

Kellermann, Kersten

Working Paper

Kosten der Kleinheit und die Föderalismusdebatte in der Schweiz

KOFL Working Papers, No. 3

Provided in Cooperation with:

Konjunkturforschungsstelle Liechtenstein (KOFL), Vaduz

Suggested Citation: Kellermann, Kersten (2007) : Kosten der Kleinheit und die Föderalismusdebatte in der Schweiz, KOFL Working Papers, No. 3, Universität Liechtenstein, Konjunkturforschungsstelle Liechtenstein (KOFL), Vaduz

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/58034>

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.

**„Kosten der Kleinheit“ und die
Föderalismusdebatte in der Schweiz**

Kersten Kellermann

November 2007

KOFL Working Papers No. 3

„Kosten der Kleinheit“ und die Föderalismusdebatte in der Schweiz

Kersten Kellermann

Download this KOFL Working Paper from our http server:

<http://www.kofl.li/publikationen.asp>

Die Arbeitspapiere dienen einer möglichst schnellen Verbreitung von neuen Forschungsarbeiten der KOFL. Die Beiträge liegen in alleiniger Verantwortung der Autoren und stellen nicht notwendigerweise die Meinung der KOFL dar.

Working Papers are intended to make results of KOFL research promptly available to other economists in order to encourage discussion and suggestions for revisions. The authors are solely responsible for the contents which do not necessarily represent the opinion of the KOFL.

„Kosten der Kleinheit“ und die Föderalismusdebatte in der Schweiz

Kersten Kellermann*

November 2007

Abstract

This paper discusses the smallness of subsidiary jurisdictions as a third dimension of centrality, besides vertical centrality and fragmentation (horizontal centrality). A panel analysis concerning all 26 Swiss cantons (from 1990 to 2003) shows that public expenditure per-capita increases with the number of inhabitants of a canton. This holds for the aggregate expenditure level and for 6 expenditure categories of the Government Finance Statistics. The positive elasticity of per-capita expenditure with respect to population size can be understood as an indicator for increasing government failure in jurisdictions with bigger population size.

Keywords: Kosten der Kleinheit, Skaleneffekte, Dezentralität, Einwohnerelastizität, Öffentliche Ausgaben, Föderalismus, Leviathan-Hypothese

JEL-Klassifikation: H40; H72; H77

* Dr. Kersten Kellermann, Städtle 4, FL - 9490 Vaduz, Liechtenstein, Email: kerstenkellermann@bluewin.ch.

„Kosten der Kleinheit“ und die Föderalismusdebatte in der Schweiz*

1. Einleitung

In den letzten Jahren sind in der Schweiz immer wieder Versuche unternommen worden, die historisch gewachsenen Kantone durch entsprechende Gebietsreformen zu grösseren Einheiten zusammenzulegen. Die auf politischer Ebene am weitesten gediehene Initiative betraf die Verschmelzung der beiden Kantone Genf und Waadt zu einem gemeinsamen Kanton Léman¹. Nach dem Staatsrechtler Rhinow (2005) könnte eine Gebietsreform auf kantonaler Ebene nach der Totalrevision der schweizerischen Bundesverfassung im Jahr 1999 und der Zustimmung zum Neuen Finanzausgleich in 2004 eine mögliche dritte Stufe der Föderalismusreform in der Schweiz darstellen. Während der Politologe Vatter (2006) den Zusammenschluss der Kantone zu grösseren Einheiten in politischer Hinsicht eher kritisch bewertet, wird unter Ökonomen eine höchst kontroverse Diskussion geführt (vgl. Feld, 2005)². Dabei taucht immer wieder das Argument auf, dass die Kleinheit der Schweizer Kantone ein Kostenfaktor für den öffentlichen Sektor darstelle. Einwohnerschwache Kantone gelten als kostenintensiv.

Vor diesem Hintergrund wird in der vorliegenden Untersuchung der statistische Zusammenhang zwischen der Einwohnerzahl eines Kantons und den öffentlichen Pro-Kopf-Ausgaben ermittelt. Kann der Nachweis erbracht werden, dass in einwohnerschwachen Kantonen tendenziell höhere öffentliche Ausgaben je Einwohner anfallen als in einwohnerstarken Kantonen, so stützt dies die These von den so genannten „Kosten der Kleinheit“. Kantonsfusionen könnten in diesem Fall eine Entlastung der Staatsfinanzen bewirken. Der Beitrag gliedert sich in fünf Abschnitte. In Abschnitt 2 werden die drei in der Föderalismusdebatte wichtigen Begriffe Zentralität, Fragmentierung und Kleinheit abgegrenzt. Abschnitt 3 diskutiert Kosten der Kleinheit explizit aus der Perspektive der untergeordneten Gebietskörperschaft. Es werden verschiedene theoretische Ansätze zum Thema gegenübergestellt. Die Ergebnisse einer empirischen

* Ich danke den Teilnehmern der Sitzung des Ausschusses für Regionaltheorie und -politik des Vereins für Socialpolitik vom Oktober 2006 in Kiel sowie des Arbeitskreises „Föderalismus“ bei der Jahrestagung des Vereins für Socialpolitik in Bayreuth vom September 2006 für hilfreiche Anregungen und Kommentare. Mein besonderer Dank gilt Peter Balastèr, Lars Feld und Mark Schelker. Der Beitrag beruht auf einer umfangreichen Studie, die für das Staatssekretariat für Wirtschaft (seco) in Bern erstellt wurde (vgl. Kellermann, 2008).

¹ Der Reformvorschlag wurde jedoch im Juni 2002 in beiden Kantonen mit grosser Mehrheit vom Volk abgelehnt.

² Diese findet auch Ausdruck in einer ganzen Reihe von Sammelbänden, die in der jüngeren Vergangenheit zum Thema erschienen sind (vgl. Wagschal und Rentsch, 2002, Frey, 2005a, Blöchliger, 2005).

Untersuchung für die 26 Schweizer Kantone finden sich in Abschnitt 4. Betrachtet werden die kantonalen Gesamtausgaben je Einwohner sowie die kantonalen Pro-Kopf-Ausgaben in den zehn Ausgabenbereichen der Finanzstatistik. Abschnitt 5 fasst die wichtigsten Resultate der Untersuchung zusammen.

2. Kleinheit als dritte Dimension der Dezentralität

Sowohl in der Föderalismustheorie als auch in den neueren Ansätzen zur Wachstumstheorie und Regionalökonomie finden sich Argumente, die die Auffassung stützen, dass die Grösse bzw. Kleinheit einer territorialen Organisation Einfluss auf deren ökonomischen Erfolg nimmt (vgl. Alesina, 2003). Die Grösse einer territorialen Organisation wird dabei zumeist an der Einwohnerzahl gemessen, mögliche Masszahlen stellen aber auch die Fläche oder das Bruttoinlandprodukt dar. Unter einer territorialen Organisation kann ein souveräner Nationalstaat, eine supranationale Organisation oder eine dezentrale Gebietskörperschaft verstanden werden. Alesina und Spolaore (2003) nennen drei wesentliche Hemmnisse, mit denen kleine territoriale Organisationen zu kämpfen haben: (i) kleiner Binnenmarkt, (ii) nur begrenzte Möglichkeiten zum interregionalen Risk-Sharing im Rahmen eines Finanzausgleichs und (iii) der Umstand, dass kleine Volkswirtschaften bei der Bereitstellung öffentlicher Güter keine Skaleneffekte ausnutzen können. Diesen Nachteilen steht der Vorteil gegenüber, dass kleine Volkswirtschaften zumeist eine weniger heterogene Bevölkerung aufweisen³.

Zwar stellen Alesina und Spolaore (2003) in ihren Forschungen den souveränen Nationalstaat in den Mittelpunkt⁴, der beschriebene Zielkonflikt zwischen der Ausnutzung von Skaleneffekten und der Heterogenität von Präferenzen lässt sich jedoch auch auf die Ebene dezentraler Gebietskörperschaften übertragen. Tatsächlich zielt mit dem Dezentralitätstheorem von Oates (1972) das Basisargument der Föderalismustheorie zu Gunsten föderaler Systeme auf die Schaffung präferenzhomogener Gebietskörperschaften. Wird die Grössendimension von

³ Verschiedene empirische Untersuchungen zeigen, dass kulturelle Homogenität vertrauensbildend wirkt und positive Effekte auf die Qualität der Politik sowie das Wirtschaftswachstum hat (vgl. Easterly und Levine, 1997, Alesina und La Ferrara, 2000, 2002).

⁴ Vgl. auch Alesina (2003) sowie Alesina und Wacziarg (1998). Katzenstein (1998) diskutiert das Problem der Kleinheit von Nationalstaaten aus politikwissenschaftlicher Sicht. Nach ihm zeichnen sich kleine Staaten durch eine hohe Anpassungs- und Lernfähigkeit im politischen Handeln aus. Darüber hinaus beobachtet Katzenstein, dass der ausgeprägte internationale Wettbewerb der Wirtschaftsstandorte, dem kleine Staaten ausgesetzt sind, mit einem eher korporativen Politikstil einhergeht.

Gebietskörperschaften innerhalb föderaler Systeme betrachtet, ist es hilfreich, den Begriff der Kleinheit einzelner Gebietskörperschaften gegen den der vertikalen Zentralität sowie der Fragmentierung abzugrenzen. Zax (1989) weist der Zentralität föderaler Systeme eine vertikale und eine horizontale Dimension zu. In der vertikalen Dimension bemisst sich der Grad der Zentralität einer gebietskörperschaftlichen Hierarchie an der relativen Bedeutung der zentralen Ebene im Verhältnis zu den untergeordneten gebietskörperschaftlichen Ebenen⁵. Der Begriff der Fragmentierung bezieht sich auf die horizontale Dimension der Zentralität, d.h. die Anzahl gebietskörperschaftlicher Einheiten gleicher Ebene. Nelson (1987) und Zax (1989) verwenden als Mass der Fragmentierung die durchschnittliche Einwohnerzahl der untergeordneten Gebietskörperschaften einer territorialen Organisation. Fragmentierung und Kleinheit hängen insofern zusammen, als bei zunehmender Fragmentierung einer territorialen Organisation die einzelnen dezentralen Gebietskörperschaften kleiner werden. Kleinheit kann damit als dritte Dimension der Dezentralität interpretiert werden.

Die ökonomischen Auswirkungen der Fragmentierung werden im Allgemeinen aus der Perspektive der zentralen gebietskörperschaftlichen Ebene bewertet. Dies gilt auch für die in der Schweiz geführte Föderalismusdebatte. Die Schweiz ist in 26 Kantone gegliedert, die über weit reichende Kompetenzen verfügen, insbesondere über eine ausgedehnte Steuererhebungskompetenz. Der Kanton Wallis hat mit gut 289 Tsd. Einwohnern ungefähr die durchschnittliche Einwohnerstärke aller Schweizer Kantone. Im kleinsten Kanton Appenzell-Innerrhoden leben nur 15 Tsd. Einwohner⁶. Die Kleinräumigkeit des Schweizer Föderalismus wird nicht selten als Erklärung für die anhaltende Wachstumsschwäche der Schweizer Volkswirtschaft angeführt⁷. Vor allem die Integration des schweizerischen Binnenmarktes ist nach Auffassung verschiedener Autoren durch den hohen Fragmentierungsgrad behindert (vgl. Rentsch, 2002)⁸. Auch im

⁵ Als mögliches Mass der vertikalen Zentralität nennt Oates (1985) den Anteil der öffentlichen Ausgaben des zentralen Budgets an den öffentlichen Gesamtausgaben.

⁶ Interessant ist, dass obwohl in Deutschland ganz andere gebietskörperschaftliche Grössenordnungen vorliegen, die Idee der Gebietsreform mindestens ebenso präsent ist und mit ganz ähnlichen Argumenten geführt wird wie in der Schweiz (vgl. Kitterer, 1994, Lüchinger und Stutzer, 2002, Junkernheinrich und Micosatt, 2005, Lammers, 2006, Büttner und Hauptmeier, 2006).

⁷ Feld, Kirchgässner und Schaltegger (2005) weisen keinen wachstumshemmenden Einfluss der Fragmentierung der Kantone auf der kommunalen Ebene auf das wirtschaftliche Wachstum im Kanton nach. Ein Überblick über die Literatur zum Zusammenhang von Föderalismus und wirtschaftlichem Wachstum geben Feld, Zimmermann und Döring (2003).

