

Ein Benchmarking des Ausgabenverhaltens der Schweizer Kantone und ihrer Gemeinden

Kersten Kellermann (Universität Fribourg)

Carsten-Henning Schlag (Konjunkturforschungsstelle Liechtenstein)*

Februar 2007

Abstract

Im vorliegenden Beitrag werden verschiedene regionale Ausgabeterminanten untersucht, die potenziell das öffentliche Ausgabenniveau in den Schweizer Kantonen beeinflussen. Die Auswahl der Ausgabeterminanten erfolgt auf der Grundlage finanzwissenschaftlicher Ansätze und normativer Überlegungen. Darüber hinaus werden räumliche Interdependenzen zwischen den Kantonen als mögliche Einflussgrösse in der ökonometrischen Analyse berücksichtigt. Aus der Schätzung einer öffentlichen Ausgabenfunktion ergibt sich für alle 26 Kantone ein strukturell gerechtfertigtes Ausgabenniveau, das als Benchmark interpretiert wird. Der Vergleich der tatsächlich in der Region getätigten öffentlichen Ausgaben mit diesem Benchmark gibt Hinweise darauf, wie wirtschaftlich die Kantone in ihrem Ausgabenverhalten operieren.

JEL-Classification: H72; H77

Keywords: Öffentliche Ausgaben, Ausgabeterminanten, Schweizer Kantone, räumliche Interdependenz, Spillover, Wirtschaftlichkeitsmass, regionales Benchmarking

* Dr. Carsten-Henning Schlag, Konjunkturforschungsstelle Liechtenstein (KOFI)
Hochschule Liechtenstein, Fürst-Franz-Josef-Strasse, 9490 Vaduz, Liechtenstein
Email: carsten.schlag@kofli.li

Ein Benchmarking des Ausgabenverhaltens der Schweizer Kantone und ihrer Gemeinden

1. Einleitung

Die Ausgaben der öffentlichen Haushalte sind auch unter den Bedingungen eines verschärften nationalen und internationalen Steuer- und Systemwettbewerbs seit 1990 kontinuierlich angestiegen. Dies hat in allen 26 Schweizer Kantonen zu einer Zunahme der öffentlichen Ausgabenquote geführt. In den einzelnen Kantonen spiegelt sich damit eine Entwicklung wider, die auch auf Ebene der Gesamtschweiz zu beobachten ist (vgl. Kirchgässner, 2004a, *economiesuisse*, 2005). Ohne Zweifel sind dem Anstieg der öffentlichen Ausgabenquote Grenzen gesetzt. Umstritten ist jedoch, ob die optimale oder zumindest vernünftige Grenze der öffentlichen Ausgabenquote bereits erreicht oder überschritten ist. Zur empirischen Bewertung des öffentlichen Ausgabenverhaltens von Gebietskörperschaften werden in der Literatur verschiedene Verfahren vorgeschlagen. Das bekannteste geht auf Brueckner (1979, 1982) zurück, der das öffentliche Ausgabenniveau am Kriterium der allokativen Effizienz misst. Der Brucknersche Ansatz verbindet die Argumentation von Tiebout (1956) mit der Kapitalisierungshypothese von Oates (1969). Eine Anwendung für die Schweiz findet sich in Feld und Kirchgässner (1997).

Grossman et al. (1999) übertragen das Modell von Brueckner in den Rahmen eines Stochastic Frontier Modells, so dass Aussagen zur technischen Effizienz im öffentlichen Sektor einzelner Regionen möglich werden. Die Finanzpolitik einer Gebietskörperschaft wird dann als technisch effizient bezeichnet, wenn die regionalen Immobilienwerte im Vergleich zu allen anderen Regionen *ceteris paribus* den höchsten Wert annehmen. Unterschiedliche Niveaus in der Versorgung mit öffentlichen Gütern nehmen keinen unmittelbaren Einfluss auf die technische Effizienz der kantonalen Finanzpolitik. Eine Vielzahl von Untersuchungen setzt sich auch mit der Kosteneffizienz öffentlicher Ausgaben in abgezielte öffentliche Aufgabenbereiche wie dem Spitalwesen, der Verkehrsinfrastruktur oder der Energieversorgung auseinander (vgl. Coelli et al., 2003).

Der vorliegende Beitrag schliesst an eine dritte Gruppe von Studien an, in deren Zentrum die Bestimmung öffentlicher Ausgabeterminanten steht. Im Rahmen dieser Studien wird insbesondere der Einfluss des regionalen Einkommens, der Besiedlungsdichte oder einzelner institutioneller Faktoren auf die öffentlichen Ausgaben einer Gebietskörperschaft bestimmt.

Die in der vorliegenden Untersuchung getroffene Auswahl möglicher kantonaler Ausgabeterminanten erfolgt auf der Grundlage theoretischer, finanzwissenschaftlicher Ansätze und normativer Überlegungen. Ausgangspunkt bilden die Arbeiten von Wagner (1876), Brecht (1932), Bergstrom und Goodman (1973) sowie Borchering und Deacon (1972). Darüber hinaus werden räumliche Interdependenzen von Gebietskörperschaften als Erklärung des regionalen Ausgabenverhaltens berücksichtigt, wie sie im regionalökonomischen Ansatz von Christaller (1933) oder in den Beiträgen zum Steuerwettbewerb (vgl. Wilson und Wildasin, 2004) diskutiert werden. Neue Ansätze zur räumlichen Ökonometrie bieten hierzu das methodische Instrumentarium (vgl. Anselin, 1988, 2003b).

Im Rahmen der Untersuchung wird in zwei Schritten vorgegangen. Zunächst erfolgt die Quantifizierung des strukturell gerechtfertigten Ausgabenniveaus eines Kantons durch die Schätzung der Ausgaben in Abhängigkeit ausgewählter Ausgabeterminanten. Untersucht werden die 26 Schweizer Kantone im Zeitraum von 1990 bis 2002. Die geschätzten kantonalen Ausgabenniveaus werden im zweiten Schritt als Benchmark interpretiert und mit den tatsächlich in der Region getätigten öffentlichen Ausgaben verglichen. Dieser Vergleich gibt Hinweise darauf, ob ein Kanton im Quervergleich zu den übrigen Kantonen eher günstig oder aufwendig in seinem Ausgabenverhalten operiert. Dahinter steckt implizit die Annahme, dass die berücksichtigten Ausgabeterminanten einen spezifischen Ausgabenbedarf normativ begründen. Ein ähnliches Vorgehen wird von Boss und Bothe (1987) vorgeschlagen.

Der vorliegende Beitrag gliedert sich in fünf Abschnitte. In Abschnitt 2 wird die Entwicklung und Struktur der öffentlichen Nettoausgaben der Kantone und ihrer Gemeinden seit 1990 dargestellt. Theoretische Ansätze zur Erklärung des Ausgabeverhaltens von Gebietskörperschaften werden in Abschnitt 3 diskutiert. Aus den theoretischen Überlegungen wird in Abschnitt 4 eine Schätzgleichung abgeleitet. In Abschnitt 4.1 wird der Einfluss verschiedener Ausgabeterminanten auf die Gesamtausgaben geschätzt und interpretiert. Weitere Schätzungen, die für die Ebene der zehn Ausgabenbereiche der Finanzstatistik durchgeführt wurden, werden in Abschnitt 4.2 dargestellt und ausgewertet. Im Zentrum stehen dabei die vier ausgabenintensivsten Bereiche Bildung, Soziale Wohlfahrt, Gesundheit und Verkehr. Das Benchmarking in Bezug auf die Wirtschaftlichkeit der 26 Schweizer Kantone wird in Abschnitt 5 durchgeführt. Abschnitt 6 fasst die wichtigsten Ergebnisse der Untersuchung zusammen.

2. Die Entwicklung der Ausgaben der Kantone und ihrer Gemeinden

Einleitend soll ein kurzer Überblick über die Entwicklung der Nettoausgaben aller 26 Kantone und ihrer Gemeinden in Kantonsabgrenzung im Zeitraum 1990 bis 2003 gegeben werden.¹ Sämtliche Wachstumsraten und monetäre Grössen sind real, in Preisen von 2000, ausgedrückt. Die kantonalen Ausgaben insgesamt sind zwischen 1991 und 1995 über alle 26 Kantone im Niveau mit durchschnittlich (ungewichtetes Kantonsmittel) 2,6% pro Jahr angestiegen, zwischen 1996 und 1999 betrug diese Veränderungsrate 2,2% und zwischen 2000 und 2003 2,4%. Im ungewichteten Mittel sind die Nettoausgaben im gesamten Zeitraum um 2,4% angestiegen (vgl. Tabelle 1).

– Hier Tabelle 1 einfügen –

Das geringste Ausgabenwachstum verzeichnet der Kanton Uri mit 0,9%. In 2003 beträgt das Niveau der Ausgaben in Uri 471,2 Mio. CHF gegenüber 417,6 Mio. CHF in 1990. Die höchste Zuwachsrate weist der Kanton Zug auf. Die Nettoausgaben sind von 846 Mio. CHF in 1990 mit jährlich 4,3% auf 1453,5 Mio. CHF in 2003 angestiegen. Im Zeitraum 2000 bis 2003 sind die Ausgaben um jährlich durchschnittlich 6,7% angewachsen. Im Teilzeitraum 1991 bis 1995 haben sich die Ausgaben im Kanton Luzern im Kantonsvergleich mit 4,8% am rapidesten entwickelt. Im Zeitraum 1996 bis 1999 gilt dies für Appenzell-Innerrhoden, wo die Ausgaben um 5,8% von 138,1 Mio. CHF auf 144,1 Mio. CHF angestiegen sind.

– Hier Abbildung 1 einfügen –

¹ Die Ausgaben der Kantone und ihrer Gemeinden sind zu einer kantonalen Ausgabengrösse zusammengefasst. Die Ausgaben der kommunalen Ebene werden in Kantonsabgrenzung den Ausgaben der kantonalen Ebene zugerechnet. Dieses Vorgehen rechtfertigt sich dadurch, dass die vertikale Aufgabenverteilung zwischen diesen beiden gebietskörperschaftlichen Ebenen im Kantonsvergleich sehr heterogen ist. Die Ausgaben der Kantone und Gemeinden werden entsprechend dem Nettoprinzip erfasst. Die Nettoausgaben enthalten keine Doppelzählungen. Hervorzuheben ist, dass die Transfers, die zwischen den Kantonen im horizontalen Finanzausgleich geleistet werden, den leistenden Kantonen zugerechnet sind. Die Transfers bleiben beim empfangenden Kanton unberücksichtigt. Das Nettoprinzip ist damit eher am Inländerprinzip ausgerichtet. Es werden also 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. Die Nettoausgaben enthalten auch die Bundesbeiträge. Die Nettoausgaben werden insgesamt sowie in funktionaler Gliederung ausgewertet. Im Rahmen der funktionalen Gliederung der Nettoausgaben werden die Ausgaben den einzelnen staatlichen Ausgabenbereichen zugeordnet. Man spricht bei diesem sachbezogenen Zuordnungskriterium vom Aufgabenprinzip. Mit der Aufteilung der Finanzvorgänge nach Tätigkeitsgebieten soll insbesondere gezeigt werden, wie viel für die Erfüllung der verschiedenen Aufgaben aufgewendet wird und welche finanzielle Bedeutung den verschiedenen Aufgaben im Rahmen des Gesamthaushaltes zukommt. Die Finanzstatistik unterscheidet 10 Ausgabenbereiche nach Funktionen: Allgemeine Verwaltung (AV), Öffentliche Sicherheit (OS), Bildung (B), Kultur und Freizeit (KF), Gesundheit (G), Soziale Wohlfahrt (SW), Verkehr (V), Umwelt und Raumordnung (UR), Volkswirtschaft (VW) sowie Finanzen und Steuern (FS).

Abbildung 1 zeigt die Entwicklung der Ausgabenquote der Kantone und ihrer Gemeinden im Zeitraum 1990 bis 2002. Die Ausgabenquote ist definiert als prozentualer Anteil der öffentlichen Nettoausgaben der Kantone und Gemeinden am kantonalen Bruttoinlandprodukt (BIP)². Das ungewichtete Mittel der Ausgabenquoten über alle 26 Kantone beträgt in 1990 20%, in 1995 22,7% und in 2002 24,9%. Die Ausgabenquote ist in allen 26 Kantonen im Jahr 2002 höher als 1990. Abgesehen von Uri, Bern, Zug und Basel-Stadt verläuft der Anstieg der Ausgabenquote kontinuierlich über den betrachteten Zeitraum. In 1990 liegt die Ausgabenquote in 14 Kantonen unter 20%. Die 8 Kantone Wallis, Waadt, Graubünden, Genf, Fribourg, Bern, Appenzell-Ausserrhoden und Appenzell-Innerrhoden weisen Ausgabenquoten zwischen 20% und 25% auf. In Uri, Jura, Neuenburg und Obwalden liegt die Ausgabenquote im Jahr 1990 über 25%. Die Ausgabenquote streut regional im Jahr 2002 zwischen 35,1% im Jura und 13% in Basel-Stadt. Nur drei Kantone weisen eine Ausgabenquote von unter 20% auf: Hierzu zählen Basel-Stadt, Zug mit 15,7% und Zürich 18,9%. Basel-Landschaft liegt mit 20,1% knapp darüber. Am Ende des Beobachtungszeitraums ergibt sich in fünf Kantonen eine Ausgabenquote von über 30%. Neben Jura zählen hierzu Uri, Obwalden, Neuenburg und Graubünden.

Über den gesamten Beobachtungszeitraum 1990 bis 2002 ist die Ausgabenquote besonders stark in Graubünden (9,1 Prozentpunkte), Jura (8,9 Prozentpunkte), Nidwalden (8,8 Prozentpunkte), Obwalden (7,7 Prozentpunkte), Neuenburg (7,4 Prozentpunkte) und Thurgau (7,1 Prozentpunkte) angestiegen. Den geringsten Anstieg der Ausgabenquote weist der Kanton Basel-Stadt mit 0,3 Prozentpunkten auf, gefolgt von Bern (1,4 Prozentpunkte), Genf (1,4 Prozentpunkte), Zug (1,9 Prozentpunkte) und Zürich (2,2 Prozentpunkte). Der moderate Anstieg der Ausgabenquote in Basel-Stadt und Bern geht mit einer unterdurchschnittlichen Zuwachsrate der Ausgaben insgesamt in diesen Kantonen einher. In Zug (6,7%), Genf (5,8%) und Zürich (3,7%) sind demgegenüber die Ausgaben insbesondere seit dem Jahr 2000 weit überdurchschnittlich angestiegen.

