Gemeindegröße, Verwaltungsform und Effizienz der kommunalen Leistungserstellung – Das Beispiel Sachsen-Anhalt

Peter Haug

Eingegangen: 25. Juni 2012 / Angenommen: 26. Juni 2013
© Springer-Verlag Berlin Heidelberg 2013

Zusammenfassung Der Beitrag befasst sich am Beispiel Sachsen-Anhalts mit der Frage nach den Determinanten der Effizienz der kommunalen Leistungserstellung. Im Vordergrund steht dabei der Einfluss von Gemeindegröße, Verwaltungsform sowie siedlungsstrukturellen, demographischen und räumlichen Faktoren. Dazu wird eine nichtparametrische Effizienzmessung (*Data Envelopment Analysis* bzw. der *Convex-order-m*-Ansatz) durchgeführt. Im Unterschied zu vergleichbaren Studien setzt die Untersuchung dabei auf der konsolidierten Ebene der Verwaltungsgemeinschaften und Einheitsgemeinden an, da wesentliche Kompetenzen auf der gemeinsamen Verwaltungsebene angesiedelt sind. Die Ergebnisse zeigen, dass Verwaltungsverbände oder -gemeinschaften keinen signifikanten Effizienznachteil gegenüber Einheitsgemeinden aufweisen müssen. Ferner deuten die Analysen zur Skaleneffizienz darauf hin, dass die meisten sachsen-anhaltischen Gemeinden durch die Bildung von Verwaltungsgemeinschaften 2004 eine weitgehend effiziente „Betriebsgröße“ hatten. Demographische und siedlungsstrukturelle Faktoren haben außerdem einen maßgeblichen Einfluss auf die technische Effizienz der Städte und Gemeinden: Während eine höhere Bevölkerungsdichte zumindest teilweise effizienzfördernd ist, wirken ein höherer Seniorenanteil, aber auch eine positive Bevölkerungsentwicklung tendenziell eher effizienzmindernd. Die Berücksichtigung räumlicher Zusammenhänge in der Effizienzschatzung ist ein komplexes Problem, das bisher nur unzureichend gelöst wurde.

Schlüsselwörter Effizienz · Kommunale Leistungen · Data Envelopment Analysis · Robuste nichtparametrische Schätzung · Kommunale Institutionen · Demographischer Wandel

Municipality Size, Institutions and Efficiency of Municipal Service Provision. The Case of Saxony-Anhalt

Abstract In this contribution we analyze the determinants of the efficiency of municipal service provision using the example of the German state of Saxony-Anhalt. The focus lies on the effects of municipality size, institutional setting and spatial or demographic factors. We perform a non-parametric efficiency estimation (Data Envelopment Analysis and the Convex order-*m* approach). In contrast to previous studies, we choose the aggregate budget of municipal associations as the object of our analysis since important competences are settled at the joint administrative level. The results show that municipal associations do not necessarily have to be less efficient than independent municipalities. Furthermore, the results for scale efficiency indicate that most municipalities of Saxony-Anhalt had a sufficiently efficient “firm size” in 2004. Moreover, demographic factors and settlement structures have a significant effect on the technical efficiency of towns and municipalities: While a higher population density might be, to some extent, efficiency-enhancing, an increasing share of senior citizens or population growth might have the opposite effect. The integration of spatial interdependencies in efficiency estimations is a complex problem that has only been solved insufficiently yet.

Dr. P. Haug (✉)
Forschungsabteilung Stadtökonomik,
Institut für Wirtschaftsforschung Halle (IWH),
Kleine Märkerstraße 8, 06108 Halle (Saale), Deutschland
E-Mail: Peter.Haug@iwh-halle.de

Keywords Efficiency · Local public goods · Data envelopment analysis · Robust-non-parametric estimation · Local government institutions · Demographic change

1 Einleitung

Bei Politikern, Vertretern der Verwaltungswissenschaft wie auch in Teilen der betriebs- und volkswirtschaftlichen Literatur scheint sich die Vorstellung durchgesetzt zu haben, dass für Kommunen der Grundsatz, *größer* sei häufig *besser*, zu gelten habe.¹ Große Landkreise, Gemeinden oder andere kommunale Einheiten wären demnach grundsätzlich leistungsfähiger und folglich kostengünstiger bzw. effizienter in der Leistungserstellung. Obwohl aus ökonomischer Sicht durchaus Gründe gegen diese Annahme sprechen, sind kritische Stimmen dazu vergleichsweise selten.² Dies spiegelt sich in einem anhaltenden Trend zu Gemeindegebietsreformen in Ost- und Westdeutschland, aber auch in Europa und Übersee wider.³

Vor dem Hintergrund des zu erwartenden Bevölkerungsrückgangs, verbunden mit der kritischen Finanzsituation der Kommunen, werden vor allem in Ostdeutschland Gemeinde- und Kreisgebietsreformen forciert mit dem erklärten Ziel, die Leistungsfähigkeit auch in Zukunft zu erhalten. Ergebnis dieser Bemühungen sind z. B. Landkreise mit der Fläche des Saarlandes in Mecklenburg-Vorpommern⁴ oder die radikale Reduzierung der Zahl der Gemeinden in Sachsen-Anhalt von 1.300 im Jahre 1995 auf 220 im Jahre 2011⁵.

Obwohl eine Analyse der Auswirkungen der Gemeindereformen z. B. auf das kommunale Ausgabenverhalten (vgl. Reingewertz 2012) wünschenswert wäre, kann sie für den gesamten kommunalen Sektor eines der betroffenen Bundesländer zum jetzigen Zeitpunkt noch nicht, und für

die Ebene der einzelnen Kommunen überhaupt nicht sinnvoll durchgeführt werden.⁶ Aus diesem Grund verfolgt der vorliegende Beitrag einen anderen Ansatz: Es wird untersucht, ob eine zu einem bestimmten Zeitpunkt existierende Gemeindestruktur (d. h. *vor* einer einschneidenden Gemeindereform) als grundsätzlich ineffizient bezeichnet werden konnte. Die Frage, wie diese Gemeindestruktur zustande gekommen ist,⁷ muss dabei auch aus Gründen der Handhabbarkeit des Untersuchungsgegenstandes ausgeklammert werden. Um problematische Vergleiche mit anderen Bundesländern zu vermeiden, z. B. aufgrund des unterschiedlichen „Kommunalisierungsgrades“ staatlicher Aufgaben, dienen dabei die effizientesten Gemeinden des jeweiligen Bundeslandes als Richtgröße („Benchmark“).