⁸ Das 1996 in Kraft getretene Bundesgesetz über den Binnenmarkt (BGBM) gegen öffentlich-rechtliche Marktzugangsbeschränkungen der Kantone und Gemeinden sollte die berufliche Mobilität und den Wirtschaftsverkehr innerhalb der Schweiz erleichtern. Seine effektive Wirkung wurde jedoch als nicht befriedigend eingeschätzt, so dass seit Juli 2006 eine revidierte Fassung des Binnenmarktgesetzes in Kraft ist.

Zusammenhang mit dem kantonalen Steuerwettbewerb sowie dem aktiven Finanzausgleich werden Probleme gesehen (vgl. Blöchliger, 2005)⁹.

3. „Kosten der Kleinheit“: Für und Wider

Potentielle Kosten und Nutzen der Fragmentierung der Schweiz in 26 Kantone sind nicht notwendigerweise einzelnen Kantonen zuzurechnen. Sie werden gemeinschaftlich, wenn auch nicht unbedingt von allen Kantonen im gleichen Umfang getragen. Die Kosten der Kleinheit, so wie sie in der vorliegenden Untersuchung definiert sind, sollten sich hingegen im Budget der einzelnen untergeordneten Gebietskörperschaft niederschlagen und damit statistisch nachweisbar sein. Kosten der Kleinheit liegen vor, wenn unter vergleichbaren Bedingungen in einwohnerschwachen Kantonen signifikant höhere Pro-Kopf-Ausgaben anfallen als in einwohnerreichen Kantonen¹⁰. Das öffentliche Ausgabenniveau entwickelt sich in diesem Fall mit der Einwohnerzahl im Quervergleich degressiv. Können diese Kosten nicht im Rahmen des Finanzausgleichs auf andere Gebietskörperschaften überwältzt werden, so lasten sie auf den Bürgern der einwohnerschwachen Gebietskörperschaften¹¹.

In der finanzwissenschaftlichen Literatur finden sich Argumente für und gegen die Existenz von Kosten der Kleinheit. Die Einwohnerzahl einer Gebietskörperschaft kann insbesondere dann Einfluss auf das öffentliche Ausgabenniveau nehmen, wenn Skaleneffekte im Konsum oder der Produktion öffentlich angebotener Güter auftreten¹². Zwar sind beide Konzepte unabhängig

⁹ Wrede (2004) diskutiert die Auswirkungen der Fragmentierung von territorialen Organisationen auf der Grundlage eines theoretischen Modells. Werden die Gebietskörperschaften in einem föderalen System kleiner, so verursachen lokal angebotene öffentliche Güter zunehmend räumlicher Spillover. Hierbei zeigen sich die entsprechenden negativen Wohlfahrtswirkungen. Im Modell wird jedoch auch angenommen, dass zunehmende Zentralisierung die Berücksichtigung räumlicher Präferenzunterschiede erschwert.

¹⁰ In der Theorie der lokalen Kollektivgüter wird das Problem der Kleinheit ebenfalls aus Sicht der einzelnen Gebietskörperschaft betrachtet. Die Einwohnerzahl einer Gebietskörperschaft wird jedoch nicht nur im Hinblick auf das öffentliche Budget und die lokale Versorgung mit öffentlich angebotenen Leistungen bewertet. Berücksichtigt wird auch der Einfluss der Einwohnerzahl auf das in der Gebietskörperschaft erzielbare private Einkommen. Im Allgemeinen wird davon ausgegangen, dass Zuwanderung die Verdienstmöglichkeiten des Faktors Arbeit senkt. Dies kann als Agglomerationsnachteil gewertet werden (vgl. Arnold, 1992).

¹¹ Ein prominentes Beispiel für „Kosten der Kleinheit“ stellen die in Deutschland im Rahmen des bundesstaatlichen Finanzausgleichs gewährten Sonderbedarfs-Bundesergänzungszuweisungen zum Ausgleich überdurchschnittlich hoher Kosten der politischen Führung dar (vgl. Junkernheinrich und Micosatt, 2005). Diese faktisch gewährten Zuweisungen basieren auf der These, dass aus ökonomischer Sicht bei geringerer Einwohnerzahl eines Bundeslandes mit höheren Kosten der politischen Führung zu rechnen sind.

¹² Öffentliche Güter, die nur in einem begrenzten Raum in Anspruch genommen werden können, werden als lokale öffentliche Güter bezeichnet. Sie begründen insbesondere dann Grössenvorteile, wenn sie keine Rivalität in der

voneinander, sie bieten jedoch jeweils das Potenzial für Grössenvorteile. In Bezug auf die Schweizer Kantone wird das Problem oft auf der Produktionsseite gesehen. Blöchliger (2005) betont, dass insbesondere die geringeren Spielräume für Arbeitsteilung und hohe Fixkostenanteile in einwohnerschwachen Kantonen die Kosten der Bereitstellung öffentlicher Leistungen in die Höhe treiben. Höhere Pro-Kopf-Ausgaben in kleinen Gebietskörperschaften können jedoch auch nachfrageseitig bedingt und legitimiert sein. So vertritt der amerikanische Historiker Wallis die Auffassung, dass Bürger kleinerer Gebietskörperschaften aufgrund einer grösseren Nähe zu den Entscheidungsträgern im öffentlichen Sektor diesen mehr Vertrauen entgegen bringen und deshalb auch mehr Aufgaben übernehmen (vgl. Oates, 1972, 1988). Eichenberger (1994) sieht aus ähnlichen Gründen einen stimulierenden Effekt zunehmender Dezentralisierung auf die Nachfrage nach öffentlichen Leistungen.

Die Idee, dass Einwohnerschwäche von Gebietskörperschaften zu hohen Pro-Kopf-Ausgaben führt, ist in der finanzwissenschaftlichen Literatur wie erwähnt nicht unumstritten. Im Gegenteil, stützen klassische Beiträge von Brecht (1932) und Popitz (1932) explizit die entgegengesetzte Auffassung. Im Zentrum dieser Ansätze steht der theoretisch kaum fundierte Begriff des öffentlichen Finanzbedarfs (vgl. Kuhn, 1993)¹³. Nach Brecht steigt der Ausgabenbedarf pro Kopf in einer Gebietskörperschaft mit zunehmender Urbanisierung, d.h. Bevölkerungszahl und Bevölkerungsdichte¹⁴. Brecht bezeichnet diesen Zusammenhang als Gesetz der progressiven Parallelität zwischen Staatsausgaben und Bevölkerungsmassierung und führt ihn auf einen Mengen- sowie einen Preiseffekt zurück. Zum einen lassen sich in dichter besiedelten Regionen wachsende Ansprüche der Bürger an den Leistungsstaat beobachten¹⁵. Zum anderen sind urbanere Regionen oft wirtschaftlich aktiver als einwohnerarme Regionen. Dies führt zu höheren Ortsmieten, Grundstückspreisen und Lohnniveaus und damit zu höheren Kosten der Bereitstellung eines bestimmten Niveaus an staatlichen Leistungen. Oates (1988) betont darüber hinaus, dass bestimmte öffentliche Güter nur in einwohnerreichen Gebietskörperschaften angeboten werden können. Die breitere Palette an öffentlich angebotenen Produkten führt dann von Seiten der Bürger zu einer höheren Nachfrage.

Nutzung aufweisen. Beeinträchtigen sich die Nutzer jedoch gegenseitig, so nimmt der Grössenvorteil mit zunehmender Einwohnerzahl ab. Reiter und Weichenrieder (1997) geben einen Überblick über verschiedene Untersuchungen zur Bestimmung des Öffentlichkeitsgrads lokaler öffentlicher Güter.

¹³ Zur theoretischen Fundierung der Brecht-Popitzschen Bedarfsprogression vgl. Büttner und Holm-Hadulla (2007).

¹⁴ Seitz (2005) untersucht explizit den Einfluss der Einwohnerdichte auf die Pro-Kopf-Ausgaben.

¹⁵ Pointiert wird vom „kanalisierten Bürger“ bzw. „veredelten Einwohner“ gesprochen. In Oatesscher Lesart könnte man von einer räumlichen Segmentierung der Bevölkerung auf städtische und ländliche Regionen entsprechend ihrer Präferenzen für Kollektivgüter ausgehen (vgl. Oates, 1972).

Auch die räumliche Arbeitsteilung zwischen Gebietskörperschaften kann Unterschiede im Leistungsangebot und Ausgabenniveau erklären. Christaller (1933) entwickelt diesen Gedanken in seinem Konzept der Zentralen Orte. Zentrale Orte verfügen über einen Bedeutungsüberschuss, der sich aus der Differenz zwischen den von den Ortsbewohnern in Anspruch genommenen öffentlichen Leistungen zur Gesamtheit der von einer Gebietskörperschaft bereitgestellten Leistungen ergibt. Werden örtliche Leistungen für Gebietsfremde erbracht, so kann dies zu höheren Pro-Kopf-Ausgaben in den zumeist einwohnerstarken Gebietskörperschaften mit zentralörtlicher Funktion führen. Auch Ansätze zum asymmetrischen Steuerwettbewerb zeigen, dass die Einwohnerzahl ein Einflussfaktor in Bezug auf die regionalen Steuersätze und öffentlichen Ausgabenquoten darstellt. Gerade einwohnerschwache Regionen haben hohe Anreize, das öffentliche Budget zu reduzieren. Sie verschaffen sich dadurch Vorteile im Steuerwettbewerb (vgl. Bucovetsky, 1991, Wilson, 1991)¹⁶.

Das eigentliche Argument zugunsten kleiner Gebietskörperschaften wird jedoch im Zusammenhang mit dem Problem des Staatsversagens gesehen. Die auf Brennan und Buchanan (1980) zurückgehende Leviathanhypothese legt den Schluss nahe, dass in einwohnerschwachen Gebietskörperschaften aufgrund erhöhter Transparenz des öffentlichen Sektors und vermehrten politischen Wettbewerbs der Ausbeutung des Steuerzahlers engere Grenzen gesetzt sind, als in einwohnerreichen Gebietskörperschaften¹⁷. Inman und Rubinfeld (1997) stützen diese Hypothese, wenn sie zeigen, dass in kleinen Gebietskörperschaften die politische Partizipation der Bürger ausgeprägter ist als in einwohnerreichen Gebietskörperschaften. Auch das von Niskanen (1971) beschriebene Eigenleben der Bürokratie nimmt potentiell mit deren Ausmassen zu, so dass in grossen Gebietskörperschaften Bürokraten in ihrem Budgetmaximierungsverhalten weniger restringiert sind.

Gleichzeitig steigen die Möglichkeiten, die Kosten der Bereitstellung eines bestimmten Leistungsniveaus in die Höhe zu treiben (vgl. Migué und Bélanger, 1974). Im öffentlichen Sektor grosser Kantone würde damit die Bereitstellung öffentlicher Leistungen in technisch weniger effizienter Weise erfolgen als in Gebietskörperschaften mit geringer Einwohnerzahl. In diesem Zusammenhang vertritt auch Frey (2005b, S. 16) die Auffassung, dass in kleinen Kantonen "...

¹⁶ Haufler und Wooton (1999) interpretieren die Stellung kleiner Gebietskörperschaften im Steuerwettbewerb weniger vorteilhaft.

¹⁷ Brennan und Buchanan (1980) betonen darüber hinaus, dass der interregionale Steuerwettbewerb den Leviathan zähmt.

die Bürger ihr Gemeinwesen genauer überblicken und einen wirksameren Druck auf sparsamen Einsatz öffentlicher Mittel ausüben als in grösseren und zwangsläufig anonymeren Gebietskörperschaften.“ Rentsch (2002, S. 404) bewertet die Nähe von Bürgern und öffentlichen Entscheidungsträgern dagegen kritisch. Für ihn treibt das was man den „lokalen Filz“ nennt, gerade in kleinen Kantonen das Preis- und Angebotsniveau öffentlicher Güter in die Höhe. Sein Argument findet sich bereits bei Rodden und Rose-Ackerman (1997), die die Gefahr beschreiben, dass durch die Dezentralisierung der Staatstätigkeit lokale Interessengruppen wettbewerbsbeschränkende Politiken durchsetzen und damit ökonomische Renten abschöpfen können¹⁸.

4. Auf der Suche nach den „Kosten der Kleinheit“

Die Frage, ob Kosten der Kleinheit im öffentlichen Sektor einwohnerschwacher Gebietskörperschaften anfallen, kann auf der Grundlage der dargestellten theoretischen Überlegungen nicht befriedigend beantwortet werden. Im Rahmen einer ökonometrischen Untersuchung soll daher der Einfluss der Einwohnerzahl einer Gebietskörperschaft auf deren öffentlichen Pro-Kopf-Ausgaben am konkreten Beispiel der 26 Schweizer Kantone im Zeitraum 1990 bis 2003 untersucht werden. Zumindest in dem hier ausgewerteten geographischen und historischen Fall lassen sich keine Kosten der Kleinheit nachweisen. Die Schätzergebnisse deuten eher darauf hin, dass allfällige budgetwirksame Nachteile der Kleinheit durch entsprechende Vorteile kompensiert werden. Mit steigender Einwohnerzahl der Kantone ist sogar ein leichter Anstieg der Pro-Kopf-Ausgaben zu beobachten.