– Hier Abbildung 2 einfügen –

In Abbildung 2 wird die durchschnittliche jährliche Wachstumsrate des kantonalen BIP im Zeitraum 1990 bis 2002 auf der Abszisse abgetragen. Die entsprechende Veränderungsrate der Nettoausgaben insgesamt findet sich auf der Ordinate. Alle Punkte liegen oberhalb der

² Es wird das von der BAK Basel Economics berechnete kantonale Bruttoinlandprodukt verwendet. Das nominale kantonale BIP wird – aufgrund des Fehlens von kantonalen Preisindizes – mit dem BIP-Deflator der Schweiz deflationiert. Dieser wird vom Bundesamt für Statistik publiziert.

45°-Linie, d.h. das Ausgabenwachstum übersteigt in allen 26 Kantonen das Wachstum des kantonalen Bruttoinlandprodukts.

3. Theoretische Ansätze zur Erklärung des Ausgabenverhaltens von Gebietskörperschaften

Die ausgewerteten Daten zeigen, dass die Ausgabenquote in allen Kantonen zugenommen hat, der Ausgabenanstieg zwischen den Kantonen jedoch erheblich variiert. Während im Kanton Zug die Ausgaben im Zeitraum 1990 bis 2003 mit jährlich durchschnittlich 4,3% angestiegen sind, liegt dieser Anstieg in Uri bei nur 0,9%. Wie können die regionalen Unterschiede der Ausgabenentwicklung der öffentlichen Haushalte erklärt werden? Ist ein höheres Ausgabenwachstum im Kanton auch ein Indiz für unwirtschaftliches oder verschwenderisches Ausgabenverhalten der Entscheidungsträger im öffentlichen Sektor? Dies wäre sicherlich zu kurz gegriffen, da Differenzen in der regionalen Ausgabenentwicklung teilweise durch ökonomische oder strukturelle Rahmenbedingungen begründet sein können oder einfach unterschiedliche Präferenzen der Bürger für öffentliche Güter widerspiegeln. In der Literatur zum fiskalischen Föderalismus wird die Möglichkeit unterschiedliche Versorgungsniveaus mit staatlichen Konsum- und Investitionsgütern zu realisieren als zentraler Vorzug dezentraler Kompetenzverteilung im föderalen System genannt (vgl. Oates, 1972, 1999). Zentrale Regierungen haben demgegenüber aus politischen Gründen kaum die Möglichkeiten das Angebot an öffentlichen Gütern regional zu differenzieren und verfügen oft nicht über die erforderlichen Informationen.

Es lassen sich verschiedene Ansätze zur Analyse des Ausgabenverhaltens im öffentlichen Sektor sowie zur Erklärung regionaler Ausgabendifferenzen unterscheiden. Das öffentliche Ausgabenverhalten wird dabei entweder nachfrageseitig, wie in den Bedarfsansätzen der klassischen Finanzwissenschaft (vgl. Wagner 1876, Brecht, 1932) bzw. in den Beiträgen zum Medianwählermodell (vgl. Bergstrom und Goodman 1973, Borcharding und Deacon, 1972, Turnbull und Mitias, 1999) erklärt oder angebotsseitig, wie in den Modellen zum staats- oder Bürokratieversagen (vgl. Niskanen, 1971, Migué und Bélanger, 1974). Darüber hinaus leisten auch die Produktionsbedingungen im öffentlichen Sektor sowie die Skaleneffekte im Konsum öffentlich angebotener Güter einen potenziellen Beitrag zur Erklärung öffentlicher Ausgabenniveaus. Loehman und Emerson (1985) leiten das Ausgabenverhalten öffentlicher Entscheidungsträger aus einem Wohlfahrtsmaximierungskalkül ab, in das die Nachfrage nach

öffentlichen Leistungen, die Produktionsbedingungen im öffentlichen Sektor sowie die öffentliche Budgetrestriktion simultan eingehen.

Das Ausgabenniveau der Kantone und ihrer Gemeinden bestimmt sich grundsätzlich aus einer Mengenkomponekte und der Komponente der Bereitstellungskosten:

$$(1) \quad \text{AUSG}_{i,t} = \left(\sum_{j=1}^{10} (\text{bp}_{i,t}^j G_{i,t}^j) \right)$$

$\text{AUSG}_{i,t}$ bezeichnet die öffentlichen Ausgaben der Region i im Zeitpunkt t . Sie entsprechen dem Quotienten aus der Ausbringungsmenge $G_{i,t}^j$ an öffentlich angebotenen Gütern in den verschiedenen Ausgabenbereichen $j = 1 \dots 10$ und den dazugehörigen durchschnittlichen Bereitstellungskosten $\text{bp}_{i,t}^j$ je Ausbringungseinheit. Steigen das öffentliche Leistungsniveau $G_{i,t}^j$ oder die durchschnittlichen Bereitstellungskosten $\text{bp}_{i,t}^j$ an, so nehmen auch die öffentlichen Ausgaben zu. Die öffentliche Ausbringungsmenge $\sum_{j=1}^{10} G_{i,t}^j$ kann von verschiedenen Einflussgrößen bestimmt werden. Zu nennen ist hier das durchschnittliche Versorgungsniveau jedes Bürgers $v_{i,t}^j$, die Einwohnerzahl der betrachteten Region $\text{Einw}_{i,t}$, aber auch die zentralörtliche Funktion $Z_{i,t}^j$, die die jeweilige Gebietskörperschaft in bestimmten Ausgabenbereichen für andere Gebietskörperschaften übernimmt.

$$(2) \quad G_{i,t}^j = G(v_{i,t}^j, \text{Einw}_{i,t}, Z_{i,t}^j)$$

Für die partiellen Ableitungen gelten $\partial G_{i,t}^j / \partial v_{i,t}^j > 0$, $\partial G_{i,t}^j / \partial Z_{i,t}^j > 0$ und $\partial G_{i,t}^j / \partial \text{Einw}_{i,t} \geq 0$. Die Ausbringungsmenge $G_{i,t}^j$ im Ausgabenbereich j hängt ceteris paribus positiv vom Versorgungsniveau der Einwohner $v_{i,t}^j$ ab. Im Medianwählermodell stellt $v_{i,t}^j$ eine endogene Grösse dar und wird nachfrageseitig, d.h. durch die Präferenzen und Budgetrestriktionen der Bürger, bestimmt³. Eine bessere Versorgung der Einwohner mit öffentlichen Leistungen $v_{i,t}^j$ in einer Gebietskörperschaft rechtfertigt sich ceteris paribus durch das höhere Einkommen des

³ Das gewünschte Versorgungsniveau $v_{i,t}^j$ wird durch die Einkommenselastizität der Nachfrage des Medianwählers nach öffentlichen Gütern und der Steuerpreiselastizität bestimmt. Der Steuerpreis hängt auch von den Rivalitätseigenschaften der öffentlich angebotenen Leistungen und der Anzahl der Einwohner einer Gebietskörperschaft ab.

Medianwählers. Im Rahmen einer normativen Betrachtung ist es nahe liegend den Medianwähler durch den repräsentativen oder durchschnittlichen Haushalt zu ersetzen, so dass das Pro-Kopf-Einkommen die relevante Einkommensgrösse darstellt. Auch nach dem Wagnerschen Gesetz stellt das Pro-Kopf-Einkommen eine wichtige Determinante der öffentlichen Ausgaben dar. Wagner (1876) stellt die These auf, dass im Rechts- und Wohlfahrtsstaat die Aufgaben des Staates nach Art und Umfang zunehmen und führt den Anstieg der Staatstätigkeit ebenfalls auf die Präferenzen der Bürger zurück. Insbesondere wachsen bei zunehmender Bedeutung einer Region als Wirtschaftsstandort potenziell die Herausforderungen an den Staat als Anbieter wirtschaftsnaher Infrastrukturleistungen. Liegt die Einkommenselastizität der Nachfrage nach öffentlichen Gütern über Eins, so führt Wirtschaftswachstum zu einem Anstieg der Staatsquote.

Neben dem regionalen Pro-Kopf-Einkommen nimmt in Abhängigkeit der Rivalitätseigenschaften der öffentlichen Güter auch die Einwohnerzahl insgesamt Einfluss auf das öffentliche Ausgabenniveau (vgl. Brueckner, 1981)⁴. Handelt es sich bei der öffentlich angebotenen Leistung $G_{i,t}^j$ um ein Gut vom Samuelsonschen Typ, so sind für ein gegebenes Versorgungsniveau $v_{i,t}^j$ die Ausgaben $AUSG_{i,t}^j$ unabhängig von der Einwohnerzahl in der Gebietskörperschaft. Weist die öffentliche Leistung jedoch gewisse Überfüllungseffekte auf, so steigen ceteris paribus die Ausgaben mit der Einwohnerzahl an. Lässt sich die staatliche Leistung $G_{i,t}^j$ als quasi-privates Gut charakterisieren, so ist dieser Ausgabenanstieg proportional zur Einwohnerzahl.

Das Niveau an öffentlich angebotenen Gütern $G_{i,t}^j$ muss nicht allein in der Region, d.h. von internen Determinanten bestimmt sein. Denkbar ist, dass eine gewisse räumliche Arbeitsteilung zwischen den Gebietskörperschaften Unterschiede im Leistungsangebot und damit auch im Ausgabenniveau erklärt. Christaller (1933) entwickelt diesen Gedanken in seinem Konzept der Zentralen Orte. Zentrale Orte verfügen über einen Bedeutungsüberschuss $Z_{i,t}^j$, der sich aus der Differenz zwischen den von den Ortsbewohnern in Anspruch genommenen öffentlichen Leistungen zur Gesamtheit der von einer Gebietskörperschaft

⁴ Es gilt $v_{i,t}^j = G_{i,t}^j (\text{EINW}_{i,t})^{\alpha_j}$. Ist das Gut $G_{i,t}^j$ vom Samuelson-Typ, so dass keine Rivalität in der Nutzung besteht, gilt $v_{i,t}^j \equiv G_{i,t}^j$ und $\alpha_j = 0$. α_j wird als Überfüllungselastizität bezeichnet. Brueckner (1981) definiert die Überfüllungselastizität im Bereich $-1 \leq \alpha_j \leq 0$. Im Fall öffentlich angebotener privater Güter gilt $v_{i,t}^j = G_{i,t}^j / \text{EINW}_{i,t}$ und $\alpha_j = -1$. Treten teilweise Überfüllungseffekte im Konsum des Gutes $G_{i,t}^j$ auf, so ist α_j kleiner als Null aber grösser als minus Eins.

bereitgestellten Leistungen ergibt. Anders ausgedrückt werden Teile des örtlichen Leistungsangebots von Gebietsfremden genutzt. Die zentrale Bereitstellung rechtfertigt sich durch Skaleneffekte in der Produktion und im Konsum öffentlicher Leistungen. Gleichzeitig kann durch sie das Prinzip der fiskalischen Äquivalenz durchbrochen werden, d.h. die Gruppe der Nutzer öffentlicher Güter ist dann nicht mit der Gruppe der Kostenträger identisch. Nutzen die umliegenden Gebietskörperschaften das Leistungsangebot der Zentren aus, um die Steuern in der eigenen Gebietskörperschaft zu senken, wird von Trittbrettfahrerverhalten gesprochen. Ein Problem, das bereits Oates (1972) beschreibt und zu dessen Lösung zumeist eine Zusammenlegung der Gebietskörperschaften bzw. der Finanzausgleich vorgeschlagen wird.

Neben der räumlichen Arbeitsteilung treten unter den Bedingungen des Steuer- oder Systemwettbewerb (vgl. Wilson und Wildasin, 2004) bzw. gewisser Formen des Yardstick-Competition (vgl. Besley und Case, 1995) weitere Form interregionaler Interdependenz auf. Ausgabenanstiege in der eigenen Gebietskörperschaft können in diesen Modellen auch Ausgabenanstieg in konkurrierenden Gebietskörperschaften induzieren und umgekehrt. Die Reaktionen bzw. die interregionalen Impulse gehen dabei tendenziell in dieselbe Richtung. Neue Ansätze zur räumlichen Ökonometrie, wie sie u.a. von Anselin (1988, 2003b) vorgeschlagen werden, bieten das methodische Instrumentarium, um derartige räumliche Interdependenzen empirisch abzubilden.

Die Preiskomponente wird durch die Bereitstellungskosten $bp_{i,t}^j$ der öffentlichen Güter und Dienstleistungen beschrieben. Die Bereitstellungskosten $bp_{i,t}^j$ hängen wiederum von verschiedenen Einflussgrößen ab:

$$(2) \quad bp_{i,t}^j = (G_{i,t}^j)^\tau p_{i,t}^j .$$

Hierzu zählen einmal die Produktionsbedingungen im öffentlichen Sektor; so können beim Auftreten von positiven Skalenerträgen in der Produktion die durchschnittlichen Bereitstellungskosten mit der Ausbringungsmenge $G_{i,t}^j$ sinken, wenn $\tau < 0$ gilt. Steigt die Ausbringungsmenge mit der Einwohnerzahl im öffentlichen Sektor, was wahrscheinlich ist, so können die Produktionsbedingungen auch Grössenvorteile in Bezug auf die Einwohnerzahl bewirken. Im Fall konstanter Skalenerträge gilt $\tau = 0$ und die Bereitstellungskosten sind unabhängig von der Ausbringungsmenge. Eine zweite Determinante der regionalen

Bereitstellungskosten stellt das örtliche Preisniveau $p_{i,t}^j$ dar. Nach Brecht (1932) sind die Faktorkosten im öffentlichen Sektor in Städten oder verdichteten Siedlungsräumen höher als im ländlichen Raum, damit steigen auch die Bereitstellungskosten mit der Einwohnerdichte. Man spricht vom Gesetz der progressiven Parallelität zwischen Staatsausgaben und Bevölkerungsmassierung.

