

Kähler, Jürgen

**Book Part**

## Die Messung der Agglomeration als latente Variable und ihr Einfluss auf Staatsausgaben

**Provided in Cooperation with:**

ARL – Akademie für Raumentwicklung in der Leibniz-Gemeinschaft

*Suggested Citation:* Kähler, Jürgen (2009) : Die Messung der Agglomeration als latente Variable und ihr Einfluss auf Staatsausgaben, In: Mäding, Heinrich (Ed.): Öffentliche Finanzströme und räumliche Entwicklung, ISBN 978-3-88838-061-7, Verlag der ARL - Akademie für Raumforschung und Landesplanung, Hannover, pp. 239-264

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/59910>

**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.*

Jürgen Kähler

# Die Messung der Agglomeration als latente Variable und ihr Einfluss auf Staatsausgaben

## *Gliederung*

- 1 Einführung
  - 2 Agglomeration und Staatsausgaben
  - 3 Analyse mit deutschen Daten
  - 4 Analyse mit US-Daten
  - 5 Fazit
- Literatur

## **1 Einführung**

Die Analyse von Determinanten der Staatsausgaben hat eine lange Tradition in der Ökonomik und in der Politikwissenschaft. Schon im 19. Jahrhundert hat der Sozialökonom Adolph Wagner das „Gesetz der wachsenden Staatsausgaben“ formuliert (Wagner 1893). In moderne Terminologie übersetzt prognostizierte Wagner, dass der Anteil der Staatsausgaben am Bruttoinlandsprodukt (BIP) stetig steigen werde. Noch heute ist es eine interessante Frage, ob das Wagnersche Gesetz empirische Gültigkeit hat (siehe z. B. Chang 2002).

Die deutschsprachige Finanzwissenschaft kennt noch zwei weitere Gesetze der Staatsausgaben. Das Popitz'sche Gesetz besagt, dass der Haushalt der Zentralregierung einen immer größeren Anteil an den Gesamtausgaben aller staatlichen Ebenen einnehmen wird (Anziehungskraft des zentralen Budgets). Das Brecht'sche Gesetz schließlich postuliert einen positiven Zusammenhang zwischen Bevölkerungsagglomeration und Staatsausgaben.

Damit sind nach den klassischen Gesetzen der Staatsausgaben drei Determinanten der Staatsausgaben identifiziert: Das Entwicklungsniveau (BIP, Wagner) sowie die beiden Agglomerationsvariablen Bevölkerungsdichte (Brecht) und Urbanisierung (Brecht). Das Popitz'sche Gesetz dagegen bezieht sich auf die Verteilung von Staatsaufgaben und Staatsausgaben auf die einzelnen politischen Ebenen.

Natürlich ist eine Vielzahl von weiteren Determinanten theoretisch möglich und auch zum Teil empirisch nachweisbar. Besonders in der Politikwissenschaft, aber auch in der Ökonomik, ist seit den 1970er Jahren das Interesse an der Modellierung von öffentlichen Ausgaben als abhängige Variable groß (Berger, Holler 2007).

In diesem Aufsatz steht der Zusammenhang zwischen öffentlichen Ausgaben und der räumlichen Entwicklung anhand einer umfassenden Überprüfung des Brecht'schen Geset-

zes im Vordergrund. Im Jahr 1932 formulierte Arnold Brecht das „Gesetz der progressiven Parallelität zwischen Bevölkerungsmassierung und Staatsausgaben“ in einem Vortrag über den internationalen Vergleich von öffentlichen Ausgaben (Brecht 1932).

Der geschichtliche Hintergrund dazu ist interessant (Brecht 1967). Zu dieser Zeit war Brecht als Ministerialdirektor im preußischen Staatsministerium der Generalbericht-erstatte für den Reichshaushalt im Reichsrat. Bei der Analyse der öffentlichen Haushalte von Gemeinden, Reichsländern und verschiedenen Staaten (darunter Deutschland und Frankreich) war er auf positive statistische Zusammenhänge zwischen Bevölkerungsdichte und Urbanisierung einerseits und öffentlichen Ausgaben andererseits gestoßen. Brecht benutzte diese Zusammenhänge, um die Höhe der deutschen Staatsausgaben gegen französische Kritik zu verteidigen. Zu dieser Zeit warf Frankreich dem Deutschen Reich vor, wegen überhöhter Staatsausgaben seinen Reparationsverpflichtungen nicht nachkommen zu können. Brecht konnte in seiner Analyse zeigen, dass die Pro-Kopf-Ausgaben in Deutschland mit 324 Reichsmark höher als in Frankreich (umgerechnet 265 Reichsmark) waren, weil in Deutschland sowohl die Bevölkerungsdichte (133 Einwohner pro Quadratkilometer gegenüber 73 in Frankreich) als auch die Urbanisierung (30 Prozent in Deutschland gegenüber 15 Prozent in Frankreich) höher waren als in Frankreich. Wenn man die Staatsausgaben um die Agglomerationseffekte bereinigte, zeigte sich sogar, dass auf dieser Basis die Staatsausgaben in Deutschland niedriger waren als in Frankreich.

Als Brecht sein Gesetz formulierte, stützte er sich zur empirischen Verifizierung vor allem auf die Analyse der öffentlichen Ausgaben in den 18 Reichsländern. In einer späteren Studie versuchte Brecht, sein Gesetz anhand von Daten zu den öffentlichen Ausgaben in den US-amerikanischen Bundesstaaten zu bestätigen (Brecht 1941). Eine ökonomische Analyse der Daten, die Brecht benutzte, findet sich in Kähler (1982 und 2006).

Noch heute haben Agglomerationsaspekte in Deutschland einen Effekt auf öffentliche Finanzen. So wird im kommunalen Finanzausgleich mit der Hauptansatzstaffel der fiktive Finanzbedarf nach Gemeindegrößenklassen berechnet. Diese Regelung geht letztlich auf ein Gutachten von Popitz (1932) zurück (Hansmeyer, Kops 1985). Außerdem gibt es im Länderfinanzausgleich das Stadtstaatenprivileg bei der Berechnung der Ausgleichsmesszahl, wobei „veredelte Einwohner“ mit einem Faktor von 1,35 zugrunde gelegt werden.

Ziel dieses Aufsatzes ist es, empirisch zu überprüfen, ob noch nach mehr als 75 Jahren der Zusammenhang zwischen Agglomeration und Staatsausgaben, wie ihn Brecht postuliert hat, nachweisbar ist. Im Mittelpunkt der Analysen stehen Querschnittsdatensätze mit aktuellen Daten für Deutschland und die USA.

## 2 Agglomeration und Staatsausgaben

Brecht (1932: 8 f.) hat nur recht oberflächliche Begründungen für sein Gesetz geliefert. Er glaubte vor allem, dass Kostenfaktoren dazu führen, dass Staatsausgaben in Ballungsräumen höher seien als in dünn besiedelten und ländlichen Räumen. So wies er darauf hin, dass die Ausgaben für Kanalisation, Beleuchtung und Feuerlöschwesen in Hamburg mehr als fünfmal so hoch waren wie in Oldenburg oder Lippe. Ferner stellte er fest, dass Verwaltungsbeamte in den großen Städten erheblich teurer seien als in kleineren. Neben

diesen beiden Kostenkomponenten nannte Brecht nur den Bereich der „Schutzpolizei“ und „Verkehrspolizei“, die bei „Massierung der Bevölkerung“ zu vermehrten Aufgaben und Ausgaben führen.

Insgesamt ist es jedoch weder theoretisch noch empirisch klar, ob Bevölkerungsglomeration notwendigerweise höhere Staatsausgaben zur Folge hat. Auf theoretischer Ebene sollte man zunächst Kosten- und Mengeneffekte (z. B. Kähler 1982) oder, was auf das Gleiche hinausläuft, Angebots- und Nachfrageeffekten trennen (Kuhn 1993).

Bei öffentlichen Gütern, die durch Nichtrivalität im Konsum charakterisiert sind, wird eine Zunahme der Bevölkerung dazu führen, dass die Ausgaben pro Kopf fallen werden. Es müsste sich dann ein negativer Zusammenhang zwischen Bevölkerungsdichte und Pro-Kopf-Ausgaben geben, der dem Brecht'schen Gesetz widersprechen würde. In allgemeiner Form kann man den Zusammenhang zwischen Bevölkerungszahl  $N$  und der Menge des Gutes, die auf einen einzelnen Bürger oder Haushalt entfällt, ( $q$ ) durch die einfache Gleichung

$$(1) \quad q = N^{-\alpha} \cdot Q$$

beschreiben (siehe Borchering, Deacon 1972 sowie Bergstrom, Goodman 1973). In dieser Gleichung ist  $Q$  die Menge des insgesamt bereitgestellten Gutes. Wenn der Parameter  $\alpha$  den Wert von Null annimmt, liegt offensichtlich ein öffentliches Gut vor, weil jeder Bürger die gleiche Menge konsumieren kann, d. h. es gibt keine Rivalität im Konsum. Gilt jedoch  $\alpha = 1$ , so liegt ein privates Gut vor.

Wird  $\alpha$  in einem multivariaten Modell geschätzt, so zeigt sich überraschenderweise, dass die Nullhypothese  $\alpha = 1$  meist nicht verworfen werden kann. Oft ist der empirische Schätzwert von  $\alpha$  bei Daten zu Bundesstaaten der USA (Borchering, Deacon) oder Kommunalausgaben in den USA (Bergstrom, Goodman) sogar größer als 1. Oates (1988) wies allerdings darauf hin, dass der Schätzer von  $\alpha$  bei Kommunalausgaben nach oben verzerrt ist, weil größere Gemeinden nicht nur eine größere Menge der gleichen öffentlichen oder quasi-öffentlichen Güter anbieten als kleinere Gemeinden, sondern auch eine breitere Palette von Gütern. So findet man gewöhnlich Zoos in Großstädten, aber nicht in Kleinstädten.

Dennoch zeigten die Studien von Borchering und Deacon, Bergstrom und Goodman und andere empirische Arbeiten, dass sich viele öffentliche Ausgaben nicht auf reine öffentliche Güter beziehen. Dazu kommt, dass ab den Kapazitätsgrenzen Warteschlangen und ähnlichen Phänomenen auftreten. Das ist ein klares Anzeichen dafür, dass fallende Durchschnittskosten in steigende umschlagen können. In einer empirischen Studie für 67 Counties in Florida spezifizierten Loehman und Emerson (1985) eine Pro-Kopf-Kostenfunktion für öffentliche Ausgaben, die je nach Parameterkonstellation einen u-förmigen Verlauf annehmen kann, aber nicht muss. Bei der empirischen Schätzung ergab sich tatsächlich ein u-förmiger Verlauf mit einem Minimum bei 500.000 Einwohnern.