4.1. Die Einwohnerelastizität

Da der funktionale Zusammenhang zwischen den Pro-Kopf-Ausgaben $AUSG_{i,t}^j$ und der Einwohnerzahl $EINW_{i,t}$ nicht bekannt ist, wird die Schätzung in der flexiblen Form einer Translog-Funktion durchgeführt:

¹⁸ Vgl. hierzu auch die Ausführungen bei Feld, Zimmermann und Döring (2003).

$$(1) \quad \ln(\text{AUSG}_{i,t}^j) = (c + d_t) + \beta_1 \ln(\text{EINW}_{i,t}) + 0.5\beta_2 (\ln(\text{EINW}_{i,t}))^2 + \delta V_{i,t} + u_{i,t},$$

wobei $i = 1 \dots 26$ den jeweiligen Kanton, t den Zeitpunkt der Beobachtung, $j = 0$ die Ebene der Nettoausgaben insgesamt und $j = 1 \dots 10$ die verschiedenen Ausgabenbereiche der Finanzstatistik bezeichnen (vgl. Anhang). $V_{i,t}$ stellt einen Vektor mit Kontrollvariablen dar und δ entspricht dem Vektor der dazugehörigen Schätzparameter. Die Kontrollvariablen bilden u.a. kantonale Unterschiede im Finanzbedarf bzw. in den Präferenzen für öffentliche Güter ab. Sie werden in Abschnitt 4.2. ausführlich diskutiert. $u_{i,t}$ symbolisiert den Störterm der Schätzgleichung. Es wird erwartet, dass die Konstante $(c + d_t)$ signifikant von Null verschieden und im Zeitablauf variabel ist. Gleichung (1) stellt damit ein restringiertes Panel-Modell mit fixem Zeiteffekt dar (vgl. Baltagi, 2005)¹⁹. Die Einwohnerelastizität der öffentlichen Pro-Kopf-Ausgaben ergibt sich als

$$(2) \quad E_{\text{Einw}} = \frac{\partial \ln(\text{AUSG}_{i,t}^j)}{\partial \ln(\text{EINW}_{i,t})} = \beta_1 + \beta_2 \ln(\text{EINW}_{i,t}).$$

Kosten der Kleinheit liegen vor, wenn die Einwohnerkoeffizienten signifikant von Null verschieden sind und sich eine negative Einwohnerelastizität ergibt. In diesem Fall sinken die Pro-Kopf-Ausgaben mit zunehmender Einwohnerzahl. Ist der quadratische Term in (1) signifikant, so variiert die Einwohnerelastizität E_{Einw} mit der Grösse des betrachteten Kantons. Die Pro-Kopf-Ausgaben nehmen einen U-förmigen Verlauf an, wenn die Einwohnerelastizität zunächst negativ ist und mit steigender Einwohnerzahl den Wert Null übersteigt. Sie erreichen bei der Einwohnerzahl ihr Minimum, bei der sich eine Einwohnerelastizität von Null ergibt. Grössenvor- und -nachteile in Bezug auf den Ausgabenbedarf heben sich bei dieser Einwohnerzahl gerade auf. Erweist sich der quadratische Term als nicht signifikant, ist die Einwohnerelastizität unabhängig von der Einwohnerzahl. Die kantonalen Pro-Kopf-Ausgaben steigen monoton mit der Einwohnerzahl an, wenn $\beta_1 > 0$ gilt oder sinken monoton ab für $\beta_1 < 0$. Ist keiner der beiden Einwohnerkoeffizienten signifikant von Null verschieden, so sind die Pro-

¹⁹ Die Schätzkoeffizienten können als Between-Estimator interpretiert werden. Pirotte (1999) vertritt die Auffassung, dass der Between-Estimator den Langfristzusammenhang der Variablen abbildet, auch wenn die statistische Modellierung nicht korrekt ist und eigentlich ein dynamisches Modell verwendet werden müsste. Voraussetzung ist jedoch, dass genügend viele Querschnittsbeobachtungen vorliegen. Nach Egger und Pfaffermayr (2004) sind derartige Panels jedoch stets in einem dynamischen Rahmen auszuwerten. Baltagi (2005) schlägt einen AR-Prozess zur Berücksichtigung zeitlicher Autokorrelation vor.

Kopf-Ausgaben unabhängig von der Einwohnerzahl der Gebietskörperschaft²⁰. Werden jedoch alle ausgabenrelevanten Unterschiede zwischen den Kantonen im Kontrollvektor berücksichtigt, so kann ein nicht signifikanter Einwohnerkoeffizient auch dahingehend interpretiert werden, dass sämtliche Kantone die jeweils ausgabenminimale Einwohnerzahl realisieren.

Hier Abbildung 1 einfügen

Die Pro-Kopf-Nettoaussgaben sind in Abhängigkeit der kantonalen Einwohnerzahl für das Jahr 2003 in Abbildung 1 dargestellt (vgl. Anhang). Im betrachteten Jahr ist kein offensichtlicher Zusammenhang beider Grössen zu erkennen. Die nominalen Pro-Kopf-Ausgaben streuen um ein ungewichtetes Mittel von 13'339 Schweizer Franken (CHF). Neun Kantone realisieren überdurchschnittliche Ausgaben. Es handelt sich dabei um die Kantone Genf, Basel-Stadt, Graubünden, Neuenburg, Jura, Waadt, Zürich, Zug und Uri. Hiervon sind Genf, Waadt und Zürich auch überdurchschnittlich einwohnerreich. Die Pro-Kopf-Ausgaben der verbleibenden siebzehn Kantone liegen unter dem Durchschnitt, sieben davon sind überdurchschnittlich einwohnerstark. Einfache Pearson Korrelationskoeffizienten auf der Basis jährlicher Daten im Zeitraum 1990 bis 2003 liegen in der Grössenordnung zwischen 0,13 in 2002 und 0,3 in 1992. Dies deutet auf einen schwach positiven Zusammenhang zwischen der kantonalen Einwohnerzahl und den kantonalen Pro-Kopf-Ausgaben hin.

Gleichung (1) wird in verschiedenen Spezifikationen geschätzt. Zunächst wird neben der Konstanten nur die Einwohnerzahl der Kantone als erklärende Variable in die Schätzung aufgenommen. Die Kontrollvariablen gehen nicht in die Schätzung ein. Die Resultate sind in Tabelle 1 ausgewiesen. In den Spezifizierungen (1) bis (5) werden die realen Pro-Kopf-Ausgaben geschätzt, die Spezifizierungen (6) bis (10) beziehen sich auf die Pro-Kopf-Ausgaben nach Abzug der Bundesbeiträge (vgl. Anhang). Ausgangspunkt der ökonometrischen Analyse stellt eine einfache gepoolte OLS-Schätzung ohne quadratischen Term dar, in der sich ein positiv signifikanter Regressionskoeffizient der Einwohnervariablen von 0,042 ergibt (vgl. Spalte 1). Die

²⁰ In einer reinen Querschnittsanalyse über alle 26 Schweizer Kantone für das Jahr 1996 weist Schaltegger (2001a) keinen signifikanten Einfluss der Einwohnerzahl auf die Pro-Kopf-Ausgaben im Kanton nach. Dies gilt auch für die einzelnen Aufgabenbereiche Bildung, Gesundheit, Öffentliche Sicherheit, Öffentliche Verwaltung sowie Kultur und Freizeit. In einer Folgeuntersuchung interpretiert Schaltegger (2003) die Ergebnisse einer Paneluntersuchung für den Zeitraum 1980-1998 im Sinne eines U-förmigen Zusammenhangs der kantonalen Einwohnerzahl und der Pro-Kopf-Ausgaben. Die optimale Kantonsgrösse liegt nach seinen Berechnungen bei ca. 490'000 Einwohner. Die Einwohnerkoeffizienten sind jedoch wiederum nicht signifikant.

Schätzung weist nach der Durbin-Watson Teststatistik eine hohe zeitliche Autokorrelation auf. Die Moran's I Statistik zeigt darüber hinaus räumliche Autokorrelation an (vgl. Spalte 2). Eine simultane Berücksichtigung beider Probleme ist im Rahmen der vorliegenden Untersuchung nicht möglich. Es wird daher eine Sensitivitätsanalyse in mehreren Schritten durchgeführt. Zunächst wird nach Vorgabe der Diagnostik zur räumlichen Autokorrelation ein Spatial Lag Modell (SLM) geschätzt (vgl. Anselin, 1988)²¹. Der Schätzkoeffizient für die Wohnervariable sinkt dadurch leicht auf 0,037 ab (vgl. Spalte 5). Der Erklärungsgehalt der Schätzgleichung bleibt aber gering.

Hier Tabelle 1 einfügen

Im zweiten Schritt werden für jedes Jahr im Zeitraum 1990 bis 2003 reine Querschnittsschätzungen durchgeführt²². Die sich ergebenden Koeffizienten liegen in einer Größenordnung zwischen 0,024 in 2002 und 0,053 in 1995. Die Querschnittsschätzungen bestätigen zwar das Vorzeichen und die Größenordnung der Koeffizienten aus den Spezifikationen (1) und (5), ihr jeweiliger Erklärungsgehalt ist jedoch vernachlässigbar und der Einwohnerkoeffizient ist für keines der betrachteten Jahre signifikant. Wird der quadratische Term in die Querschnittsschätzungen aufgenommen, ergeben sich für beide Wohnervariablen insignifikante Koeffizienten und der Erklärungsgehalt der Schätzungen bleibt vernachlässigbar. Werden dennoch Einwohnerelastizitäten berechnet, so sind diese positiv und liegen in der Größenordnung von 0,08 für Zürich (ZH) im Jahr 1990 und 0,43 für Appenzell-Innerrhoden (AI) im Jahr 1998.

Die Korrektur der zeitlichen Autokorrelation in der Panelschätzung erfolgt durch einen cross-section spezifischen AR(1)-Prozess (vgl. Baltagi, 2005, S. 98). Der Erklärungsgehalt der Schätzungen steigt dadurch erheblich an. Es ergibt sich ein korrigiertes Bestimmtheitsmass von 0,97. Der Einwohnerkoeffizient bleibt signifikant und robust bei 0,04 (vgl. Spalte 3 in Tabelle 1). Wird der quadratische Term in die Schätzung aufgenommen, so sind beide

²¹ Verwendet wird die Software GeoDa. Die Vorgehensweise bei der Modellauswahl entspricht derjenigen, die von Anselin (2004) vorgeschlagen wird. Zur Berücksichtigung der räumlichen Autokorrelation werden eine „Grenzmatrix“ sowie eine „Grenzen-Distanzen-Matrix“ verwendet. Die Schätzergebnisse sind sehr robust in Bezug auf die Verwendung der beiden Gewichtungsmatrizen. Ausgewiesen sind die Resultate der Schätzungen unter Anwendung der Grenzmatrix (vgl. Kellermann, 2008).

²² Geschätzt werden die Pro-Kopf-Ausgaben vor Abzug der Bundesbeiträge. Die Detailergebnisse der Querschnittsschätzungen sind im Beitrag nicht dargestellt.

Einwohnerkoeffizienten hoch signifikant. Es errechnen sich jedoch unplausible negative Einwohnerelastizitäten zwischen -0,69 für Zürich und -0,79 für Appenzell-Innerrhoden.

Aus den Schätzungen für die Pro-Kopf-Ausgaben nach Abzug der Bundesbeiträge ergeben sich leicht höhere Einwohnerkoeffizienten. In der einfachen gepoolten OLS-Variante wird ein Einwohnerkoeffizient von 0,108 ermittelt (vgl. Spalte 6). Die Schätzung weist wiederum räumliche und zeitliche Autokorrelation auf. Im SLM ergibt sich ein leicht verringerter Schätzkoeffizient von 0,099 (vgl. Spalte 10). Die Berücksichtigung der zeitlichen Autokorrelation verbessert wiederum den Erklärungsgehalt der Schätzungen. Der Einwohnerkoeffizient steigt auf 0,136 an (vgl. Spalte 8). In die Schätzvariante (9) geht auch der quadratische Term ein, für den sich jedoch nur ein sehr kleiner Koeffizient ergibt. Aus den geschätzten Koeffizienten errechnet sich eine hohe positive Einwohnerelastizität von 0,3.

