzureichend. Erforderlich wäre eine detaillierte Untersuchung der Finanzbeziehungen zwischen den einzelnen staatlichen Ebenen für jedes der in einem Datensatz berücksichtigten Länder, um mit diesen Kenntnissen einen aussagekräftigen Indikator zu konstruieren. Aufgrund des hohen Aufwands unterblieb dies bisher. Deshalb wurden hier weitere

⁴ Vgl. G. Brennan und J. Buchanan: *The Power to Tax: Analytical Foundations of a Fiscal Constitution*. Cambridge, U. K., 1980.

Tabelle 1

Einkommensniveau, reales Wachstum und Indikatoren fiskalischer Dezentralisierung in OECD-Ländern mit hohem Einkommen

	Einkommensniveau (BIP pro Kopf in US-Dollar im Jahre 2000)	Wachstum 1970 bis 2000 (durchschnittliche jährliche Wachstumsrate des realen Pro-Kopf-BIP in %)	Regierungssystem	Ausgewählte Indikatoren fiskalischer Dezentralisierung		
				Ausgabenanteil ¹	Einnahmenanteil ²	Finanzielle Autonomie ³
Europäische OECD-Länder mit hohem Einkommen						
Luxemburg ⁴	43 093	3,39	zentralistisch	16,5	6,4	56,9
Norwegen	36 021	2,93	zentralistisch	38,3	20,6	65,6
Schweiz	33 393	1,05	föderal	58,2	38,5	76,4
Dänemark	30 424	1,67	zentralistisch	57,4	30,3	53,9
Schweden	25 631	1,76	zentralistisch	41,8	31,0	76,8
Irland	24 740	4,24	zentralistisch	30,1	3,1	27,5
Großbritannien	23 679	2,06	zentralistisch	29,5	8,6	45,0
Finnland	23 463	2,77	zentralistisch	43,2	25,8	66,8
Australien	23 307	2,58	föderal	33,6	21,3	72,5
Niederlande	22 914	2,04	zentralistisch	36,4	2,3	21,4
Deutschland	22 800	2,11	föderal	46,3	29,8	76,6
Belgien	22 108	2,43	zentralistisch	12,9	4,9	41,5
Frankreich	21 977	2,11	zentralistisch	17,5	8,8	61,9
Italien	18 616	2,34	zentralistisch	25,0	5,2	23,5
Spanien	14 153	2,54	föderal	23,7	10,5	54,0
Griechenland	10 667	2,10	zentralistisch	4,2	1,0	72,1
Portugal	10 497	3,45	zentralistisch	8,4	3,4	52,5
Andere OECD-Länder mit hohem Einkommen						
Japan	38 162	2,89	zentralistisch	40,5	39,6	.
USA	34 940	2,06	föderal	51,9	32,1	69,2
Kanada	22 370	1,99	föderal	68,0	49,0	72,5
Australien	20 337	1,95	föderal	50,6	20,7	53,0
Neuseeland	13 027	1,02	zentralistisch	11,6	6,6	85,1

1 Durchschnittlicher Anteil der Staatsausgaben unterer staatlicher Ebenen an den gesamten konsolidierten Staatsausgaben von 1973 bis 1998 in %. Für einige Länder gelten kürzere Zeiträume aufgrund fehlender Daten. Vgl. U. Thießen, a. a. O., Appendix.

2 Durchschnittlicher Anteil der Steuereinnahmen unterer staatlicher Ebenen an den gesamten konsolidierten Steuereinnahmen von 1973 bis 1998 in %. Für einige Länder gelten kürzere Zeiträume aufgrund fehlender Daten. Vgl. ebenda.

3 Durchschnittlicher Anteil der eigenen Einnahmen unterer staatlicher Ebenen an ihren gesamten Einnahmen von 1973 bis 1988 in %. Für einige Länder gelten kürzere Zeiträume aufgrund fehlender Daten. Vgl. ebenda.

4 Luxemburg wurde in den Schätzungen wegen seiner geringen Bevölkerungszahl nicht berücksichtigt.

Quellen: World Development Indicators der Weltbank; IWF: Government Finance Statistics Yearbook.