Bei der empirischen Bestimmung von Kostenfunktionen besteht das Problem, dass sich bei Gesamtausgaben die möglicherweise gegenläufigen Effekte von verschiedenen Ausgabenkategorien neutralisieren können, sodass im Aggregat kein Zusammenhang

zwischen Agglomeration und öffentlichen Ausgaben erkennbar ist. Daher analysierten Büttner u. a. (2004) die Ausgaben der deutschen Länder in 37 einzelnen Ausgabenkategorien, um zu bestimmen, wie die Ausgaben mit der Bevölkerungsdichte variieren. Mit einem ausgabenspezifischen Indikator wurde in vielen Fällen versucht, Qualitätsunterschiede zu berücksichtigen. Bei zehn Ausgabenkategorien (z. B. allgemeine Verwaltung) zeigte sich ein signifikanter negativer Effekt der Bevölkerungsdichte auf die Staatsausgaben, bei drei Kategorien (z. B. Ausgaben für Universitäten) war der Effekt jedoch signifikant positiv. Leider wurden nur lineare Effekte berücksichtigt.

Das grundsätzliche Problem bei der Bestimmung von Kosteneffekten der Agglomeration besteht darin, dass man Kosten der öffentlichen oder öffentlich bereitgestellten Güter nicht direkt beobachten kann. Die meiste empirische Evidenz ist daher nur indirekter Natur. Für einige Bereiche herrscht allerdings weitgehend Konsens darüber, dass Agglomeration negative externe Effekte erzeugt oder begünstigt, die oft zu staatlichen Interventionen führen. Damit ist der Mengeneffekt oder die Nachfragekomponente angesprochen. Für die Bereiche  $\text{SO}_2$ -Emissionen, Kriminalität und Mortalität wurde die empirische Evidenz zum Beispiel von Biehl und Münzer (1980) diskutiert. Allerdings ist fraglich, in welchem Ausmaß staatliche Intervention auch zu höheren Ausgaben führen muss. Nach dem Coase Theorem würde in einigen Fällen schon die Schaffung von Eigentumsrechten zur Internalisierung von internen Effekten führen.

Neben ökonomischen Variablen können natürlich auch politische Variablen die Höhe von öffentlichen Ausgaben beeinflussen. In der Politikwissenschaft und in der Neuen Politischen Ökonomie ist schon seit Langem nach empirischer Evidenz für solche Effekte gesucht worden (Dye 1966), allerdings oft nur mit geringem Erfolg. In einer neueren Studie untersuchten Berger und Holler (2007) mit einem Paneldatensatz für die alten Bundesländer, ob die Wachstumsraten von Ausgaben und Einnahmen eher durch ökonomische oder durch politische Variablen, wie die Zusammensetzung der Regierung oder Wahlergebnisse, bestimmt werden. Zu den ökonomischen Variablen zählten auch die drei Agglomerationsvariablen Bevölkerungsdichte, Urbanisierung und Wirtschaftsstruktur, allerdings in Veränderungsraten. Es zeigte sich, dass der Einfluss der ökonomischen Variablen, besonders des Wirtschaftswachstums, klar dominiert. Ein Einfluss von politischen Faktoren war praktisch nicht nachweisbar. Allerdings ist der Analyseansatz explorativ und eklektisch.

Es ist erstaunlich, dass es – abgesehen von dem einfachen und eher indirekten Effekt, der durch Gleichung (1) beschrieben wird – bisher kein explizites theoretisches Modell gibt, das zeigt, wie Agglomeration die Staatsausgaben beeinflusst. Brakman u. a. (2008) modellieren die umgekehrte Kausalität: Staatsausgaben haben einen Einfluss auf Agglomerationstendenzen. Vielleicht kann das theoretische Defizit damit erklärt werden, dass es schwer fällt, aus der Vielzahl an möglichen Einflusskanälen von Mengen- und Kostenkomponenten wenige dominante Effekte zu isolieren.

Empirisch dagegen sind Agglomerationsvariablen schon immer populäre Determinanten von öffentlichen Ausgaben gewesen. Schon in der ersten systematischen Analyse von Bestimmungsfaktoren öffentlicher Ausgaben, die explizit Hypothesen testete (Fabricant 1952), wurden Bevölkerungsdichte und Urbanisierung neben dem Pro-Kopf-Einkommen als Determinanten eingesetzt. Allerdings ging der dominante Effekt auf die Staatsausgaben

von 48 US-Bundesstaaten von der Einkommensvariablen aus. Bis heute ist die Popularität der Agglomerationsvariablen ungebrochen. Selbst in Studien, die auf expliziten theoretischen Modellen beruhen, wurden meistens Bevölkerungsdichte und Urbanisierung als zusätzliche erklärende Variablen ad hoc hinzugefügt (z. B. Bergstrom, Goodman sowie Borcharding, Deacon), weil offensichtlich ein Einfluss plausibel erscheint.

Im Rahmen dieser kleinen Studie können die theoretischen und empirischen Aspekte des Zusammenhangs zwischen Agglomerationen und Staatsausgaben leider nicht weiter vertieft werden. Umfassende und kritische Überblicke dazu geben Kuhn (1993) in Bezug auf Agglomerationsvariablen und Mueller (2003: Kap. 21), der auch weitere ökonomische und politische Variablen als mögliche Determinanten öffentlicher Ausgaben berücksichtigte. Eine Übersicht mit einer Zeitreihenperspektive bietet Borcharding (1985).

### 3 Analyse mit deutschen Daten

Als Brecht das „Gesetz der progressiven Parallelität zwischen Bevölkerungsmassierung und Staatsausgaben“ formulierte, wählte er Bevölkerungsdichte und Urbanisierung als Indikatoren für Bevölkerungsmassierung. Es bietet sich jedoch an, diese beiden Agglomerationsvariablen mit der dritten Agglomerationsdimension Wirtschaftsstruktur zu ergänzen, weil Spezialisierung und Arbeitsteilung als Folge der wirtschaftlichen Entwicklung im Allgemeinen auch zu räumlicher Konzentration führen (Boustedt 1970). Die Variable Wirtschaftsstruktur kann man durch den Anteil der Sektoren Industrie und Dienstleistungen an der gesamtwirtschaftlichen Wertschöpfung operationalisieren. Alternativ kann Wirtschaftsstruktur auch durch den Anteil der Erwerbstätigen, der nicht im Primärsektor arbeitet, gemessen werden.

Brecht betrachtete nur die bivariaten Zusammenhänge zwischen Bevölkerungsdichte und Urbanisierung auf der einen Seite und öffentlichen Ausgaben auf der anderen Seite. In multivariaten Modellen mit allen drei Agglomerationsvariablen als Regressoren können sich bivariate Zusammenhänge jedoch umkehren. Multivariate Regressionsmodelle mit Brechts Daten für Deutschland und die USA wurden in Kähler (1982 und 2006) geschätzt. Dabei zeigte sich, dass nicht alle Agglomerationsvariablen gleichermaßen die Höhe der Ausgaben erklären können. Je nach Spezifizierung der Funktionalformen ist es oft nur eine der drei Agglomerationsvariablen, die einen signifikant positiven Einfluss ausübt (Kähler 2006). In einigen Fällen zeigten die Vorzeichen der geschätzten Koeffizienten sogar das falsche Vorzeichen. Vom statistischen Standpunkt aus sind diese Ergebnisse nicht überraschend. Bevölkerungsdichte, Urbanisierung und Wirtschaftsstruktur sind zusammen Indikatoren der gemeinsamen latenten Variable Agglomeration. Daher sind die Korrelationen zwischen diesen erklärenden Variablen hoch. In der Ökonometrie wird dieses Phänomen mit dem Begriff Multikollinearität beschrieben.

Bei Multikollinearität werden Parameterschätzungen sehr instabil. Schon kleine Veränderungen an der Variablenauswahl, der Funktionalform oder dem Stichprobenumfang können zu dramatischen Veränderungen bei den Regressionsergebnissen führen (Belsley u. a. 1980). Mit Hilfe der konfirmatorischen Faktorenanalyse soll hier untersucht werden, wie sich die drei Variablen zu einer latenten Agglomerationsvariablen zusammenfassen lassen, um das Problem der Multikollinearität zu vermeiden.

Zusätzlich zu den drei Agglomerationsvariablen soll das Einkommensniveau als Erklärungsfaktor berücksichtigt werden. Nach dem Wagner'schen Gesetz würde man erwarten, dass die Staatsausgaben umso höher sind, je höher das Einkommensniveau ist. Da ein positiver Zusammenhang zwischen den Niveauvariablen fast trivial ist, sollten beide Variablen in irgendeiner Weise normiert werden. Zwischen den einzelnen Bundesländern (und zwischen den einzelnen Bundesstaaten der USA) gibt es keine drastischen Unterschiede zwischen den durchschnittlichen Einkommensniveaus. Es ist daher sinnvoll, sowohl die Staatsausgaben als auch das Einkommensniveau, gemessen durch das BIP, mit der jeweiligen Bevölkerungszahl zu normieren.

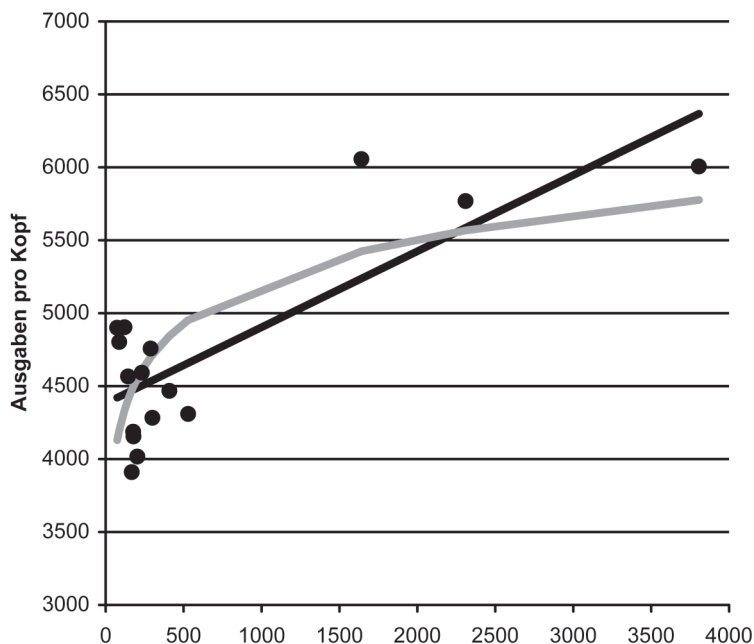
Brecht hat sein Gesetz vor mehr als 75 Jahren für die deutschen Reichsländer mit Daten des Jahres 1928 verifiziert. Ziel dieses Abschnitts ist es zu überprüfen, ob sich die Agglomerationseffekte auch in aktuellen Daten für die deutschen Bundesländer nachweisen lassen. Darüber hinaus soll gezeigt werden, wie man das Multikollinearitätsproblem lösen kann.