Empirische Analysen zur globalen Effizienzanalyse⁸ von Kommunen geben unterschiedliche Auskünfte zum Einfluss von Gemeindegröße und Verwaltungsform auf die Effizienz – sofern das Problem überhaupt behandelt wird. Die vorhandenen ökonomischen Effizienzanalysen für Deutschland (d. h. für Baden-Württemberg und Sachsen) von Geys/Heinemann/Kalb (2010), Kalb (2010a), Kalb (2010b) oder Kriese (2008) scheinen dagegen die Vorzüge großer Gemeinden und zentralistischer Kommunalstrukturen zu bestätigen. Demgegenüber konnten Bönisch/Haug/Illy et al. (2011) für Sachsen-Anhalt weder nennenswerte Größenvorteile bei Gemeinden noch Effizienzvorteile für bestimmte Gemeindeformen bestätigen.⁹

Allerdings weisen zumindest die Untersuchungen für Sachsen und Baden-Württemberg eine wesentliche Schwäche auf, da sie die einzelne Gemeinde als Untersuchungsobjekt wählen – obwohl in Baden-Württemberg, genauso wie in Sachsen, kleine Gemeinden sich einer Verwaltungsgemeinschaft oder einem Verwaltungsverband anschließen mussten. Dieser Zusammenschluss ermöglicht den Mitgliedsgemeinden die gemeinsame Nutzung von Ressourcen und die Gewährleistung der kommunalen Leistungsfähigkeit ohne Verlust der gemeindlichen Unabhängigkeit. Es hat daher aus mehreren Gründen einen Sinn, die gesamte

¹ Vgl. z. B. King/Ma (2000) für Großbritannien. Für Deutschland sei beispielhaft auf die Gutachten von Hesse (2010a) für Niedersachsen und Rheinland-Pfalz (Hesse 2010b) verwiesen.

² Zimmermann (2009: 27 f.) äußert sich kritisch zu den westdeutschen Gebietsreformen der 1970er Jahre, die sich allein vom Gedanken der Kostendegression leiten ließen. Feiock (2004: 49) stellt für die USA im Hinblick auf Zusammenschlüsse von Kernstädten mit dem umliegenden Landkreis („city-county consolidation“) fest, dass die zumindest in der Theorie möglichen Vorteile solcher Zusammenschlüsse (z. B. Kostenersparnisse) empirisch nicht belegt werden konnten. Er bietet als Erklärung an, dass die möglichen Vorteile den Charakter eines öffentlichen Gutes haben, die im politischen Prozess hinter den privaten Interessen der die Zusammenschlüsse vorantreibenden Akteure (*consolidation entrepreneurs*) zurückstehen müssen.

³ Für eine Übersicht vgl. Fox/Gurley (2006).

⁴ Zur Kreisgebietsreform in Mecklenburg-Vorpommern vgl. z. B. Büchner/Franzke/Nierhaus (2008).

⁵ Speziell zur sachsen-anhaltischen Gemeindegebietsreform vgl. Rosenfeld/Kluth/Haug et al. (2007).

⁶ Auf der aggregierten Ebene sind die Ausgabenpositionen des kommunalen Sektors in den Jahren nach dem Ende der Reformen (in Sachsen-Anhalt im Jahr 2011) noch durch einmalige Gründungsaufwendungen oder Kostenremanenzen (z. B. nur über „natürliche Fluktuation“ abbaubare Personalüberbestände) verzerrt. Die Analyse auf der Ebene der einzelnen Landkreise, Städte und Gemeinden erfordert eine geeignete Kontrollgruppe, d. h. eine hinreichende Anzahl von Gemeinden des gleichen Bundeslandes, die keinerlei Gebietsveränderungen durch die Reform erfahren haben. Letzteres ist in Sachsen-Anhalt, aber auch in den meisten anderen ostdeutschen Bundesländern, nicht gegeben.

⁷ Eine Frage, die z. B. bei Weese (2008) bei seiner Analyse von Gemeindezusammenschlüssen in Japan im Vordergrund steht.

⁸ Darunter wird im Folgenden die Analyse mit Bezug auf das komplette (*de facto*) aber auf das im kommunalen Verwaltungs- und Vermögenshaushalt erfasste) kommunale Leistungsspektrum verstanden.

⁹ Für eine Zusammenstellung internationaler Effizienzanalysen für Kommunen vgl. z. B. De Borger/Kerstens (2000) oder Kalb (2010b).

Verwaltungsgemeinschaft als „Produktionseinheit“ bzw. den aggregierten Haushalt der Verwaltungsgemeinschaft anstelle der Haushalte der einzelnen Mitgliedsgemeinden zu untersuchen: Die Gemeinden geben in erheblichem Umfang Rechte und Zuständigkeiten für kommunale Leistungen an die Verwaltungsgemeinschaftsebene ab, die die Verwaltungsgemeinschaftsebene dann im Rahmen eines separaten Haushalts durchführt. Werden anstelle der aggregierten Verwaltungsgemeinschaftsebene die Ausgaben der einzelnen Mitgliedsgemeinden betrachtet, ergeben sich massive Zurechnungsprobleme dieser, im wahrsten Sinne des Wortes, „Gemeinkosten“. Als weitere Schwäche kommt neben methodischen Problemen der in den Studien angewandten parametrischen Methoden der Effizienzanalyse (vgl. Kap. 4.1.1) noch die unzureichende Erfassung der Kapitalkosten in den vorgenannten Studien hinzu, da nur die Ausgaben für Fremdkapitalzinsen berücksichtigt werden. Letzteres führt möglicherweise zu einer Verzerrung zugunsten von Gemeinden, die zwar übermäßig viel (Real-)Kapital einsetzen, dieses aber überwiegend aus Eigenmitteln oder Investitionszuschüssen finanziert haben.

Der vorliegende Beitrag setzt bei diesen Defiziten der vorhandenen kommunalen Effizienzstudien an. Erstens wird die aggregierte und konsolidierte Ebene der einzelnen Verwaltungsgemeinschaften als das eigentlich adäquate Untersuchungsobjekt betrachtet. Zweitens werden durch den gewählten nichtparametrischen Ansatz bestimmte methodische Probleme vermieden (vgl. Kap. 4.1.1) und drittens wird durch die Wahl einer geeigneten Näherungsgröße für den kommunalen Kapitalstock das Problem der systematischen Untererfassung der (nicht beobachtbaren) Kapitalkosten zumindest gemildert. Konkret wird am Beispiel Sachsen-Anhalts empirisch folgenden Fragen nachgegangen:

- Existieren nennenswerte Größenvorteile bei Gemeinden?
- Gibt es signifikante Unterschiede bei der betrieblichen Effizienz zwischen Verwaltungsgemeinschaften und Einheitsgemeinden?
- Welchen Einfluss hat die Zahl der Mitgliedsgemeinden auf die Effizienz?
- Wie wirken sich unterschiedliche demographische und siedlungsstrukturelle Verhältnisse auf die Gemeindeeffizienz aus?
- Lassen sich auffällige räumliche Zusammenhänge zwischen der Effizienz einzelner Gemeinden feststellen?