DIW Berlin 2003

Indikatoren berücksichtigt und auch miteinander kombiniert, und zwar unter anderem:

- der Anteil der Steuereinnahmen der unteren staatlichen Ebenen an den konsolidierten Steuereinnahmen (Einnahmenindikator),
- ein Indikator für die finanzielle Autonomie unterer staatlicher Ebenen, nämlich der Anteil eigener Einnahmen (Einnahmen ohne Transfers) an den jeweiligen Gesamteinnahmen (Autonomieindikator),⁵
- Indikatoren, mit denen sich die Hypothese eines glockenförmigen Zusammenhangs zwischen Wachstum und Dezentralisierung testen lässt, nämlich die quadratische Form des Ausgabenindikators und eine so genannte Spline-Funktion dieses Indikators, d. h. die Aufteilung des Indikators in drei Größenbereiche, die jeweils durch eine Dummy-Variable repräsentiert werden.⁶

Außerdem wurden die Unterschiede zwischen den Regierungssystemen der betrachteten Länder hinsichtlich des Kriteriums „föderal oder zentralistisch organisiert“ berücksichtigt. Dies geschah mittels einer Dummy-Variablen und durch die Schätzung von Untergruppen, die jeweils nur Länder mit einem der beiden Systeme umfassen. Die Analyse bezieht alle OECD-Länder mit hohem Einkommen ein, ausgenommen Luxemburg wegen der geringen Bevölkerungszahl (Tabelle 1). Die Tabelle zeigt auch den Dezentalisierungsgrad der Länder entsprechend dem jeweiligen Indikator. Eine Rang-

5 Dieser Indikator zeigt also lediglich an, in welchem Umfang untere staatliche Ebenen ihre Ausgaben durch eigene Einnahmen decken, wobei ihre Gesamtausgaben bereits in gewisser Weise begrenzt sein können. Danach werden auch Länder, in denen die unteren staatlichen Ebenen einen vergleichsweise niedrigen Anteil an den staatlichen Gesamtausgaben haben, zu den Ländern mit hoher „finanzieller Autonomie“ gerechnet.

6 Es wurden drei Bereiche definiert, und zwar ein „niedriger“ Grad an fiskalischer Dezentralisierung für Werte des Ausgabenindikators unter 0,3, ein „mittlerer“ Grad für Werte von 0,3 bis 0,45 und ein „hoher“ Grad für Werte über 0,45.

Tabelle 2

Ordnung der Länder nach dem Grad ihrer fiskalischen Dezentralisierung¹

Land	Ausgabenindikator A (Durchschnittswert 1973 bis 1998)	Langfristiger Trend des Indikators A seit 1973	Land	Einnahmenindikator B (Durchschnittswert 1973 bis 1998)	Langfristiger Trend des Indikators B seit 1993
Kanada (F)	68,0	↓	Kanada (F)	49,0	→
Schweiz (F)	58,2	↓	Japan (Z)	39,6	→
Dänemark (Z)	57,4	↓	Schweiz (F)	38,5	↓
USA (F)	51,9	→	USA (F)	32,1	→
Australien (F)	50,6	→	Argentinien (F)	31,9	↑
Deutschland (F)	46,3	↓	Schweden (Z)	31,0	→
Finnland (Z)	43,2	↓	Dänemark (Z)	30,3	→
Korea (Z)	41,8	k. A. ²	Deutschland (F)	29,8	↓
Schweden (Z)	41,8	↓	Brasilien (F)	27,7	↑
Japan (Z)	40,5	k. A. ²	Finnland (Z)	25,8	↑
Brasilien (F)	39,0	→	Österreich (F)	21,3	↓
Norwegen (Z)	38,3	↓	Australien (F)	20,7	↑
Argentinien (F)	38,2	↑	Norwegen (Z)	20,6	↓
Niederlande (Z)	36,4	↑	Spanien (F)	10,5	↑
Österreich (F)	33,6	→	Korea (Z)	10,5	k. A. ²
Südafrika (F)	33,3	↑	Frankreich (Z)	8,8	↑
Irland (Z)	30,1	→	Großbritannien (Z)	8,6	↓
Großbritannien (Z)	29,5	↓	Neuseeland (Z)	6,6	→
Italien (Z)	25,0	↑	Südafrika (F)	6,4	→
Spanien (F)	23,7	↑	Luxemburg (Z)	6,4	↓
Frankreich (Z)	17,5	→	Italien (Z)	5,2	↑
Luxemburg (Z)	16,5	→	Belgien (Z)	4,9	→
Belgien (Z)	12,9	↓	Portugal (Z)	3,4	→
Neuseeland (Z)	11,6	→	Irland (Z)	3,1	↓
Portugal (Z)	8,4	↑	Niederlande (Z)	2,3	↑
Griechenland (Z)	4,2	k. A. ²	Griechenland (Z)	1,0	k. A. ²

¹ Föderale Länder sind mit einem F und zentralistisch organisierte Länder mit einem Z in Klammern gekennzeichnet.