4.2. Strukturelle Unterschiede zwischen den Kantonen

Differenzen im Ausgabenniveau von Gebietskörperschaften sind nicht allein auf die Einwohnerzahlen zurückzuführen. Wie in Abschnitt 3 dargestellt, können kantonale Ausgabenunterschiede (i) in den Präferenzen der Bürger für öffentliche Leistungen bzw. im Finanzbedarf der Gebietskörperschaft, (ii) im regionalen Preisniveau, (iii) in den institutionellen Bedingungen²³, (iv) durch die kantonalen öffentlichen Finanzierungsinstrumente sowie (v) durch räumliche Interdependenzen begründet sein. Es besteht damit die Möglichkeit, dass die nachgewiesene Progression der Pro-Kopf-Ausgaben durch entsprechende strukturelle Unterschiede zwischen den Kantonen erklärt wird. In die weiteren Schätzungen gehen daher spezifische Kontrollvariablen ein (vgl. Anhang). Die Ergebnisse der Schätzungen finden sich in Tabelle 2. In den Spezifizierungen (1) bis (3) werden die Pro-Kopf-Ausgaben und in den Spezifizierungen (4) bis (6) die Pro-Kopf-Ausgaben nach Abzug der Bundesbeiträge geschätzt. In sämtlichen Spezifikationen ergibt sich ein signifikant positiver Einwohnerkoeffizient. Die Moran's I Statistik zeigt in den Spezifikationen (1) und (4) keine räumliche Autokorrelation an. In die übrigen Schätzungen wird jeweils ein cross-section spezifischer AR(1)-Prozess

²³ In der politökonomischen Literatur werden insbesondere politische Institutionen als potentielle Einflussfaktoren für das öffentliche Ausgabenniveau genannt (vgl. Feld und Matsusaka, 2003, Feld, Schaltegger und Schnellenbach, 2007, Schelker und Eichenberger, 2003).

aufgenommen. Die Durbin-Watson Statistik weist in den meisten Schätzungen eine gewisse Restautokorrelation aus.

Werden die Pro-Kopf-Ausgaben einschliesslich Bundesbeiträge geschätzt, so steigt die Einwohnerelastizität durch die Berücksichtigung der Kontrollvariablen auf bis zu 0,14 an (vgl. Spezifizierung (3) in Tabelle 2). Im Quervergleich zweier strukturell gleicher Kantone fallen die Pro-Kopf-Ausgaben in einem Kanton mit doppelter Einwohnerzahl damit statistisch um 14 % höher aus als im Vergleichskanton. Strukturelle Unterschiede zwischen den Kantonen scheinen also einen Teil des Grösseneffekts zu neutralisieren²⁴. Die Ausgabenprogression steigt noch einmal an, wenn die kantonalen Bundesbeiträge von den Ausgaben abgezogen werden. In Spezifikation (6) ergibt sich ein Einwohnerkoeffizient von 0,25. Die Bundesbeiträge nivellieren demzufolge Ausgabenunterschiede zwischen einwohnerstarken und einwohnerschwachen Kantonen²⁵.

Die Interpretation der Schätzkoeffizienten für die einzelnen Kontrollvariablen ist nur bedingt möglich, da diese recht sensitiv auf Variationen im Kontrollvektor reagieren. Als regionaler Präferenzindikator geht das kantonale Pro-Kopf-Volkseinkommen $VE_{i,t}$ bzw. das kantonale Bruttoinlandprodukt je Einwohner $BIP_{i,t}$ in die Schätzung ein²⁶. Auf die Pro-Kopf-Ausgaben nach Abzug der Bundesbeiträge hat die Variable $BIP_{i,t}$ einen signifikant positiven Einfluss. Ceteris paribus fallen in Kantonen mit hoher Produktivität höhere Ausgaben pro Einwohner an. Auf die Pro-Kopf-Ausgaben zuzüglich Bundesbeiträge zeigt die Produktivitätsvariable hingegen keinen Einfluss. In der Schweiz werden kantonale Präferenzunterschiede in Bezug auf das Angebot öffentlicher Leistungen oft auf kulturelle Einflüsse zurückgeführt. In die Schätzungen geht deshalb ein Sprachdummy ein. Dieser ist in den rein deutschsprachigen Kantonen 0, in den gemischtsprachigen Kantonen 0,5 und in den übrigen Kantonen 1. Der Koeffizient des Sprachdummy ist in den meisten Schätzungen signifikant und positiv. Auch die demographische Struktur kann unterschiedliche Präferenzen für öffentliche Leistungen erklären. Sie wird abge-

²⁴ Durch regionale Präferenz- oder Bedarfsunterschiede und damit nachfrageseitig ist die Ausgabenprogression folglich nicht zu erklären. Dieses Ergebnis stützt die Argumentation von Wallis (vgl. Oates, 1988) und Eichenberger (1994).

²⁵ Dieser Zusammenhang gilt auch, wenn nicht für strukturelle Unterschiede zwischen den Kantonen kontrolliert wird (vgl. Tabelle 1).

²⁶ Dies rechtfertigt sich einerseits durch das Wagnersche Gesetz, andererseits aber auch durch das Medianwählermodell, wenn das Durchschnittseinkommen als Medianeinkommen interpretiert wird (vgl. Borcharding und Deacon, 1972). Eine differenzierte Analyse regionaler Präferenzunterschiede und deren Einfluss auf das öffentliche Leistungsangebot in den Schweizer Kantonen geben Funk und Gathmann (2005).

bildet als Relation der Einwohner mit einem Lebensalter von über 65 Jahren zur Einwohnerzahl insgesamt $EINW65_{i,t}$ bzw. als Anzahl der Einwohner mit einem Lebensalter von unter 18 Jahren zur Einwohnerzahl insgesamt $EINW18_{i,t}$. Die Variable $EINW65_{i,t}$ zeigt entgegen der Erwartung in sämtlichen Schätzungen ein negatives Vorzeichen. Für die Variable $EINW18_{i,t}$ ergeben sich positive Koeffizienten. In Bezug auf die Signifikanz sind beide Kontrollvariablen nicht stabil.

Regionale Preisunterschiede werden in Anlehnung an Brecht (1932) in den Schätzungen indirekt durch die Variable Einwohnerdichte $DICHTE_{i,t}$ abgebildet und als Relation von Einwohnerzahl und Kantonsfläche operationalisiert. Der entsprechende Koeffizient reagiert sehr sensitiv auf Variationen im Kontrollvektor. Als weitere Preisvariable werden der Mietpreisindex sowie die durchschnittliche Monatsmiete je Quadratmeter Wohnfläche in die Schätzungen einbezogen. Beide erweisen sich als nicht signifikant. Auch die föderale Struktur innerhalb der Kantone kann potentiell das Ausgabenniveau im Kanton beeinflussen (vgl. Schaltegger, 2001b, Kirchgässner, 2002). In die Schätzung geht daher die Anzahl der Gemeinden je Einwohner $GEM_{i,t}$ als weitere erklärende Variable ein. Der entsprechende Koeffizient ist für die Schätzung der Pro-Kopf-Ausgaben mit Bundesbeiträgen positiv und signifikant. Er verliert jedoch seine Signifikanz, wenn die Bundesbeiträge von den Pro-Kopf-Ausgaben abgezogen werden²⁷.

Auch die Finanzierung der öffentlichen Ausgaben über verschiedene Instrumente und Quellen könnte Einfluss auf das Ausgabenverhalten der Kantone nehmen. Kirchgässner (2002, S. 79) spricht von der Kollusionshypothese, wenn er anführt, dass höhere Finanzausweisungen von der Bundesebene höhere Staatsausgaben in den Kantonen induzieren. Der Effekt, der vom vertikalen Finanzausgleich ausgeht, wird einmal durch die Unterscheidung der Pro-Kopf-Ausgaben vor und nach Abzug der Bundesbeiträge aufgefangen, zum anderen aber auch, indem die Bundestransfers je Einwohner $Z(BK)_{i,t}$ als Kontrollvariable in die Schätzungen eingehen. Für die Bundesbeiträge wird in Spezifikation (1) ein signifikant positiver Koeffizient in der Grössenordnung von 0,3 geschätzt. Werden die Ausgaben abzüglich der Bundesbeiträge untersucht, so sinkt der Koeffizient auf 0,05 ab, bleibt aber signifikant (vgl. Spalte 4 in Tabelle 2). Dieses Ergebnis kann auf den so genannten Flypapereffekt hindeuten (vgl. Hines und Thaler, 1995). Der Ausgaben

²⁷ Lüchinger und Stutzer (2002) sowie Kirchgässner (2002) zeigen, dass eine geringere Einwohnerzahl je Gemeinde nicht mit höheren Ausgaben je Einwohner im Ausgabenbereich „Öffentliche Verwaltung“ einhergeht. In einer Paneluntersuchung für den Zeitraum 1980 bis 1998 zeigt Schaltegger (2001b) für einzelne Ausgabenbereiche einen dämpfenden Effekt der durchschnittlichen Gemeindegrösse innerhalb der Kantone auf die kantonalen Pro-Kopf-Ausgaben.

stimulierende Effekt der Bundesbeiträge könnte aber auch darauf zurückzuführen sein, dass diese teilweise an Eigenbeteiligungen von Seiten der Kantone gebunden sind.

Überlegungen zur intertemporalen öffentlichen Budgetrestriktion und der Tragbarkeit der Staatsverschuldung legen den Schluss nahe, dass auch die Finanzierung öffentlicher Ausgaben durch Staatsverschuldung langfristig das Ausgabenverhalten im öffentlichen Sektor beeinflusst. Darüber hinaus zeigen Beiträge zur Fiskalillusion, dass Entgelte bzw. Gebühren ein Potenzial zur Induzierung sparsamen Ausgabenverhaltens der öffentlichen Haushalte aufweisen (vgl. Sausgruber und Tyran, 2005). Die Koeffizienten der Entgelte je Einwohner $ENT_{i,t}$ zeigen jedoch entgegen der Erwartungen in den meisten Schätzungen positive Vorzeichen. Dasselbe gilt für die Variable des Schuldenstands $SCHULD_{i,t}$.

Die räumliche Interdependenz der kantonalen Ausgaben wird in der vorliegenden Untersuchung in verschiedener Weise abgebildet. Nach Frey (2002) ist der horizontale Lastenausgleich zwischen den Kantonen auf die Abgeltung von Zentrumsleistungen ausgerichtet. Die zentralörtliche Funktion des Kantons wird daher als die vom Kanton von anderen Kantonen im horizontalen Finanzausgleich empfangenen Transfers je Einwohner $Z(KK)_{i,t}$ operationalisiert. Sie betragen im Jahr 2003 zwischen 0,5 % und 1,1 % der kantonalen Nettoausgaben, sind jedoch auf wenige Ausgabenbereiche wie Bildung oder Gesundheit konzentriert. Je mehr Transfers empfangen werden, desto ausgeprägter ist die zentralörtliche Funktion des Kantons. Keine der Schätzungen zeigt einen signifikanten Koeffizienten für die Variable $Z(KK)_{i,t}$ an. Da die öffentlichen Ausgaben nach dem Nettoprinzip²⁸ abgegrenzt sind, deutet dieses darauf hin, dass sich die ländlichen Kantone adäquat an der Finanzierung der zentralörtlichen Leistungen beteiligen. Die Nettoausgaben, die ein Kanton je Einwohner tätigt, hängen nicht von dessen zentralörtlicher Bedeutung ab. Durch den horizontalen Finanzausgleich wird fiskalische Äquivalenz in Bezug auf die Finanzierung zentralörtlicher Leistungen hergestellt. Das Trittbrettfahrerverhalten der kleinen ländlichen Kantone auf Kosten der Kantone, die zentralörtliche Funktionen übernehmen, scheint also nicht so stark ausgeprägt zu sein, wie oft befürchtet.

²⁸ Das Nettoprinzip ist auf das Inländerprinzip ausgerichtet, d.h. es werden diejenigen Ausgaben erfasst, die von der öffentlichen Hand für die Einwohner eines Kantons aufgewendet werden, auch wenn diese Einwohner Leistungen anderer Kantone in Anspruch nehmen (vgl. Anhang).