Der Beitrag gliedert sich wie folgt: Nachdem in Kap. 2 der theoretische Hintergrund kurz dargelegt wird, werden in Kap. 3 die institutionellen Rahmenbedingungen für Sachsen-Anhalt vor der Gemeindegebietsreform dargestellt. In Kap. 4 werden dann im Rahmen einer nichtparametrischen Effizienzanalyse die Determinanten der kommunalen Effizienz analysiert. Kapitel 5 fasst die Ergebnisse zusammen und zeigt mögliche politische Konsequenzen auf.

2 Theoretischer Hintergrund

Aus der Sicht der politischen Ökonomie ist der Zusammenhang zwischen Effizienz und Gemeindestruktur alles andere als eindeutig. Selbst wenn davon ausgegangen wird, wie das für die nachfolgende empirische Analyse unterstellt wird, dass das kommunale Leistungsangebot zwischen den einzelnen Gemeinden nicht wesentlich variiert bzw. überwiegend durch Regulierungen des Bundes oder Landes vorgegeben ist, bedeutet das nicht, dass Großgemeinden diese gegebene Leistungsmenge und -qualität (im Folgenden als „Output“ bezeichnet) auch kostengünstiger, d. h. mit weniger „Inputs“, produzieren.

Zum einen können Größenvorteile bzw. das Erreichen der notwendigen „Mindestbetriebsgröße“ für Kommunen auch durch Auslagerung erreicht werden, z. B. durch die bereits erwähnte Bildung von Verwaltungsverbänden oder -gemeinschaften, bei denen die Erledigung der Verwaltungsaufgaben z. B. an ein gemeinsames Verwaltungsamt oder eine Trägergemeinde delegiert wird (vgl. Tullock 1969). Ferner ist aufgrund der Heterogenität kommunaler Dienstleistungen mit ihren unterschiedlich verlaufenden Kostenkurven die Bevölkerungszahl ein schlechter Maßstab für Skaleneffekte (vgl. Dollery/Byrnes/Crase (2008: 171), auch wenn die deutsche Verwaltungswissenschaft, allen voran Wagener (1974), Ende der 1960er Jahre, basierend auf Minimalauslastungsangaben für öffentliche Einrichtungen entsprechende Versuche zur Bestimmung einer „optimalen“ Gemeindegröße (mit weitreichenden politischen Konsequenzen) unternommen hat.

Ein zentraler Unterschied zwischen der Herangehensweise der Ökonomie und der (deutschen) Verwaltungswissenschaft bei der Beurteilung von Gemeindegröße und -form scheint darin zu bestehen, dass maßgebliche Vertreter der Verwaltungswissenschaften Wirtschaftlichkeit der kommunalen Leistungserstellung und demokratische Partizipation als mehr oder weniger unabhängig voneinander unterstellen.¹⁰ Wird dem die – keineswegs neue – Erkenntnis der Neuen Institutionenökonomie (vgl. z. B. Richter/Furobotn 2010) bzw. der Theorie des Fiskalischen Föderalismus (vgl. z. B. Oates 2005) entgegengesetzt, dass unterschiedliche institutionelle Rahmenbedingungen (hier: Gemeindegröße und -form) unterschiedliche Anreizwirkungen auf zu eigennützigem Handeln neigende Wirtschaftssubjekte (hier: Wähler, Politiker und Verwaltungsangehörige) entfalten,

¹⁰ Konkret wird z. B. bei Hesse (2010a: 302) für Niedersachsen auf das „Optimierungs- und Rationalisierungspotential“ der existierenden Kommunalstruktur hingewiesen. Dabei sei die „Verhältnismäßigkeit von Mittel und Ertrag künftiger Reformen“ zu beachten, die nicht zu sehr auf Kosten von „Bürgernähe, Identität und demokratischer Teilhabe“ gehen dürfe. Es entsteht der Eindruck, als ob Bürgernähe und demokratische Teilhabe als Störfaktoren für das optimale (aus Sicht der Verwaltung) Verwaltungshandeln beurteilt werden.

so spricht vieles für die Bildung von Verwaltungsverbänden anstelle von zentralisierten Großgemeinden: Aufgrund der geringeren Informationskosten für die Bürger, aber auch einer gleichmäßigeren Repräsentation der einzelnen Gemeinden in den relevanten politischen Gremien im Vergleich zu einer Großgemeinde, ist eine effektivere demokratische Kontrolle der Verwaltung zumindest möglich. Hinzu kommen weitere „disziplinierende“ Elemente der Verwaltungsgemeinschaften, die insbesondere die Angehörigen der zentralen Verwaltungsebene im Sinne des Bürokratiemodells nach Niskanen (vgl. Niskanen 1971, Niskanen 1975) beim Inputeinsatz unter Druck setzen: Zum einen können die Mitgliedsgemeinden mit Aufgabenentzug drohen, z. B. einzelne an die Verwaltungsgemeinschaftsebene übertragene Aufgaben wieder in Eigenregie durchzuführen oder an Externe zu vergeben. Zum anderen verfügt die Verwaltungsgemeinschaftsebene in der Regel kaum über eigene Einnahmen, weswegen die notwendigen Verhandlungen um die Verwaltungsgemeinschaftsumlage mit den Mitgliedsgemeinden ebenfalls dämpfend auf den Ressourceneinsatz wirken können.

Dieser potenzielle Vorteil der Verwaltungsgemeinschaften, der eine höhere Inputeffizienz gewährleisten kann, findet allerdings seine Beschränkung in den mit der Zahl der Mitgliedsgemeinden steigenden Transaktionskosten (Infor-

mationskosten, Kosten der Entscheidungsfindung). Unklar ist außerdem der Einfluss anderer Determinanten (z. B. Demographie, Siedlungsstruktur, räumliche Zusammenhänge zwischen Gemeinden), die größtenteils außerhalb der Kontrolle der kommunalen Entscheidungsträger liegen, auf die kommunale Effizienz, da diese mögliche Effizienzgewinne durch z. B. Änderung der Verwaltungsform konkretisieren können: Eine Verwaltungsgemeinschaft, die vor allem aufgrund der zersplitterten Siedlungsstruktur unter hohen Kosten pro Einwohner zu leiden hat, wird nicht durch eine Umwandlung in eine Einheitsgemeinde effizienter.

3 Kommunalstruktur in Sachsen-Anhalt

Zur Klärung der Forschungsfragen wird die Situation in Sachsen-Anhalt kurz vor der jüngsten Gemeindegebietsreform untersucht. Abbildung 1 zeigt die mittlerweile historische Gemeindestruktur des Jahres 2004.