² Keine Angaben, da die Zeitreihen zu große Lücken aufweisen.

Quellen: IWF: Government Finance Statistics Yearbook, verschiedene Ausgaben; Berechnungen des DIW Berlin.

DIW Berlin 2003

Ordnung der Länder nach diesem Grad ist in Tabelle 2 ausgewiesen. Soweit für die Entwicklung des Dezentralisierungsgrades der einzelnen Länder im Untersuchungszeitraum eine Trendentwicklung feststellbar ist, wird sie in Tabelle 2 durch Pfeile angegeben. Deutlich wird, dass Länder mit früher relativ hohem Dezentralisierungsgrad – beispielsweise Kanada, Schweiz, die skandinavischen Länder und Deutschland – tendenziell nun der zentralen Ebene mehr Gewicht geben, während Länder mit früher niedrigem Dezentralisierungsgrad – etwa Portugal, Spanien und Italien – den nachgeordneten Gebietskörperschaften mehr Autonomie einräumen. Insgesamt ist eine Konvergenz des Dezentralisierungsgrades zu beobachten. Allerdings gibt es auch einige Ausnahmen bei Ländern mit relativ niedriger Dezentralisierung (Belgien, Frankreich, Irland, Neuseeland). Nach der oben vorgestellten Hypothese wäre die Konvergenz wachstumsfördernd.

Die Abbildung zeigt die Beziehung zwischen Wachstum und Dezentralisierungsgrad für den betrachteten Zeitraum 1973 bis 1998: Für die Gruppe der OECD-Länder mit hohem Einkommen gilt, dass Länder mit einem mittleren Grad der Dezen-

tralisierung (gemessen anhand des Ausgabenindikators) im Durchschnitt ein höheres Wachstum erzielten als Länder mit einem relativ niedrigen oder hohen Grad. Die glockenförmige Beziehung bleibt in deutlich abgeschwächter Form auch bestehen, wenn die vier „Ausreißer“ des Datensatzes – Neuseeland, Irland, Norwegen und die Schweiz – unberücksichtigt bleiben; dies gilt auch bei Zugrundelegung des Einnahmenindikators.

Empirische Überprüfung der Wachstumseffekte fiskalischer Dezentralisierung

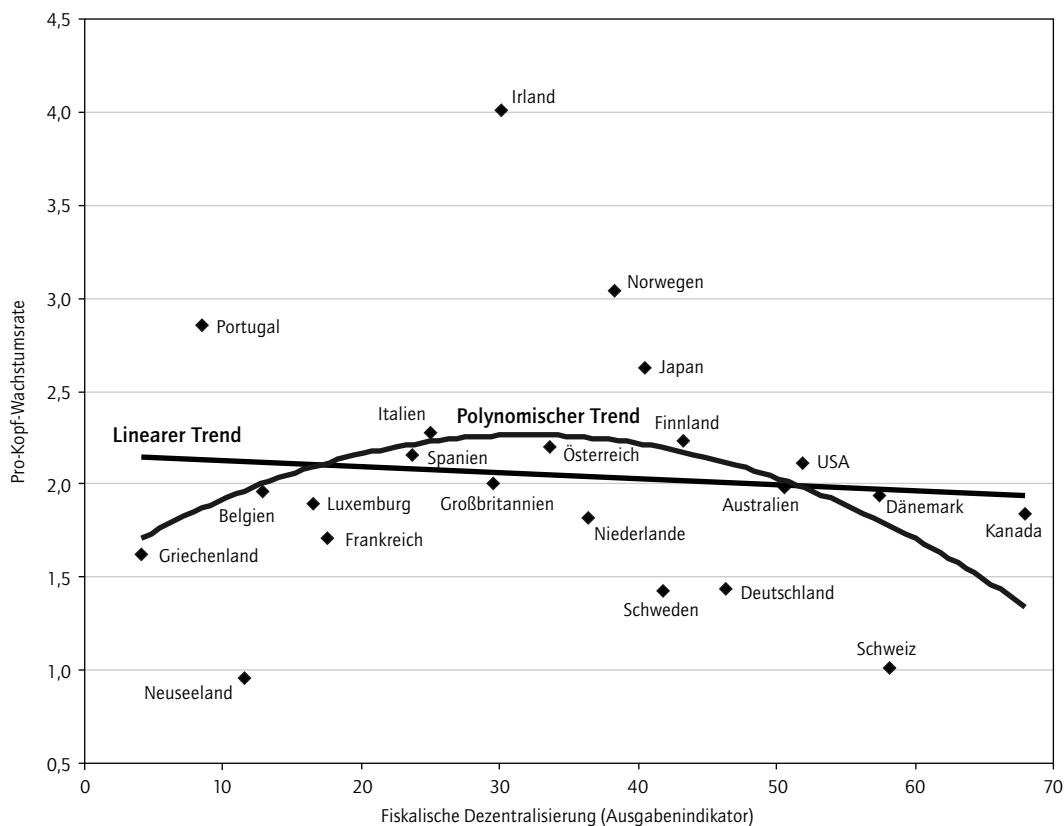
Zur Analyse langfristiger Effekte des Grades der Dezentralisierung auf das Pro-Kopf-Wachstum sollten Durchschnittswerte für einen möglichst langen Zeitraum benutzt werden, so dass kurzfristige Einflüsse ausgeschaltet sind. Es wird daher eine Querschnittsanalyse mit nur je einer Beobachtung für jedes berücksichtigte Land durchgeführt.⁷ Die Messung der Effekte von Dezentrali-