Ein Indikator für die überregionale Bedeutung eines Kantons als zentralem Wirtschaftsstandort stellt die Zahl der Zupendler je Einwohner $ZUP_{i,t}$ dar. Für die Zupendlervariable ergibt sich ein signifikant positiver Koeffizient in der Grössenordnung von 0,2 (vgl. Spalte 3 und 6 in Tabelle 2). Dies deutet darauf hin, dass der Ausgabenbedarf der Wirtschaftsstandorte, die die erforderliche Arbeitsplatzinfrastruktur zur Verfügung stellen, erheblich höher ist, als der Ausgabenbedarf der Wohnkantone. Weitere räumliche Interdependenzen, beispielsweise infolge des fiskalischen Wettbewerbs zwischen den Kantonen, sind in den Schätzungen nicht enthalten. Die Moran's I Statistik (vgl. Spalte 1 und 4 in Tabelle 2) zeigt im Gegensatz zu den Schätzungen in Tabelle 1 keine räumliche Autokorrelation und damit auch keine räumlichen Ausgaben-spillover an.

4.3. „Kosten der Kleinheit“ in einzelnen Ausgabenbereichen

Es liegt nahe anzunehmen, dass die Ausgabenprogression nicht in allen öffentlichen Ausgabenbereichen identisch ist. Gleichung (1) wird deshalb auch für die zehn Ausgabenbereiche der Finanzstatistik geschätzt (vgl. Tabelle 3 bis 5). Als Ausgabenvariable werden die realen Pro-Kopf-Ausgaben einschliesslich der Bundesbeiträge verwendet. In den vier Ausgabenbereichen „Bildung“, „Kultur und Freizeit“, „Soziale Wohlfahrt“ sowie „Finanzen und Steuern“ ergeben sich in allen Spezifikationen signifikant positive Einwohnerelastizitäten. Die Pro-Kopf-Ausgaben im ausgabenintensivsten Ausgabenbereich „Bildung“ – der durchschnittliche Ausgabenanteil beträgt im Jahr 2003 23,2 % – sind mit einem Koeffizienten von 0,07 positiv mit der Einwohnerzahl korreliert (vgl. Tabelle 3). In der Schätzung ist jedoch räumliche und zeitliche Autokorrelation enthalten. Im SLM wird ein signifikant positiver räumlicher externer Effekt in Bezug auf die kantonalen Ausgaben angezeigt und der Einwohnerkoeffizient geht leicht auf 0,06 zurück²⁹. Im Rahmen einer zweiten Schätzvariante wird die zeitliche Autokorrelation berücksichtigt sowie ein Kontrollvektor aufgenommen. Letzterer umfasst die Variable für das Volkseinkommen je Einwohner, die Dichte sowie den Sprachdummy. In dieser Schätzvariante sinkt der Einwohnerkoeffizient im Ausgabenbereich „Bildung“ noch einmal auf 0,04 ab (vgl. Tabelle 5).

²⁹ Positive Ausgabenspillover zeigen sich auch in den Ausgabenbereichen „Kultur und Freizeit“, „Umwelt und Raumordnung“, „Volkswirtschaft“ und „Finanzen und Steuern“ (vgl. Tabelle 4).

Hier Tabelle 3 einfügen

Hier Tabelle 4 einfügen

In den Ausgabenbereichen „Kultur und Freizeit“ sowie „Finanzen und Steuern“ ergeben sich Einwohnerkoeffizienten von 0,23 bzw. 0,21. Beide Schätzungen weisen mit einem korrigierten Bestimmtheitsmass von 0,23 bzw. 0,28 einen beachtlichen Erklärungsgehalt auf, enthalten jedoch wiederum räumliche und zeitliche Autokorrelation (vgl. Tabelle 3). In der SLM Schätzung werden signifikant positive Spillovereffekte angezeigt. Die Koeffizienten der Einwohnervariablen gehen leicht auf 0,21 (Kultur und Freizeit) bzw. 0,20 (Finanzen und Steuern) zurück (vgl. Tabelle 4). Wird ein cross-section spezifischer AR(1)-Prozess sowie der beschriebene Kontrollvektor in die Schätzung aufgenommen, so sinkt der Koeffizient im Ausgabenbereich „Kultur und Freizeit“ auf 0,18 ab, wohingegen der im Ausgabenbereich „Finanzen und Steuern“ geschätzte Koeffizient stark reagiert und sich auf einen Wert von 0,41 fast verdoppelt (vgl. Tabelle 5). Im Bereich „Finanzen und Steuern“ wird insbesondere der Finanzausgleich abgewickelt, der in einwohnerreichen und heterogenen Kantonen erwartungsgemäss eine grössere Bedeutung hat als in kleinen Kantonen. Im Bereich „Kultur und Freizeit“ deutet der Grösseneffekt auf die zentralörtliche Funktion hin, die einwohnerreiche Kantone in diesem Aufgabenbereich übernehmen. Dass in der SLM Spezifikation der Schätzung positive Ausgabenspillover angezeigt werden, widerspricht der klassischen Hypothese, wonach sich kleine Kantone im Kulturbereich als Trittbrettfahrer verhalten. Im Ausgabenbereich „Soziale Wohlfahrt“ ergibt sich in der einfachen Schätzung mit Zeitdummy ein Einwohnerkoeffizient von 0,13 (vgl. Tabelle 3) bzw. 0,06 (vgl. Tabelle 5) in der zweiten Schätzvariante. Ceteris paribus fallen auch im Ausgabenbereich „Soziale Wohlfahrt“ in einwohnerreichen Kantonen höhere Pro-Kopf-Ausgaben an als in einwohnerschwachen Kantonen.

Hier Tabelle 5 einfügen

In den Ausgabenbereichen „Umwelt und Raumordnung“ sowie „Verkehr“ zeigen die Einwohnerkoeffizienten in der einfachen Schätzung mit Zeitdummy zwar negative Vorzeichen (vgl. Tabelle 3), in der zweiten Schätzvariante dreht sich das Vorzeichen des Einwohnerkoeffizienten jedoch um. Im Ausgabenbereich „Umwelt und Raumordnung“ ergibt sich ein Koeffizient von 0,08 und im Bereich „Verkehr“ von 0,05 (vgl. Tabelle 5). Im Ausgabenbereich „Verkehr“ werden

von den Kantonen u.a. eine Vielzahl von Privatbahnen betrieben. Diese operieren nach Blöchli (2005, S. 49ff.) auch aufgrund mangelnder interkantonaler Kooperationsbereitschaft erheblich unter der optimalen Betriebsgrösse. Der Aktionsradius der regionalen Bahn- und Busunternehmen sei durch die willkürlichen Gebietskörperschaftsgrenzen behindert. Kosten der Kleinheit lassen sich im Rahmen der vorliegenden Untersuchung im Ausgabenbereich „Verkehr“ jedoch nicht nachweisen.

In den verbleibenden vier Ausgabenbereichen „Allgemeine Verwaltung“, „Öffentliche Sicherheit“, „Gesundheit“ und „Volkswirtschaft“ kann die Hypothese von den Kosten der Kleinheit nicht eindeutig abgelehnt werden. In den drei Ausgabenbereichen „Allgemeine Verwaltung“, „Öffentliche Sicherheit“ und „Gesundheit“ sind die Einwohnerkoeffizienten in der einfachen Schätzung mit Zeitdummy zwar positiv (vgl. Tabelle 3), werden der Kontrollvektor sowie ein AR(1)-Prozess in die Schätzung aufgenommen, nehmen die Koeffizienten jedoch negative Vorzeichen an. In den Ausgabenbereichen „Allgemeine Verwaltung“ und „Öffentliche Sicherheit“ zeigen sich Einwohnerkoeffizienten in geringer Höhe von -0,03 bzw. -0,01. Eine Ausnahme bildet der Ausgabenbereich „Gesundheit“, für den sich ein Koeffizient von -0,26 ergibt (vgl. Tabelle 5). Im ungewichteten Kantonsdurchschnitt fallen in diesem Ausgabenbereich gut 16 % aller öffentlichen Ausgaben an. Einzig im Ausgabenbereich „Volkswirtschaft“ ergeben sich in allen Schätzungen negative Einwohnerkoeffizienten in einer Grössenordnung um -0,07. Der Ausgabenbereich „Volkswirtschaft“ umfasst die Unterkategorien Landwirtschaft, Forstwirtschaft sowie Jagd und Fischerei, in denen sich insbesondere ländliche einwohnerschwache Kantone engagieren.

5. Zusammenfassende Interpretation der Ausgabenprogression

Im vorliegenden Beitrag wird die Kleinheit untergeordneter Gebietskörperschaften neben der vertikalen Dezentralität und der Fragmentierung eines föderalen Systems als dritte Dimension der Dezentralität interpretiert. Während Kosten und Nutzen der vertikalen und horizontalen Dezentralität meist aus der Perspektive der übergeordneten Gebietskörperschaft bewertet werden, lassen sich die Auswirkungen der Kleinheit den einzelnen dezentralen Gebietskörperschaften zurechnen. Diese Auswirkungen der Kleinheit auf den ökonomischen Erfolg von Gebietskörperschaften können vielfältig sein. Von Kosten der Kleinheit wird jedoch gesprochen, wenn

die öffentlichen Pro-Kopf-Ausgaben von Gebietskörperschaften im Quervergleich mit steigender Einwohnerzahl abnehmen. Ein möglicher Grund hierfür wären Skaleneffekte im Konsum oder der Produktion öffentlich angebotener Leistungen. Andere, insbesondere politökonomische Überlegungen sprechen jedoch dafür, dass kleine überschaubare territoriale Einheiten in ihrem Ausgabenverhalten weniger aufwändig agieren als einwohnerreiche Gebietskörperschaften. Ob Kosten der Kleinheit anfallen, kann aus theoretischer Sicht daher nicht befriedigend beantwortet werden.

Im Rahmen einer ökonometrischen Untersuchung wird der Einfluss der Einwohnerzahl einer Gebietskörperschaft auf die öffentlichen Pro-Kopf-Ausgaben am konkreten Beispiel der 26 Schweizer Kantone im Zeitraum 1990 bis 2003 untersucht. Die Schätzergebnisse weisen keine Kosten der Kleinheit aus. Im Gegenteil, die öffentlichen Pro-Kopf-Ausgaben scheinen mit steigender Einwohnerzahl zuzunehmen. Dies gilt zumindest für die aggregierte Ausgabenebene sowie für die sechs Ausgabenbereiche der Finanzstatistik „Bildung“, „Kultur und Freizeit“, „Soziale Wohlfahrt“, „Finanzen und Steuern“, „Umwelt und Raumordnung“ sowie „Verkehr“. In den Ausgabenbereichen „Allgemeine Verwaltung“, „Öffentliche Sicherheit“, „Gesundheit“ und „Volkswirtschaft“ lässt sich die Hypothese, dass Kosten der Kleinheit vorliegen, nicht eindeutig ablehnen. Der Rückgang der Pro-Kopf-Ausgaben in Abhängigkeit der Einwohnerzahl nimmt jedoch nur im Ausgabenbereich „Gesundheit“ eine beachtliche Grössenordnung an. In den übrigen drei Ausgabenbereichen ist die Ausgabendegression eher gering.

Wie sind diese Untersuchungsergebnisse zu bewerten? Grundsätzlich werden die Kosten der Kleinheit im vorliegenden Beitrag nur in Bezug auf die öffentlichen Ausgaben interpretiert. Mögliche Kosten und Nutzen abnehmender Einwohnerzahlen, die sich nicht im Budget der Kantone niederschlagen, bleiben unberücksichtigt. Aussagen zur optimalen Kantonsgrösse lassen sich damit nur bedingt ableiten. Die Ergebnisse zeigen jedoch, dass die Fusion von Kantonen nicht per se eine Entlastung der Staatsfinanzen bewirkt. Vor dem Hintergrund der allgemeinen Ausgabenexpansion der öffentlichen Haushalte kommt diesem Ergebnis eine gewisse Bedeutung zu. Bei der Interpretation der Ergebnisse ist weiter zu berücksichtigen, dass im Rahmen der vorliegenden Untersuchung die Auswirkungen der Dezentralität aus der Perspektive der untergeordneten Gebietskörperschaft bewertet werden. Die Kleinheit der einzelnen Schweizer Kantone führt jedoch zur räumlichen Fragmentierung des Wirtschaftsraums Schweiz. Die hieraus

resultierenden Effekte für den Schweizer Binnenmarkt und das gesamtwirtschaftliche Wachstum lassen sich auf der Grundlage der vorliegenden Untersuchungsergebnisse nicht bewerten.