Das Ausgabenniveau einer Region hängt damit auf verschiedene Weise von der Einwohnerzahl, der Einwohnerdichte, dem Pro-Kopf-Einkommen und der übernommenen zentralörtlichen Funktion eines Kantons ab⁵. Darüber hinaus werden in der Literatur auch politökonomische und institutionelle Einflüsse zur Erklärung interregionaler Ausgabendifferenziale herangezogen. So könnte die Ausbringungsmenge durch Budgetmaximierungsverhalten der Bürokraten und die Bereitstellungskosten durch X-Ineffizienzen im öffentlichen Sektor beeinflusst werden. Feld und Matsusaka (2002) untersuchen den Einfluss verschiedener Institutionen der direkten Demokratie und Schaltegger und Feld (2001) den Einfluss der Fragmentierung auf Gemeindeebene auf das Ausgabenverhalten von Gebietskörperschaften. Schelker und Eichenberger (2003) setzen sich mit der Bedeutung autonomer Rechnungsprüfungsorgane zur Disziplinierung des öffentlichen Ausgabenverhaltens auseinander. Darüber hinaus könnten auch von der Einnahmenseite Auswirkungen auf das Ausgabenverhalten der Kantone ausgehen (vgl. Loehman und Emerson, 1985). Insbesondere ist unter der Annahme einer intertemporalen öffentlichen Budgetrestriktion der öffentliche Schuldenstand eine mögliche Determinante des Ausgabenverhaltens.

⁵ Die öffentlichen Ausgaben einer Gebietskörperschaft lassen sich über ein Wohlfahrtsmaximierungskalkül in einen funktionalen Zusammenhang mit den genannten Ausgabendeterminanten bringen. Es wird angenommen, dass die Entscheidungsträger im öffentlichen Sektor einer Gebietskörperschaft eine Ausgabenpolitik betreiben, die das Nutzenniveau des repräsentativen Haushalts maximiert. Die Wohlfahrtsfunktion $W = W\left(\sum_{j=1}^{10} v_{i,t}^j, y_{i,t} - t_{i,t}\right)$ hängt von dessen Versorgung mit öffentlichen Leistungen $v_{i,t}^j$ und dem verfügbaren Einkommen $(y_{i,t} - t_{i,t})$ des repräsentativen Haushalts ab; $t_{i,t}$ bezeichnet die Steuerlast. Die öffentlichen Entscheidungsträger wählen $v_{i,t}^j$ und $t_{i,t}^j$ so, dass die Wohlfahrtsfunktion unter der Nebenbedingung eines ausgeglichenen öffentlichen Budgets maximiert wird. Die öffentlichen Ausgaben dürfen die öffentlichen Einnahmen $EIN_{i,t} = \left(\sum_{j=1}^{10} (Z_{i,t}^j) + EINW_{i,t} t_{i,t}\right)$ in der Gebietskörperschaft nicht übersteigen. Letztere setzen sich aus den Steuereinnahmen $EINW_{i,t} t_{i,t}$ und den Finanzaufweisungen anderer Gebietskörperschaften $Z_{i,t}^j$ zusammen. Aus der Optimalitätsbedingung erster Ordnung lässt sich unter Berücksichtigung der Bedingungen (1), (2) und (3) eine Gleichung reduzierter Form ableiten, die die öffentlichen Ausgaben in einen funktionalen Zusammenhang zu den genannten Ausgabendeterminanten bringen (vgl. Loehmann und Emerson, 1985).

4. Schätzansatz und Daten

Auf der Grundlage der in Abschnitt 3 dargestellten theoretischen Erklärungsansätze zum Ausgabenverhalten von Gebietskörperschaften lassen sich Unterschiede im interregionalen Ausgabenniveau potenziell durch verschiedene regionale Ausgabeterminanten erklären. Der Einfluss dieser Faktoren auf das Ausgabenniveau $AUSG_{i,t}^j$ im Kanton soll im Weiteren ökonometrisch quantifiziert werden. Da der funktionale Zusammenhang nicht bekannt ist, wäre es richtig, zunächst eine Schätzgleichung in Translog-Funktionsform zu wählen⁶. Unter Berücksichtigung quadratischer und gemischter Terme lässt die Güte der Schätzung jedoch erheblich nach, so dass ein log-linearer Zusammenhang unterstellt wird:

$$(4) \quad \ln(AUSG_{i,t}^j) = e_t + \gamma_1 \ln(EINW_{i,t}) + \gamma_2 [\ln(E65_{i,t}) - \ln(EINW_{i,t})] \\ + \gamma_3 [\ln(E18_{i,t}) - \ln(EINW_{i,t})] + \gamma_4 [\ln(BIP_{i,t}) - \ln(EINW_{i,t})] \\ + \gamma_5 [\ln(EINW_{i,t}) - \ln(F_{i,t})] + \gamma_6 [\ln Z(BK)_{i,t}^j - \ln(EINW_{i,t})] \\ + \gamma_7 [\ln Z(KK)_{i,t}^j - \ln(EINW_{i,t})] + u_{i,t}$$

Die Pro-Kopf-Schätzung wird entsprechend der Gleichung

$$(5) \quad [\ln(AUSGESR_{i,t}^j) - \ln(EINW_{i,t})] = e_t + (\gamma_1 - 1) \ln(EINW_{i,t}) \\ + \gamma_2 [\ln(E65_{i,t}) - \ln(EINW_{i,t})] + \gamma_3 [\ln(E18_{i,t}) - \ln(EINW_{i,t})] \\ + \gamma_4 [\ln(BIP_{i,t}) - \ln(EINW_{i,t})] + \gamma_5 [\ln(EINW_{i,t}) - \ln(F_{i,t})] \\ + \gamma_6 [Z(BK)_{i,t}^j - \ln(EINW_{i,t})] + \gamma_7 [Z(KK)_{i,t}^j - \ln(EINW_{i,t})] + u_{i,t}$$

durchgeführt. Der Index $i = 1 \dots 26$ bezeichnet den Kanton, t den Zeitpunkt der Beobachtung, $j = 0$ die Ebene der Nettoausgaben insgesamt, $j = 1, \dots, 10$ den jeweiligen Ausgabenbereich und $u_{i,t}$ den üblichem Störterm. Die kantonale Einwohnerzahl ($EINW_{i,t}$), entspricht der ständigen Wohnbevölkerung im Kanton zur Jahresmitte. Das regionale Bruttoinlandprodukt je Einwohner ($BIP_{i,t}/EINW_{i,t}$) geht als regionale Einkommens- und Produktivitätsgrösse in die Schätzung ein. Die Einwohnerdichte ($EINW_{i,t}/F_{i,t}$) ist definiert als Einwohnerzahl in Relation zur Kantonsfläche ($F_{i,t}$). Die demografische Struktur im Kanton wird als Anzahl der Einwohner mit einem Lebensalter über 65 Jahren zur Einwohnerzahl insgesamt ($E65_{i,t}/EINW_{i,t}$) bzw. als Anzahl der Einwohner mit einem Lebensalter unter 18 Jahren zur Einwohnerzahl insgesamt ($E18_{i,t}/EINW_{i,t}$) spezifiziert. Man würde erwarten, dass sowohl

⁶ Sie stellt eine Taylor-Approximation zweiten Grades an eine beliebige logarithmierte Funktion dar (vgl. Hansen, 1993).

Jugendliche und Kinder als auch Senioren in besonderem Masse öffentliche Leistungen in Anspruch nehmen, so dass ein höherer Anteil dieser Bevölkerungsgruppen an der Gesamtbevölkerung die öffentlichen Ausgaben im Kanton ansteigen lassen.

Der Einfluss des vertikalen Finanzausgleichs auf das Ausgabenverhalten im Kanton wird durch die Bundestransfers $(Z(BK)_{i,t}^j / \text{EINW}_{i,t})$ je Einwohner berücksichtigt. Da die Schätzgleichung in logarithmierter Form spezifiziert ist, werden Variablen, die den Wert Null annehmen, durch einen vernachlässigbar kleinen Wert ersetzt. Die Bundestransfers sind zu rund 3/4 zweckgebunden und an Eigenleistungen der Kantone geknüpft. Dies legt nahe, dass die Nettoausgaben (welche die Bundestransfers enthalten) mit den Bundestransfers ansteigen und zwar um einen Betrag höher als die Bundestransfers selbst. Dieser Ausgabenanstieg könnte von Seiten des Bundes gewünscht sein, so dass die Finanzhilfen als Instrument zur Stimulation kantonaler Ausgaben interpretiert werden müssen. Es besteht jedoch auch die Möglichkeit, dass dieser Zusammenhang teilweise den so genannten „Flypaper Effekt“ widerspiegelt (vgl. Blankart, 2003). Er liegt vor, wenn die Ausgaben untergeordneter Gebietskörperschaften stärker ansteigen als die im Finanzausgleich empfangenen Transferzahlungen und zwar insbesondere dann, wenn die Transfers nicht an Eigenbeteiligungen gebunden sind. Dies gilt im vertikalen Finanzausgleich zwischen Bund und Kantonen für Abgeltungen oder Ertragsbeteiligungen.

Die zentralörtlichen Funktionen der Region wird, als die vom Kanton von anderen Kantonen empfangenen horizontalen Transfers je Einwohner $(Z(KK)_{i,t}^j / \text{EINW}_{i,t})$ spezifiziert. Es wird die Annahme getroffen, dass der Leistungstransfer zwischen den Kantonen und damit die kantonale Bedeutung im Rahmen der interregionalen Arbeitsteilung durch die Höhe der von anderen Kantonen empfangenen Transfers $Z(KK)_{i,t}^j$ abgebildet werden kann. Je mehr Transfers empfangen werden, desto ausgeprägter ist die zentralörtliche Funktion des Kantons im jeweiligen Ausgabenbereich. Nach Frey (2002) ist der horizontale Lastenausgleich zwischen den Kantonen fast ausschliesslich auf die Abgeltung von Zentrumsleistungen beschränkt. Die Nettoausgaben laut Finanzstatistik enthalten nur die geleisteten, jedoch nicht die empfangenen Transfers. Werden die zentralörtlichen Leistungen nicht adäquat durch die empfangenen Transfers $Z(KK)_{i,t}^j$ abgegolten, so sollten mit steigendem $Z(KK)_{i,t}^j$ die Ausgaben im Kanton anwachsen. Dies könnte als ein Hinweis auf Trittbrettfahrerverhalten interpretiert werden, zumindest jedoch als Aufweichung des Prinzips der fiskalischen Äquivalenz. Durch die Berücksichtigung der horizontalen Transfers in der Schätzung kann

auch ein Teil der räumlichen Autokorrelation aufgefangen werden. Räumliche Interdependenzen über die zentralörtliche Funktion hinaus sind in den Schätzungen durch die Berücksichtigung räumlicher Autokorrelation erfasst.

4.1. Schätzergebnisse für die Ausgaben insgesamt

In einem ersten Schritt werden die realen Nettoausgaben der Kantone und Gemeinden insgesamt geschätzt. In Abschnitt 4.2 sind die Schätzergebnisse für einzelne Ausgabenbereiche der Finanzstatistik ausgewiesen. Untersucht werden die 26 Schweizer Kantone im Zeitraum von 1990 bis 2002. Als methodischer Ansatz wird die Panelanalyse verwendet, die sowohl Querschnitts- als auch Zeitreihendaten in der Schätzung berücksichtigt. Gleichung (4) wird jedoch nicht direkt in Abhängigkeit der Pro-Kopf-Grössen, sondern in der Form

$$(6) \quad \ln(\text{AUSG}_{i,t}) = e_t + \tilde{\gamma}_1 \ln(\text{EINW}_{i,t}) + \gamma_2 \ln(\text{E65}_{i,t}) + \gamma_3 \ln(\text{E18}_{i,t}) + \gamma_4 \ln(\text{BIP}_{i,t}) \\ + \gamma_5 \ln(\text{F}_{i,t}) + \gamma_6 \ln \text{Z}(\text{BK})_{i,t} + \gamma_7 \ln \text{Z}(\text{KK})_{i,t} + u_{i,t}$$

geschätzt⁷, so dass sich die partielle Einwohnerelastizität als

$$(7) \quad E_{\text{partiell}} = \frac{\partial \ln(\text{AUSG}_{i,t})}{\partial \ln(\text{EINW}_{i,t})} = \gamma_1 = [\tilde{\gamma}_1 - \gamma_2 - \gamma_3 - \gamma_4 - \gamma_5 - \gamma_6]$$

ergibt. Diese Elastizität ist von gewisser Bedeutung, da sie Rückschlüsse auf Grössenvorteile in Bezug auf die Kantone zulässt. Grössenvorteile liegen vor, wenn in einwohnerreichen Kantonen signifikant geringere Pro-Kopf-Ausgaben anfallen als in einwohnerarmen Kantonen. Oder anders ausgedrückt, wenn sich im Quervergleich die öffentlichen Ausgaben mit der Einwohnerzahl degressiv entwickeln. Dies könnte auf Skaleneffekte im Konsum oder in der Produktion öffentlicher Leistungen zurückzuführen sein. Ceteris paribus liegen Grössenvorteile vor, wenn die partielle Einwohnerelastizität kleiner Eins ist. Nur in diesem Fall steigen die Ausgaben unterproportional mit der Einwohnerzahl an. Ist die Einwohnerelastizität hingegen grösser Eins, so entwickeln sich die öffentlichen Ausgaben im interregionalen Vergleich überproportional mit der Einwohnerzahl. Die Ausgabenprogression wird oft politökonomisch erklärt. Frey (2005, S. 16) führt an, dass in kleinen Kantonen "...die

⁷ Diese Transformation erfolgt, um das Problem der Heteroskedastizität abzumildern.

Bürger ihr Gemeinwesen genauer überblicken und einen wirksameren Druck auf sparsamen Einsatz öffentlicher Mittel ausüben als in grösseren und zwangsläufig anonymeren Gebietskörperschaften.“

Zum Nachweis räumlicher Autokorrelation in der Schätzung findet die Moran's I Statistik Verwendung (vgl. Anselin, 1988, 2003). Liegt räumliche Autokorrelation vor, sind Schätzgleichung (5) bzw. (6) als Spatial Error Model (SEM) bzw. Spatial Lag Model (SLM) zu spezifizieren (vgl. Anhang). Der Zeitindex t an der Konstanten e_t weist auf die in der Schätzung berücksichtigten Zeitdummies hin, die als fixe Zeiteffekte die Besonderheiten der entsprechenden Periode, welche nicht im Modell erklärt werden, abbilden. Raumspezifische Effekte oder Individualeffekte, die unbeobachtbare Heterogenität zwischen den Merkmalsträgern in der Schätzung auffangen, bleiben demgegenüber unberücksichtigt. Dies ermöglicht die Fokussierung auf den Quervergleich und damit auf interregionale gegenüber intraregionale Einflüsse⁸.