Für die weitere Untersuchung werden die Landkreise und kreisfreien Städte ausgeklammert. Sachsen-Anhalt eignet sich insofern gut für diese Analyse, weil hier – im Gegensatz etwa zu Sachsen oder Baden-Württemberg – keine kreisangehörigen Städte mit Sonderstatus („Große Kreisstadt“) existieren, die teilweise zu Landkreisaufgaben

Abb. 1 Kommunale Gliederung des Landes Sachsen-Anhalt (2004). Gebietsstand 31.12.2004. Datengrundlage: Statistisches Landesamt Sachsen-Anhalt (2005: 7)

herangezogen werden. Wegen der unvermeidlichen Wahl von Indikatorvariablen zur Approximation der kommunalen Leistungen ist die dadurch bedingte Homogenität des kommunalen Leistungsspektrums von Vorteil.

Mit einer durchschnittlichen Einwohnerzahl von 1.751 (Median: 619) konnte die Gemeindestruktur auf der Ebene der Einzelgemeinden im Jahr 2004 als kleinteilig bezeichnet werden. Wird dagegen die Ebene der Verwaltungsgemeinschaften und Einheitsgemeinden betrachtet, so steigt die mittlere Bevölkerungszahl auf 9.615 Einwohner (alle Zahlen für Gebietsstand 31.12. 2004).

In Sachsen-Anhalt waren 2004 zwei Typen von Verwaltungsgemeinschaften verbreitet: zum einen Verwaltungsgemeinschaften mit einem gemeinsamen Verwaltungsamt (dessen Leitung ein auf Zeit gewählter Verwaltungsbeamter innehatte) und zum anderen Verwaltungsgemeinschaften, bei denen eine Gemeinde (die sogenannte Trägergemeinde) eigene Kapazitäten zur Erledigung der Gemeinschaftsaufgaben bereitstellte; hier war der Bürgermeister der Trägergemeinde gleichzeitig Leiter der Verwaltung. Daneben verfügten die einzelnen Mitgliedsgemeinden nur über wenig eigenes Personal, so dass auch die Aufgaben des eigenen Wirkungskreises, die der Verwaltungsgemeinschaftsebene nicht zur Erfüllung übertragen worden waren, *de facto* auf dieser Ebene ausgeführt wurden.

4 Determinanten der globalen kommunalen Effizienz

4.1 Methodik

4.1.1 Allgemeines

Für kommunale Effizienzvergleiche bietet sich die Anwendung von Methoden der betrieblichen Effizienzanalyse an, insbesondere die Analyse der globalen Effizienz, bei der die Gemeinde als „Mehrproduktunternehmen“ unter Einbeziehung möglichst des gesamten Leistungsspektrums interpretiert wird. Dies hat im Vergleich zur Analyse einzelner kommunaler Leistungen einen Sinn, weil andernfalls das aus der betrieblichen Kostenrechnung bekannte Problem der Gemeinkostenzurechnung auftritt und außerdem eine Aggregation der einzelnen kommunalen Leistungen aufgrund fehlender Outputpreise – analog etwa zum betrieblichen Umsatz – nur bedingt möglich ist.

Im Einklang mit einem Großteil der Literatur wird hier ein nichtparametrischer Ansatz (*Data Envelopment Analysis*, DEA)¹¹ anstelle des parametrischen Ansatzes der erwähn-

ten Studien für Deutschland gewählt.¹² Der z. B. von Geys/Heinemann/Kalb (2010), Kalb (2010a) und Kalb (2010b) angewandte parametrische Ansatz zur Schätzung einer Kosten-grenze (*cost frontier*) ist wegen der fehlenden Einbeziehung der Faktorpreise – ähnlich wie bei der herkömmlichen ökonometrischen Schätzung einer Kostenfunktion – als problematisch zu beurteilen. Hinzu kommt, dass für diese Schätzungen nicht nur eine bestimmte funktionale Form für die Kostenfunktion angenommen werden muss, sondern auch spezifische Annahmen hinsichtlich des konkreten Einflusses der Umweltvariablen (Einfluss auf Erwartungswert oder Varianz der Effizienzkomponente des Störterms? Linearer oder nicht-linearer Zusammenhang?) getroffen werden müssen, was unter Umständen zu erheblichen Spezifikationsfehlern führen kann.¹³ Die Schätzung einer Input-Distanzfunktion wie bei Kriese (2008) weist neben dem genannten Spezifikationsproblem die Schwierigkeit auf, dass hier erklärende Variablen (die als exogen gegeben angenommenen Outputmengen) und zu erklärende Variablen (die eingesetzten Inputmengen bzw. Kostenarten) auf der gleichen Seite stehen, was einerseits zur Korrelation zwischen einigen erklärenden Variablen und dem zusammengesetzten Fehlerterm (Verletzung einer Grundannahme des parametrischen Schätzansatzes) oder einer Verletzung der gängigen Konkavitäts- oder Quasikonkavitätsannahmen der Produktionstheorie durch die resultierende Schätzfunktion führen kann (vgl. Coelli/Rao/O'Donnell et al. 2005: 265).

Bei der DEA wird die sogenannte technische Effizienz als die relative Entfernung einer Beobachtung zu der von anderen Beobachtungen aufgespannten Produktionsgrenze gemessen, wobei explizit Konvexität der Technologie-menge (d. h. auch Vergleich mit Linearkombinationen einzelner Beobachtungen möglich)¹⁴ sowie – für diesen Beitrag – variable Skalenerträge unterstellt werden. Es wird im

¹² Für eine vergleichende und einführende Darstellung der verschiedenen Methoden zur Effizienzschatzung sei auf Bogetoft/Otto (2011) oder Coelli/Rao/O'Donnell et al. (2005) verwiesen. Speziell zur DEA vgl. Cantner/Krüger/Hanusch (2007).

¹³ Die Gefahr der Fehlspezifikation wird noch größer, wenn außerdem Paneldaten verwendet werden, da hier Annahmen über die Entwicklung der Effizienzkomponente des Störterms im Zeitablauf getroffen werden müssen. Standardtestverfahren für die jeweiligen Modellannahmen, wie z. B. für „normale“ Regressionsanalysen mit Paneldaten, existieren bisher für die *Stochastic Frontier Analysis* nicht (vgl. Greene (2008: 153 ff.)).

¹⁴ Als Alternative existiert mit der *Free-Disposal-Hull* (FDH)-Methode (Deprins/Simar/Tulkens 1984) ein nichtparametrischer Ansatz zur Effizienzmessung, der auf die Konvexitätsannahme verzichtet. Allerdings hat sich dieser Ansatz gerade bei kleineren bis mittleren Stichprobengrößen wie im vorliegenden Fall als wenig praktikabel erwiesen: Die Mehrheit der untersuchten Gemeinden wird, mangels Vergleichsmöglichkeiten, als effizient eingestuft. Die Konvexitätsannahme dagegen ermöglicht eine Ausweitung der als Benchmark zur Verfügung stehenden Beobachtungen, da sie auch den Vergleich mit „Hybridgemeinden“, d. h. Linearkombinationen der Output- und Inputmengen zweier bis mehrerer existierender Gemeinden, als Vergleich zulässt.