Da in den Schätzungen für regionale Präferenz- und Preisdifferenzen ebenso kontrolliert wurde wie für gewisse institutionelle Unterschiede oder räumliche Interdependenzen zwischen den Kantonen, stellt sich die Frage nach den Gründen für die beobachtete Ausgabenprogression. Zunächst kann, wie in den meisten empirischen Untersuchungen, nicht ausgeschlossen werden, dass möglicherweise zusätzliche Einflussfaktoren im Kontrollvektor fehlen. Die Robustheit der Ergebnisse insbesondere in Bezug auf das Vorzeichen der Einwohnerelastizität relativiert diese Befürchtung jedoch. Vor dem Hintergrund der dargestellten theoretischen Überlegungen ist es daher nahe liegend, die positive Einwohnerelastizität als Indikator zunehmender Komplexität im öffentlichen Sektor einwohnerreicher Gebietskörperschaften zu werten. Diese zunehmende Komplexität geht mit einer wachsenden Anfälligkeit für Probleme des Staatsversagens einher.

Anhang: Ausgabenkonzept und verwendete Daten

Die öffentlichen Ausgaben der Kantone und ihrer Gemeinden in Kantonsabgrenzung werden zu einer kantonalen Ausgabengrösse zusammengefasst. Dieses Vorgehen rechtfertigt sich durch die im Kantonsvergleich sehr heterogene vertikale Aufgabenverteilung zwischen den beiden genannten gebietskörperschaftlichen Ebenen. Die Transfers, die zwischen den Kantonen im horizontalen Finanzausgleich geleistet werden, sind nach dem Nettoprinzip den leistenden Kantonen zugerechnet. Unterschieden werden die Nettoausgaben der Kantone und Gemeinden vor und nach Abzug der Bundesbeiträge. Die Teuerungsberichtigung der öffentlichen Nettoausgaben wird für die laufenden Ausgaben anhand des Deflators des Staatskonsums und für die Investitionsausgaben anhand des Deflators der Bauinvestitionen vorgenommen. Da die öffentlichen Nettoausgaben der Kantone und Gemeinden nach Bundesbeiträgen nicht nach Sachgruppen gegliedert vorliegen, werden sie mit dem BIP-Deflator preisbereinigt. Für die zehn Ausgabenbereiche der Finanzstatistik werden nur die realen Pro-Kopf-Nettoausgaben einschliesslich der Bundesbeiträge verwendet. Diese sind mit dem BIP-Deflator preisbereinigt.

| Variablen | Symbol | Operationalisierung |
|--|--------|--|
| Öffentliche Ausgaben | AUSG | Nettoausgaben je Einwohner vor und nach Abzug der Bundesbeiträge, Gesamtebene und einzelne Ausgabenbereiche |
| Einwohner | EINW | Einwohnerzahl zur Jahresmitte |
| Kantonsfläche | F | Fläche des Kantons in ha |
| Präferenz- und Bedarfsindikatoren | | |
| Anteil der Senioren | EINW65 | Anteil der Einwohner über 65 an den Einwohnern insgesamt |
| Anteil der Kinder / Jugendliche | EINW18 | Anteil der Einwohner unter 18 an den Einwohnern insgesamt |
| Sprachdummy | | Dieser ist in den rein deutschsprachigen Kantonen 0, in den gemischtsprachigen Kantonen 0,5 und in den übrigen Kantonen 1. |
| Einkommen | BIP | Kantonales Bruttoinlandprodukt je Einwohner |
| | VE | Kantonales Volkseinkommen je Einwohner |
| Preisdifferenzen, Urbanisierung | | |
| Preisvariable, Urbanisierung | DICHTE | Einwohnerzahl in Relation zur Kantonsfläche |
| | | Regionaler Mietpreisindex |
| | | Durchschnittliche Monatsmiete je Quadratmeter Wohnfläche |
| Räumliche Interdependenz | | |
| Wirtschaftsstandort | ZUP | Zupendler je Einwohner |
| Zentralörtliche Funktion | Z(KK) | Empfangene horizontale Zuweisungen Kanton an Kanton je Einwohner |
| Institutionelle Einflüsse | | |
| Kommunale Ebene | GEM | Anzahl der Gemeinden je Einwohner |
| Vertikaler Finanzausgleich | Z(BK) | Bundesbeiträge an Kanton je Einwohner |
| Entgelte Kantone | ENT | Entgelte an Kanton je Einwohner |
| Schuldenstand | SCHULD | Schuldenstand des Kantons je Einwohner |

Quellen: EFV (2006), GEOSTAT: Datenbank zu den Geodaten der Bundesstatistik in der Schweiz, BIP: BAK Basel Economics (vgl. hierzu Kellermann, 2008).

Literatur

- Alesina, A. (2003), The Size of Countries: Does it Matter?, *Journal of the European Economic Association* 1, 301-316.
- Alesina, A. and E. La Ferrara (2000), Participation in Heterogenous Communities, *Quarterly Journal of Economics* 115, 847-904.
- Alesina, A. and E. La Ferrare (2002), Who trusts others?, *Journal of Public Economics* 85, 207-234.
- Alesina, A. and E. Spolaore (2003), *The Size of Nations*, MIT Press, Cambridge, MA.
- Alesina, A. and R. Wacziarg (1998), Openness, country size and government, *Journal of Public Economics* 69, 305-321.
- Anselin, L. (1988), *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- Anselin, L. (2004), *Exploring Spatial Data with GeoDa: A Workbook*, Center for Spatially Integrated Social Science, Revised version, March 6, 2005.
- Arnold, V. (1992), *Theorie der Kollektivgüter*, Verlag Franz Vahlen, München.
- Bahl, R., J. Burkhead and B. Jr. Jump (1980), *Public Employment and State and Local Government Finances*, Cambridge (MA): Balinger.
- Baltagi, B. H. (2005), *Econometric Analysis of Panel Data*, Third Edition, John Wiley Sons Ltd., England.
- Blöchli, H. (2005), *Baustelle Föderalismus. Metropolitanregionen versus Kantone: Untersuchungen und Vorschläge für eine Revitalisierung der Schweiz*, Avenir Suisse, Zürich.
- Borcherding, T. E. and R. T. Deacon (1972), The demand for the services of non-federal governments, *American Economic Review* 62, 891–901.
- Brecht, A. (1932), *Internationaler Vergleich öffentlicher Ausgaben*, Grundfragen der internationalen Politik 2, Leipzig.
- Brennan, G. and J. M. Buchanan (1980), *The Power to Tax*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Bucovetsky, S. (1991), Asymmetric Tax Competition, *Journal of Urban Economics* 30, 167-181.
- Büttner, T. und S. Hauptmeier (2006), Auswirkungen einer Länderfusion auf die öffentlichen Finanzen am Beispiel von Schleswig-Holstein und Hamburg, *ifo-Schnelldienst* 53, 10/2006, 17-22.

- Büttner, T. and F. Holm-Hadulla (2007), Cities in Revenue Sharing, unveröffentlichtes Manuskript, Vortrag beim II. Workshop of Fiscal Federalism: Competition and Cooperation among Governments, Sevilla, Juni 2007.
- Christaller, W. (1933), Die Zentralen Orte in Süddeutschland, Jena.
- Easterly, W. and R. Levine (1997), Africa's Tragedy: politics and ethnic divisions, Quarterly Journal of Economics 112, 1203-1250.
- EFV – Eidgenössische Finanzverwaltung (2006), Öffentliche Finanzen in der Schweiz 2006, Eidgenössische Finanzverwaltung, Bern.
- Egger, P. und M. Pfaffermayr (2004), Estimating Long and Short Run Effects in Static Panel Models, Econometric Reviews 23, 199-214.
- Eichenberger, R. (1994), The Benefits of Federalism and the Risk of Overcentralization, Kyklos 47, 403-420.
- Feld, L. P. (2005), Institutionen und Wirtschaftswachstum: einige methodische Anmerkungen, in: L. Steinmann und H. Rentsch (eds.), Diagnose: Wachstumsschwäche, 79-104, Avenir Suisse, Zürich.
- Feld, L. P. and J. G. Matsusaka (2003), Budget Referendums and Government Spending: Evidence from Swiss Cantons, Journal of Public Economics 87, 2703-2724.
- Feld, L. P., G. Kirchgässner und C. A. Schaltegger (2005), Fiskalischer Föderalismus und wirtschaftliche Entwicklung: Evidenz für die Schweizer Kantone, Jahrbuch für Regionalwissenschaft / Review of Regional Research 25, 3-23.
- Feld, L. P., C. A. Schaltegger und J. Schnellenbach (2007), On Government Centralization and Fiscal Referendums, erscheint in: European Economic Review 51, 2007.
- Feld, L. P., H. Zimmermann und T. Döring (2003), Föderalismus, Dezentralität und Wirtschaftswachstum, Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsförderung 72, 361-377.
- Frey, R. L. (2002), Der Neue Schweizer Finanzausgleich: Ausgestaltung und Vorteile, in: U. Wagschal und H. Rentsch (eds.), Der Preis des Föderalismus, Avenir Suisse, Zürich.
- Frey, R. L. (ed.) (2005a), Föderalismus – zukunftstauglich?!, Verlag Neue Zürcher Zeitung, Zürich.
- Frey, R. L. (2005b), Roundtablegespräch zum Thema „Baustelle Föderalismus“, in: H. Blöchliger (ed.), Baustelle Föderalismus. Metropolitanregionen versus Kantone: Untersuchungen und Vorschläge für eine Revitalisierung der Schweiz, 15-28, Avenir Suisse, Zürich.

- Funk, P. and C. Gathmann (2005), Estimating the Effect of Direct Democracy on Policy Outcomes: Preferences Matter!, Stanford Center for International Development, Working Paper No. 248, Stanford, CA.
- Haufler, A. and I. Wooton (1999), Country size and tax competition for foreign direct investment, *Journal of Public Economics* 71, 121-139.
- Hines, J. R. Jr. and R. H. Thaler (1995), Anomalies: The Flypaper Effect, *Journal of Economic Perspectives* 9, 217-226.
- Inman, R. P. und D. L. Rubinfeld (1997), The political economy of federalism, in: D. C. Mueller (ed.), *Perspectives on public choice*, 73-105, Cambridge University Press, Cambridge.
- Junkernheinrich, M. und G. Micosatt (2005), Kosten der Kleinheit: am Beispiel der politischen Führungsausgaben, in: M. Junkernheinrich (ed.), *Sonderbedarfe im bundesstaatlichen Finanzausgleich – Theorie, Methodik, Instrumente*, 231-246, Berlin.
- Katzenstein, P. J. (1998), *Small States in World Markets. Industrial Policy in Europa*, Cornell University Press, Ithaca and London.
- Kellermann, K. (2008), Die öffentlichen Ausgaben der Kantone und ihrer Gemeinden im Quervergleich, erscheint in: *Strukturberichterstattung, Studienreihe des Staatssekretariats für Wirtschaft (seco) – Leistungsbereich „Wirtschaftspolitische Grundlagen“*, Bern.
- Kirchgässner, G. (2002), Föderalismus und Staatsquote, in: U. Wagschal und H. Rentsch (eds.), *Der Preis des Föderalismus*, 71-91, Avenir Suisse, Zürich.
- Kitterer, W. (1994), *Finanzausgleich im vereinten Deutschland. Neugestaltung der Finanzbeziehungen zur Stärkung des Föderalismus unter besonderer Berücksichtigung des Landes Bremen*, Schriftenreihe des Lorenz-von-Stein-Instituts für Verwaltungswissenschaften an der Universität Kiel, 16, Heidelberg.
- Kuhn, T. (1993), Determinanten der Staatsausgaben: Bevölkerung und Urbanisierung. Eine Literaturübersicht, *ifo Studien* 39, 127-142.
- Lammers, K. (2006), *Kosten und Nutzen einer Fusion von Hamburg und Schleswig-Holstein*, HWWA Discussion Paper 349, Hamburg.
- Lüchinger, S. und A. Stutzer (2002), Skalenerträge in der öffentlichen Kernverwaltung - Eine empirische Analyse anhand von Gemeindefusionen, *Swiss Political Science Review* 8, 27-50.
- Migué, J. L. and G. Bélanger (1974), Toward a General Theory of Managerial Discretion, *Public Choice* 17, 27-43.