Die Ergebnisse der OLS-Regressionen sind im linken Teil von Tabelle 2 aufgeführt. Im rechten Teil der Tabelle finden sich die Spezifikationen im SLM und SEM. In Spezifikation (2) geht neben der Einwohnerzahl auch das kantonale reale Bruttoinlandprodukt (BIP) als erklärende Variable ein. Der entsprechende Koeffizient beträgt 0,47 und ist hoch signifikant. In Spezifikation (2) ist zwar noch Multikollinearität enthalten, diese verschwindet jedoch zu einem grossen Anteil in den Pro-Kopf-Schätzungen, ohne dass der BIP-Koeffizient davon betroffen wäre. In der überlegenen Spezifikation (9) ergibt sich ein Koeffizient von 0,5. Ceteris paribus steigen die Ausgaben bei einem 1%igen Anstieg des BIP um ca. ein halbes Prozent an. Unter sonst gleichen Bedingungen führt ein hohes BIP-Wachstum zu einem Rückgang der Ausgabenquote. Diese Beobachtung leistet auch einen Erklärungsbeitrag zur niedrigen Ausgabenquote des Kantons Basel-Stadt von 13,6% in 2002.

– **Hier Tabelle 2 einfügen** –

In Spezifizierung (3) wird die Kantonsfläche als zusätzliche Ausgabeterminante einbezogen. Das erwartete negative Vorzeichen zeigt sich in (3) nicht, jedoch in allen weiteren Spezifikationen mit einem Koeffizienten zwischen -0,03 und -0,04. In Spezifikation (9) ergibt sich ein Koeffizient von -0,037. Mit zunehmender Fläche und damit ceteris paribus verringerter Dichte sinken – wie erwartet – die Ausgaben. Für die von anderen Kantonen

⁸ Vgl. Büttner (2001), Schaltegger (2003)

empfangenen Transfers $Z(KK)_{i,t}$ ergibt sich auf Stufe der Ausgaben insgesamt in keiner Spezifikation ein signifikanter Einfluss. Die zentralörtliche Funktion, die auch im Dienste anderer Kantone übernommen wird, hat keinen Einfluss auf das Ausgabenniveau im Kanton. Dieses Ergebnis erklärt sich möglicherweise daraus, dass sich die horizontalen Transfers zwischen den Schweizer Kantonen nur auf wenige Ausgabenbereiche, wie Bildung oder Gesundheit, konzentrieren. Darüber hinaus machen die interkantonalen Transfers nur etwa 0,5% bis 1,1% der gesamten Nettoausgaben der Kantone und ihrer Gemeinden aus. Wie sich in den Schätzungen für die einzelnen Ausgabenbereiche zeigen wird, ergeben sich in einzelnen Ausgabenbereichen signifikante Koeffizienten (vgl. Tabelle 3).

Für die Bundesbeiträge $Z(BK)_{i,t}$ werden signifikant positive und robuste Koeffizienten zwischen 0,31 und 0,34 geschätzt. In Spezifikation (9) beträgt der Koeffizient 0,31. Steigen die Bundesbeiträge um 1%, so steigen die Nettoausgaben um ca. 0,3% an. Aus der Elastizität $\partial \ln(AUSG_{i,t}) / \partial \ln(Z(BK)_{i,t}) = \gamma_6$ lassen sich Aussagen über den Effekt ableiten, der von einer Erhöhung der Bundeszuweisungen auf die Nettoausgaben im Niveau ausgeht. Es gilt der Zusammenhang

$$(8) \quad \frac{\partial AUSG_{i,t}}{\partial Z(BK)_{i,t}} = \gamma_6 \frac{AUSG_{i,t}}{Z(BK)_{i,t}}.$$

Im Jahr 2003 variiert die Relation der Ausgaben insgesamt zu den Bundestransfers zwischen 12,5 in Genf und 2,6 in Uri. Genf erhält somit Bundestransfers von ca. 8% an den Ausgaben, wohingegen Uri Bundestransfers in Höhe von ca. 39% der Gesamtausgaben zufließen. Im ungewichteten Kantonsdurchschnitt beträgt die Relation ca. 6. Der Ausgabenanstieg in Folge einer Zunahme der Bundestransfers um 1 CHF liegt damit im Kantonsdurchschnitt bei 1,86 CHF, mit einer Obergrenze von 3,88 CHF für Genf und einer Untergrenze für Uri von 0,81 CHF. Das die Nettoausgaben (welche die Bundestransfers enthalten) in Uri um einen geringeren Betrag ansteigen als die Bundestransfers, könnte dadurch bedingt sein, dass in Uri Substitutionseffekte stattfinden. Die vom Bund subventionierten Ausgaben geben Anlass zur Reduktion nicht subventionierter Ausgaben. Finanzhilfen beeinflussen in diesem Fall weniger das Ausgabenniveau, als vielmehr die Struktur der Ausgaben. Der „Flypaper Effekt“ zeigt sich im Kanton Uri nicht, da die Ausgaben weniger stark ansteigen als die empfangenen Transferzahlungen, d.h. die Zahlungen aus dem Bund werden teilweise genutzt, um die Steuerzahler im Kanton zu entlasten.

Interessant ist, dass die partielle Einwohnerelastizität in Spezifikation (9) gegenüber dem Wert aus Spezifikation (1) (vgl. Tabelle 2) von 1,039 auf 1,065 ansteigt. Die öffentlichen Ausgaben in den Kantonen nehmen also überproportional mit der Einwohnerzahl eines Kantons zu. Ceteris paribus fallen die öffentlichen Ausgaben in einem Kanton mit der doppelten Einwohnerzahl gegenüber dem kleineren Kanton um 106,5% höher aus. Diese Ausgabenprogression wird durch andere Ausgabeterminanten, wie beispielsweise das Bruttoinlandprodukt jedoch leicht abgeschwächt. In den Spezifikationen (4) bis (10) werden weitere Einwohnervariablen wie die „Einwohner über 65 Jahren“ und die „Einwohner unter 18 Jahren“ in den Schätzungen berücksichtigt. Beide Variablen sind in allen Schätzvarianten signifikant. Entgegen der Erwartungen weist jedoch nur die Variable „Einwohner unter 18 Jahre“ ein positives Vorzeichen auf. Ein hoher Anteil an Senioren scheint im Gegenteil die öffentlichen Ausgaben zu senken. Dieses Ergebnis ist zunächst contra intuitiv, zu bedenken ist jedoch, dass die meisten öffentlichen Ausgaben in den Kantonen im Bereich Bildung anfallen.

Für alle fünf Spezifikationen (1) bis (5) ist die Moran's I Statistik signifikant, d.h. die räumliche Autokorrelation sollte in den Schätzgleichungen berücksichtigt werden. Anhand der vier LM-Teststatistiken wird bestimmt, ob das SLM oder das SEM zu verwenden ist. In der letzten Zeile von Tabelle 2 sind die Resultate der Modellauswahl aufgeführt. In den Spezifikationen (2), (3) und (4) wird anhand der Teststatistiken das SEM ausgewählt. In der Pro-Kopf-Schätzung ist das SLM zu verwenden. In (7) und (9) wird die Gleichung als SEM geschätzt. In (9) wurde die „Gewichtungsmatrix B“ durch die „Gewichtungsmatrix BD“ ersetzt (vgl. Anhang). Gemäss dem Log Likelihood, AIC und AC weist die Spezifizierung (9) gegenüber (4) und (7) die höhere Güte auf. Die Schätzkoeffizienten von (9) unterscheiden sich von denen in (7) nur geringfügig. Der Koeffizient von Lamda ist jeweils signifikant. Durch die Berücksichtigung der räumlichen Autokorrelation geht die partielle Einwohnerelastizität nur leicht von 1,076 (Spezifikation 4) auf 1,065 zurück. Auch die übrigen Koeffizienten erweisen sich als recht robust.

Zur Kontrolle wurde die Schätzgleichung (6) als SLM geschätzt. Die Spezifizierungen (8) und (10) weisen gemäss Log Likelihood, AIC und AC eine geringere Güte als die SEM-Varianten (7) und (9) auf. In (10) wird die „Gewichtungsmatrix B“ wiederum durch die „Gewichtungsmatrix BD“ ersetzt. In beiden SLM-Varianten kann ein kleiner, signifikant positiver Spillover von 0,04 nachgewiesen werden. Dies bestätigt die Theorie des Systemwettbewerbs sowie das Konzept des Yardstick Competition. In beiden Ansätzen wird davon ausgegangen, dass ein Kanton sein Ausgabenverhalten am Ausgabenverhalten der

Nachbarkantone ausrichtet. Die Reaktionen gehen dabei tendenziell in dieselbe Richtung. Der positive Spilloverkoeffizient in Spezifikation (8) und (10) weist darauf hin, dass ein Ausgabenanstieg in den Nachbarkantonen auch einen positiven Effekt auf die Ausgaben im Kanton hat. Ein Ausgabenrückgang in den Nachbarkantonen induziert demgegenüber auch ein Ausgabenrückgang in der betrachteten Gebietskörperschaft. Es wird immer wieder die Befürchtung geäußert, insbesondere der Steuerwettbewerb führe zu einem Herunterkonkurrieren des Ausgaben- und Leistungsniveaus der beteiligten Gebietskörperschaften. Der in allen Schweizer Kantonen im Untersuchungszeitraum 1990 bis 2002 beobachtbare Ausgabenanstieg widerlegt diese Befürchtung. Im ungewichteten Kantonsdurchschnitt sind die Nettoausgaben der Kantone und Gemeinden um jährlich durchschnittlich 2,4% angestiegen. Tatsächlich scheinen damit auch von den Spillover eher stimulierende Impulse auf das Ausgabenverhalten der Gebietskörperschaften auszugehen.

4.2. Schätzergebnisse für einzelne Ausgabenbereiche der Finanzstatistik

Schätzgleichung (6) wird auch für die zehn Ausgabenbereiche der Finanzstatistik geschätzt. Anwendung findet zunächst wiederum die OLS-Spezifikation. In Tabelle 3 sind die Schätzergebnisse aufgeführt. Schätzergebnisse der Spezifikationen mit Berücksichtigung räumlicher Autokorrelation im SLM bzw. SEM finden sich für sechs Ausgabenbereiche in Tabelle 4. Neben den jeweiligen Erklärungsvariablen sind wiederum in allen Spezifizierungen Zeitdummys berücksichtigt. In den Schätzungen ergibt sich, trotz Berücksichtigung struktureller Unterschiede zwischen den Kantonen, in neun der zehn Ausgabenbereichen eine Ausgabenprogression in Abhängigkeit der Einwohnerzahl, d.h. die öffentlichen Ausgaben steigen ceteris paribus im Quervergleich relativ zur Einwohnerzahl überproportional an. Nur im Ausgabenbereich Volkswirtschaft ergibt sich eine partielle Einwohnerelastizität der öffentlichen Ausgaben von 0,955 und damit keiner als Eins. Der Ausgabenbereich „Volkswirtschaft“ umfasst die Unterkategorien Landwirtschaft, Forstwirtschaft und Jagd und Fischerei, in denen sich insbesondere ländliche, einwohnerschwache Kantone engagieren. In den übrigen Ausgabenbereichen nehmen die partielle Einwohnerelastizitäten Wert zwischen $\gamma_1^{KF} = 1,11$ im Bereich Kultur und Freizeit und $\gamma_1^{UR} = 1,002$ im Bereich Umwelt und Raumordnung an.

Im Folgenden sollen die vier ausgabenintensivsten kantonalen Ausgabenbereiche Bildung, Gesundheit, Soziale Wohlfahrt und Verkehr näher betrachtet werden. Der Ausgabenbereich

Bildung nimmt im Jahr 2003 in 22 Kantonen den grössten Anteil der Gesamtausgaben in Anspruch. Er entspricht 23,7% und die dazugehörigen Pro-Kopf-Ausgaben betragen 3.122 CHF. In den Ausgabenbereich Gesundheit fliessen 16,8% der Gesamtausgaben der Kantone und Gemeinden; die durchschnittlichen Pro-Kopf-Ausgaben liegen bei 2.458 CHF. Die Soziale Wohlfahrt stellt den drittgrössten Ausgabenbereich dar. Er umfasst 15,4% der gesamten Nettoausgaben, die Pro-Kopf-Ausgaben für Soziale Wohlfahrt sind mit ca. 2.143 CHF zu veranschlagen. 10,9% der gesamten öffentlichen Ausgaben werden für den Ausgabenbereich Verkehr aufgewendet, woraus sich Pro-Kopf-Ausgaben von 1.162 CHF ergeben. Alle Pro-Kopf-Grössen und Prozentzahlen beziehen sich auf reale Werte des Jahres 2003, in Preisen von 2000 sowie den ungewichteten Kantonsdurchschnitt (vgl. Kellermann, 2006).

– Hier Tabelle 3 einfügen –

Die Moran's I Statistik der OLS-Schätzung für die Nettoausgaben im Bereich Bildung zeigt an, dass räumliche Autokorrelation vorliegt (vgl. Tabelle 3). Aufgrund der Teststatistiken wird die Schätzung in der SLM Spezifikation interpretiert. Der Koeffizient des Spillovers ist signifikant positiv mit einem Wert von 0,045 (vgl. Tabelle 4). Das BIP hat keinen signifikanten Einfluss auf die Bildungsausgaben. Für die von anderen Kantonen empfangenen Transfers ergibt sich im Bereich Bildung $Z(KK)_{i,t}^B$ ein dem Niveau nach geringer, jedoch signifikant positiver Einfluss. Die meisten horizontalen Transfers zwischen den Kantonen werden im Bereich Bildung getätigt. Sie machen in 2003 89% sämtlicher zwischen den Kantonen geleisteter Transfers aus⁹. Dieses Schätzergebnis deutet darauf hin, dass Kantone, die Leistungen im Bereich Bildung für Bürger anderer Kantone erbringen, tendenziell höhere Nettoausgaben (ohne empfangene Transfers aus anderen Kantonen) leisten. Eine mögliche Ursache hierfür wäre, dass die Kantone nicht adäquat für ihren Leistungsexport abgegolten werden, sondern auch einen eigenen Beitrag zur Finanzierung der Leistungen für Gebietsfremde aufwenden. Andererseits könnte aber auch der Flypaper-Effekt den positiven Koeffizienten erklären.