¹¹ Der auf Methoden der linearen Programmierung basierende DEA-Ansatz wurde von Charnes, Cooper und Rhodes (1978) entwickelt, basierend auf den Arbeiten von Farrell (1957). Das DEA-Modell unter Annahme variabler Skalenerträge geht auf Banker, Charnes und Cooper (1984) zurück.

Folgenden immer ein inputorientierter Ansatz gewählt, da von der Annahme ausgegangen wird, dass den Gemeinden der größte Teil ihres Leistungsangebots „von oben“ diktiert wird und sie folglich beim Inputeinsatz größere Entscheidungsspielräume haben. Neben anderen Vorteilen (z. B. ist keine Spezifikation einer Produktions- oder Kostenfunktion nötig) ermöglicht dies die Formulierung eines Multi-Input-Multi-Output-Problems.

Zur Einbeziehung der genannten institutionellen, demographischen oder siedlungsstrukturellen Variablen in die DEA haben sich einfache zweistufige Verfahren (1. Stufe: DEA, 2. Stufe: Regression der erhaltenen Effizienzmaße mit den Umweltvariablen) als problematisch erwiesen. Das liegt zum einen an der fehlenden Bias-Korrektur der Effizienzmaße und zum anderen an der Verletzung einiger Grundannahmen des linearen Regressionsmodells (serielle Korrelation der abhängigen Variablen und Korrelation der unabhängigen Variablen mit dem Störterm) (vgl. Simar/Wilson 2007; Daraio/Simar 2007a: 99). Eine Lösung böte z. B. das von Bönisch/Haug/Illy et al. (2011) angewandte zweistufige *Bootstrap*-Verfahren nach Simar und Wilson (2007). Dieses beruht allerdings auf der Annahme, dass die Umweltvariablen keinen Einfluss auf die Lage der Produktionsgrenze bzw. die realisierbaren Input-Output-Kombinationen (die Produktionsmöglichkeitenmenge) haben.¹⁵ Außerdem liegt der zugehörigen Regressionsanalyse die Annahme eines linearen Zusammenhangs zwischen Effizienzmaß und Umweltvariablen sowie eines trunziert normalverteilten Störterms zugrunde (vgl. Daraio/Simar 2007a: 99 f.).

4.1.2 Der Conditional-convex-order-m-Ansatz zur Einbeziehung von Umweltvariablen

Diese mehr oder weniger restriktiven Annahmen können durch die Verwendung der „bedingten“ DEA (*conditional* DEA) bzw. des hier verwendeten *Conditional-convex-order-m*-Ansatzes (Daraio/Simar 2007b) teilweise umgangen werden. Daraio und Simar (2007b) leiten das Konzept des bedingten Effizienzmaßes aus einer bedingten Wahrscheinlichkeitsformulierung der Produktionsmöglichkeitenmenge (also Wahrscheinlichkeit der technisch realisierbaren Input-Output-Kombinationen unter der Bedingung, dass die Umweltvariable einen bestimmten Wert annimmt) ab. Der *Conditional-convex-order-m*-Ansatz ist im Prinzip eine Weiterentwicklung der DEA unter Beibehaltung der Konvexitätsannahme. Der zentrale Unterschied besteht allerdings darin, dass die Effizienz der einzelnen Gemeinde nicht in

Relation zu allen anderen n Einheitsgemeinden und Verwaltungsgemeinschaften gemessen wird, sondern nur in Relation zu insgesamt B *Bootstrap*-Stichproben der Größe m aus den Gemeinden, deren Outputmengen bei allen Outputarten (beim hier verwendeten inputorientierten Ansatz) mindestens genauso groß sind wie bei der zu vergleichenden Gemeinde. Ein wesentlicher Vorteil aller *Order-m*-Ansätze (sowie der methodisch verwandten α -Quantil-Ansätze) ist, wie die alternative Bezeichnung „robust frontier“ nahelegt, die Unempfindlichkeit der Effizienzmaße gegenüber Ausreißerwerten. Darüber hinaus wird hier der für nichtparametrische Ansätze charakteristische „Fluch der Dimensionalität“, d. h. der mit der Zahl der Input- und Outputarten weit überproportional ansteigende Datenbedarf zur Erzielung konsistenter Schätzergebnisse, deutlich gemildert.¹⁶

Konkret erfolgt die Analyse des Einflusses von Umweltvariablen anhand des Quotienten $Q_z = \hat{\theta}_{m,n}^C(x, y | z) / \hat{\theta}_{m,n}^C(x, y)$ in Abhängigkeit von z , also das Verhältnis des bedingten zum unkorrigierten Schätzer des *Order-m-Farrell*-Effizienzmaßes $\hat{\theta}$ mit $0 < \hat{\theta}$, wobei x den Inputvektor der Gemeinde, y den zugehörigen Outputvektor und z die jeweilige Umweltvariable bezeichnet und C für die unterstellte Konvexität steht. Der Nenner wird dabei wie folgt berechnet: 1) Berechnung des (FDH)-*order-m*-Maßes mittels eines Monte-Carlo-Algorithmus nach Daraio und Simar (2005: 103), 2) Projektion der Inputmengen mittels der erhaltenen Effizienzmaße auf die *Order-m*-Grenze und Durchführung einer konventionellen DEA-Analyse mit den ursprünglichen Outputmengen und den projizierten Inputmengen als Referenztechnologie (vgl. Daraio/Simar (2007b: 18 f.).

Für den Zähler, also das bedingte Effizienzmaß unter Berücksichtigung des Einflusses der Umweltvariable(n), erfolgt die Berechnung dergestalt, dass der erwähnte Monte-Carlo-Algorithmus von Daraio und Simar (2005) in zwei Schritten modifiziert wird. Zum einen werden für die Vergleichsgemeinden (d. h. diejenigen, die mindestens die gleiche Outputmenge für alle Outputarten bereitstellen), aus denen die *Bootstrap*-Stichproben gezogen werden, Wahrscheinlichkeitsgewichte eingeführt. Dazu wird eine Kerndichteschätzung durchgeführt, die tendenziell den Gemeinden eine höhere Wahrscheinlichkeitsgewichtung beim Ziehen zuweist, deren Wert z_j der gewählten Umweltvariable(n) möglichst nahe am entsprechenden Wert z der Gemeinde liegen, für die die relative Effizienz berechnet werden soll.¹⁷ Zum anderen wird als zweiter Schritt ein lineares Programm (modifiziertes DEA-Programm) für die

¹⁵ Die Umweltvariablen sind nach dieser Annahme weder ein Substitut für „reguläre“ Inputs noch unerwünschte Outputs, die zusätzlichen Inputeinsatz verlangen. Die Umweltvariablen beeinflussen somit nur die Neigung des „Managements“ (hier: vor allem der Verwaltung), Punkte auf der Produktionsgrenze zu wählen.