⁷ Dies hat natürlich den Nachteil geringer Freiheitsgrade. Die zugrunde liegenden Daten erlauben aber auch eine Panelanalyse, deren Ergebnisse im Wesentlichen mit der Querschnittsanalyse übereinstimmen.

Abbildung

Pro-Kopf-Wachstum und fiskalische Dezentralisierung in 22 OECD-Ländern mit hohem Einkommen

Durchschnittliche Jahreswerte in %, 1973 bis 1998



Quelle: Berechnungen des DIW Berlin.

DIW Berlin 2003

sierung auf das Pro-Kopf-Wachstum erfolgt in drei Schritten: Zunächst wird der direkte Effekt auf das Wachstum geschätzt (Kasten). In den beiden nächsten Schritten wird der Einfluss auf zwei wichtige Komponenten des Wachstums geschätzt, und zwar auf die Investitionsquote (Relation der gesamten Investitionen zum BIP) und auf die totale Faktorproduktivität. Auf diese Weise soll der Frage nachgegangen werden, über welche Kanäle das Wachstum beeinflusst wird.⁸

Die Schätzergebnisse stützen die Hypothese, dass die Erhöhung eines relativ niedrigen Dezentralisierungsgrades das Wachstum fördert, dann aber eine weiter fortschreitende Dezentralisierung schließlich zu Wachstumseinbußen führen kann. Nach den Schätzergebnissen sind von den untersuchten Indikatoren für die Dezentralisierung sowohl der Ausgabenindikator als auch seine quadratische Form statistisch signifikant und tragen deutlich zur Erklärung des Wirtschaftswachstums bei (Tabelle 3). Der Einnahmenindikator und der Indikator für die finanzielle Autonomie sind dagegen nicht signifikant. Der letztere Indikator hat

nach der Schätzung sogar einen negativen Einfluss auf das Wirtschaftswachstum. Offensichtlich ist für das Wirtschaftswachstum weniger die Aufteilung der Steuereinnahmen auf die einzelnen staatlichen Ebenen von Bedeutung, sondern vor allem, wer über die Ausgaben entscheiden darf.

Aus der Tatsache, dass sowohl der Ausgabenindikator als auch seine quadratische Form signifikant sind, kann geschlossen werden, dass Dezentralisierung generell das Wachstum positiv beeinflusst, es aber nicht sicher ist, ob es für die Wachstumsförderung Grenzen gibt. Allerdings weisen Tests für die Robustheit der Schätzergebnisse der beiden Indikatoren darauf hin, dass die quadratische Form des Ausgabenindikators wesentlich robuster ist.⁹ Mit anderen Worten: Aus statistischer Sicht

⁸ Zu den dieser Analyse zugrunde liegenden Schätzgleichungen vgl. ausführlich U. Thießen, a. a. O.