⁹ Dies entspricht im Jahr 2003 immerhin einem Ausgabenanteil von 3,8% an den Ausgaben der Kantone und Gemeinden im Ausgabenbereich Bildung. Interessant ist, dass dieser Anteil von 1,4% in 1990 im zeitlichen Verlauf erheblich zugenommen hat. Im Kanton Zürich entsprechen die empfangenen Transfers in 2003 3,3% der Nettoausgaben, in Fribourg und Basel-Stadt sogar knapp 10%.

Für die Bundesbeiträge im Bereich Bildung $Z(BK)_{i,t}^B$ ergibt sich ebenfalls ein signifikant positiver Koeffizient. Steigen die Bundesbeiträge um 1% an, so steigen die Nettoausgaben in diesem Ausgabenbereich um ca. 0,071% an. Der Einwohnerkoeffizient ist mit einem Wert von 0,647 positiv signifikant. Es ergibt sich eine partielle Einwohnerelastizität von 1,003, so dass im Bildungsbereich keine Grössenvorteile auszumachen sind. Wenig überraschend ist, dass der Anteil der Einwohner unter 18 Jahren einen positiven Effekt auf die Nettoausgaben im Bereich Bildung zeigt. Der entsprechende Koeffizient beträgt 0,172, fällt jedoch in den Ausgabenbereichen „Gesundheit“ und „Öffentliche Sicherheit“ noch höher aus. Ein hoher Anteil an Einwohnern über 65 Jahren lässt die Ausgaben im Bereich Bildung signifikant zurückgehen. Miller (1996) weist für texanische Landkreise ebenfalls einen negativen Einfluss des Anteils an Senioren auf die öffentlichen Bildungsausgaben aus.

In der OLS-Schätzung für den Gesundheitsbereich zeigt die Moran's I Statistik ebenfalls räumliche Autokorrelation an. Diese ist jedoch in der Störvariablen zu suchen. Räumliche Spillover spielen demgegenüber eine untergeordnete Rolle. Aufgrund der in Tabelle 3 ausgewiesenen Teststatistiken wird die Schätzung deshalb in der SEM Spezifikation durchgeführt (vgl. Tabelle 4). Das BIP weist in dieser Schätzung einen signifikant positiven Koeffizienten auf. Steigt das BIP um 1%, so steigen die Gesundheitsausgaben um 0,88%. Folgerichtig ist die Ausgabenquote im Bereich Gesundheit, gemessen als Nettoausgaben in Relation zum BIP, seit 1990 von 5,3% auf 4,9% im Jahr 2003 zurückgegangen. Am stärksten schlägt dieser Rückgang der Ausgabenquote mit 1,8 Prozentpunkte im Kanton Bern zu Buche. In 1990 betrug die Ausgabenquote im Bereich Gesundheit dort 7,3% und reduziert sich bis 2003 auf 5,5%.

Im Gesundheitsbereich nimmt der Einwohnerkoeffizient einen positiv signifikanten Wert von 0,182 an (vgl. Tabelle 4). Es ergibt sich eine Einwohnerelastizität von 1,091, die Kostenprogression ist damit höher als auf Ebene der Gesamtausgaben, auf der die Einwohnerelastizität 1,065 beträgt. Die Alterstruktur hat wiederum einen signifikanten Einfluss auf die Nettoausgaben im Bereich Gesundheit. Die Vorzeichen sind jedoch contraintuitiv, indem mit steigendem Anteil der Einwohner unter 18 Jahren die Ausgaben für Gesundheit steigen, wohingegen ein hoher Anteil an Einwohnern über 65 Jahren die Ausgaben im Bereich Gesundheit absinken lässt. Dieses Ergebnis kann die Auffassung nicht bestätigen, wonach sich die Kleinräumigkeit im Gesundheitswesen Kosten treibend auswirke (vgl. Blöchliger, 2005).

– Hier Tabelle 4 einfügen –

Den empfangenen Kantonszuweisungen $Z(KK)_{i,t}^G$ kommt im Bereich Gesundheit keine Bedeutung bei der Erklärung der kantonalen Ausgaben zu, der entsprechende Koeffizient ist in der Schätzung nicht signifikant. Die horizontalen Transfers zwischen den Kantonen im Bereich Gesundheit betragen in 2003 30,2 Mio. CHF (in Preisen von 2000). Dies entspricht nur etwa 3,1% sämtlicher, zwischen den Kantonen geleisteter Transfers und im Jahr 2003 einem Ausgabenanteil von 0,17% an den von den Kantonen und Gemeinden getätigten Gesundheitsausgaben¹⁰. Die meisten Transfers gehen nach Basel-Stadt bzw. Basel-Landschaft. Die Schätzergebnisse legen den Schluss nahe, dass die Gesundheitsleistungen, die für Bürger anderer Kantone erbracht werden, durch die empfangenen Transfers abgegolten sind. Die durch manche Kantone übernommene zentralörtliche Funktion im Gesundheitsbereich führt nicht zu einem signifikanten Anstieg der öffentlichen Nettoausgaben. Für die vom Bund empfangenen Transfers im Bereich Gesundheit $Z(BK)_{i,t}^G$ ergibt sich ein signifikant positiver Einfluss. Der Koeffizient ist mit 0,00005 jedoch, verglichen mit dem entsprechenden Koeffizient auf Ebene der Gesamtausgaben von 0,341, verschwindend gering.

Im Bereich Soziale Wohlfahrt wird die OLS-Schätzung als überlegende Spezifikation ausgewiesen. Die Berücksichtigung räumlicher Autokorrelation ist nicht erforderlich. Das kantonale BIP zeigt einen signifikanten Koeffizienten in Höhe von 0,658 (vgl. Tabelle 3). Die Ausgaben für Soziale Wohlfahrt steigen ceteris paribus unterproportional mit dem BIP an. Die Kantonsfläche hat wie erwartet einen signifikant negativen Effekt auf die Ausgaben, d.h. mit zunehmender Dichte nehmen auch die Ausgaben zu. Für die von anderen Kantonen empfangenen Transfers im Bereich Soziale Wohlfahrt $Z(KK)_{i,t}^{SW}$ lässt sich ein geringer, jedoch signifikant positiver Einfluss nachweisen. Der Koeffizient beträgt 0,00004. Das Schätzergebnis deutet darauf hin, dass Kantone, die Leistungen im Bereich Soziale Wohlfahrt für andere Kantone erbringen, höhere Nettoausgaben (ohne empfangene Transfers) leisten als Kantone, die diese Leistungen in Anspruch nehmen.

Für die Bundesbeiträge im Bereich Soziale Wohlfahrt $Z(BK)_{i,t}^{SW}$ ergibt sich ein signifikant positiver Koeffizient in derselben Grossenordnung wie auf Ebene der Gesamtausgaben von

¹⁰ In 1990 betragen die Transfers 25,4 Mio. CHF (in Preisen von 2000), dies entspricht einem Anteil von 0,21% an den gesamten Gesundheitsausgaben der Kantone und Gemeinden.

0,308. Der Niveaueffekt unterscheidet sich wiederum für alle Kantone und hängt vom kantonalen Anteil der Bundesbeiträge an den Ausgaben im Bereich Soziale Wohlfahrt ab. Der Einwohnerkoeffizient beträgt 0,177 und ist signifikant. Damit ergibt sich eine Einwohnerelastizität von 1,073. Sie ist leicht höher als die partielle Einwohnerelastizität auf Ebene der Gesamtausgaben. Es ergeben sich wiederum keine Grössenvorteile, sondern eine gewisse Ausgabenprogression in Bezug auf die kantonale Einwohnerzahl. Der Anteil der Einwohner unter 18 Jahren wirkt erneut Ausgaben steigernd. Der entsprechende Koeffizient beträgt 0,144. Ein hoher Anteil an Einwohnern über 65 Jahren lässt die Ausgaben im Bereich Soziale Wohlfahrt zurückgehen. Der Koeffizient von 0,115 ist jedoch nur knapp signifikant.

Auch in der Schätzung zum Ausgabenbereich Verkehr liegt keine nennenswerte räumliche Autokorrelation vor. Die Diagnostik für räumliche Autokorrelation weist wiederum die OLS-Schätzung als überlegende Spezifikation aus. Das BIP hat, mit einem Koeffizienten von 0,533 einen signifikanten Einfluss auf die Verkehrsausgaben (vgl. Tabelle 3). Die erklärende Variable Kantonsfläche weist einen signifikant positiven Koeffizienten von 0,062 aus. Nimmt die Kantonsfläche (in Hektar) zu, so steigen ceteris paribus auch die Ausgaben im Bereich Verkehr. Dieses Resultat macht durchaus Sinn, da Ausgaben im Strassenbau auch durch die Erschliessung und Verbindung von Räumen verursacht werden. Der Einwohnerkoeffizient ist demgegenüber in dieser Schätzung nicht signifikant. Der Anteil der Einwohner unter 18 Jahren hat einen positiven Effekt auf die Nettoausgaben im Bereich Verkehr, der entsprechende Koeffizient beträgt 0,18. Ein Anstieg des Anteils an Einwohnern über 65 Jahren lässt die Ausgaben im Bereich Verkehr signifikant zurückgehen, der Koeffizient beträgt -0,19.

Die von den Kantonen empfangenen horizontalen Transfers im Bereich Verkehr $Z(KK)_{i,t}^V$ zeigen keinen signifikanten Einfluss auf die Ausgaben in diesem Bereich. Sie machen jedoch nur 0,1% der Ausgaben im Bereich Verkehr aus und stellen mit 0,9% auch nur einen kleinen Anteil der empfangenen Transfers insgesamt dar. Die Bundesbeiträge im Bereich Verkehr $Z(BK)_{i,t}^V$ weisen dagegen einen stark positiven Einfluss auf die Nettoausgaben in diesem Bereich aus. Der Koeffizient beträgt 0,461, d.h. dass die Nettoausgaben um fast 0,5% ansteigen, wenn die Bundesbeiträge um 1% zunehmen. Dies ist im Vergleich zu allen anderen Ausgabenbereichen deutlich der grösste Effekt, der von den Bundeszuweisungen auf die Nettoausgaben im Kanton ausgeht.

5. Benchmarking der öffentlichen Ausgabendisziplin in den Kantonen

Mit Hilfe der geschätzten Ausgabenniveaus lassen sich Aussagen bezüglich des Ausgabenverhaltens der Kantone machen. Die vorliegende Analyse erweitert damit den Untersuchungsradius der klassischen Studien zur Bestimmung von Ausgabeterminanten. Anleihen werden bei den Effizienzuntersuchungen gemacht, wie sie im Rahmen der Stochastic Frontier Models Anwendung finden. (vgl. Simar, 1992, Grossman et al. 1996). Ausgangspunkt bildet die Kennziffer des kantonalen Abweichungsgrades $AG_{i,t}^j$, definiert als Differenz der geschätzten Nettoausgaben $\hat{AUSG}_{i,t}^j$ abzüglich der tatsächlichen Nettoausgaben $AUSG_{i,t}^j$, ausgedrückt als Anteil an den tatsächlichen Nettoausgaben:

$$(9) \quad AG_{i,t}^j = \frac{(\hat{AUSG}_{i,t}^j - AUSG_{i,t}^j)}{AUSG_{i,t}^j} 100.$$

Er gibt an, um wie viel Prozent das Ausgabenniveau eines Kantons von dem im Quervergleich – aufgrund struktureller Eigenschaften des Kantons – erlaubten oder gerechtfertigten Nettoausgaben abweicht¹¹. Der Abweichungsgrad lässt Rückschlüsse auf die Art der Aufgabenerfüllung im Kanton zu¹².

Die strukturell gerechtfertigten Nettoausgaben $\hat{AUSG}_{i,t}^j$ ergeben sich aus der Schätzgleichung (6). Da die Differenz $\ln(AUSG_{i,t}^j) - \ln(\hat{AUSG}_{i,t}^j) = u_{i,t}^j$ dem Störterm der Schätzung entspricht, wird deutlich, dass der gesamte Störterm in die Berechnung des (Un-)Wirtschaftlichkeitsmasses entsprechend der Formel $AG_{i,t}^j = (\exp(-u_{i,t}^j) - 1) * 100$ eingeht. Tatsächlich ist es aber wahrscheinlich, dass $u_{i,t}^j$ auch eine stochastische Komponente enthält. Die Berücksichtigung eines raumfixen Effekts in der Schätzung von Gleichung (6) könnte hier Abhilfe schaffen. Dieser könnte als in der Zeit konstanter (Un-)Wirtschaftlichkeitskoeffizient interpretiert werden, wohingegen der verbleibende Störterm die stochastische Komponente darstellt. Die Erweiterung von Schätzgleichung (6) um einen

¹¹ Boss und Bothe (1987) wenden einen ähnlichen Ansatz zur Bewertung des Ausgabenverhaltens deutscher Bundesländer an.

¹² In der Literatur werden verschiedene Masse zur Bewertung des öffentlichen Ausgabenverhaltens verwendet. Das bekannteste geht auf Brueckner (1979, 1982) zurück. Brueckner verbindet die Argumentation von Tiebout (1956) mit der Kapitalisierungshypothese von Oates (1969). Grossman, Mavros und Wassmer (1996) übertragen den Bruecknerschen Ansatz in den Rahmen eines Stochastic Frontier Modells.

raumfixen Effekt hat jedoch weit reichende und unerwünschte Konsequenzen. Dies wird deutlich, wenn man sich noch einmal vor Augen führt, dass das verwendete Paneldatensatz der 26 Kantone im Zeitraum 1990-2002 sowohl Querschnitts- als auch Zeitreiheninformationen enthält. Im der vorliegenden Untersuchung liegt der Schwerpunkt auf der Querschnittsanalyse, d.h. es geht um einen Vergleich des Ausgabenverhaltens der Kantone im Raum. Da in den Schätzungen des vorangegangenen Abschnitts nur Zeitdummies berücksichtigt werden, lassen sich die γ -Koeffizienten im Sinne einer Querschnittsanalyse interpretiert. Die Berücksichtigung von raumfixen Effekten betont dagegen den Zeitreihencharakter der Daten. Dies wird auch an den Schätzkoeffizienten deutlich, die sehr sensitiv auf die Berücksichtigung von raumfixen Effekten in der Schätzung reagieren. Um den Querschnittscharakter des Modells zu bewahren, wird daher nur der Störterm $u_{i,t}^j$ als Fixed-Effekt-Model $u_{i,t}^j = \mu_i^j + \omega_{i,t}^j$ geschätzt. Der raumfixe Effekt μ_i^j geht dann in die Berechnung eines zweiten, um die stochastische Komponente bereinigten (Un-)Wirtschaftlichkeitsmasses $AG_{i,FE}^j = [\exp(-\mu_{i,t}^j) - 1] * 100$ ein. Im Gegensatz zum kantonalen Abweichungsgrad $AG_{i,t}^j$ ist dieses zweite (Un-)Wirtschaftlichkeitsmass $AG_{i,FE}^j$ über die Zeit konstant.