¹⁶ Diesem Zweck dient ebenfalls die Verringerung der Zahl der verwendeten Input- und Outputkategorien durch Zusammenfassung z. B. miteinander hoch korrelierter Outputgrößen. Dieses Vorgehen wird ergänzend angewandt.

¹⁷ Die konkrete Formel für das Wahrscheinlichkeitsgewicht lautet: $K((z - z_i)/h) / \sum_{j=1}^n K((z - z_j)/h)$ mit der Kernfunktion K (hier: Epanechnikov-Kern) und der Bandbreite h .

jeweilige Gemeinde gelöst, mit der entsprechenden *Bootstrap*-Stichprobe als Referenztechnologiemenge (vgl. Daraio/Simar (2007b: 22).

Zwei kritische Parameter sind dabei die Wahl der Bandbreite h und der Stichprobengröße m . Zur Wahl der Bandbreite für den Kerndichteschätzer wird der von Daraio und Simar (2005: 104; 2007a: 108 ff.) vorgeschlagene *Likelihood-cross-validation*-Ansatz verwendet. Ziel ist es hierbei, im weitesten Sinne, die empirische Schätzung der Dichtefunktion der jeweiligen Umweltvariable(n) mittels Kerndichteschätzung zu optimieren. Das Optimierungskriterium basiert auf dem k -NN(*nearest neighbour*)-Ansatz und ergibt eine individuelle optimierte Bandbreite für jede Beobachtung unter der Nebenbedingung, dass sich immer $k\%$ der Beobachtungen innerhalb der Bandbreite befinden. Dazu wird k so bestimmt, dass die *Cross-Validation*-Funktion maximiert wird.

Die Größe der *Bootstrap*-Stichprobe m dient der Feineinstellung, da bei Anwendung des *Order-m*-Ansatzes sich sogenannte Supereffizienz, also $\hat{\theta} > 1$ nicht vermeiden lässt. Geht m gegen unendlich, so konvergiert das *Convex-order-m*-Maß mit dem konventionellen DEA-Maß. Im vorliegenden Fall wird m mit 100, also etwa die Hälfte der Anzahl der Beobachtungen angesetzt, was ein verbreiteter Richtwert ist.

Trotz der genannten Vorzüge weist der *Order-m*-Ansatz auch Nachteile auf. Zum einen existieren noch keine praktikablen Methoden, um z. B. Konfidenzintervalle für Koeffizienten, und damit die statistische Signifikanz des Einflusses von z auf die Effizienz zu berechnen. Außerdem ist die Einbeziehung von zwei und mehr Umweltvariablen über einen entsprechenden Kerndichteschätzer zwar möglich, aber zum einen kompliziert umzusetzen und zum anderen sind die Ergebnisse wegen der anzuwendenden graphischen Analyseinstrumente spätestens ab drei Variablen kaum mehr zu interpretieren. Die Analyse beschränkt sich daher auf eine Analyse des Streudiagramms des Quotienten $Q_z = \hat{\theta}_{m,n}^C(x, y | z) / \hat{\theta}_{m,n}^C(x, y)$ in Abhängigkeit von jeweils einer Umweltvariablen z . Der Zusammenhang zwischen diesem Quotienten und z lässt sich dann durch Einführung einer nichtparametrischen Regressionslinie¹⁸ graphisch visualisieren. Da bei diesem Verfahren jeweils nur ein Teil der Beobachtungen für jeden Punkt in die Regressionsanalyse einbezogen wird, ist die resultierende Regressionslinie weit weniger empfindlich gegenüber Ausreißern als eine normale Regressionslinie. Dabei steht eine (abschnittsweise) nega-

tive Steigung für einen positiven Effekt der Umweltvariablen und umgekehrt.¹⁹ Als für den Lowess-Schätzer ebenfalls notwendige Angabe der $k\%$ Beobachtungen, die innerhalb der Bandbreite liegen, wird der entsprechende Prozentsatz für das *Order-m*-Effizienzmaß übernommen.

4.1.3 Einbeziehung nicht-stetiger Variablen

So attraktiv bestimmte Eigenschaften des *Conditional-convex-order-m*-Ansatzes auch sind, er kann nicht für alle hier interessierenden Fragestellungen angewandt werden. Das Verfahren erfordert z. B. wegen der notwendigen Kerndichteschätzung stetige Umweltvariablen. Ist das nicht gegeben, z. B. beim hier interessierenden Vergleich der Verwaltungsform oder dem Einfluss der Nähe zu Ballungszentren, so muss auf die konventionelle DEA und auf ein Verfahren ausgewichen werden, das ursprünglich zum Testen von Skalenerträgen entwickelt wurde (Simar/Wilson 2002). Dem „Fluch der Dimensionalität“ wird dabei zumindest durch die in Kap. 4.2 beschriebene Dimensionsreduktion der Outputs und Inputs Rechnung getragen.

Den Ausgangspunkt bilden die mittels der konventionellen DEA (vgl. Banker/Charnes/Cooper 1984) (Inputorientierung unter Annahme variabler Skalenerträge) ermittelten Effizienzmaße sowie die daraus errechneten (und zu vergleichenden) statistischen Kenngrößen, z. B. Mittelwert oder Median. Es wird die Nullhypothese, der Erwartungswert der Effizienz der einen Gruppe unterscheide sich nicht von dem der anderen Gruppe ($H_0: E(\theta_1^{VRS}) = E(\theta_2^{VRS})$), gegen die Alternativhypothese $H_1: E(\theta_1^{VRS}) > E(\theta_2^{VRS})$ getestet. Eine geeignete Teststatistik wäre dafür $T = n_1^{-1} \sum_{i=1}^{n_1} \hat{\theta}_1^{VRS}(x_i, y_i) / n_2^{-1} \sum_{i=1}^{n_2} \hat{\theta}_2^{VRS}(x_i, y_i)$, also das Verhältnis der Gruppenmittelwerte²⁰ zueinander. Falls die Alternativhypothese zutreffen sollte, müsste T statistisch signifikant größer als 1 sein. Die Fragestellung

¹⁸ Bei der nichtparametrischen Regressionsschätzung wird im Gegensatz zur herkömmlichen linearen Regressionsanalyse kein funktionaler Zusammenhang zwischen abhängigen und erklärenden Variablen unterstellt, sondern die Regressionslinie aus den vorhandenen Daten abgeleitet. Konkret wird eine lokal polynomiale Regression unter Verwendung der Funktion LOWESS im Programmpaket R durchgeführt (vgl. Cleveland 1979, Cleveland 1981).