⁹ Die Tests beinhalten, dass in die Schätzung sukzessiv weitere Makrovariablen aufgenommen werden, die sich in anderen empirischen Wachstumsanalysen als relevant für das Wirtschaftswachstum erwiesen haben. In diesen Tests sinkt die Signifikanz des Ausgabenindikators in seiner quadratischen Form nur sehr geringfügig, während sie für alle anderen Indikatoren deutlich abnimmt.

Kasten

Schätzung des direkten Effekts fiskalischer Dezentralisierung auf das Pro-Kopf-Wachstum

Die Länge des untersuchten Zeitraums wird durch die Verfügbarkeit der Indikatoren fiskalischer Dezentralisierung bestimmt; Daten liegen für die Periode 1973 bis 1998 vor. Der benutzte Schätzansatz basiert auf einer weit verbreiteten Wachstumsgleichung, in der das Pro-Kopf-Wachstum (GYP) determiniert wird durch das Einkommensniveau des Ausgangsjahres – hier wurde 1970 gewählt (YPC70) –, die durchschnittliche Investitionsquote (I/GDP), das durchschnittliche Humankapital – repräsentiert durch die Ausbildungsquote in Sekundärschulen (school) – sowie durch die Summe der Wachstumsraten der Bevölkerung (n), des technologischen Fortschritts (g) und der Abschreibungsrate des physischen Kapitalstocks (δ).¹ Für n wird die tatsächliche Bevölkerungswachstumsrate benutzt; für g und δ werden mangels Daten jeweils die Werte 0,02 und 0,03 angenommen, die nach Mankiw für entwickelte OECD-Länder vertretbar sind. Die abhängige Variable ist das Pro-Kopf-Wachstum im gesamten untersuchten Zeitraum, und die erklärenden Variablen sind logarithmierte Durchschnittswerte. Dieses Modell wird erweitert um den durchschnittlichen Grad fiskalischer Dezentralisierung, gemessen anhand eines der Indikatoren, und um eine Dummy-Variable (CD), die den Wert 1 annimmt, wenn das Regierungssystem zentralistisch ist, und 0, wenn das System föderal ist. Zur Überprüfung der Robustheit der Schätzung werden außerdem sukzessive zusätzliche makroökonomische Variablen berücksichtigt, die in anderen empirischen Wachstumsanalysen statistisch signifikant waren, nämlich die Inflationsrate, die Fiskaldefizitquote, die Konsumquote und die Standardabweichung des Kreditwachstums über mehrere Jahre als Stellvertretervariable für makroökonomische Unsicherheit. Diese Variablen werden zusammengefasst als R-Variable bezeichnet. Insgesamt ergibt sich somit die Schätzgleichung:

$$(1) \text{ GYP}_i = \alpha + \beta_1 \ln(\text{YPC70})_i + \beta_2 \ln(\text{I/GDP})_i + \beta_3 \ln(\text{school})_i + \beta_4 \ln(n + g + \delta)_i + \beta_5 \ln(\text{FD})_i + \beta_6 \text{CD}_i + \beta_7 R_i + \epsilon_i,$$

wobei das Subscript i das jeweilige Land repräsentiert. Mankiw et al. folgend wird die einfache OLS-Schätzmethode benutzt unter der Annahme, dass die unabhängigen Variablen exogen sind. Die Schätzung ist eine reine Querschnittsanalyse, d. h. kurzfristige Zeiteffekte wurden mit der Durchschnittsbildung eliminiert, um so nur die langfristigen Effekte zu messen. Dies impliziert aber eine relativ geringe Zahl an Beobachtungen, die der Zahl der berücksichtigten Länder entspricht. Zur Überprüfung der Hypothese eines nicht linearen, glockenförmigen Zusammenhangs zwischen Pro-Kopf-Wachstum und fiskalischer Dezentralisierung wird außerdem die Spline-Funktion des Ausgabenindikators benutzt, d. h. der Indikator wird in drei Größenbereiche (niedriger Grad fiskalischer Dezentralisierung, mittelhoher Grad und hoher Grad) unterteilt, die jeweils durch eine Dummy-Variable repräsentiert werden. Diese drei Dummies werden allerdings mit einer restringierten Version der Gleichung (1) geschätzt, um dem Problem zu geringer Freiheitsgrade zu begegnen.²

¹ Vgl. N. G. Mankiw, D. Romer und D. N. Weil: A Contribution to the Empirics of Economic Growth. In: Quarterly Journal of Economics, Vol. 107, Nr. 2/1992, S. 407–437.