- Nelson, M. A. (1987), Searching for Leviathan: Comment and Extension, *American Economic Review* 77, 198-205.
- Niskanen, W. A. (1971), *Bureaucracy and Representative Government*, Chicago, New York.
- Oates, W. E. (1972), *Fiscal Federalism*, Chur.
- Oates, W. E. (1985), Searching for Leviathan: An Empirical Study, *American Economic Review* 75, 748-757.
- Oates, W. E. (1988), On the measurement of congestion in the provision of local public goods, *Journal of Urban Economics* 24, 85–94.
- Pirotte, A. (1999), Convergence of the static estimation toward long run effects of the dynamic panel data models, *Economics Letters* 53, 151-158.
- Popitz, J. (1932), *Der künftige Finanzausgleich zwischen Reich, Ländern und Gemeinden*, Berlin.
- Reiter, M. and A. Weichenrieder (1997), Are public goods public? A critical survey of demand estimates for local public services, *Finanzarchiv N.F.* 54, 374-408.
- Rentsch, H. (2002), Sonderfall Schweiz – Blinde Flecken in der Föderalismusforschung. Nachgedanken eines Projektinitiators, in: U. Wagschal und H. Rentsch (eds.), *Der Preis des Föderalismus*, 401-413, Avenir Suisse, Zürich.
- Rhinow, R. (2005), Bundesstaatsreform und Demokratie. Der schweizerische Föderalismus aus rechtlicher Sicht, in: R. L. Frey (ed.), *Föderalismus – zukunftstauglich?!* 63-92, Verlag Neue Zürcher Zeitung, Zürich.
- Rodden, J. and S. Rose-Ackermann (1997), Does Federalism Preserve Markets?, *Virginia Law Review* 83, 1521-1572.
- Sausgruber, R. und J. –R. Tyran (2005), Testing the Mill hypothesis of fiscal illusion, *Public Choice* 122, 39-68.
- Schaltegger, C. A. (2001a), Ist der Schweizer Föderalismus zu kleinräumig?, *Swiss Political Science Review* 7, 1-18.
- Schaltegger, C. A. (2001b), The Effects of Federalism and Democracy on the Size of Government: Evidence from Swiss Subnational Jurisdictions, *ifo-Studien* 47, 145-162.
- Schaltegger, C. A. (2003), Fiskalischer Föderalismus und Staatstätigkeit, *Zeitschrift für Wirtschaftspolitik* 52, 84-1110.
- Schelker, M. und R. Eichenberger (2003), Starke Rechnungsprüfungskommissionen: Wichtiger als direkte Demokratie und Föderalismus? Ein erster Blick auf die Daten, *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik* 139, 351-373.

Seitz, H. (2005), Agglomerationen und Bevölkerungsdichte – Dünn besiedelte Flächenländer im Finanzausgleich, in: M. Junkernheinrich (ed.), Sonderbedarfe im bundesstaatlichen Finanzausgleich – Theorie, Methodik, Instrumente, 137-151, Berlin.

Vatter, A. (2006), Die Institutionen des schweizerischen Föderalismus im Überblick, in: A. Vatter (ed.), Föderalismus: Wirkungsweise und Reformansätze föderativer Institutionen in der Schweiz, 20-39, Verlag Neue Zürcher Zeitung, Zürich.

Wagschal, U. und H. Rentsch (eds.) (2002), Der Preis des Föderalismus, Avenir Suisse, Zürich.

Wilson, J. D. (1991), Tax Competition with Interregional Differences in Factor Endowments, Regional Science and Urban Economics 21, 423-451.

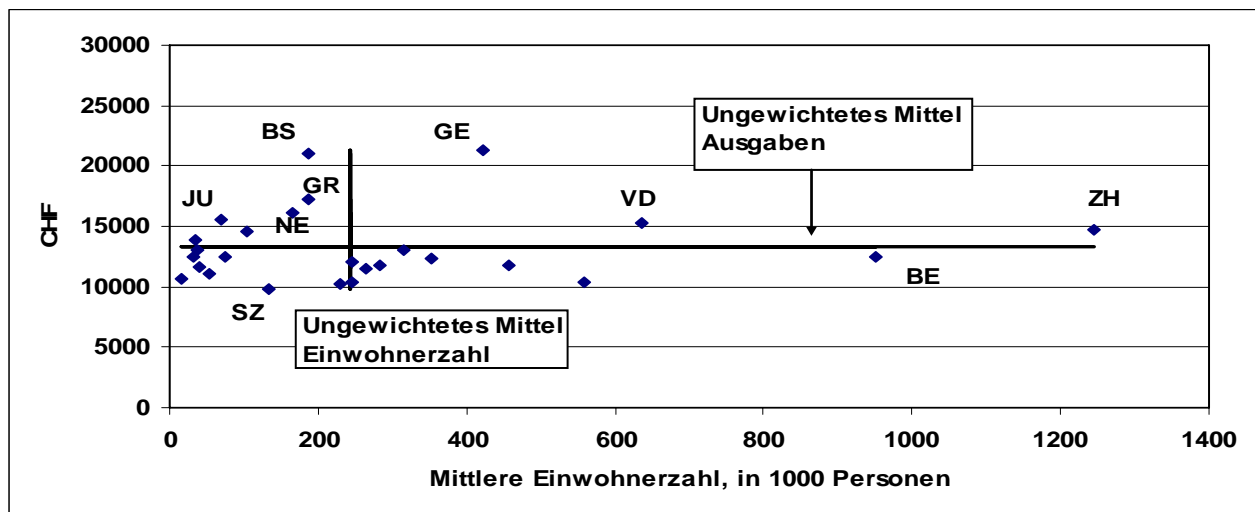
Wrede, M. (2004), Small states, large unitary states and federations, Public Choice 119, 219-240.

Zax, J. S. (1989), Is There a Leviathan in your Neighbourhood, American Economic Review 79, 560-567.

Abbildung 1

Pro-Kopf-Ausgaben insgesamt der Kantone und Gemeinden

Im Jahr 2003, in jeweiligen Preisen



¹ ZH = Zürich, BE= Bern, VD = Waadt, GE = Genf, BS = Basel-Stadt, GR = Graubünden, NE = Neuenburg, SZ = Schwyz, JU = Jura.

Tabelle 1
Schätzung der Einwohnerelastizität
 Zeitraum 1990-2002¹

| | Abhängige Variable: Pro-Kopf-Ausgaben insgesamt Kantone und Gemeinden, in Preisen von 2000 | | | | | | | | | |
|---|--|-------------------|-------------------|--------------------|-------------------|---------------------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | Mit Bundesbeiträgen (Deflator Staatskonsum und Bauinvestitionen) | | | | | Ohne Bundesbeiträge (BIP-Deflator) | | | | |
| | (1) OLS | (2) OLS | (3) OLS | (4) OLS | (5) SLM | (6) OLS | (7) OLS | (8) OLS | (9) OLS | (10) SLM |
| Konstante | 8.8*** (72.3) | 8.9*** (75.5) | 8.9*** (75.5) | 19.1*** (8.2) | 7.4*** (11.4) | 0.9*** (7.5) | 1.0*** (7.9) | 0.6*** (6.6) | -1.0*** (-6.6) | 0.5*** (2.9) |
| Spillover | | | | | 0.168** (2.5) | | | | | 0.26*** (4.2) |
| EINW | 0.042*** (4.1) | 0.041*** (4.2) | 0.041*** (4.2) | -1.58*** (-4.3) | 0.037*** (3.9) | 0.108*** (10.6) | 0.107*** (10.5) | 0.136*** (16.8) | 0.295*** (20.3) | 0.099*** (10.1) |
| (EINW) ² | | | | 0.064*** (4.4) | | | | | 0.00*** (-11.1) | |
| Zeit-Dummy | | Ja | Ja | Ja | Ja | | Ja | Ja | Ja | Ja |
| Cross-section specific | | | AR(1) | AR(1) | | | AR(1) | AR(1) | | |
| Einwohnerelastizität | 0.04 | 0.04 | 0.04 | | 0.037 | 0.11 | 0.11 | 0.14 | 0.3 | 0.10 |
| Minimum (ZH) | | | | -0.69 | | | | | | |
| Maximum (AI) | | | | -0.79 | | | | | | |
| Gütemasse Regression² | | | | | | | | | | |
| Adj. R ² | 0.05 | 0.12 | 0.97 | 0.97 | | 0.25 | 0.26 | 0.97 | 0.97 | |
| DW-Test | 0.04 | | 1.91 | 2.10 | | 0.05 | | 2.1 | 2.10 | |
| Log Likelihood | | 74.7 | | | 76.9 | | 61.6 | | | 67.2 |
| Akaike info criterion (AIC) | | -121.5 | | | -123.8 | | -95.2 | | | -104.3 |
| Schwarz Criterion (SC) | | -68.0 | | | -66.5 | | -41.7 | | | -47.0 |
| Diagnostik Regression | | | | | | | | | | |
| Multikollinearität ³ | | 26.8 | | | | | 26.8 | | | |
| Jaque-Bera Test ⁴ | | 30.3*** | | | | | 134.9*** | | | |
| Diagnostik Heteroskedastizität⁵ | | | | | | | | | | |
| Breusch-Pagan Test | | 3.5 | | | 3.4 | | 14.6 | | | 11.8 |
| Koenker-Bassett Test | | 3.3 | | | | | 7.8 | | | |
| Diagnostik räumliche Autokorrelation⁶ | | | | | | | | | | |
| Moran's I (error) | | 2.3** | | | | | 2.1** | | | |
| LM (lag) | | 3.2* | | | | | 7.8*** | | | |
| Robust LM (lag) | | 17.8*** | | | | | 30.3*** | | | |
| LM (error) | | 1.5 | | | | | 0.9 | | | |
| Robust LM (error) | | 16.1*** | | | | | 23.4*** | | | |
| LR ⁷ | | | | | 4.3** | | | | 4.3** | 11.1*** |
| Modellauswahl | | | | | SLM | | | | | SLM |

¹ Signifikanz auf dem 1%-Niveau ist mit dem hochgestellten Zeichen (***), auf dem 5%-Niveau mit (***) und auf dem 10%-Niveau entsprechend mit (*) ausgewiesen. Die t-Werte sind in Klammern angegeben.

² Die Güte der Modellspezifikationen OLS, Spatial Error Model (SEM) und Spatial Lag Model (SLM) kann nicht anhand des Adj. R² überprüft werden. Bei den Modellvarianten SEM und SLM ist das im Softwarepaket GeoDa ausgewiesene R² nicht sinnvoll interpretierbar. Heranzuziehen sind die Kriterien: Log Likelihood, AIC bzw. SC. Je kleiner der entsprechende Wert des AIC bzw. SC ist, desto besser ist die Güte der Spezifikation. Je grösser der Wert des Log Likelihood ist, desto besser ist die Güte der Spezifikation.

³ Diagnostik auf Multikollinearität. Typischerweise signalisiert ein Wert über 30 Multikollinearitätsprobleme in der Schätzung (vgl. Anselin, 2004).

⁴ Der Jaque-Bera Test ist ein Test auf Normalverteilung der Residuen. Die Nullhypothese lautet: „Die Residuen sind normal verteilt.“ Bei signifikanten Werten muss die Nullhypothese abgelehnt werden.

⁵ Breusch-Pagan Test/Koenker-Bassett Test: Bei Signifikanz der jeweiligen Teststatistik liegt Heteroskedastizität vor.

⁶ Moran's I (error): Signifikanz der Teststatistik signalisiert räumliche Autokorrelation. Die Moran's I Statistik ist hilfreich, um Fehlspezifikationen aufzudecken, jedoch wenig geeignet zur Auswahl der richtigen Spezifikation. Hierfür werden vier unterschiedliche LM-Tests durchgeführt. LM (lag) und Robust LM (lag) testen das OLS-Modell gegen SLM. LM (error) und Robust LM (error) testen das OLS-Modell gegen SEM. Zunächst werden die Standardversionen LM (lag) oder LM (error) herangezogen. Wenn diese Teststatistiken nicht signifikant sind, sind die robusten Versionen der Tests nicht interpretierbar. In diesem Fall ist die OLS-Spezifikation vorzuziehen. Ist die Moran's I Statistik dennoch signifikant, ist dies ein Indiz für eine Fehlspezifikation, die nicht räumliche Autokorrelation ist. Sind die Standardversionen signifikant, werden die robusten Varianten verglichen. Zu wählen ist die Spezifikation, deren Teststatistik eine höhere Signifikanz hat (vgl. zu der Vorgehensweise der Modellauswahl Anselin, 2004).

⁷ Der Likelihood-Ratio Test (LR-Test) ist ein Spezifikationstest, der die Null-Hypothese "OLS-Spezifikation" mit der Alternativhypothese "SLM" oder SEM" vergleicht. Bei Signifikanz der jeweiligen Teststatistik wird die Nullhypothese abgelehnt, es liegt räumliche Autokorrelation vor.