Die Daten für die 16 deutschen Bundesländer sind dem Statistischen Jahrbuch für 2007 entnommen (Statistisches Bundesamt 2007). Abbildung 1 zeigt das Streudiagramm für die Variablen Bevölkerungsdichte und öffentliche Ausgaben der Länder und Gemeinden pro Kopf.

Es ist verblüffend, wie ähnlich die Zusammenhänge zwischen Bevölkerungsdichte und Staatsausgaben ist, wenn man die Daten sowohl für 1928 als auch für 2006 untersucht. In beiden Datensätzen sind es die drei Länder mit der höchsten Bevölkerungsdichte, die auch die höchsten öffentlichen Pro-Kopf-Ausgaben aufweisen. Im Jahr 1928 waren es Hamburg, Bremen und Lübeck (vgl. Kähler 1982) und im 21. Jahrhundert sind es die Stadtstaaten Berlin, Hamburg und Bremen. Analysierte man nur die Flächenstaaten, so ergäbe sich allerdings in beiden Fällen kein positiver Zusammenhang zwischen diesen Variablen.

Die Streuung der Daten scheint nahezuzeigen, einen nicht-linearen Funktionstyp zu spezifizieren. Der Korrelationskoeffizient zwischen Ausgaben und Bevölkerungsdichte ist für die Daten des Jahres 2006 mit einem Wert von 0,80 jedoch höher als der Korrelationskoeffizient zwischen Ausgaben und logarithmierter Bevölkerungsdichte (0,71). In Abbildung 1 sind die beiden geschätzten Regressionsfunktionen eingezeichnet, die sich für einen linearen und einen logarithmischen Ansatz ergeben.

Abb. 1: Staatsausgaben und Bevölkerungsdichte in den deutschen Bundesländern



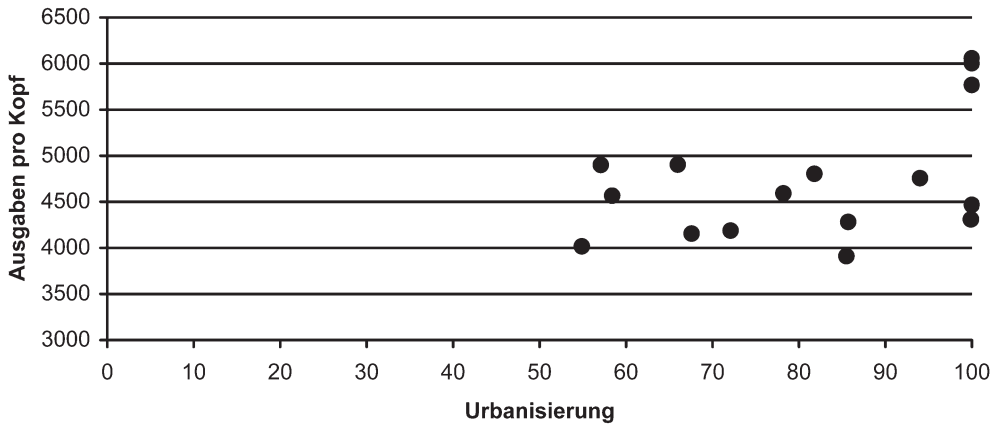
Quelle: Eigene Darstellung nach Statistisches Bundesamt 2007

Um hinreichende Variation in der Variablen zu erhalten, wird die Urbanisierung mit der Variablen „Anteil der Bevölkerung, der in Städten mit mehr als 5.000 Einwohnern lebt (U5)“ operationalisiert. Überraschenderweise weist neben den drei Stadtstaaten Berlin, Hamburg und Bremen auch das Saarland für diese Variablen einen Wert von 100 auf; Nordrhein-Westfalen erreicht einen Wert von 99,9 Prozent. Abbildung 2 zeigt den Zusammenhang zwischen Ausgaben pro Kopf und U5.

Wie bei der Variable Bevölkerungsdichte beruht auch bei der Variable Urbanisierung die positive Korrelation praktisch ausschließlich auf dem Einfluss der drei Stadtstaaten, deren Datenpunkte nahe der rechten oberen Ecke der Abbildung 2 liegen. Bemerkenswert ist vor allem, dass die beiden Flächenstaaten Nordrhein-Westfalen und das Saarland nach der Variablen U5 auch fast vollständig bzw. vollständig urbanisiert sind, aber unterdurchschnittlich hohe Pro-Kopf-Ausgaben aufweisen. Dennoch beträgt der Korrelationskoeffizient zwischen Urbanisierung und Ausgaben 0,47 und ist bei einem einseitigen Test statistisch signifikant (empirisches Signifikanzniveau von 0,0348).



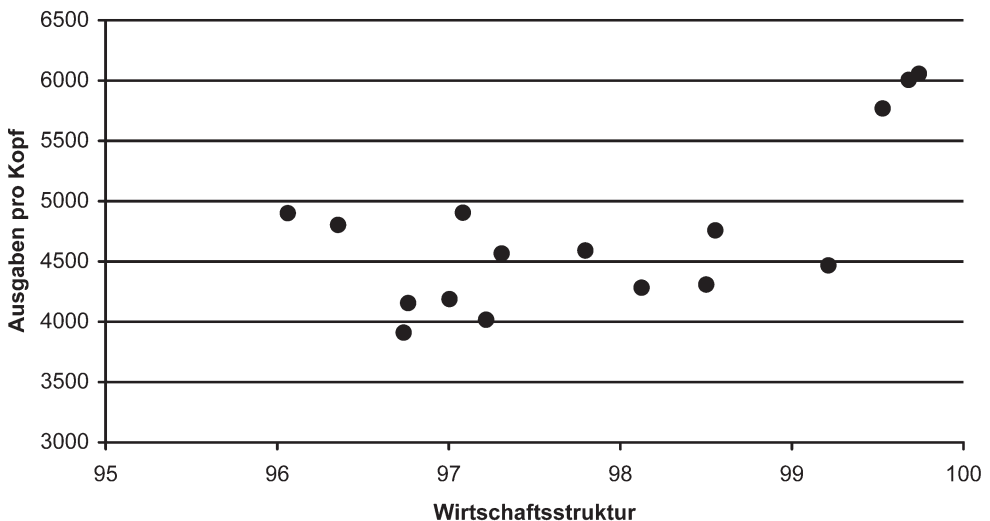
Abb. 2: Staatsausgaben und Urbanisierung in den deutschen Bundesländern



Quelle: Eigene Darstellung nach Statistisches Bundesamt 2007

Die Wirtschaftsstruktur stellt die dritte Agglomerationsdimension dar. Diese Dimension wird hier durch den Anteil der Erwerbstätigen, der nicht im Sektor Land- und Forstwirtschaft oder in der Fischerei tätig ist, gemessen. Abbildung 3 vermittelt einen Eindruck vom Zusammenhang zwischen Wirtschaftsstruktur und öffentlichen Ausgaben. Der Anteil der Erwerbstätigen, der im Sekundär- oder Tertiärsektor arbeitet, variiert nur relativ gering zwischen 96,06 Prozent (Mecklenburg-Vorpommern) und 99,74 Prozent (Bremen). Das war zu der Zeit, zu der Brecht seine Analysen durchführte, ganz anders. Ende der 1920er Jahre arbeiteten noch in vielen Reichsländern (darunter Bayern und Württemberg) mehr als 40 Prozent der Erwerbstätigen im Primärsektor.

Abb. 3: Staatsausgaben und Wirtschaftsstruktur in den deutschen Bundesländern

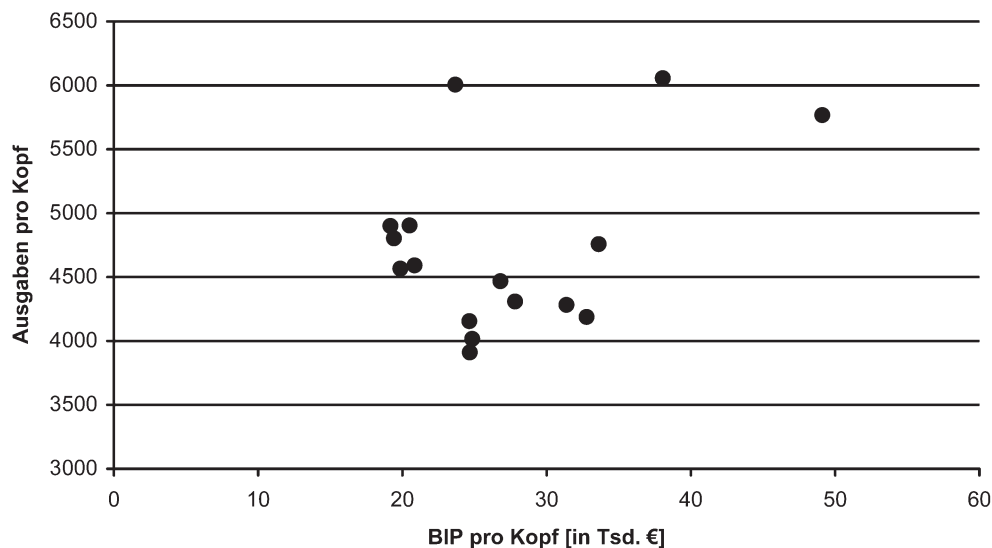


Quelle: Eigene Darstellung nach Statistisches Bundesamt 2007

Der Korrelationskoeffizient zwischen Ausgaben und Wirtschaftsstruktur ist wie erwartet positiv und mit einem Wert von 0,63 statistisch hoch signifikant. Hier wiederholt sich allerdings das Phänomen der anderen beiden Agglomerationsdimensionen: Die signifikante Korrelation mit den öffentlichen Ausgaben wird vor allem oder ausschließlich von den drei Stadtstaaten getrieben, die sowohl die stärksten Agglomerationstendenzen als auch die höchsten öffentlichen Ausgaben pro Kopf aufweisen. Insgesamt kann man dennoch konstatieren, dass der Zusammenhang zwischen Agglomeration und Staatsausgaben, wie ihn Brecht 1932 postulierte, auch in aktuellen deutschen Daten nachweisbar ist.