² Die Restriktion ist erläutert in N. G. Mankiw et al., a. a. O., S. 410.

bestehen Zweifel an der Annahme, dass das Wirtschaftswachstum durch permanent zunehmende fiskalische Dezentralisierung gefördert werden kann. Vielmehr ist zu vermuten, dass in den OECD-Ländern mit hohem Einkommen für Wachstumsgewinne durch fiskalische Dezentralisierung Grenzen bestehen. Dafür spricht auch das Ergebnis eines weiteren statistischen Tests, für den die Spline-Funktion des Dezentralisierungsgrades genutzt wurde. Danach haben Länder mit einem mittleren Grad an Dezentralisierung ein höheres langfristiges Pro-Kopf-Wachstum sowohl im Vergleich zu Ländern mit hohem Dezentralisierungsgrad als auch gegenüber Ländern mit niedrigem Dezentralisierungsgrad.

Aus wirtschaftspolitischer Sicht ist es von besonderem Interesse zu erfahren, auf welche Weise die Länder mit mittlerem Dezentralisierungsgrad ein etwas höheres Wachstum erreichen. Hier wurden die Investitionsquote (Relation der gesamten Investitionen zum BIP) und das Wachstum der totalen Faktorproduktivität (d. h. der Beitrag zum Wirtschaftswachstum, der nicht auf Investitionen und Veränderungen des Arbeitsvolumens zurückgeht) für den gesamten Beobachtungszeitraum zur Erklärung herangezogen. Für beide Größen bestätigte sich wiederum die Hypothese einer begrenzten Förderung des Wachstums mittels fiskalischer Dezentralisierung: Länder mit mittlerem Dezentralisierungsgrad haben eine geringfügig höhere Inves-

Tabelle 3

Regressionen zur Bestimmung des langfristigen Wachstums für 21 OECD-Länder mit hohem Einkommen¹Abhängige Variable: Wachstum des realen BIP pro Arbeitskraft 1973 bis 1998²

Gleichung	Konstante	Einkommen im Aus- gangsjahr	Investi- tionsquote	$\ln(n+g+\sigma)^3$	Human- kapital $\ln(\text{Ausbil-}$ $\text{dung})$	Indikatoren fiskalischer Dezentralisierung					Bereinig- tes R^2	F-Statistik	Zahl der Beob- achtungen
						Ausgabenindikator (A)			Einnahmen- indikator (B)	Autonomie- indikator (C)			
		$\ln(Y70)$	$\ln(I/BIP)$			$\ln A$	A	A^2	$\ln B$	$\ln C$			
(1)	-0,79 (-0,38)	-0,31 (-2,80)**	0,6 (2,00)*	-0,38 (-0,69)	0,89 (2,02)*						0,25	2,66	21
(2)	0,60 (0,32)	-0,46 (-4,12)***	0,55 (2,16)**	-0,75 (-1,53)	0,71 (1,85)*	0,15 (2,56)**					0,443	4,19	21
(3)	-0,36 (-0,17)	-0,39 (-2,81)**	0,52 (1,72)	-0,46 (-0,83)	0,93 (2,10)*				0,04 (1,00)		0,249	2,33	21
(4)	1,01 (0,54)	-0,41 (-3,78)***	0,49 (1,94)*	-0,43 (-0,82)	0,58 (1,51)		2,17 (2,88)**	-2,52 (-2,48)**			0,476	4,03	21
(5)	-0,47 (-0,23)	-0,24 (-2,09)*	0,57 (1,55)	-0,26 (-0,49)	0,72 (1,65)					-0,16 (-1,67)	0,297	2,61	20

Anmerkung: Benutzt wird die OLS-Methode unter der Annahme, dass die unabhängigen Variablen exogen sind. Angabe der T-Statistik in Klammern unter den geschätzten Koeffizienten.