Die Schweizer Kantone werden entsprechend der Art der Aufgabenerfüllung in drei Gruppen eingeteilt:

- Als günstig operierend bzw. schlank gilt ein Kanton, wenn das tatsächlich realisierte öffentliche Ausgabenniveau um 5% geringer ausfällt, als im Quervergleich erlaubt, d.h. wenn der Abweichungsgrad $AG_{i,t}$ positiv ist und einen Wert von 5% übersteigt. Die Marge von 5% ist mehr oder minder willkürlich festgelegt.
- Eine zweite Gruppe von Kantonen wird als durchschnittlich operierend bzw. normal bezeichnet. Hier ist der Abweichungsgrad zwischen plus 5% und minus 5%.
- Die dritte Kantonsgruppe befindet sich sozusagen im „roten“ Bereich. Kantone, die dieser Gruppe zugerechnet sind, gelten nach der hier verwendeten Definition als aufwendig operierend. Zu der dritten Gruppe zählen alle Kantone, die einen negativen Abweichungsgrad von mehr als minus 5% aufweisen. In diesen Kantonen werden die, im Quervergleich aufgrund struktureller Eigenschaften erlaubten, Nettoausgaben klar überschritten.

Bei der Interpretation der kantonalen Abweichungsgrade $AG_{i,t}^j$ und $AG_{i,FE}^j$ muss berücksichtigt werden, dass regionale Präferenzunterschiede zwischen den Kantonen in Bezug auf das öffentliche Leistungsniveau, wie sie ursprünglich von Tiebout (1956) diskutiert wurden, in der Schätzung unberücksichtigt bleiben. Dies gilt zumindest solange diese regionalen Präferenzunterschiede nicht mit einer der verwendeten Ausgabeterminanten korreliert sind. Eine solche Korrelation könnte beispielsweise dann auftreten, wenn Menschen mit einer besonderen Präferenz für öffentliche Leistungen sich tendenziell in urbanen Regionen ansiedeln. Henderson (1968) und Bahl et al. (1980) interpretieren die Einkommensgrösse sowie die Variablen zur Altersstruktur in der Region als Präferenzindikatoren. Die strukturell gerechtfertigten Nettoausgaben $\hat{AUSG}_{i,t}^j$ berücksichtigen, durch einen Einwohnerkoeffizient, der grösser ist als Eins, eine gewisse Ausgabenprogression. Erst wenn die Ausgaben eines einwohnerstarken Kantons die legitimierte Ausgabenprogression übersteigen, wird dies durch die Kennziffern der kantonalen Abweichungsgrade angezeigt.

Die beobachtete Ausgabenprogression in grossen Kantonen muss jedoch nicht zwangsläufig auf Präferenzunterschiede beruhen. Oates (1988) betont, dass bestimmte öffentliche Güter nur in einwohnerreichen Gebietskörperschaften angeboten werden können. Die Ausgabenprogression in grossen Gebietskörperschaften kann dann durch eine breitere Palette des öffentlichen Angebots erklärt werden. Denkbar ist aber auch, dass ein allfälliger Verlust an Bürgernähe und Transparenz den Bürokraten in den grossen Gebietskörperschaften die Möglichkeit verschafft, sich als Budgetmaximierer zu verhalten (vgl. Niskanen, 1971) oder die Kosten der Bereitstellung eines bestimmten Leistungsniveaus in die Höhe zu treiben. Im ersten Fall würde die Bedingung der Tauscheffizienz zwischen öffentlichen und privaten Gütern, im zweiten Fall die der Produktionseffizienz im öffentlichen Sektor verletzt¹³.

5.1. Die Ebene der Nettoausgaben insgesamt

In Tabelle 5 werden der berechnete kantonale Abweichungsgrad $AG_{i,t}^j$ für das Anfangsjahr 1990 und das Endjahr 2002 ausgewiesen. Der Durchschnittswert über den gesamten Untersuchungszeitraum 1990 bis 2002 und das zeitunabhängige Abweichungsmass $AG_{i,FE}^j$

¹³ Grossman, Mavros und Wassmer (1998) führen das aus ihrem Modell abgeleitete Unwirtschaftlichkeitsmass ebenfalls in einem zweiten Untersuchungsschritt zum Teil auf politökonomische Erklärungsfaktoren zurück.

sind ebenfalls in Tabelle 5 aufgeführt. Beide Werte unterscheiden sich nur unwesentlich. Fünf Kantone befinden sich sowohl in 1990 als auch in 2002 und über den gesamten Zeitraum in der Gruppe der günstig operierenden bzw. schlanken Kantone. Hierzu zählen Zug, Nidwalden, Schwyz, Aargau und St. Gallen. Im Jahr 1990 weist Nidwalden mit einem AG von 21,7% die höchste Wirtschaftlichkeit in Bezug auf das Ausgabenverhalten auf, gefolgt von Zug, Schwyz, Aargau, Luzern, St. Gallen und Appenzell-Innerrhoden mit einem AG von 5,3%. In 2002 ist diese Gruppe angewachsen und umfasst 12 Kantone, angeführt von Zug mit einem AG von 26%. In der Gruppe der durchschnittlich operierenden bzw. normalen Kantone gibt es zwischen 1990 und 2002 die grösste Bewegung. Im Durchschnitt über den gesamten Zeitraum 1990 bis 2002 sind die 14 Kantone Fribourg, Luzern, Wallis, Zürich, Thurgau, Basel-Stadt, Basel-Landschaft, Solothurn, Jura, Uri, Appenzell-Ausserrhoden, Glarus, Obwalden und Neuenburg mit einem AG zwischen 5,0% und -4,9% dieser Gruppe zuzurechnen. Zu den aufwendig operierenden Kantonen zählen in allen drei Zeitperioden die Kantone Genf und Waadt. Über den gesamten Zeitraum 1990 bis 2002 befinden sich die Kantone Tessin mit einem AG von -6,2%, Graubünden (-8%), Schaffhausen (-8,2%) sowie Waadt und Genf mit einem AG von -12,2% bzw. -15,8% in dieser Gruppe.

– Hier Tabelle 5 einfügen –

5.2. Die Nettoausgaben in einzelne Ausgabenbereiche der Finanzstatistik

Das Ausgabenverhalten der Kantone und ihrer Gemeinden lässt sich auch auf der disaggregierten Ebene untersuchen. Die vier ausgabenintensiven Ausgabenbereiche Bildung, Gesundheit, Soziale Wohlfahrt und Verkehr wurden zu diesem Zweck ausgewählt. Tabelle 5 weist für alle vier Ausgabenbereiche den ermittelten kantonalen Abweichungsgrad $AG_{i,t}^j$ aus. Die Kantone lassen sich so entsprechend der Art ihrer Aufgabenerfüllung in die oben beschriebenen drei Gruppen der schlank, normal bzw. aufwendig operierenden Kantone einordnen. Die strukturell gerechtfertigten Nettoausgaben $\hat{AUSG}_{i,t}^j$ werden wiederum aus den Ergebnissen der Schätzung von Gleichung (6) berechnet. Die jeweilige Spezifikation sind den Tabelle 3 bzw. 4 zu entnehmen.

Im Ausgabenbereich Bildung findet sich nur der Kanton Glarus sowohl in 1990 und 2002 als auch über den gesamten Zeitraum 1990 bis 2002 in der Gruppe der schlanken Kantone. Im

Jahr 1990 weist Thurgau mit einem $AG_{i,t}^B$ von 17,1% die höchste Wirtschaftlichkeit im Ausgabenbereich Bildung auf, gefolgt von Schaffhausen, Glarus, Jura, Aargau und Appenzell-Ausserrhoden. In 2002 befinden sich nur noch fünf Kantone in der ersten Gruppe. Hierzu zählen Wallis mit einem $AG_{i,t}^B$ von 13,6%, gefolgt von Bern, Schaffhausen, Tessin und Glarus. In der mittleren Gruppe, der durchschnittlich operierenden Kantone, finden sich in 1990 16 Kantone, in 2002 17 Kantone und über den gesamten Untersuchungszeitraum sogar 21 Kantone. Zu den kontinuierlich aufwendig operierenden Kantonen zählen im Ausgabenbereich Bildung im Periodendurchschnitt nur der Kanton Genf mit einem $AG_{i,t}^B$ von -10,6%.

Die strukturell gerechtfertigten Nettoausgaben im Ausgabenbereich Gesundheit ergeben sich aus der SLM-Spezifikation der Schätzgleichung 5 (vgl. Tabelle 4). Auffallend ist, dass die Abweichungsgrade zwischen den Kantonen sehr stark streuen. Im Periodendurchschnitt ist Schwyz mit einem $AG_{i,t}^G$ von 50,6% der am günstigsten operierende Kanton im Bereich Gesundheit, gegenüber dem am aufwendigsten operierenden Kanton Neuenburg mit einem $AG_{i,t}^G$ von -37%. Die Kantone Schwyz, Aargau, Nidwalden, Zürich, Zug, Appenzell-Innerrhoden, Thurgau und Basel-Landschaft befinden sich sowohl in 1990 und 2002 als auch über den gesamten Zeitraum in der Gruppe der günstig operierenden bzw. schlanken Kantone. Zu den kontinuierlich aufwendig operierenden Kantonen zählen Waadt, Jura, Neuenburg, Genf, Graubünden, Schaffhausen und Appenzell-Ausserrhoden.

Für den Bereich Soziale Wohlfahrt werden die strukturell gerechtfertigten Nettoausgaben $\hat{AUSG}_{i,t}^{SW}$ aus der OLS-Spezifizierung berechnet (vgl. Tabelle 3). Auch in diesem Ausgabenbereich streut der Abweichungsgrad zwischen den Kantonen erheblich. Im Periodendurchschnitt ist Aargau mit einem $AG_{i,t}^{SW}$ von 41,5% der wirtschaftlichste Kanton im Bereich Soziale Wohlfahrt, gegenüber dem am aufwendigsten operierenden Kanton Glarus mit einem $AG_{i,t}^{SW}$ von -29,6%. Die Kantone Aargau, Nidwalden, Zug und Wallis befinden sich sowohl in 1990 und 2002 als auch über den gesamten Zeitraum in der Gruppe der günstig operierenden bzw. schlanken Kantone. Zu den kontinuierlich aufwendig operierenden Kantonen zählen im Bereich Soziale Wohlfahrt Neuenburg, Waadt, Tessin, Genf, Schaffhausen und Glarus. Die Art der Aufgabenerfüllung im Bereich Verkehr ist ebenfalls Tabelle 5 zu entnehmen. Im Periodendurchschnitt ist Nidwalden mit einem $AG_{i,t}^V$ von 36,1%

der am günstigsten operierende Kanton, gegenüber dem aufwendig operierenden Appenzell-Ausserrhoden mit einem $AG_{i,t}^V$ von -19,7%. Die Kantone Nidwalden, Luzern, Glarus, Bern, Fribourg, Schwyz und St. Gallen sind sowohl in 1990 und 2002 als auch über den gesamten Zeitraum in der Gruppe der schlanken Kantone. Zu den kontinuierlich aufwendig operierenden Kantonen zählen im Bereich Verkehr Thurgau, Tessin, Uri, Jura und Appenzell-Ausserrhoden.

6. Schlussbemerkungen

Im vorliegenden Beitrag werden verschiedene regionale Ausgabeterminanten untersucht, die potenziell das öffentliche Ausgabenniveau in den Schweizer Kantonen bestimmen. Die vorgenommene Auswahl der kantonalen Ausgabeterminanten erfolgt auf der Grundlage theoretischer, finanzwissenschaftlicher Ansätze und normativer Überlegungen. Die Schätzungen zeigen, dass das Niveau der öffentlichen Ausgaben im Quervergleich in neun von zehn Ausgabenbereichen der Finanzstatistik überproportional mit der Einwohnerzahl ansteigen. Nur im Ausgabenbereich Volkswirtschaft sind leichte Grössenvorteile auszumachen. Ein Anstieg des regionalen Bruttoinlandprodukts, das als weitere Ausgabeterminante Berücksichtigung findet, weist in acht Ausgabenbereichen einen Ausgaben steigernden Effekt auf. Eine Ausnahme bildet der Ausgabenbereich Bildung, wo kein signifikanter Einfluss des Bruttoinlandprodukts auf das Ausgabenniveau nachweisbar ist. Im Bereich Kultur und Freizeit steigen die öffentlichen Ausgaben dagegen überproportional mit dem regionalen Bruttoinlandprodukt. Als weitere Ausgabeterminanten werden die demographische Struktur, die Siedlungsdichte und der Finanzausgleich untersucht.

Darüber hinaus werden räumliche Interdependenzen zwischen den Kantonen als mögliche Einflussgrösse in der Analyse berücksichtigt. Positive Ausgabenspillover lassen sich im Bereich Bildung, Kultur und Freizeit sowie Umwelt und Raumordnung nachweisen. Der Ausgabenanstieg in den Nachbarkantonen hat damit auch einen Ausgabenanstieg im eigenen Kanton zur Folge. Auf Ebene der Ausgaben insgesamt ergeben sich ebenfalls positive Spillover. Dieses Ergebnis deutet darauf hin, dass sich die Kantone in Bezug auf ihr Ausgabenverhalten gegenseitig stimulieren. In den meisten Ausgabenbereichen ist die räumliche Interdependenz jedoch nicht auf Ausgabenspillover zurückzuführen, sondern beruht auf der räumlichen Autokorrelation der Störvariablen und damit auf unbeobachteten Einflüssen.