Ein etwas anderes Bild ergibt sich, wenn die vierte erklärende Variable, BIP pro Einwohner, in die Analyse einbezogen wird. Nach dem Wagner'schen Gesetz würde man eine positive Korrelation zwischen öffentlichen Ausgaben und durchschnittlichem Einkommensniveau erwarten. Die beiden Stadtstaaten Hamburg und Bremen nehmen tatsächlich Spitzenpositionen bei beiden Variablen ein, aber Berlin fällt aus diesem Rahmen heraus. Es hat mit öffentlichen Pro-Kopf-Ausgaben von 6005 Euro die zweithöchsten Ausgaben unter den 16 Bundesländern, weist aber nach der Wiedervereinigung von Ost- und Westberlin nur ein unterdurchschnittliches Einkommensniveau auf. Der Korrelationskoeffizient zwischen diesen Variablen hat einen Wert von 0,39. Die Nullhypothese, dass dieser Korrelationskoeffizient in der Grundgesamtheit einen Wert von null annimmt, kann nur bei einem einseitigen Test und nur bei einem Signifikanzniveau von 10 Prozent abgelehnt werden. Evidenz für einen nicht-linearen Zusammenhang ist in Abbildung 4 nicht erkennbar.

Abb. 4: Staatsausgaben und Einkommensniveau in den deutschen Bundesländern



Quelle: Eigene Darstellung nach Statistisches Bundesamt 2007

Nach der Betrachtung der bivariaten Zusammenhänge stellt sich die Frage, ob die Beziehungen zwischen Agglomerationsvariablen und Einkommensniveau auf der einen Seite und öffentlichen Ausgaben auf der anderen Seite auch in einem multivariaten Modell Bestand

haben. Tabelle 1 zeigt die Ergebnisse eines multivariaten Regressionsmodells. Obwohl das Modell mehr als die Hälfte der Variationen in der abhängigen Variable erklären kann (adjustiertes Bestimmtheitsmaß von 0,531), weist nur die Variable Bevölkerungsdichte einen statistisch signifikanten Koeffizienten auf. Für die Variable Urbanisierung wird sogar ein Koeffizient mit einem unerwarteten negativen Vorzeichen geschätzt.

Tab. 1: Regressionsmodell für Staatsausgaben in den deutschen Bundesländern

	Koeffizient	Standardfehler	t-Statistik	Signifikanzniveau
Konstante	-3.117,962	19.999,88	-0,156	0,879
Bevölkerungsdichte	0,477	0,169	2,821	0,0166
Urbanisierung	-4,181	12,107	-0,345	0,7364
Wirtschaftsstruktur	79,118	212,890	0,372	0,7172
BIP pro Kopf	4,665	19,292	0,242	0,8134
Adjustiertes R <sup>2</sup>	0,531		Konditionsindex $\kappa_{\max}$	

Die Koeffizienten der Variablen Urbanisierung, Wirtschaftsstruktur und BIP pro Kopf haben vor allem deswegen t-Statistiken, die nahe bei null liegen, und empirische Signifikanzniveaus, die weit höher als ein konventionelles gewähltes Signifikanzniveau von 0,05 sind, weil die Regressionsgleichung vom Problem der Multikollinearität betroffen ist. Die Absolutwerte der Korrelationen zwischen den erklärenden Variablen schwanken zwischen 0,411 (Bevölkerungsdichte und BIP pro Kopf) und 0,808 (Urbanisierung und Wirtschaftsstruktur). Bei so hohen linearen Abhängigkeiten zwischen den erklärenden Variablen werden die Standardfehler der geschätzten Koeffizienten aufgebläht und damit die Absolutwerte der t-Statistiken reduziert (Belsley u. a. 1980).

Aufschlussreich ist auch der Vergleich dieser Regressionsergebnisse mit denen, die man erhält, wenn man statt der Daten für das Jahr 2006 die Daten des Jahres 2001 benutzt. In diesem Fall drehen sich die Vorzeichen der Koeffizienten für die Variablen Wirtschaftsstruktur und BIP pro Kopf um (Kähler 2006: 105). Wie bereits erwähnt, ist ein typisches Anzeichen von Multikollinearität, dass die Koeffizientenschätzungen instabil werden: Schon kleine Veränderungen bei der Spezifizierung der Variablen oder der Stichprobe haben oft beträchtliche Auswirkungen auf die Koeffizientenschätzungen und die Standardfehler.

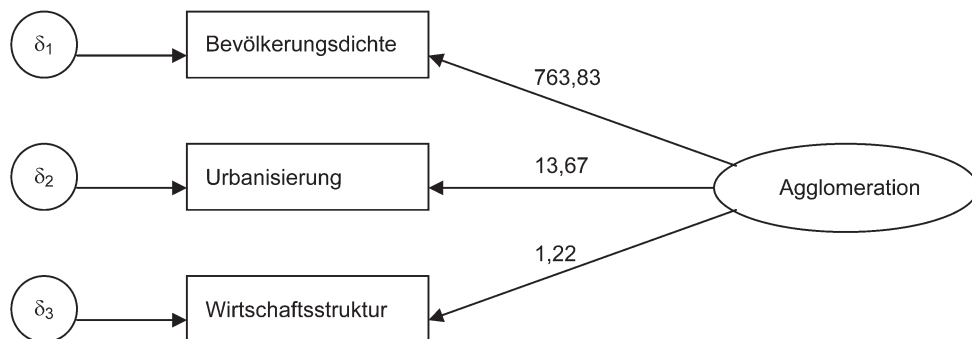
Das Ausmaß der Multikollinearität wird ersichtlich, wenn man für die erklärenden Variablen den Varianzinflationsfaktor (VIF) der Standardfehler berechnet (Fahrmeir u. a. 2007: 171). VIF wird definiert als der reziproke Wert von  $1 - R^2$ , wobei  $R^2$  das Bestimmtheitsmaß einer Regression darstellt, bei der eine erklärende Variable auf die anderen erklärenden Variablen des Modells regressiert wird. Für die vier erklärenden Variablen sind die VIF zwar noch relativ moderat, aber die Multikollinearität führt deutlich dazu, dass die Ungenauigkeiten in den Schätzungen der Standardfehler zunehmen und daher auch die empi-

rischen Signifikanzniveaus der Koeffizienten ansteigen. In Tabelle 1 ist auch der maximale Konditionsindex  $\kappa_{\max}$  der Matrix der erklärenden Variablen angegeben. Nach Belsley u. a. (1980) liegt bei einem Wert zwischen 30 und 100 mittlere bis starke Multikollinearität vor.

Ein weiteres Problem des Regressionsmodells für die bundesdeutschen Daten ist die geringe Zahl der Freiheitsgrade. Bei nur 16 Beobachtungen und fünf geschätzten Regressionskoeffizienten ist die Anzahl der Freiheitsgrade 11. Damit ist das Regressionsmodell an der Grenze dessen, was vom statistischen Standpunkt aus sinnvoll ist.

Man kann sowohl die Multikollinearität verringern als auch die Anzahl der Freiheitsgrade erhöhen, wenn man die drei Agglomerationsindikatoren zu einer latenten Variable Agglomeration zusammenfasst. Ein konfirmatorisches Faktorenmodell für die Agglomeration ist in Abbildung 5 dargestellt. In diesem Faktorenmodell sind die drei Indikatoren der Agglomeration die Effekte oder Konsequenzen der Agglomeration. Der Kausalitätspfeil läuft von der latenten Variable zu den drei beobachtbaren Indikatoren.

Abb. 5: Faktorenmodell für die latente Variable Agglomeration mit deutschen Daten



In Abbildung 5 sind die geschätzten Koeffizienten des Einflusses von Agglomeration auf die drei Indikatoren angegeben. Die drei Koeffizienten sind signifikant von null verschieden. Die t-Werte der Koeffizienten betragen 3,11 (Bevölkerungsdichte), 3,53 (Urbanisierung) und 5,04 (Wirtschaftsstruktur). Da ein Faktorenmodell mit drei Indikatoren saturiert ist, ist die Modellanpassung perfekt (Bollen 1989). Allerdings liegt bei diesen Daten ein sogenannter Heywood Fall vor. Die Messgleichung für die Variable Wirtschaftsstruktur liefert einen negativen Schätzwert für die Varianz der Fehlervariable  $\delta_3$ . Deswegen steigt auch das Bestimmtheitsmaß dieser Messgleichung auf einen pathologischen Wert von 1,03. Insgesamt ist daher das Faktorenmodell für diese Daten nicht in jeder Hinsicht befriedigend. Ein Grund dafür ist sicherlich die geringe Anzahl der Beobachtungen.

Trotz dieser statistischen Probleme kann das Faktorenmodell benutzt werden um zu bestimmen, wie groß die Agglomeration in den einzelnen 16 Bundesländern ist. Die Faktorenwerte (factor scores) sind in Tabelle 2 zusammen mit den Werten für die Indikatoren Bevölkerungsdichte, Urbanisierung und Wirtschaftsstruktur aufgelistet. Die latente Variable Agglomeration wurde hier so normiert, dass ihr Mittelwert null ist und ihre Varianz 1 beträgt.

Es ist nicht überraschend, dass die drei Stadtstaaten die höchsten Agglomerationswerte zeigen; die Reihung ist jedoch bemerkenswert. Die Stadtstaaten unterscheiden sich nicht in der Urbanisierungsdimension, denn sie weisen hier jeweils Werte von 100 auf. Aber die Bevölkerungsdichte ist in Berlin am höchsten mit einem Wert von 3807 Einwohnern pro Quadratkilometer, gefolgt von Hamburg mit einem Wert von 2309 und Bremen mit 1641. Die Rangfolge bei der Variable Wirtschaftsstruktur ist dagegen etwas anders. Hier liegt Bremen mit einem Anteil der Erwerbstätigen, der nicht im Primärsektor arbeitet, von 99,74 vor Berlin (99,68) und Hamburg (99,53). Die Reihung bei den Faktorenwerten für Agglomeration folgt also der Reihung bei der Variablen Bevölkerungsdichte. Am anderen Ende der Agglomerationsskala stehen die neuen Bundesländer Mecklenburg-Vorpommern, Brandenburg, Sachsen-Anhalt und Thüringen.

Tab. 2: Faktorenwerte für Agglomeration in den deutschen Bundesländern

Bundesland	Bevölkerungs- dichte	Urbanisierung	Wirtschafts- struktur	Agglomeration
Mecklenburg-Vorpommern	74	57,1	96,06	-0,596
Brandenburg	87	81,8	96,35	-0,549
Sachsen-Anhalt	121	66,0	97,08	-0,539
Thüringen	144	58,4	97,31	-0,528
Niedersachsen	168	85,5	96,74	-0,467
Bayern	177	72,1	97,00	-0,477
Schleswig-Holstein	179	67,6	96,76	-0,482
Rheinland-Pfalz	204	54,9	97,22	-0,476
Sachsen	232	78,2	97,80	-0,416
Hessen	289	94,0	98,55	-0,340
Baden-Württemberg	300	85,7	98,12	-0,341
Saarland	409	100,0	99,21	-0,218
Nordrhein-Westfalen	530	99,9	98,50	-0,104
Bremen	1641	100,0	99,74	0,949
Hamburg	2309	100,0	99,53	1,582
Berlin	3807	100,0	99,68	3,001

Mit den Faktorenwerten für die Agglomeration ist es möglich, in einem Regressionsmodell den simultanen Einfluss von Agglomeration und Einkommensniveau auf die Staatsausgaben zu bestimmen, ohne dem störenden Einfluss der Multikollinearität zwischen den Agglomerationsvariablen ausgesetzt zu sein.