1 Ausgenommen Gleichung (5), die aufgrund fehlender Daten für Japan nur 20 Länder umfasst.

2 Die Investitionsquote (I/GDP), die Wachstumsrate der Bevölkerung (n) und die Ausbildungsquote in höheren Schulen (Ausbildung) sind Durchschnitte für die Periode 1993 bis 1998. $Y70$ ist das BIP pro Person im arbeitsfähigen Alter im Jahre 1970. Gleichung (1)

* Signifikanz des betreffenden Koeffizienten auf dem 10%-Niveau; ** Signifikanz des betreffenden Koeffizienten auf dem 5%-Niveau; *** Signifikanz des betreffenden Koeffizienten auf dem 1%-Niveau.

entspricht dem empirischen Wachstumsmodell von Mankiw, Romer und Weil, a. a. O., S. 426 (siehe Kasten).

3 Summe aus der Wachstumsrate der Bevölkerung (n), der Wachstumsrate des technologischen Fortschritts ($g = 0,02$) und der Abschreibungsrate des Kapitalstocks ($\sigma = 0,03$).

Quelle: Berechnungen des DIW Berlin.

DIW Berlin 2003

titionsquote und ein etwas höheres Wachstum der totalen Faktorproduktivität als Länder mit hohem und niedrigem Grad an Dezentralisierung. Dies legt den Schluss nahe, dass es für die durch fiskalische Dezentralisierung erreichbaren Effizienzgewinne sowohl hinsichtlich der Investitionstätigkeit als auch hinsichtlich aller anderen Ursachen des Wirtschaftswachstums, die nicht in der Investitionstätigkeit und in Veränderungen des Arbeitsvolumens liegen, Grenzen zu geben scheint.

Schlussfolgerungen

Die geschätzten langfristigen Effekte fiskalischer Dezentralisierung in „wohlhabenden“ OECD-Ländern auf das Pro-Kopf-Wirtschaftswachstum und auf zwei wesentliche Determinanten des Wachstums, nämlich die Investitionsquote und den technischen Fortschritt (totale Faktorproduktivität), lassen vermuten, dass die durch Dezentralisierung erreichbaren Wachstumsgewinne begrenzt sind: Für den Durchschnitt der untersuchten Länder gilt, dass die sukzessive Erhöhung eines relativ niedrigen Grades fiskalischer Dezentralisierung (gemessen am Anteil der Staatsausgaben unterer staatlicher Ebenen an den Gesamtausgaben) die Investitionstätigkeit anregt, das technologi-

sche Niveau verbessert und damit das Wirtschaftswachstum fördert. Es scheint aber einen Dezentralisierungsgrad zu geben, bei dem eine weitere Dezentralisierung keine Fortschritte mehr bringt; dies gilt sowohl für zentralistisch als auch für föderal organisierte Länder. Dieses Ergebnis lässt sich ökonomisch vor allem damit erklären, dass bei zu hoher Dezentralisierung wichtige, das Wachstum fördernde Eingriffe der Zentralregierung nicht erfolgen und Spill-over-Effekte öffentlicher Güter mit ihren Rückwirkungen nicht wirksam werden. Zu niedrige Dezentralisierung dagegen kann zu Wachstumsverlusten führen, weil die Kenntnisse lokaler staatlicher Verwaltungen nicht ausreichend berücksichtigt werden und die Anreize für diese Verwaltungen nicht genügen, öffentliche Güter möglichst effizient zu produzieren und nach Innovationen zu suchen.

Die in den vergangenen dreißig Jahren für OECD-Länder mit hohem Einkommen zu beobachtende Tendenz, sich einem mittleren Dezentralisierungsniveau anzunähern, hat sich nach diesen Ergebnissen ausgezahlt, weil sie das Wachstum begünstigt hat. Es gibt nur wenige Länder mit relativ niedrigem Dezentralisierungsniveau, bei denen dieser Trend bisher nicht zu erkennen ist (Belgien, Frankreich, Neuseeland). Deutschland befindet sich im

Mittelfeld. Aus dieser Sicht scheint daher kein unmittelbarer Handlungsbedarf zu bestehen. Dies bedeutet aber nicht, dass die aktuelle Debatte über

eine effizientere Ausgestaltung des föderalen Systems in Deutschland obsolet geworden ist.