¹⁹ Man kann sich diesen Zusammenhang intuitiv für eine gegebene Outputmenge wie folgt verdeutlichen: Wenn z ein Substitut für einen regulären Input darstellt (z. B. die nicht beeinflussbare Außentemperatur bei einem Erhitzungsprozess), kann eine gegebene Outputmenge am effizientesten (d. h. mit am wenigsten „regulären“ Input) für den höchsten Wert der Umweltvariablen produziert werden. Der Wert des Nenners des Bruchs steigt folglich mit z an. Im Extremfall sind aber alle Beobachtungen unter Berücksichtigung des jeweiligen Werts der Umweltvariablen („besser geht es unter den gegebenen Umständen eben nicht“) effizient, das heißt, der Wert des Zählers ändert sich mit zunehmendem z tendenziell nicht bzw. nicht in dem Umfang wie der Nenner. Im Fall eines positiven Zusammenhangs zwischen Effizienz und Umweltvariablen sinkt der Quotient also tendenziell mit steigendem z . Stellt die Umweltvariable dagegen einen unerwünschten Output dar (z. B. die Außentemperatur bei einem Kühlungsprozess), der zusätzlichen Input verbraucht, so sinkt der Nenner des Quotienten tendenziell mit steigendem z (während der Zähler weitgehend konstant, im Extremfall gleich 1, bleibt) (vgl. Daraio/Simar 2007a: 116 ff.).

²⁰ Alternativ wird zum Testen der Hypothese der Gleichheit der Gruppenmediane das Verhältnis der Gruppenmediane als Teststatistik verwendet.

lautet nun: Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass auch bei Gültigkeit der Nullhypothese ein Wert größer als T beobachtet werden kann (Wahrscheinlichkeit eines „Fehlers erster Art“)? Ist diese Wahrscheinlichkeit groß genug (d. h. größer als z. B. 0,05), dann ist die Abweichung von T von 1 wohl eher zufällig bzw. eine Ablehnung der Nullhypothese auf der Basis des Wertes der Teststatistik wird dann problematisch. Da über die Verteilung von T nichts bekannt ist, werden insgesamt $B = 2000$ *Bootstrap*-Stichproben unter der Annahme der Gültigkeit der Nullhypothese gezogen (mit Zurücklegen), das heißt, die beiden Teilstichproben für die zwei Gruppen sollen dem gleichen Datengenerierungsprozess entstammen. Dies wird dadurch erreicht, dass die komplette *Bootstrap*-Stichprobe (Größe entspricht der Anzahl aller Beobachtungen) jeweils aus der Grundgesamtheit aller Beobachtungen (Ebene der Verwaltungsgemeinschaften und Einheitsgemeinden) gezogen wird. Dazu wird das von Simar und Wilson (1998) vorgeschlagene *Bootstrap*-Verfahren angewandt, das eine Bias-Korrektur der Effizienzmaße ermöglicht. Anhand der so erhaltenen, bias-korrigierten Effizienzmaße für alle Beobachtungen berechnet sich die daraus resultierende Teststatistik $T^{*,b}$. Den p-Wert erhält man dann als $\sum_{b=1}^B B^{-1} \cdot I(T^{*,b} \geq T)$, also dem Anteil der *Bootstrap*-Teststatistiken, die größer als T ausfallen.

4.1.4 Testen des Vorliegens von Größenvorteilen bei der kommunalen Leistungserstellung

Bisher stand die Frage nach dem Einfluss exogener Variablen, also Umstände, auf die die jeweilige Gemeinde mindestens kurzfristig keinen Einfluss hat, auf die technische Effizienz im Vordergrund. Für die Suche nach der geeigneten „Betriebsgröße“ einer Gemeinde wäre allerdings viel wichtiger, die Frage zu stellen: „Gesetzt den Fall, Gemeinde X produziert eine gegebene Outputmenge technisch effizient (sie befindet sich also auf der Produktionsgrenze), könnte sie ihre Produktivität nicht noch weiter steigern, wenn sie ihre Outputmenge steigert (oder aber gegebenenfalls reduziert)?“ Diese Frage steht letztendlich immer im Hintergrund bei Gemeindefusionen. Eine mögliche Antwort darauf liefert die relative Skaleneffizienz.

Leider können, wie die entsprechenden Anwendungsbeispiele bei Daraio und Simar (2007a) zeigen, Größenvorteile mit dem *Order-m*-Ansatz nur z. B. als Zusammenhang von einer mit „Größe“ in Verbindung stehenden Umweltvariablen und der technischen Effizienz untersucht werden. In diesem Sinne kann die Analyse des Einflusses der Bevölkerungsdichte (Gemeinden mit höherer Bevölkerungsdichte haben in der Regel auch eine höhere Gesamtbevölkerung als dünner besiedelte Gemeinden) in Kap. 4.3.2.2 ebenfalls als Analyse des Vorliegens von Größenvorteilen interpretiert werden.

Dies entspricht aber nicht der oben formulierten Fragestellung und es ist vielmehr sinnvoll, dass zur Untersuchung von Größenvorteilen die gesamte Produktionsgrenze einbezogen wird. Deshalb wird auf die konventionelle DEA zur Analyse der Skaleneffizienz zurückgegriffen, die sich standardmäßig aus der Formel $\hat{\theta}_{CRS}/\hat{\theta}_{VRS} \leq 1$ berechnet, also dem Verhältnis des Schätzers für das DEA-Effizienzmaß im Modell mit konstanten Skalenerträgen $\hat{\theta}_{CRS}$ zum entsprechenden Wert bei Annahme variabler Skalenerträge $\hat{\theta}_{VRS}$. Eine Gemeinde ist skaleneffizient (weitere Produktivitätssteigerungen nur aufgrund der Ausweitung oder Verringerung der Outputmenge sind nicht mehr möglich), wenn dieser Quotient den Wert 1 annimmt (vgl. z. B. Bogetoft/Otto 2011: 99 ff.; Coelli/Rao/O'Donnell et al. 2005: 172 ff.).

Eine zentrale Voraussetzung zur Realisierung von Größenvorteilen bei Gemeinden besteht darin, dass die entsprechende Produktionstechnologie keine durchgehend konstanten Skalenerträge aufweist. Diese Hypothese wird analog zum Verfahren in Kap. 4.1.3 getestet, wobei als Teststatistik $T = \sum_{i=1}^n \hat{\theta}_{CRS}(x_i, y_i) / \sum_{i=1}^n \hat{\theta}_{VRS}(x_i, y_i)$, die dem Verhältnis der Mittelwerte entspricht, verwendet wird. Bei Vorliegen konstanter Skalenerträge würden sich die ermittelten (technischen) Effizienzmaße unter Annahme konstanter Skalenerträge von denen unter der Annahme variabler Skalenerträge nicht unterscheiden, T also einen Wert nahe 1 annehmen. Da $0 < \hat{\theta}_{CRS} \leq \hat{\theta}_{VRS} \leq 1$ gilt, ist zu prüfen, ob T signifikant kleiner 1 ist bzw. mit welcher Wahrscheinlichkeit auch bei Gültigkeit der Nullhypothese ein Wert kleiner als T gezogen wird. Der gesuchte p-Wert ist entsprechend $\sum_{b=1}^B B^{-1} \cdot I(T^{*,b} \leq T)$. Ein analoger Test wird auch für das Vorliegen nicht zunehmender Skalenerträge durchgeführt (vgl. Simar/Wilson 2002; Daraio/Simar 2007a: 151 f.; Bogetoft/Otto 2011: 183 ff.).