Die Schätzwerte für dieses Regressionsmodell sind in Tabelle 3 angegeben. Die Variable Agglomeration hat einen hochsignifikanten Einfluss auf die öffentlichen Ausgaben, während der Einfluss der Einkommensvariablen zwar das erwartete positive Vorzeichen hat, aber nicht signifikant ist. Im ursprünglichen Modell mit drei separaten Agglomerationsindikatoren (Tabelle 1) war nur der Koeffizient der Variablen Bevölkerungsdichte auf

dem 5-prozentigen Niveau signifikant von null verschieden. In dem Regressionsmodell mit der latenten Variable Agglomeration ist der Koeffizient dieser Variable sogar auf dem 0,1-prozentigen Niveau signifikant von null verschieden. Das Modell in Tabelle 3 hat gegenüber dem Modell in Tabelle 1 auch den Vorteil, dass die Anzahl der Freiheitsgrade mit 13 höher ist als in dem Modell mit vier erklärenden Variablen. Dadurch steigt auch das adjustierte  $R^2$  von 0,531 (Tabelle 1) auf 0,597 (Tabelle 3). Außerdem fällt der maximale Konditionsindex auf den moderaten Wert von 7,861.

Tab. 3: Alternatives Regressionsmodell für Staatsausgaben in den deutschen Bundesländern

	Koeffizient	Standardfehler	t-Statistik	Signifikanzniveau
Konstante	4.583,002	425,602	10,768	0,0000
Agglomeration	524,420	121,828	4,305	0,0009
BIP pro Kopf	5,369	15,064	0,356	0,7272
Adjustiertes $R^2$	0,597	Konditionsindex $\kappa_{\max}$		7,861

Insgesamt haben die Analysen mit den Daten bundesdeutscher Länder gezeigt, dass sowohl inhaltliche als auch statistische Argumente dafür sprechen, die drei Indikatoren Bevölkerungsdichte, Urbanisierung und Wirtschaftsstruktur zu einer latenten Agglomerationsvariable zusammenzufassen. Bei der Anwendung erweist sich lediglich die geringe Anzahl der Beobachtungen und Freiheitsgrade als unbefriedigend. Im nächsten Abschnitt wird das Modell auf US-amerikanische Daten mit bedeutend mehr Beobachtungen angewandt.

#### 4 Analyse mit US-Daten

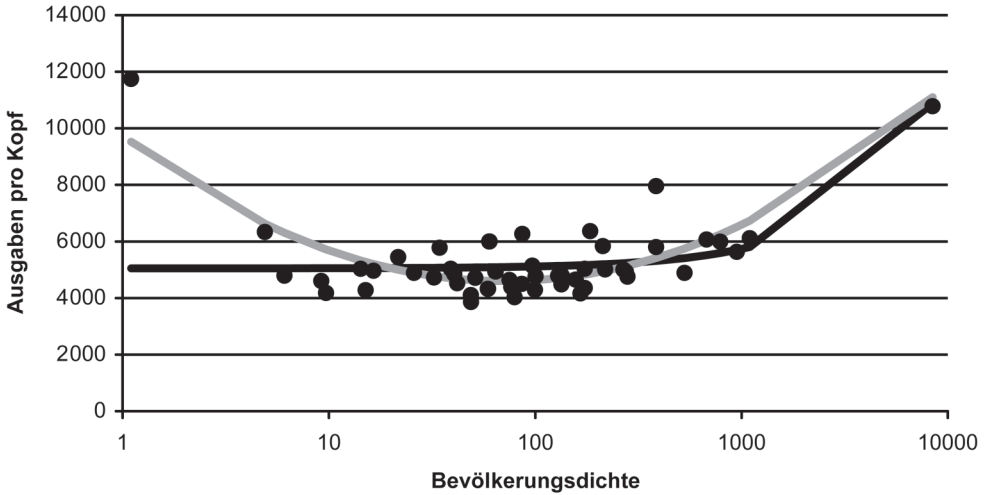
Als Brecht im Jahr 1941 die Daten von 49 US-amerikanische Bundesstaaten analysierte, fiel es ihm sehr viel schwerer, den Zusammenhang zwischen Bevölkerungsagglomeration und Staatsausgaben nachzuweisen als für deutsche Daten (Brecht 1941). In diesem Abschnitt soll untersucht werden, ob sich das Brecht'sche Gesetz mit neueren US-Daten bestätigen lässt. Die Daten sind dem Statistical Abstract of the United States (U.S. Census Bureau 2000) entnommen und beziehen sich zum größten Teil auf das Jahr 1999. Alaska und Hawaii, die erst 1959 Bundesstaaten wurden, sind hier, im Gegensatz zu dem Datensatz, den Brecht untersuchte, einbezogen, sodass die Anzahl der Beobachtungen auf 51 steigt.<sup>1</sup>

Wie in der Zeit der Weltwirtschaftskrise, so war auch Ende des 20. Jahrhunderts die Bevölkerungsdichte unter den US-Bundesstaaten sehr ungleich verteilt. Der District of Columbia weist mit 8452,8 Einwohnern pro Quadratmeile den mit weitem Abstand höchsten Wert auf. Am anderen Ende der Skala steht Alaska mit einem Wert von nur 1,1.

<sup>1</sup> Der Datensatz enthält auch Daten zum District of Columbia. Aus Gründen der Vereinfachung wird im Folgenden der District of Columbia als Bundesstaat bezeichnet, obwohl er in formaler Hinsicht kein Bundesstaat ist. In amerikanischen Statistiken wird der District of Columbia üblicherweise mit den eigentlichen Bundesstaaten aufgeführt.

Der Mittelwert beträgt 338,2. Um den Zusammenhang zwischen Bevölkerungsdichte und öffentlichen Ausgaben der Bundesstaaten und ihrer Gemeinden besser darstellen zu können, wird in Abbildung 6 eine logarithmische Skala gewählt.

Abb. 6: Staatsausgaben und Bevölkerungsdichte (logarithmische Skala) in den US-Bundesstaaten



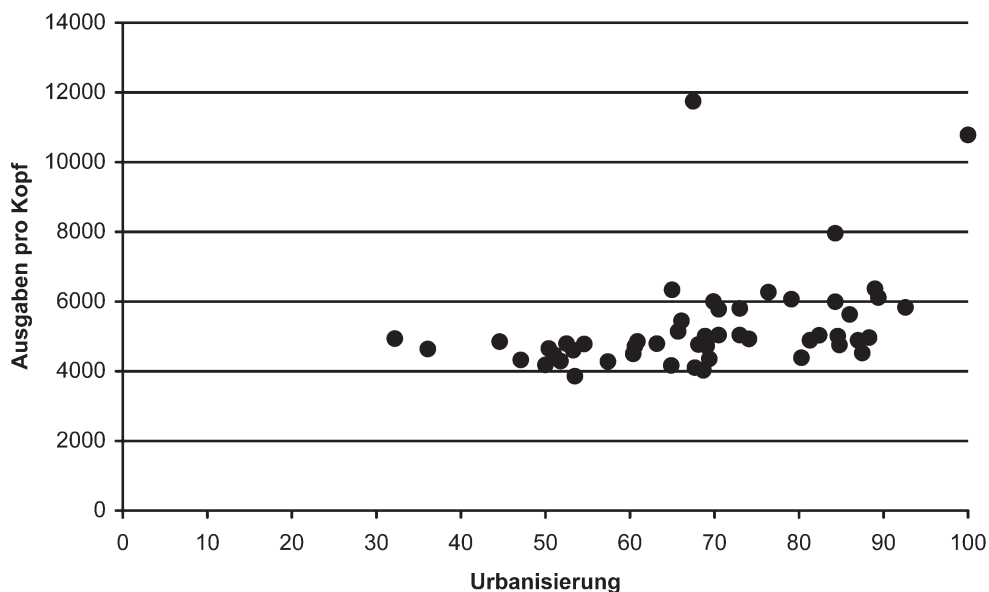
Quelle: Eigene Darstellung nach U.S. Census Bureau 2000

Wie bei den Daten des Jahres 1932 (Brecht 1941) ergibt sich auch für die Daten des Jahres 1999 ein offensichtlich u-förmiger Zusammenhang. Allerdings ist der u-förmige Verlauf fast ausschließlich auf den Ausreißerwert von Alaska zurückzuführen, das die geringste Bevölkerungsdichte und die höchsten Ausgaben unter den 51 Bundesstaaten aufweist. Ansonsten ist es nur noch der Bundesstaat Wyoming mit der zweitniedrigsten Bevölkerungsdichte (4,9) und den fünfthöchsten Ausgaben (6336 Dollar pro Kopf), der diesen negativen Zusammenhang am unteren Ende der Skala unterstützt.

In Abbildung 6 sind zwei Kurven eingezeichnet, die den funktionalen Zusammenhang zwischen Bevölkerungsdichte und Staatsausgaben beschreiben. Die schwarze Linie repräsentiert einen linearen Zusammenhang, der sich nur deswegen nicht-linear darstellt, weil die Abszisse eine logarithmische Skala hat. Die graue Linie zeigt die Schätzwerte, die man erhält, wenn man in einem Regressionsmodell die Staatsausgaben mit der logarithmischen und dem Quadrat der logarithmischen Bevölkerungsdichte erklärt. Die Regressionskoeffizienten dieser beiden Regressoren sind hochsignifikant von null verschieden und das adjustierte Bestimmtheitsmaß beträgt 0,67.

Als nächste Agglomerationsdimension wird der Urbanisierungsgrad betrachtet. In der amerikanischen Statistik gilt die Bevölkerung dann als urban, wenn sie in Orten mit mehr als 2.500 Einwohnern lebt. Der Zusammenhang zwischen öffentlichen Ausgaben und Urbanisierung ist in Abbildung 7 dargestellt. Der Korrelationskoeffizient zwischen beiden Variablen beträgt 0,40 und ist statistisch hochsignifikant. Alaska stellt allerdings mit den höchsten Ausgaben pro Kopf und einer durchschnittlichen Urbanisierung von 67,5 Prozent wiederum einen Ausreißerwert dar.