Tabelle 2

Schätzung der Einwohnerelastizität unter Berücksichtigung von Kontrollvariablen
Zeitraum 1990-2002¹

| | Abhängige Variable: Pro-Kopf-Ausgaben insgesamt der Kantone und Gemeinden, in Preisen von 2000 | | | | | |
|---|--|--------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|
| | Mit Bundesbeiträgen | | | Ohne Bundesbeiträge | | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Konstante | 9.9*** (89.0) | 8.0*** (23.6) | 8.5*** (23.4) | 3.1*** (25.8) | 1.5*** (8.6) | 0.4 (0.8) |
| EINW | 0.038** (6.9) | 0.094** (9.4) | 0.139*** (6.7) | 0.045*** (7.5) | 0.079*** (11.9) | 0.247*** (10.8) |
| EINW65 | | | -0.095 (-1.2) | | | -0.071 (-1.2) |
| EINW18 | | | 0.124 (1.4) | | | 0.145** (2.5) |
| BIP | 0.419*** (16.6) | -0.034 (-0.4) | -0.046 (-0.6) | 0.507*** (18.4) | 0.126*** (3.0) | 0.147** (2.0) |
| Sprachdummy | 0.144*** (10.8) | 0.032 (1.0) | 0.068*** (2.8) | 0.190*** (13.2) | 0.185*** (10.6) | -0.045* (-1.8) |
| ZUP | | | 0.207*** (8.9) | | | 0.202*** (7.5) |
| Z(KK) | | | 0.00 (1.1) | | | 0.00 (-0.3) |
| DICHTE | 0.059*** (7.6) | 0.135*** (6.5) | -0.189*** (-6.9) | 0.056*** (6.7) | 0.157*** (13.1) | -0.212*** (-6.6) |
| GEM | | | 0.070** (2.3) | | | 0.011 (0.4) |
| Z(BK) | 0.275*** (16.8) | | | 0.047*** (2.7) | | |
| ENT | | | -0.007 (-0.6) | | | 0.054*** (3.7) |
| SCHULD | | | 0.045*** (3.2) | | | 0.033** (2.0) |
| Zeit-Dummy | Ja | Ja | Ja | Ja | Ja | Ja |
| Cross-section specific | | AR(1) | AR(1) | | AR(1) | AR(1) |
| Einwohnerelastizität | 0.038 | 0.09 | 0.14 | 0.045 | 0.08 | 0.25 |
| Gütemasse Regression | | | | | | |
| Adj. R ² | 0.84 | 0.97 | 0.98 | 0.85 | 0.98 | 0.98 |
| Durbin-Watson | | 1.93 | 1.8 | | 2.16 | 2.3 |
| Log Likelihood | 368.0 | | | 338.9 | | |
| Akaike info criterion (AIC) | -700.0 | | | -641.8 | | |
| Schwarz Criterion (SC) | -631.2 | | | -572.9 | | |
| Diagnostik Regression | | | | | | |
| Multikollinearität | 66.4 | | | 66.4 | | |
| Jaque-Bera Test | 3.9 | | | 6.8** | | |
| Diagnostik Heteroskedastizität | | | | | | |
| Breusch-Pagan Test | 54.1*** | | | 56.2*** | | |
| Koenker-Bassett Test | 69.4*** | | | 76.1*** | | |
| Diagnostik räumliche Autokorrelation | | | | | | |
| Moran's I (error) | 0.6 | | | -0.1 | | |
| Modellauswahl | OLS | | | OLS | | |

¹ Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 1.

Tabelle 3

Einwohnerelastizitäten für die 10 Ausgabenbereiche der Finanzstatistik

Zeitraum 1990-2002¹

| | Abhängige Variable: Pro-Kopf-Ausgaben der Kantone und Gemeinden nach Ausgabenbereichen, in Preisen von 2000 | | | | | | | | | |
|---|---|------------------------|-------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| | Allgemeine Verwaltung | Öffentliche Sicherheit | Bildung | Kultur u. Freizeit | Gesundheit | Soziale Wohlfahrt | Verkehr | Umwelt u. Raumord. | Volks-wirtschaft | Finanzen u. Steuern |
| Konstante | -0.389*** (-3.3) | -1.396*** (-9.4) | 0.217** (2.4) | -3.698*** (-13.4) | -0.892*** (-4.4) | -0.953*** (-4.9) | 1.100*** (3.8) | 0.009 (-0.1) | 3.766*** (10.9) | -3.242*** (-14.2) |
| EINW | 0.025*** (2.7) | 0.102*** (8.8) | 0.071*** (9.7) | 0.226*** (10.4) | 0.134*** (8.3) | 0.129*** (8.6) | -0.073*** (-3.2) | -0.042*** (-3.3) | -0.341*** (-12.5) | 0.209*** (11.6) |
| Zeit-Dummy | Ja | Ja | Ja | Ja | Ja | Ja | Ja | Ja | Ja | Ja |
| Einwohnerelastizität | 0.03 | 0.10 | 0.07 | 0.23 | 0.13 | 0.13 | -0.07 | -0.04 | -0.34 | 0.21 |
| Korrelationskoeffizienten r | 0.27 | 0.44 | 0.56 | 0.51 | 0.47 | 0.64 | -0.19 | -0.21 | -0.58 | 0.56 |
| Gütemasse der Regression | | | | | | | | | | |
| R ² | 0.07 | 0.18 | 0.31 | 0.26 | 0.22 | 0.41 | 0.04 | 0.04 | 0.34 | 0.31 |
| Adj. R ² | 0.04 | 0.16 | 0.29 | 0.23 | 0.19 | 0.39 | 0.01 | 0.01 | 0.31 | 0.28 |
| Log Likelihood | 89.33 | 17.42 | 172.99 | -197.99 | -94.47 | -74.08 | -214.43 | -16.84 | -274.15 | -134.57 |
| Akaike info criterion (AIC) | -150.68 | -6.85 | -317.99 | 423.98 | 216.93 | 176.17 | 456.85 | 61.68 | 576.29 | 297.13 |
| Schwarz Criterion (SC) | -97.15 | 46.68 | -264.46 | 477.49 | 270.46 | 229.69 | 510.38 | 115.21 | 629.81 | 350.66 |
| Diagnostik für Regression | | | | | | | | | | |
| Multikollinearität | 26.8 | 26.8 | 26.8 | 26.8 | 26.8 | 26.8 | 26.8 | 26.8 | 26.8 | 26.8 |
| Jaque-Bera Test | 26.3*** | 58.2*** | 225.5*** | 21.9*** | 85.6*** | 37.7*** | 29.4*** | 49.3*** | 1.8 | 32.9*** |
| Diagnostik für Heteroskedastizität | | | | | | | | | | |
| Breusch-Pagan Test | 6.9 | 8.0 | 15.3 | 2.6 | 10.1 | 20.1* | 71.5*** | 32.3*** | 13.2 | 18.0 |
| Koenker-Bassett Test | 4.9 | 5.8 | 6.6 | 2.1 | 5.0 | 14.8 | 70.3*** | 20.5* | 11.6 | 13.8 |
| Diagnostik für räumliche Autokorrelation | | | | | | | | | | |
| Moran's I (error) | -0.3 | -1.8* | 2.7*** | 1.8* | 0.8 | 0.1 | 6.0*** | 6.8*** | 4.6*** | 3.2*** |
| LM (lag) | 0.9 | 0.6 | 15.6*** | 8.5*** | 1.2 | 0.2 | 21.4*** | 33.2*** | 35.3*** | 12.2** |
| Robust LM (lag) | 8.5*** | 35.4*** | 57.7*** | 43.4*** | 22.8*** | 20.1*** | 0.2 | 9.6*** | 52.1*** | 18.3*** |
| LM (error) | 1.6 | 7.1*** | 2.5 | 0.5 | 0.1 | 1.0 | 22.1*** | 29.6*** | 11.0*** | 4.1** |
| Robust LM (error) | 9.1*** | 41.9*** | 44.6*** | 35.4*** | 21.6*** | 22.9*** | 1.0 | 6.0** | 27.8*** | 10.2*** |
| Modellselektion | OLS | SEM | SLM | SLM | OLS | OLS | SEM | SLM | SLM | SLM |

¹ Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 1.

Tabelle 4

Berücksichtigung der räumlichen Autokorrelation in verschiedenen Ausgabenbereichen
Zeitraum 1990-2002¹

| | Abhängige Variable: Pro-Kopf-Ausgaben der Kantone und Gemeinden nach Ausgabenbereichen, in Preisen von 2000 | | | | | | | | | |
|-----------------------------------|---|-------------------------------|---------------------------|---------------------------|------------|-------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|----------------------------|
| | Allgemeine Verwaltung | Öffentliche Sicherheit SEM | Bildung SLM | Kultur u. Freizeit SLM | Gesundheit | Soziale Wohlfahrt | Verkehr SEM | Umwelt u. Raumord. SLM | Volks-wirtschaft SLM | Finanzen u. Steuern SLM |
| Konstante | | -1.614*** (-12.6) | -0.085 (-0.8) | -3.192*** (-11.6) | | | 1.276*** (-4.4) | 0.204 (1.4) | 1.149*** (4.2) | -2.911*** (-12.8) |
| Spillover | | | 0.371*** (6.4) | 0.239*** (3.8) | | | | 0.369*** (6.1) | 0.316*** (5.0) | 0.247*** (4.0) |
| EINW | | 0.121*** (11.5) | 0.063*** (9.3) | 0.205*** (9.8) | | | -0.088*** (-4.1) | -0.043*** (-3.6) | -0.083*** (-3.9) | 0.197*** (11.4) |
| Lamda | | -0.347*** (-4.6) | | | | | 0.329*** (5.3) | | | |
| Zeit-Dummy | | Ja | Ja | Ja | | | Ja | Ja | Ja | Ja |
| Einwohnerelastizität | | 0.12 | 0.06 | 0.21 | | | -0.09 | -0.04 | -0.08 | 0.20 |
| Einwohnerelastizität (OLS) | 0.03 | 0.10 | 0.07 | 0.23 | 0.13 | 0.13 | -0.07 | -0.04 | -0.34 | 0.21 |
| Einwohnerelastizität (OLS o. GSK) | 0.01 | 0.06 | 0.05 | 0.19 | 0.10 | 0.08 | -0.07 | -0.05 | -0.28 | 0.16 |

Tabelle 5

Einwohnerelastizitäten für die 10 Ausgabenbereiche der Finanzstatistik mit Kontrollvariablen
Zeitraum 1990-2002^{1,2}

| | Abhängige Variable: Pro-Kopf-Ausgaben der Kantone und Gemeinden nach Ausgabenbereichen, in Preisen von 2000 | | | | | | | | | |
|---------------------------------|---|------------------------|-------------------|--------------------|---------------------|-------------------|------------------|--------------------|--------------------|---------------------|
| | Allgemeine Verwaltung | Öffentliche Sicherheit | Bildung | Kultur u. Freizeit | Gesundheit | Soziale Wohlfahrt | Verkehr | Umwelt u. Raumord. | Volks-wirtschaft | Finanzen u. Steuern |
| Konstante | 1.4*** (5.7) | -1.2*** (-5.0) | 1.3** (6.5) | -4.6*** (-7.9) | 2.6*** (8.4) | -0.4 (-0.9) | -0.9* (-1.9) | -1.0* (-1.9) | -0.5 (-1.3) | -4.7*** (-7.1) |
| EINW | -0.031** (-2.4) | -0.006*** (-0.38) | 0.036*** (3.2) | 0.178*** (6.4) | -0.263*** (-6.9) | 0.055* (1.8) | 0.046** (2.2) | 0.084** (2.4) | -0.066** (-2.4) | 0.407*** (7.8) |
| Zeit-Dummy | Ja | Ja | Ja | Ja | Ja | Ja | Ja | Ja | Ja | Ja |
| Kontrollvektor V | Ja | Ja | Ja | Ja | Ja | Ja | Ja | Ja | Ja | Ja |
| Cross section specific | AR(1) | AR(1) | AR(1) | AR(1) | AR(1) | AR(1) | AR(1) | AR(1) | AR(1) | AR(1) |
| Einwohnerelastizität | -0.03 | -0.01 | 0.04 | 0.18 | -0.27 | 0.06 | 0.05 | 0.08 | -0.07 | 0.4 |
| Gütemasse der Regression | | | | | | | | | | |
| Adj. R ² | 0.85 | 0.96 | 0.93 | 0.90 | 0.95 | 0.96 | 0.93 | 0.78 | 0.90 | 0.95 |
| DW-Test | 2.1 | 2.2 | 2.1 | 1.9 | 2.0 | 2.1 | 1.9 | 2.0 | 2.1 | 1.9 |

¹ Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 1.

² In den Schätzungen wird ein Vektor mit Kontrollvariablen (Volkseinkommen je Einwohner, Dichte und Sprach-Dummy) berücksichtigt.