Die Berücksichtigung der genannten Ausgabeterminanten erlaubt die Quantifizierung des strukturell gerechtfertigten Ausgabenniveaus für alle 26 Kantone. Das strukturell gerechtfertigte Ausgabenniveau wird als Benchmark interpretiert. Die vorliegende Analyse erweitert damit den Untersuchungsradius der klassischen Studien zur Bestimmung von Ausgabeterminanten. Methodische Anleihen werden bei den Effizienzschätzungen im Bereich der Stochastic Frontier Models genommen. Der Vergleich der tatsächlich in der Region getätigten öffentlichen Ausgaben mit dem Benchmark gibt Hinweise darauf, wie ein Kanton im Quervergleich zu den übrigen Kantonen in seinem Ausgabenverhalten operiert. Die Schweizer Kantone werden entsprechend der Art der Aufgabenerfüllung in die Gruppe der günstig operierend bzw. schlanken Kantone, in die Gruppe der durchschnittlich operierend bzw. normalen Kantone oder in die dritte Gruppe, der aufwendig operierenden Kantone eingeteilt. Über den gesamten Untersuchungszeitraum 1990 bis 2002 befinden sich die Kantone Tessin, Graubünden, Schaffhausen sowie Waadt und Genf in dieser dritten Gruppe.

Anhang: Schätzansatz und -methodik

Es werden Schätzungen unter Berücksichtigung der räumlichen Autokorrelation durchgeführt. Hierfür wird die von Anselin (2004) entwickelte Software GeoDa verwendet. Die Vorgehensweise bei der Modellauswahl zur Berücksichtigung der räumlichen Autokorrelation lehnt sich an Anselin (2004) an: In einem ersten Schritt werden OLS-Regressionen durchgeführt. Anhand der Diagnostik für die räumliche Autokorrelation erfolgt die Modellauswahl. Eine signifikante Moran's I Statistik signalisiert, dass räumliche Autokorrelation in der Schätzung vorliegt. Diese kann entweder im „Spatial Lag Modell“ (SLM) oder im „Spatial Error Modell“ (SEM) der Schätzgleichung berücksichtigt werden.

Das Spatial Lag Modell (SLM) lässt sich formal als

$$(A-1) \quad y = \rho Wy + \beta X + \varepsilon$$

darstellen. Hierbei bezeichnet y einen Vektor von Beobachtungen der zu erklärenden Variable, Wy ist die räumlich verzögerte zu erklärende Variable mit einer Gewichtungsmatrix W versehen, X ist eine Matrix von Beobachtungen der erklärenden Variablen, ε ist die übliche Störgrösse, ρ und β sind Parameter. Das Spatial Error Modell (SEM) lässt sich dagegen wie folgt darstellen:

$$(A-2) \quad y = \beta X + \varepsilon \quad \text{mit } \varepsilon = \lambda W\varepsilon + u.$$

ε ist ein Vektor räumlich autokorrelierter Störgrössen mit u als üblicher Störterm. Anhand verschiedener Teststatistiken kann entschieden werden, welcher Modelltyp, d.h. SLM oder SEM anzuwenden ist.

Zur Berücksichtigung der räumlichen Autokorrelation ist eine Gewichtungsmatrix zu definieren. In der Analyse werden zwei Gewichtungsmatrizen unterschieden: Zum einen eine „Grenzmatrix (B)“, bei der für einen Kanton i die jeweiligen Nachbarkantone mit 1 gewichtet eingehen. Besteht zwischen zwei Kantonen keine Grenze, so ist das entsprechende Gewicht 0. Mit einer solchen Gewichtungsmatrix wird berücksichtigt, dass die öffentlichen Ausgaben eines Kantons von denen eines Nachbarkantons abhängen können. Zum anderen eine „Grenzen-Distanzen-Matrix“ (BD), die die Grenzdummies mit den Distanzen zwischen den Kantonshauptorten gewichtet.

Literatur

- Anselin, L. (2004), Exploring Spatial Data with GeoDa: A Workbook, Center for Spatially Integrated Social Science, Revised version, March 6, 2005.
- Anselin, L. (2003a), Spatial Externalities, *International Regional Science Review* 26, 147-152.
- Anselin, L. (2003b), Spatial Externalities, Spatial Multipliers, and Spatial Econometrics, *International Regional Science Review* 26, 153-166.
- Anselin, L. (1988), *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- Bahl, R., J. Burkhead and B. Jr. Jump (1980), *Public Employment and State and Local Government Finances*, Cambridge (MA): Ballinger.
- Bergstrom, T. C. and R. P. Goodman (1973), Private Demands for Public Goods, *American Economic Review* 63, 280-296.
- Besley, T. and A. Case (1995), Incumbent Behaviour: Vote-Seeking, Tax-Setting and Yardstick Competition, *American Economic Review* 85, 25-45.
- Blankart, C. B. (2003), *Öffentliche Finanzen in der Demokratie*, 5. Auflage, München.
- Blöchliger, 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.
- Boss A. und A. Bothe (1987), *Ausgabenkürzungen im öffentlichen Sektor*, Kieler Studien, Tübingen.
- Brecht, A. (1932), *Internationaler Vergleich öffentlicher Ausgaben*, Grundfragen der internationalen Politik 2, Leipzig.
- Brueckner J. K. (1979), Property Values, Local Public Expenditure, and Economic Efficiency, *Journal of Public Economics* 11, 223-245.
- Brueckner J. K. (1981), Congested Public Goods: The Case of Fire Protection, *Journal of Public Economics* 15, 45-58.
- Brueckner J. K. (1982), A Test for Allocative Efficiency in the Local Public Sector, *Journal of Public Economics* 19, 311-331.
- Büttner T., R. Schwager and D. Stegarescu (2004), Agglomeration, Population Size, and the Cost of Providing Public Services: An Empirical Analysis for German States, Discussion Paper No. 04-18, ZEW Mannheim.

- Christaller, W. (1933), *Die Zentralen Orte in Süddeutschland*, Jena.
- Coelli, T., A. Estache, S. Perelman, and L. Trujillo (2003), *A Primer of Efficiency Measurement for Utilities and Transport Regulators*, World Bank Institute Development Studies, The World Bank, Washington DC.
- economiesuisse (2005), *Finanzmonitoring der Staatsausgaben 1999 bis 2003*, economiesuisse, Zürich.
- Feld L. P. and J. G. Matsusaka (2002), *Budget Referendums and Government Spending: Evidence from Swiss Cantons*, mimeo, University of St. Gallen.
- Frey, R. L. (2005), Roundtablegespräch zum Thema „Baustelle Föderalismus“, Blöchliger, H. (ed.), *Baustelle Föderalismus. Metropolitanregionen versus Kantone: Untersuchungen und Vorschläge für eine Revitalisierung der Schweiz*, Avenir Suisse, 15-28, Zürich.
- Grossman, P. J., P. Mavros and R. W. Wassmer (1999), *Public sector technical inefficiency in large U.S. cities*, *Journal of urban economics* 46.
- Henderson, J. M. (1968), *Local Government Expenditures: A Social Welfare Analysis*, *Review of Economics and Statistics* 50, 156-163.
- Kellermann, K. (2006), *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. (2004a), *Die langfristige Entwicklung der Bundesfinanzen, 1960 - 2002*, Hintergrundpapier zu Teil 3 des Jahresberichts 2004 der Kommission für Konjunkturfragen, 21. Oktober 2004.
- Kirchgässner, G. (2004b), *Zum Zusammenhang zwischen staatlicher Aktivität und wirtschaftlicher Entwicklung*, Hintergrundpapier zu Teil 4.1 des Jahresberichts 2004 der Kommission für Konjunkturfragen, 21. Oktober 2004.
- Loehman, E. and R. Emerson (1985), *A Simultaneous Equation Model of Local Government Expenditure Decisions*, *Land Economics* 61, 419-432.
- Migué, J. L. and G. Bélanger (1974), *Toward a General Theory of Managerial Discretion*, *Public Choice* 17, 27-43.
- Miller, C. (1996), *Demographics and Spending for Public Education: a Test of Interest Group Influence*, *Economics of Education Review* 15, 175-185.
- Niskanen, W. A. (1971), *Bureaucracy and Representative Government*, Chicago and New York.

- Oates, W. E. (1969), The Effects of Property Taxes and Local Public Spending on Property Values: An Empirical Study of Tax Competition and the Tiebout Hypothesis, *Journal of Political Economy* 77, 957-971.
- Oates, W. E. (1972), *Fiscal Federalism*, Chur.
- Oates, W. E. (1988), On the measurement of congestion in the provision of local public goods, *Journal of Urban Economics* 24, 85–94.
- Popitz, J. (1932), *Der künftige Finanzausgleich zwischen Reich, Ländern und Gemeinden*, Berlin.
- Schaltegger, C. A. (2004), Ist die Höhe der Staatsquote schuld an der Schweizer Wachstumsschwäche?, *Eidgenössische Steuerverwaltung ESTV, Abteilung Steuerstatistik und Dokumentation*, Bern.
- Schaltegger, C. A. (2003), Zum Problem räumlicher Nutzen-Spillover zentralörtlicher Leistungen - Einige empirische Ergebnisse aus dem Schweizer Föderalismus, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 223, 159-175.
- Schaltegger, C. A. and L. P. Feld (2001), On Government Centralization and Budget Referendums: Evidence from Switzerland, *CESifo Working Paper No. 615*.
- Schaltegger, C. A. and S. Zemp (2003), Spatial Spillovers in Metropolitan Areas: Evidence from Swiss Communes, *Center for Research in Economics, Management and the Arts, CREMA Working Paper No. 2003-6*, Basel.
- Schelker, M. and 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.
- Tiebout, C. M. (1956), A Pure Theory of Local Expenditures, *Journal of Political Economy* 64, 416-424.
- Turnbull, G. K. and P. M. Mitias (1999), The median voter model across levels of government, *Public Choice* 99, 119-138.
- Wagner, A. (1876), *Grundlegung der politischen Ökonomie, Theil 1: Grundlagen Volkswirtschaft*, Leipzig.
- Weicher, J. C. (1970), Determinants of Central City Expenditures, Some Overlooked Factors and Problems, *National Tax Journal* 23, 379-396.
- Wildasin, D. E. and J. D. Wilson (2004), Capital Tax Competition: Bane or Boon?, *Journal of Public Economics* 88, 1061-1214.

Tabelle 1

Veränderungsraten: Ausgaben insgesamt
 Durchschnittliche reale jährliche Veränderungsraten, in %

Kantone	Abkürzung	1991-1995	1996-1999	2000-2003	1990-2003
Zürich	ZH	2,34	0,68	3,66	2,2
Zug	ZG	3,84	2,32	6,74	4,3
Wallis	VS	0,38	3,53	0,55	1,4
Waadt	VD	2,56	2,50	2,48	2,5
Uri	UR	0,02	3,50	-0,44	0,9
Tessin	TI	1,91	0,79	2,57	1,8
Thurgau	TG	4,17	2,47	2,16	3,0
Schwyz	SZ	2,62	4,18	2,28	3,0
Solothurn	SO	2,95	2,31	0,66	2,0
Schaffhausen	SH	3,37	0,49	2,19	2,1
St.Gallen	SG	2,62	3,68	1,60	2,6
Obwalden	OW	2,99	-0,33	3,81	2,2
Nidwalden	NW	3,49	3,25	4,91	3,9
Neuenburg	NE	1,67	3,25	2,28	2,3
Luzern	LU	4,80	1,71	2,49	3,1
Jura	JU	3,08	1,40	1,93	2,2
Graubünden	GR	3,13	3,94	2,41	3,2
Glarus	GL	1,73	2,06	2,68	2,1
Genf	GE	0,48	0,95	5,84	2,2
Fribourg	FR	3,46	3,85	1,28	2,9
Basel-Stadt	BS	2,26	1,58	1,36	1,8
Basel-Landschaft	BL	4,47	2,20	2,26	3,1
Bern	BE	2,67	0,16	0,67	1,3
Appenzell-Ausserrhoden	AR	3,43	0,34	1,19	1,8
Appenzell-Innerrhoden	AI	0,37	5,75	1,84	2,5
Aargau	AG	3,39	2,03	2,52	2,7
Ungewichtetes Mittel	Alle	2,6	2,2	2,4	2,4

Abbildung 1

Ranking der Ausgabenquoten
Anteil der Ausgaben insgesamt am BIP, in %

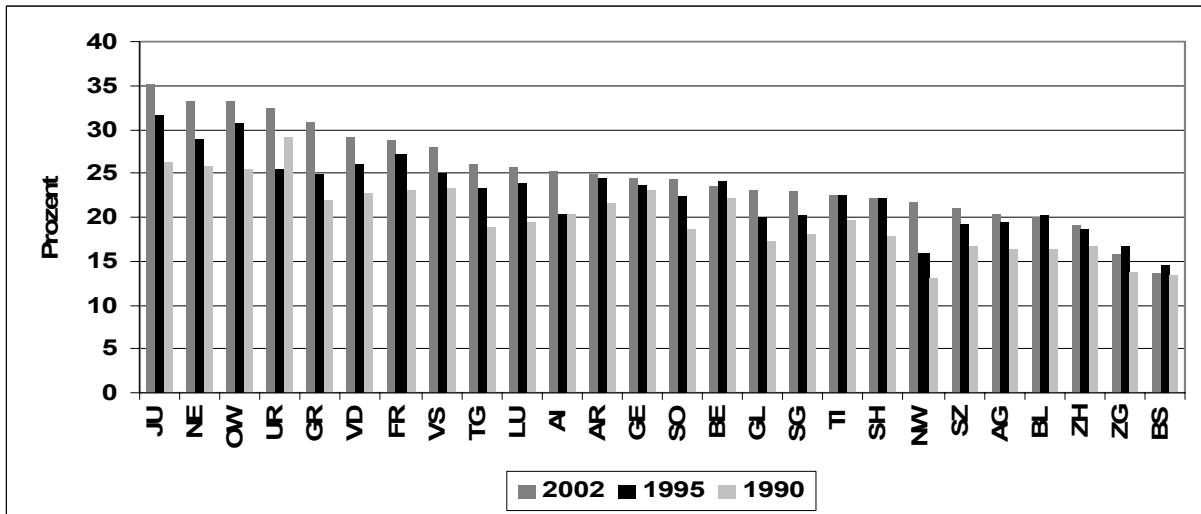


Abbildung 2

Ausgaben insgesamt und BIP
Durchschnittliches jährliches Wachstum 1990-2002, real, in %