Abb. 7: Staatsausgaben und Urbanisierung in den US-Bundesstaaten

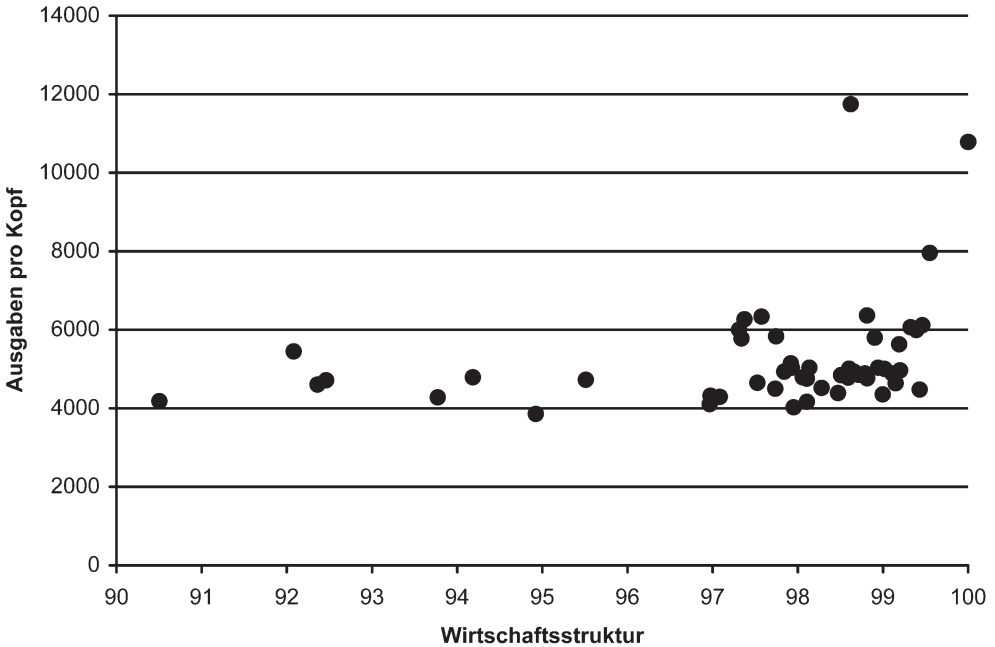


Quelle: Eigene Darstellung nach U.S. Census Bureau 2000

Die dritte Agglomerationsdimension ist die Wirtschaftsstruktur, die hier als Anteil des BIPs, der nicht im Primärsektor produziert wird, gemessen wird. Dieser Anteil variiert im Datensatz zwischen Werten von 90,5 Prozent für South Dakota und 100 Prozent für den District of Columbia. Das Streudiagramm mit der Variable Wirtschaftsstruktur auf der Abszisse und der Variable „Ausgaben pro Kopf“ auf der Ordinate in Abbildung 8 ähnelt dem Streudiagramm in Abbildung 7. Auch bei der Variable Wirtschaftsstruktur ist insgesamt ein positiver Zusammenhang mit den öffentlichen Ausgaben erkennbar. Der Korrelationskoeffizient zwischen beiden Variablen beträgt 0,29 und ist mit einer 5-prozentigen Irrtumswahrscheinlichkeit von null verschieden.



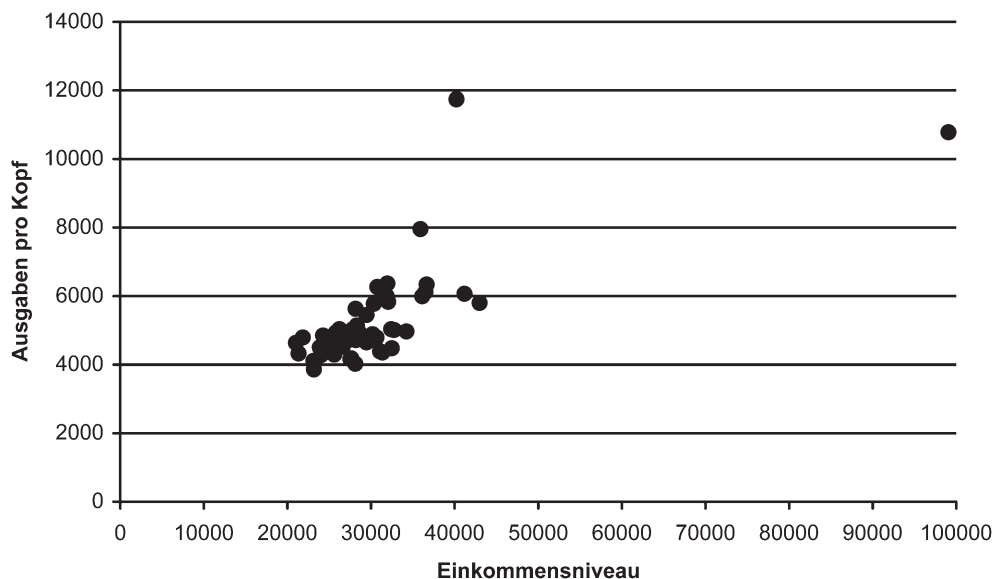
Abb. 8: Staatsausgaben und Wirtschaftsstruktur in den US-Bundesstaaten



Quelle: Eigene Darstellung nach U.S. Census Bureau 2000

Schließlich soll mit den US-Daten noch der bivariate Zusammenhang zwischen dem Einkommensniveau und den öffentlichen Pro-Kopf Ausgaben analysiert werden. Spitzenreiter beim BIP pro Kopf ist der District of Columbia mit einem Wert von 99.054 Dollar. Damit nimmt der District of Columbia nicht nur bei den drei Agglomerationsindikatoren, sondern auch beim Einkommensniveau höhere Werte an als alle 50 Bundesstaaten. Das würde sowohl nach dem Brecht'schen als auch nach dem Wagner'schen Gesetz erklären, warum die öffentlichen Ausgaben im District of Columbia so hoch sind. Noch höher waren allerdings die öffentlichen Pro-Kopf-Ausgaben in Alaska. In der Rangfolge des BIP pro Kopf nimmt Alaska dagegen nur die vierte Position hinter Delaware und Connecticut ein.

Abb. 9: Staatsausgaben und Einkommensniveau in den US-Bundesstaaten



Quelle: Eigene Darstellung nach U.S. Census Bureau 2000

Nach der bivariaten Analyse soll nun durch ein multivariates Regressionsmodell überprüft werden, ob und in welchem Maße die beiden klassischen finanzwissenschaftlichen Gesetze Unterschiede in den Staatsausgaben erklären können. Dazu wird zunächst ein lineares Modell mit den vier erklärenden Variablen Bevölkerungsdichte, Urbanisierung, Wirtschaftsstruktur und Pro-Kopf-Einkommen geschätzt. Tabelle 4 zeigt die Ergebnisse der Schätzung. Insgesamt kann das Modell mehr als die Hälfte der Variabilität in den Staatsausgaben erklären, aber nur der Regressionskoeffizient der Variable BIP pro Kopf ist auf dem 5-Prozent-Niveau signifikant von null verschieden und hat gleichzeitig das erwartete Vorzeichen. Die Agglomerationsindikatoren schneiden enttäuschend ab. Der Koeffizient der Variable Bevölkerungsdichte ist zwar statistisch signifikant, hat aber ein negatives Vorzeichen, das mit dem Brecht'schen Gesetz inkompatibel ist. Die Koeffizienten der beiden anderen Agglomerationsindikatoren sind insignifikant.

Tab. 4: Lineares Regressionsmodell für Staatsausgaben in den US-Bundesstaaten

	Koeffizient	Standardfehler	t-Statistik	Signifikanzniveau	VIF
Konstante	-3.171,877	6.681,492	-0,475	0,637	
Bevölkerungsdichte	-0,729	0,290	-2,512	0,016	6,374
Urbanisierung	-1,933	11,031	-0,175	0,862	1,515
Wirtschaftsstruktur	37,910	71,112	0,533	0,597	1,233
BIP pro Kopf	0,167	0,034	4,989	0,000	7,256
Adjustiertes R <sup>2</sup>	0,556			Konditionsindex $\kappa_{\max}$	143,640

Wie bei den deutschen Daten ist auch bei den US-Daten der Einfluss der Multikollinearität für die statistische Inferenz störend. Wie die VIF-Werte zeigen, sind besonders die Standardfehler der Koeffizienten zu den Variablen Bevölkerungsdichte und BIP pro Kopf von diesem Problem betroffen. VIF-Werte größer als 5 und maximale Konditionsindices größer als 10 gelten als Hinweise auf starke Multikollinearität (Belsley u. a. 1980).

Das Regressionsmodell von Tabelle 4 entspricht dem üblichen Vorgehen in der empirischen Wirtschaftsforschung, eine lineare Funktionalform zu spezifizieren. Die bivariaten Analysen haben aber gezeigt, dass der Zusammenhang zwischen Bevölkerungsdichte und Staatsausgaben besser durch eine u-förmige Funktion beschrieben werden kann. Entsprechend der Darstellung in Abbildung 6 wird daher der lineare Term der Bevölkerungsdichte durch die logarithmierte Bevölkerungsdichte und das Quadrat der logarithmierten Bevölkerungsdichte ersetzt. Die Schätzergebnisse dieses nicht-linearen Modells sind in Tabelle 5 wiedergegeben. Erwartungsgemäß hat der Koeffizient der Variable „logarithmierte Bevölkerungsdichte“ ein negatives Vorzeichen und der Koeffizient des quadrierten Terms ein positives Vorzeichen, d. h. es ergibt sich ein u-förmiger Verlauf der Beziehung zwischen Bevölkerungsdichte und Staatsausgaben. Beide Koeffizienten sind zudem signifikant von null verschieden.