Aus den Veröffentlichungen des DIW Berlin
Diskussionspapiere

Erscheinen seit 1989

Nr. 339

A Simple, Analytically Solvable, Chamberlinian Agglomeration Model

Von Michael Pflüger

März 2003

Nr. 340

Target Shortfall Orderings and Indices

Von Satya R. Chakravarty, Conchita D'Ambrosio und Pietro Muliere

März 2003

Nr. 341

How to Turn an Industry Green: Taxes versus Subsidies

Von Susanne Dröge und Philipp J. H. Schröder

April 2003

Nr. 342

Doorkeepers and Gatecrashers: EU Enlargement and Negotiation Strategies

Von Herbert Brücker, Philipp J. H. Schröder und Christian Weise

April 2003

Nr. 343

Teen Births Keep American Crime High

Von Jennifer Hunt

April 2003

Nr. 344

Home Market and Traditional Effects on Comparative Advantage in a Gravity Approach

Von Dieter Schumacher

April 2003

Nr. 345

Estimation of Generalized Entropy and Atkinson Inequality Indices from Complex Survey Data

Von Martin Biewen und Stephen P. Jenkins

Mai 2003

Nr. 346

Analyzing E-Learning Adoption via Recursive Partitioning

Von Philipp Köllinger und Christian Schade

Mai 2003

Nr. 347

Improving the Institutional Structures for Disseminating Energy Efficiency in Emerging Nations: Energy Agencies in South Africa

Von Barbara Praetorius und Jan W. Bleyl

Mai 2003

Die Volltextversionen der Diskussionspapiere liegen von 1998 an komplett als Pdf-Dateien vor und können von der entsprechenden Website des DIW Berlin heruntergeladen werden (www.diw.de/deutsch/publikationen/diskussionspapiere).



Einladung zu einem Gastvortrag im DIW Berlin am 10. Juni 2003

Julio J. Rotemberg
Harvard Business School

A Heuristic Method for Extracting Smooth Trends from Economic Time Series

Abstract

This paper proposes a method for separating economic time series into a smooth component whose mean varies over time (the "trend") and a stationary component (the "cycle"). The aim is to make the trends as smooth as possible while also producing cycles with plausible properties. While the main justification for the method is intuitive, the method does a good job of separating these two components in some artificial examples where the constructed series are indeed the sum of smooth (possibly stochastic) functions of time and a low order autoregressive process. When the true trends consists of low order polynomials the proposed method obtains trends that are of similar accuracy than fitted polynomial trends. In other cases, the MSE of the proposed trends is much lower. Similarly, except in quite special cases, the MSE of the proposed trend is considerably smaller than that obtained by the HP filter. VARs that involve the cyclical variables constructed by this method yield accurate representations of the behavior of the underlying cycles of several variables. By contrast, VARs with the series in differences give poor descriptions of the effect of cyclical shocks even though Dickey-Fuller tests do not reject the hypotheses that the artificial series have unit roots. I apply the method to some well known aggregate time series. The results suggest that real wages in the U.S. are strongly positively correlated with military purchases and that the reduction in the growth of trend GDP in the U.S. started well before 1973.

Ort: DIW Berlin, Sitzungssaal E 05
Englerallee 40, 14195 Berlin

Zeit: 9.30 Uhr s. t.

Anmeldungen bitte unter information@diw.de

Impressum

Herausgeber

Prof. Dr. Klaus F. Zimmermann (Präsident)
Dr. Tilman Brück (kommissarisch)
PD Dr. Gustav A. Horn
Dr. Kurt Hornschild
Prof. Dr. Georg Meran (kommissarisch)
Dr. Bernhard Seidel
Prof. Dr. Viktor Steiner
Prof. Dr. Gert G. Wagner
Dr. Hans-Joachim Ziesing

Redaktion

Dörte Höppner
Dr. Elke Holst
Jochen Schmidt

Pressestelle

Dörte Höppner
Tel. +49-30-897 89-249
presse@diw.de

Verlag

Verlag Duncker & Humblot GmbH
Carl-Heinrich-Becker-Weg 9
12165 Berlin
Tel. +49-30-790 00 60

Bezugspreis

(unverbindliche Preisempfehlungen)
Jahrgang Euro 108,-/sFR 182,-
Einzelnummer Euro 10,-/sFR 18,-
Zuzüglich Versandkosten
Abbestellungen von Abonnements
spätestens 6 Wochen vor Jahresende

ISSN 0012-1304

Bestellung unter www.diw.de

Konzept und Gestaltung

kognito, Berlin

Druck

Druckerei Conrad GmbH
Oranienburger Str. 172
13437 Berlin