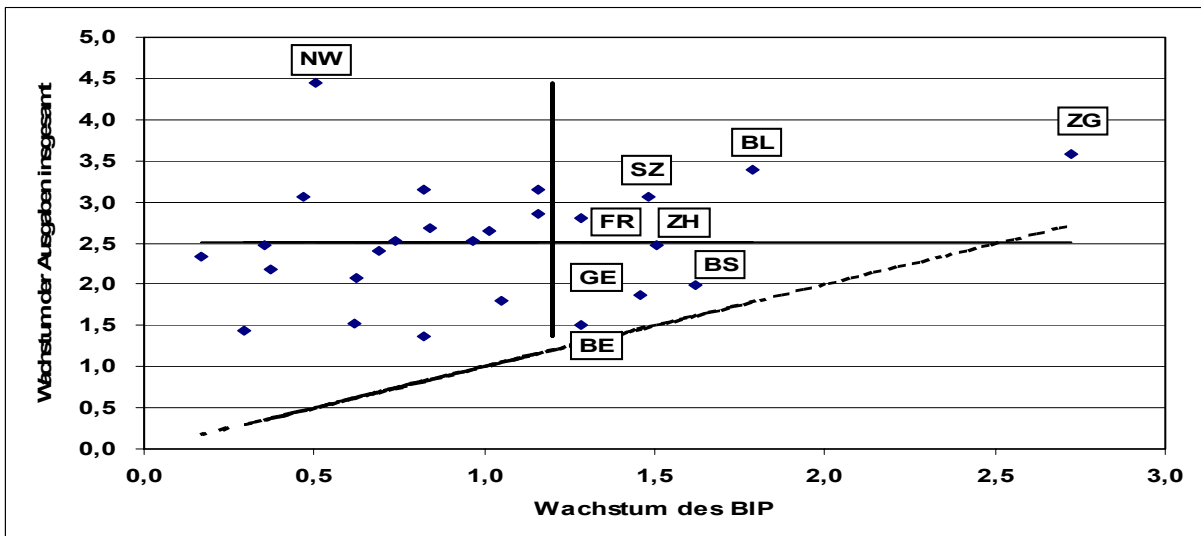


Tabelle 2

Schätzung der Ausgabenfunktion

Pool-Modell, Zeitraum 1990-2002¹

	Abhängige Variable: Ausgaben insgesamt der Kantone und Gemeinden, in Preisen von 2000									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	SLM B	SEM B	SLM B	SEM BD	SLM BD
	Niveau	Niveau	Niveau	Niveau	Pro-Kopf	Pro-Kopf	Niveau	Niveau	Niveau	Niveau
Konstante	2.052*** (16.6)	3.799*** (24.3)	4.114*** (24.7)	2.759*** (20.9)	2.770*** (20.9)	2.135*** (13.9)	2.944*** (23.8)	2.203*** (12.4)	2.942*** (24.1)	2.226*** (12.5)
Spillover						0.326*** (6.9)		0.044*** (4.4)		0.042*** (4.2)
Einwohner	1.039*** (106.6)	0.541*** (15.1)	0.186*** (3.3)	0.264*** (7.0)	0.077*** (10.4)	0.068*** (10.0)	0.281*** (8.3)	0.253*** (7.1)	0.285*** (8.6)	0.254*** (7.1)
Einwohner über 65 Jahre			-0.252*** (-5.8)	-0.100*** (-3.3)	-0.101*** (-3.3)	-0.129*** (-4.6)	-0.116*** (-4.3)	-0.075*** (-2.6)	-0.115*** (-4.3)	-0.075*** (-2.6)
Einwohner unter 18 Jahre			0.276*** (6.0)	0.109*** (3.4)	0.111*** (3.4)	0.141*** (4.8)	0.123*** (4.2)	0.085*** (2.8)	0.122*** (4.2)	0.085*** (2.8)
BIP		0.468*** (14.2)	0.759*** (16.0)	0.502*** (14.6)	0.504*** (14.5)	0.526*** (16.6)	0.502*** (16.1)	0.511*** (15.7)	0.500*** (16.3)	0.509*** (15.6)
Fläche Kanton			0.088*** (7.4)	-0.041*** (-3.9)	-0.040*** (-3.9)	-0.039*** (-4.2)	-0.037*** (-3.8)	-0.029*** (-2.9)	-0.037*** (-3.9)	-0.030*** (-3.0)
Zuweisungen Bund				0.341** (19.7)	0.342** (19.6)	0.323** (20.2)	0.312*** (19.1)	0.329*** (19.9)	0.310*** (19.1)	0.329*** (19.9)
Zuweisungen Kanton				0.00 (0.6)	0.00 (0.6)	0.00 (0.3)	0.00 (1.2)	0.00 (0.5)	0.00 (1.2)	0.00 (0.5)
Lamda							0.473*** (8.5)		0.496*** (9.1)	
Zeit-Dummy	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Partielle Einwohnerelastizität	1.039	1.009	1.057	1.076	1.077	1.068	1.065	1.074	1.065	1.072
Gütemasse der Regression²										
Adj. R ²	0.97	0.98	0.99	0.99	0.79					
Log Likelihood	74.43	156.78	188.25	323.8	321.06	338.79	344.14	333.57	345.62	332.61
Akaike info criterion (AIC)	-120.87	-283.55	-340.51	-607.51	-602.12	-635.58	-648.29	-625.13	-651.23	-623.22
Schwarz Criterion (SC)	-67.35	-226.21	-271.69	-531.05	-525.66	-555.29	-571.83	-544.85	-574.77	-542.94
Diagnostik für Regression										
Multikollinearität ³	26.7	126.1	306.9	342.5	78.0					
Jaque-Bera Test ⁴	29.4***	13.6**	7.7**	3.7	3.3					
Diagnostik für Heteroskedastizität										
Breusch-Pagan Test	3.3	11.1	35.2**	33.3**	71.0***	59.7***	25.7	24.1	26.5	24.4
Koenker-Bassett Test	3.2	17.4	54.5***	44.1***	90.8***					

Diagnostik für räumliche Autokorrelation⁵									
Moran's I (error)	2.4**	7.9***	9.6***	6.9***	6.9***				
LM (lag)	19.3***	14.9***	27.9***	20.1***	31.2***				
Robust LM (lag)	17.8***	6.7***	15.1***	14.1***	4.9*				
LM (error)	1.5	41.1***	49.7***	29.4***	30.0***				
Robust LM (error)	0.1	32.9***	37.0***	32.4***	3.7*				
LR ⁶						35.5***	40.8***	19.6***	43.7***
Modellauswahl	SLM	SEM	SEM	SEM	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 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).
- ⁶ 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 3

OLS-Regressionen der partiellen Einwohnerelastizität in den 10 Ausgabenbereichen

Pool-Modell, Zeitraum 1990-2002¹

	Abhängige Variable: 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	1.459*** (7.7)	1.554*** (10.7)	2.007*** (22.5)	0.901** (2.3)	1.894*** (6.2)	1.931** (8.4)	1.838*** (9.4)	1.706*** (7.3)	0.696* (1.7)	-1.471*** (-3.1)
Einwohner	0.545*** (8.8)	0.029 (0.6)	0.659*** (23.2)	-0.064 (-0.5)	0.259*** (2.6)	0.177** (2.2)	-0.017 (-0.3)	0.211*** (2.7)	0.284** (2.2)	0.662*** (5.3)
Einwohner über 65 Jahre	-0.045 (-0.9)	-0.311*** (-8.2)	-0.215*** (-9.6)	-0.183* (-1.8)	0.231*** (3.1)	-0.115* (-1.9)	-0.190*** (-3.8)	-0.019 (-0.3)	-0.641*** (-6.0)	-0.086 (-0.8)
Einwohner unter 18 Jahre	0.01 (0.2)	0.332*** (8.3)	0.205*** (8.7)	0.147 (1.4)	0.268*** (3.4)	0.144** (2.3)	0.180*** (3.4)	0.013 (0.2)	0.740*** (6.6)	0.106 (0.9)
BIP	0.432*** (8.2)	0.985*** (23.6)	0.302*** (11.7)	1.208*** (10.7)	0.815*** (9.7)	0.658*** (10.3)	0.533*** (9.5)	0.535*** (8.2)	0.094 (0.8)	0.418*** (3.4)
Fläche Kanton	0.038*** (2.8)	0.061*** (5.9)	-0.026 (-1.3)	0.027 (0.9)	-0.007 (-0.3)	-0.099*** (-6.2)	0.062*** (4.1)	0.076*** (3.9)	0.547*** (14.9)	-0.078*** (2.6)
Zuweisungen Bund	0.00003* (2.1)	-0.0001 (-0.9)	0.077*** (0.4)	-0.0003 (-1.5)	0.00006* (1.9)	0.308*** (10.9)	0.461*** (39.1)	0.189*** (10.1)	-0.069*** (-3.1)	0.171** (2.3)
Zuweisungen Kanton	0.00004** (2.2)	-0.00008*** (-5.8)	0.00005*** (4.0)	0.00002*** (0.8)	0.00004 (0.1)	0.00004* (1.9)	0.00002 (1.1)	0.00006** (2.3)	-0.00008** (-2.2)	0.0003 (1.2)
Zeit-Dummy	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Partielle Einwohnerelastizität	0.980	1.096	1.002	1.135	1.566	1.073	1.029	1.005	0.955	1.193
Gütemasse der Regression										
Adj. R ²	0.98	0.99	0.99	0.95	0.96	0.98	0.89	0.97	0.88	0.95
Log Likelihood	153.11	235.73	417.64	-90.55	5.67	93.42	140.27	89.14	-78.26	-82.34
Akaike info criterion (AIC)	-266.23	-431.45	-795.28	221.11	28.65	-146.84	-240.53	-138.28	196.516	204.67
Schwarz Criterion (SC)	-189.76	-354.99	-718.82	297.57	105.11	-70.38	-164.07	-61.82	272.97	281.13
Diagnostik für Regression										
Multikollinearität	334.1	317.6	334.4	331.8	337.9	355.3	342.4	352.9	345.6	371.3
Jaque-Bera Test	1.7	8.0*	150.3***	1.5	107.1	0.6	2.5	27.8***	0.7	3.0
Diagnostik für Heteroskedastizität										
Breusch-Pagan Test	59.3***	33.4**	121.4***	41.3***	57.9***	65.7***	56.0***	28.4*	95.8***	88.4***
Koenker-Bassett Test	50.5***	52.2***	50.2***	49.2***	25.1	72.3***	46.5***	17.3	86.2***	78.4***
Diagnostik für räumliche Autokorrelation										
Moran's I (error)	-2.7***	1.6	4.0***	5.7***	5.5***	0.5***	1.7*	2.4**	1.5	6.0***
LM (lag)	2.3	32.7***	29.8***	48.5***	9.1***	0.4	1.8	11.9***	30.6***	6.5**
Robust LM (lag)	6.2**	32.7***	26.9***	32.4***	2.9*	0.7	1.6	10.2***	43.4***	0.7
LM (error)	12.5***	0.3	7.6***	19.3***	17.4***	0.3	0.3	1.7	0.1	21.1***
Robust LM (error)	16.4***	0.2	4.7**	3.2*	11.2***	0.6	0.1	0.1	12.9***	15.3***
Modellselektion	SEM	OLS	SLM	SLM	SEM	OLS	OLS	SLM	OLS	SEM

¹ Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 2.

Table 4

Regressionsen mit Berücksichtigung der räumlichen Autokorrelation in verschiedenen Ausgabenbereichen

Pool-Modell, Zeitraum 1990-2002¹

	Abhängige Variable: Ausgaben der Kantone und Gemeinden nach Ausgabenbereichen, in Preisen von 2000									
	Allgemeine Verwaltung SEM	Öffentliche Sicherheit OLS	Bildung SLM	Kultur u. Freizeit SLM	Gesundheit SEM	Soziale Wohlfahrt OLS	Verkehr OLS	Umwelt u. Raumord. SLM	Volks-Wirtschaft OLS	Finanzen u. Steuern SEM
Konstante	-1.473*** (8.5)		1.454*** (11.6)	-0.875** (-2.0)	2.291*** (7.9)			0.929*** (2.9)		-0.972** (-2.2)
Spillover			0.045*** (5.8)	0.182*** (6.9)				0.073*** (3.3)		
Einwohner	0.482*** (8.4)		0.647*** (24.5)	-0.078 (-0.7)	0.182** (2.0)			0.200*** (2.7)		0.702*** (6.2)
Einwohner über 65 Jahre	-0.004 (-0.9)		-0.182*** (-8.5)	0.007 (0.1)	-0.175** (-2.6)			0.007 (0.1)		-0.173* (-1.9)
Einwohner unter 18 Jahre	0.011 (0.2)		0.172*** (7.6)	-0.045 (-0.5)	0.214*** (2.9)			-0.013 (-0.2)		0.183* (1.9)
BIP	0.491*** (10.0)		0.311 (1.29)	1.176*** (11.6)	0.879*** (11.4)			0.531*** (8.5)		0.476*** (4.3)
Fläche Kanton	0.053*** (4.5)		-0.016*** (-2.7)	0.053** (2.1)	-0.009 (-0.4)			0.078*** (4.2)		-0.102*** (-3.5)
Zuweisungen Bund	0.00004** (2.5)		0.071*** (10.9)	-0.0001 (-1.7)	0.00005* (1.8)			0.199*** (10.9)		0.006 (0.9)
Zuweisungen Kanton	0.00004** (2.4)		0.00008*** (5.8)	0.00008** (2.4)	0.00001 (0.9)			0.00007*** (2.7)		0.0002 (1.1)
Lamda	-0.427*** (-5.8)				0.335*** (5.4)			-		0.420*** (7.2)
Zeit-Dummy	Ja		Ja	Ja	Ja			Ja		Ja
Einwohnerelastizität	1.033		1.003	1.113	1.091			1.002		1.092
Einwohnerelastizität (OLS)	0.980	1.096	1.002	1.135	1.566	1.073	1.029	1.005	0.955	1.193
Gütemasse der Regression										
Adj. R ²										
Log Likelihood	163.81		433.28	-67.08	15.98			94.81		-67.32
Akaike info criterion (AIC)	-287.61		-824.56	176.15	8.04			-147.63		174.63
Schwarz Criterion (SC)	-211.15		-744.28	256.44	84.508			-67.34		251.09
Diagnostik für Heteroskedastizität										
Breusch-Pagan Test	44.7***		102.5***	67.0***	60.8***			44.2***		92.4***
Diagnostik für räumliche Autokorrelation										
LR Test	21.4***		31.3***	46.9***	20.6***			11.3***		30.1***

¹ Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 2.