Tab. 5: Nicht-lineares Regressionsmodell für Staatsausgaben in den US-Bundesstaaten

	Koeffizient	Standardfehler	t-Statistik	Signifikanzniveau	VIF
Konstante	-8.212,096	5.795,464	-1,417	0,163	
ln-Bevölkerungsdichte	-1.945,984	348,763	-5,580	0,000	26,488
(ln-Bevölkerungsdichte) <sup>2</sup>	198,818	43,892	4,530	0,000	36,124
Urbanisierung	7,794	8,447	0,923	0,361	1,493
Wirtschaftsstruktur	164,377	61,017	2,694	0,010	1,521
BIP pro Kopf	0,038	0,019	1,972	0,055	4,031
Adjustiertes R <sup>2</sup>	0,735			Konditionsindex $\kappa_{\max}$	188,967

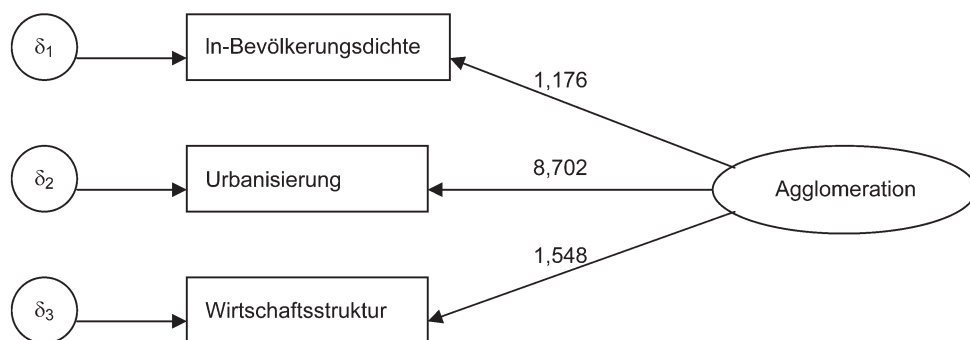
Auch die anderen Koeffizienten des Modells haben das erwartete Vorzeichen. Allerdings ist der Koeffizient der Variable Urbanisierung nicht signifikant von null verschieden. Die Antwort auf die Frage, ob der Koeffizient von BIP pro Kopf signifikant ist, hängt davon ab, ob ein einseitiger oder ein zweiseitiger Test unterstellt wird. Da aus dem Wagner'schen Gesetz ein positives Vorzeichen des Koeffizienten folgt, wäre es angemessen, einseitig zu testen. Das ausgewiesene empirische Signifikanzniveau bezieht sich jedoch hier, wie sonst auch, auf einen zweiseitigen Test. Das entsprechende Signifikanzniveau für einen einseitigen Test würde daher unter der Schranke von 0,05 liegen.

Die Anpassungsgüte des Modells ist sehr gut; es kann mehr als 70 Prozent der Variationen in öffentlichen Pro-Kopf-Ausgaben zwischen den US-Bundesstaaten erklären. Allerdings werden auch hier die Standardfehler der Regressionskoeffizienten durch Multikollinearität aufgebläht. Der maximale Konditionsindex ist mit 188,967 extrem hoch. Auf den ersten Blick ist es überraschend, dass der VIF für die Variablen, die auf der Bevölkerungsdimension basieren, so groß ist, denn die entsprechenden Standardfehler fallen relativ gering aus. Allerdings beträgt der Korrelationskoeffizient zwischen logarithmischer und quadrierter logarithmischer Bevölkerungsdichte 0,957. Insgesamt legen die Ergebnisse nahe, für die US-Daten, ebenso wie für die deutschen Daten, die Agglomerationsdimensionen zu einer latenten Variable zusammenzufassen.

Um die empirische Nicht-Linearität zu berücksichtigen, wird die Bevölkerungsdichte logarithmisch transformiert. Die Tatsache, dass die Variable Bevölkerungsdichte hier in anderer Form als die Variablen Urbanisierung und Wirtschaftsstruktur (die untransformiert bleiben) eingeht, kann auch damit begründet werden, dass Urbanisierung und Wirtschaftsstruktur als Anteilsszahlen auf das Intervall von 0 bis 100 begrenzt sind, während die Bevölkerungsdichte prinzipiell keine Begrenzung nach oben hat.

Die Ergebnisse des konfirmatorischen Faktormodells sind in Abbildung 10 zusammengefasst. Wie erwartet sind die geschätzten Koeffizienten der Messgleichungen für alle drei Indikatoren positiv; darüber hinaus sind die Koeffizienten signifikant von null verschieden. Für die einzelnen Messgleichungen kann angegeben werden, wie viel Prozent der Variabilität der Indikatoren durch die latente Variable Agglomeration erklärt werden kann. Für  $\ln$ -Bevölkerungsdichte beträgt das entsprechende  $R^2$  0,58, für Urbanisierung 0,33 und für Wirtschaftsstruktur 0,53.

Abb. 10: Faktorenmodell für die latente Variable Agglomeration mit US-Daten

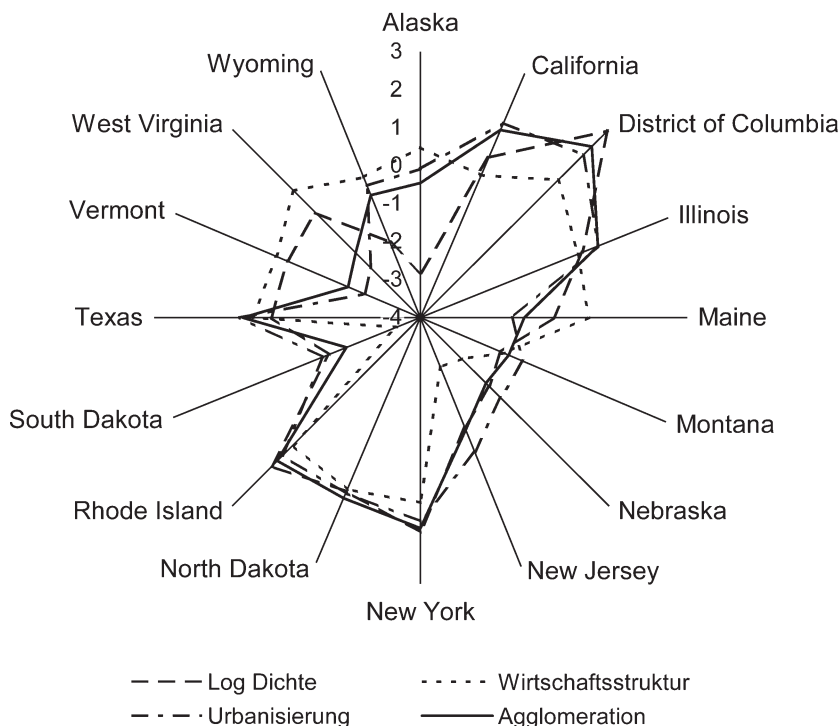


Aus dem Faktorenmodell lassen sich die Faktorenwerte der Agglomeration für die 51 Beobachtungen ableiten. Es ist interessant, diese Werte den Ausprägungen für die drei Indikatoren gegenüberzustellen. Da die Indikatoren unterschiedliche Messeinheiten haben, werden die Indikatoren zuvor standardisiert, d. h. von den Ausprägungen wird der Mittelwert subtrahiert und das Ergebnis wird durch die Standardabweichung dividiert. Die latente Variable Agglomeration hat per Konstruktion einen Mittelwert von null und eine Varianz von eins. Aufgrund der Standardisierung schwanken die Variablen hier nur im Intervall von  $-3$  bis  $+3$ . Für eine Auswahl von 16 Bundesstaaten sind diese vier Variablen in dem Netzdiagramm von Abbildung 11 dargestellt.

Besonders interessant ist der Bundesstaat Alaska. Wie oben gezeigt wurde, sind die Staatsausgaben dort höher als in allen anderen Bundesstaaten. Auf der anderen Seite weist Alaska einen unterdurchschnittlichen Agglomerationsindex (durchgezogene Linie in Abbildung 11) von  $-0,22$  auf. Bei den einzelnen Agglomerationsdimensionen gibt es für Alaska jedoch große Unterschiede. Die standardisierte In-Bevölkerungsdichte (gestrichelte Linie) ist mit einem Wert von  $-1,75$  stark unterdurchschnittlich, während der Anteil des Sekundär- und Tertiärsektors am BIP (gepunktete Linie) überdurchschnittlich hoch ist (Wert von  $0,50$ ).

Die Bundesstaaten mit den geringsten Agglomerationswerten sind Vermont ( $-1,94$ ) und South Dakota ( $-1,90$ ). Vermont weist unter allen Bundesstaaten mit nur 32,2 Prozent die geringste Urbanisierung auf und hat keine Stadt mit mehr als 40.000 Einwohnern. Dagegen hat South Dakota aufgrund seiner Wirtschaftsstruktur nur eine geringe Agglomeration. Mit einem Anteil des Primärsektors von 9,5 Prozent am BIP ist South Dakota der am stärksten landwirtschaftlich geprägte Bundesstaat in den USA. Es ist auf der anderen Seite nicht überraschend, dass der District of Columbia den Spitzenwert beim Agglomerationsindex aufweist ( $2,37$ ). Bei allen drei Agglomerationsdimensionen hat der District of Columbia höhere Werte als die anderen Bundesstaaten.

Abb. 11: Netzdiagramm für Agglomeration und seine Indikatoren in 16 US-Bundesstaaten



Mit dem konstruierten Agglomerationsindex lässt sich ein Regressionsmodell schätzen, das nicht vom Problem der Multikollinearität betroffen ist. Die Ergebnisse sind in Tabelle 6 angegeben. Das Modell beinhaltet neben dem Agglomerationsindex und dem BIP pro Kopf als erklärende Variable auch eine Indikatorvariable für Alaska. Aus Abbildung 6 wurde klar, dass der u-förmige Zusammenhang zwischen logarithmierter Bevölkerungsdichte und Staatsausgaben vor allem oder sogar ausschließlich auf den Einfluss von Alaska zurückgeführt werden kann. Ein zusammengesetzter nicht-linearer Zusammenhang zwischen der Bevölkerungsdichte und Agglomeration (basierend auf logarithmischer Bevölkerungsdichte und deren Quadrat) lässt sich allerdings nicht in einer Faktorenanalyse darstellen. Daher übernimmt eine Indikatorvariable die Rolle, den speziellen Fall Alaska zu berücksichtigen.

Tab. 6: Alternatives Regressionsmodell für Staatsausgaben in den US-Bundesstaaten

	Koeffizient	Standard- fehler	t-Statistik	Signifikanz- niveau	VIF
Konstante	2.762,215	290,108	9,521	0,000	
Agglomeration	169,852	99,268	1,711	0,094	1,449
BIP pro Kopf	0,078	0,009	8,574	0,000	1,433
Indikator Alaska	5.909,484	604,387	9,778	0,000	1,041
Adjustiertes R <sup>2</sup>	0,835			Konditionsindex $\kappa_{\max}$	7,150

Die Ergebnisse in Tabelle 6 sind insgesamt sehr ermutigend. Die Koeffizienten der drei erklärenden Variablen haben die erwarteten Vorzeichen. Zudem sind die Koeffizienten für das BIP pro Kopf und die Indikatorvariable hoch signifikant. In Alaska sind die öffentlichen Pro-Kopf-Ausgaben um 5909 Dollar höher als man nach dem Agglomerationsindex und dem BIP erwarten würde. Der Koeffizient der Agglomerationsvariablen hat ein empirisches Signifikanzniveau von 9,4 Prozent bei einem zweiseitigen Test. Da in diesem Fall allerdings ein einseitiger Test angemessen ist, kann man auch diesen Koeffizienten als signifikant bezeichnen.

Im Gegensatz zu den Regressionsmodellen der Tabellen 4 und 5 ist das Regressionsmodell in Tabelle 6 praktisch frei vom Problem der Multikollinearität. Alle drei VIF sind relativ nahe bei dem Wert von 1. Auch der maximale Konditionsindex ist mit einem Wert von 7,150 sehr moderat. Vor allem das adjustierte Bestimmtheitsmaß von 0,835 spricht für das Regressionsmodell mit dem Agglomerationsindex. Damit erreicht dieses Modell eine sehr viel bessere Anpassungsgüte als die anderen Regressionsmodelle für diese Daten.

Insgesamt ergibt sich eine auffallende Parallelität zwischen den deutschen und den US-Daten. In beiden Nationen sind es die Staatstaaten (Berlin, Hamburg, Bremen und District of Columbia), die sowohl hohe Agglomerations- und Einkommenswerte als auch hohe Staatsausgaben aufweisen.

## 5 Fazit

Ausgangspunkt der Analysen war die Frage, ob die beiden klassischen finanzwissenschaftlichen Gesetze noch heute einen empirischen Erklärungsgehalt beanspruchen können. Diese Frage wurde mit zwei aktuellen Datensätzen untersucht: Querschnittsdaten für die deutschen Bundesländer im Jahr 2006 und Querschnittsdaten für die amerikanischen Bundesstaaten im Jahr 1999.

Die empirische Evidenz fällt durchaus gemischt aus. In einigen Fällen sind die geschätzten Koeffizienten nicht statistisch signifikant. Schlimmer noch: Nicht immer stimmen die Vorzeichen der Koeffizienten mit den Erwartungen überein. Insgesamt zeigt sich aber ein recht starker positiver Zusammenhang zwischen Bevölkerungsdichte und Staatsausgaben. Auffällig ist jedoch, dass sich in der Regel ein nicht-linearer Zusammenhang ergibt. Die Nicht-Linearität lässt sich gut durch eine Logarithmierung der Bevölkerungsdichte erfassen.

In den Regressionsmodellen hat sich gezeigt, dass die simultane Berücksichtigung der drei Agglomerationsdimensionen Bevölkerungsdichte, Urbanisierung und Wirtschaftsstruktur ein ernstes statistisches Problem hervorruft: Die Multikollinearität zwischen den erklärenden Variablen. Dadurch werden die Standardfehler der Regressionskoeffizienten aufgebläht und statistische Signifikanz wird schwerer nachweisbar. Multikollinearität ist hier ein inhärentes Problem. Da Bevölkerungsdichte, Urbanisierung und Wirtschaftsstruktur ähnliche Aspekte der gleichen latenten Variable sind, werden auch die Korrelationen zwischen diesen drei Variablen hoch sein.

Wie in diesem Aufsatz gezeigt wurde, ist eine Lösung des Multikollinearitätsproblems durch die Konstruktion eines Agglomerationsindex möglich. Mit einer konfirmatorischen Faktorenanalyse kann aus den drei Agglomerationsindikatoren ein Index der Agglomeration konstruiert werden. Die Anwendung dieser Methodik geht weit über die Finanzwissenschaft hinaus. In der Neuen Ökonomischen Geographie spielt der Begriff Agglomeration eine wichtige Rolle. Mit dem hier vorgestellten Verfahren kann diese latente Variable quantifiziert werden.

Es stellt sich allerdings die Frage, ob ein Agglomerationsindex repräsentativ für ein gesamtes Gebiet sein kann. Eine Agglomeration wird oft als Ballungsraum definiert, der weitgehend unabhängig von administrativen Grenzen ist. So wird zum Beispiel zur Agglomeration (Stadtregion) Berlin auch das brandenburgische Potsdam gezählt. Vom theoretischen Standpunkt aus wäre es wünschenswert, die öffentlichen Ausgaben in raumwirtschaftlich definierten Agglomerationen mit den öffentlichen Ausgaben in den übrigen Gebieten zu vergleichen. Allerdings sind öffentlichen Ausgaben immer auf Verwaltungseinheiten bezogen und lassen sich nicht oder nur recht willkürlich den Agglomerationsgebieten und Nicht-Agglomerationsgebieten zuordnen.

Viele Papiere werfen mehr Fragen auf als sie beantworten. So ist das wohl auch hier. Eine solche Frage ist: Warum sollte Agglomeration zu vermehrten öffentlichen Ausgaben führen? Aus Platzgründen musste die Erörterung der theoretischen Fundierung des Brecht'schen Gesetzes kurz ausfallen. Bei einer Trennung von Ausgaben in Preis- und Mengeneffekte zeigt sich, dass es Argumente sowohl für einen positiven als auch für einen negativen Zusammenhang gibt (Kähler 1982).

Interessant ist auch die Frage, welche finanzpolitischen Implikationen der Zusammenhang zwischen Staatsausgaben und Agglomeration hat. Brecht hatte argumentiert, dass ein Land mit hoher Bevölkerungsdichte und hoher Urbanisierung notwendigerweise höhere Staatsausgaben haben würde als ein Land mit geringerer Agglomeration. Es ist jedoch nicht zwingend, dass die Kausalität in dieser einfachen Weise verlaufen muss. Schließlich werden in Ländern mit hoher Agglomeration, besonders aufgrund der Wirtschaftsstruktur, auch die Staatseinnahmen höher sein als in Ländern mit geringer Agglomeration. In einem simultanen Gleichungssystem, in das sowohl Staatseinnahmen als auch Staatsausgaben eingehen (Loehman, Emerson 1985), müsste geklärt werden, wie sich Agglomerations-effekte insgesamt darstellen. Sowohl in empirischer als auch in theoretischer Hinsicht bietet das Thema Agglomeration und Staatsausgaben daher noch einige Herausforderungen.



## Literatur

- Belsley, D. A.; Kuh, E.; Walsh, R. E. (1980): *Regression Diagnostics - Identifying Influential Data and Sources of Collinearity*. New York.
- Berger, H.; Holler, A. (2007): *What Determines Fiscal Policy? Evidence from German States*. CESifo Working Paper 2062.
- Bergstrom, T. C.; Goodman, R. P. (1973): *Private Demands for Public Goods*. In: *American Economic Review*, Vol. 63 (3), S. 280-296.
- Biehl, D.; Münzer, U. (1980): *Agglomerationsoptima und Agglomerationsbesteuerung – Finanzpolitische Konsequenzen aus der Existenz agglomerationsbedingter sozialer Kosten*. In: *Akademie für Raumforschung und Landesplanung (ARL) (Hrsg.): Ballung und öffentliche Finanzen, Forschungs- und Sitzungsberichte Bd. 134, Hannover, S. 113-150*.
- Bollen, K. A. (1989): *Structural Equations with Latent Variables*. New York.
- Borcherding, T. E. (1985): *The Causes of Expenditure Growth: A Survey of the U.S. Evidence*. In: *Journal of Public Economics*, Vol. 28, S. 359-382.
- Borcherding, T. E.; Deacon, R. T. (1972): *The Demand for the Services of Non-Federal Governments*. In: *American Economic Review*, Vol. 62 (5), S. 891-901.
- Boustedt, O. (1970): *Agglomeration*. In: *Handwörterbuch der Raumforschung und Raumordnung, 2. Aufl., Bd. I, Hannover, S. 20-38*.
- Brakman, S.; Garretsen, H.; van Marrewijk, C. (2008): *Locational Competition and Agglomeration: The Role of Government Spending*. In: *Brakman, S.; Garretsen, H. (Hrsg.): Foreign Direct Investment and the Multinational Enterprise, Cambridge, Mass., S. 89-116*.
- Brecht, A. (1932): *Internationaler Vergleich der öffentlichen Ausgaben. Vorträge des Carnegie-Lehrstuhls für Außenpolitik und Geschichte an der Deutschen Hochschule für Politik, Heft 2, Berlin*.
- Brecht, A. (1941): *Three Topics in Comparative Administration – Organization of Government Departments, Government Corporations, Expenditures in Relation to Population*. In: *Public Policy, 2, S. 289-318*.
- Brecht, A. (1967): *Mit der Kraft des Geistes, Lebenserinnerungen, zweite Hälfte 1927-1967*. Stuttgart.
- Büttner, T.; Schwager, R.; Stegarescu, D. (2004): *Agglomeration, Population Size, and the Cost of Providing Public Services: An Empirical Analysis for German States*. In: *Public Finance and Management, Vol. 4, S. 496-520*.
- Chang, T. (2002): *An Econometric Test of Wagner's Law for Six Countries Based on Cointegration and Error-Correction Modelling Techniques*. In: *Applied Economics, 34/9, S. 1157-1169*.
- Dye, T. R. (1966): *Politics, Economics, and the Public*. Chicago.
- Fabricant, S. (1952): *The Trend of Government Activity in the United States Since 1900*. New York.
- Fahrmeir, L.; Kneib, T.; Lang, S. (2007): *Regression - Modelle, Methoden und Anwendungen*. Berlin und Heidelberg.
- Hansmeyer, K. H.; Kops, M. (1985): *Die Popitzsche Hauptansatzstaffel*. In: *Akademie für Raumforschung und Landesplanung (ARL) (Hrsg.): Räumliche Aspekte des Finanzausgleichs, Forschungs- und Sitzungsberichte Bd. 159, Hannover, S. 15-54*.
- Mueller, D. C. (2003): *Public Choice III*. Cambridge.
- Kähler, J. (1982): *Agglomeration und Staatsausgaben – Brechtsches und Wagnersches Gesetz im Vergleich*. In: *Finanzarchiv N.F. 40/3, S. 445-474*.
- Kähler, J. (2006): *Das Brecht'sche Gesetz der Staatsausgaben*. In: *Krohn, C.-D.; Unger, C. R. (Hrsg.): Arnold Brecht, 1884-1977: Demokratischer Beamter und politischer Wissenschaftler in Berlin und New York, S. 83-106*.
- Kuhn, T. (1993): *Determinanten der Staatsausgaben: Bevölkerung und Urbanisierung – Eine Literaturübersicht, ifo Studien, Bd. 38, S. 127-145*.

- Loehman, E.; Emerson, R. (1985): A Simultaneous Equation Model of Local Government Expenditure Decisions. In: *Land Economics*, 61 (4), S. 419-432.
- Oates, W. E. (1988): On the Measurement of Congestion in the Provision of Local Public Goods. In: *Journal of Urban Economics*, Vol. 24, S. 85-94.
- Popitz, J. (1932): *Der künftige Finanzausgleich zwischen Reich, Ländern und Gemeinden*, Berlin.
- Statistisches Bundesamt (2007): *Statistisches Jahrbuch 2007 für die Bundesrepublik Deutschland*. Wiesbaden.
- U.S. Census Bureau (2000): *Statistical Abstract of the United States*. [http://www.census.gov/prod/www/statistical-abstract-1995\\_2000.html](http://www.census.gov/prod/www/statistical-abstract-1995_2000.html).
- Wagner, A. (1893): *Grundlegung der politischen Ökonomie*. 3. Aufl., 1. Theil, 2. Halbband, Leipzig.