4.1.5 Zur Notwendigkeit von Tests zur Robustheit der Schätzergebnisse

Wie bereits angesprochen, zeichnet sich der *Order-m*-Ansatz der nichtparametrischen Effizienzschatzung bereits durch eine ausgeprägte Unempfindlichkeit gegenüber Ausreißern oder Extremwerten aus (vgl. Daraio/Simar 2007a: 7, 65; Daraio/Simar 2007b: 14). Ein Ausschluss „einflussreicher“ Beobachtungen (unabhängig davon, ob der Ausschluss auch tatsächlich sachlich, z. B. durch nachweisbare Messfehler, gerechtfertigt wäre) ist daher nicht erforderlich.

Für die Fälle, bei denen auf die konventionelle DEA zurückgegriffen werden muss (nicht-stetige Umweltvariablen, Skalenerträge), werden zwei Alternativszenarien berechnet. Zum einen werden größere Gemeinden bzw. Verwaltungsgemeinschaften ab 20.000 Einwohnern ausgeschlossen, weil 20.000 Einwohner im Jahr 2004 einen Schwellenwert für die (teilweise freiwillige) Übernahme zusätzlicher Aufgaben (z. B. eigenes Jugendamt) darstell-

ten. Zum anderen werden nach einem von Simar (2003) vorgeschlagenen Verfahren, bei dem der *Order-m*-Ansatz zur Entdeckung von Ausreißerwerten genutzt wird, die Beobachtungen ausgeschlossen, die deutlich über 1 liegende *Order-m*-Effizienzmaße (ohne Einbeziehung von Umweltvariablen) aufweisen. Dazu wird für den inputorientierten Ansatz die Ausschlussgrenze bei 1,25²¹ angesetzt und bei der Berechnung der Effizienzmaße wird außerdem die jeweilige Gemeinde aus der Referenztechnologiemenge ausgeschlossen, das heißt, ein Effizienzvergleich mit sich selbst als Referenzpunkt ist nicht mehr möglich.

4.2 Daten

Die Bestimmung geeigneter Input- und Outputdaten für Leistungen des öffentlichen Sektors ist alles andere als ein triviales Problem. Auch bei der Effizienzanalyse der kommunalen Leistungen bestehen die üblichen Datenbeschränkungen für den Staatssektor: Nichtmessbarkeit vieler staatlicher Leistungen, fehlende oder verzerrte Output- und Inputpreise, fehlende Indikatoren für die Outputqualität (vgl. Blank/Knox Lovell 2000: 12 ff.). Folglich können insbesondere die gewählten Outputgrößen nur grobe Näherungsgrößen für die unbeobachtbaren (oder wegen fehlender Daten nicht verfügbaren) kommunalen Leistungen darstellen. Den Ausgangspunkt der Wahl der Outputgrößen bildet eine Analyse der Ausgabenstruktur der kreisangehörigen Gemeinden (vgl. Tab. 1).

Die Ausgabenstruktur entspricht weitgehend den durch den jeweiligen Aufgabenbereich in Anspruch genommenen Inputmengen sowie – in Ermangelung geeigneter Outputpreise – tendenziell auch dem Wert des Outputs. Für kaum budgetwirksame Aufgabenbereiche verbessert es den Informationsgehalt der Analyse folglich nicht, wenn dafür ein eigener Outputindikator gewählt wird. Auf der Basis dieser Kostenstruktur (die genannten Bereiche machen im Durchschnitt etwa 88 % der Ausgaben des Verwaltungshaushalts aus, bei den Verwaltungsgemeinschaften sogar zwischen knapp 91 % und knapp 95 %) unter Berücksichtigung der üblichen beschränkten Datenverfügbarkeit aus der amtlichen Statistik sind zunächst die Zahl der Kitaplätze und die Zahl der Grundschüler geeignete Outputindikatoren. Die anhand der Flächennutzungsdaten ausgewiesenen Verkehrs-, Sport- und Erholungsflächen werden als *Proxy* für die damit verbundenen kommunalen Leistungen gewählt.

²¹ Konkret empfiehlt Simar (2003) hier Schwellenwerte von $1 + \alpha$ für die $\alpha \in (0,2; 0,3; 0,4; 0,5)$ zu berechnen. Wegen der unvermeidlichen „Supereffizienz“ bei diesem Ansatz ist $\alpha = 0,1$ als Schwellenwert definitiv zu niedrig. Ein Wert von $\alpha = 0,25$ ist somit als vertretbarer Kompromiss anzusehen, weil er einerseits ein relativ strenges Ausschlusskriterium darstellt, andererseits aber noch eine hinreichende Anzahl jenseits der Produktionsgrenze liegende Beobachtungen belässt.

Für alle übrigen eher haushaltsbezogenen kommunalen Leistungen wird die Bevölkerungszahl als Näherungsgröße herangezogen, für eher unternehmensspezifische Leistungen die Zahl der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten nach Arbeitsort. Die gewählten Outputgrößen entsprechen damit dem üblichen Vorgehen in der Literatur (vgl. die Literaturübersicht bei Kalb 2010b: 178 ff.).

Aufgrund fehlender Daten für die physischen Inputmengen sowie die Inputpreise (z. B. Lohn- und Zinssätze) wird unterstellt, dass die Inputpreise für alle Gemeinden mehr oder weniger identisch sind, weil sie z. B. einem einheitlichen Tarifvertrag unterliegen und Zugriff auf den gleichen Kapitalmarkt haben. Unter diesen Umständen ist es möglich, für die in Kap. 4.1 beschriebenen nichtparametrischen Effizienzanalysen anstelle der physischen Inputmengen geeignete Ausgabenkategorien des Verwaltungs- oder Vermögenshaushalts aus der kommunalen Finanzstatistik zu verwenden (vgl. Färe/Primont 1988): Kapitalkosten (aggregierte Sachinvestitionen seit 1995 in Preisen von 2004), Personalausgaben und Vorleistungen (sächlicher Verwaltungs- und Betriebsaufwand, Zuweisungen für laufende Zwecke). Für die aggregierten realen Sachinvestitionen wird angenommen, dass sie als Näherungsgröße für den Kapitalstock mit den gesamten Kapitalkosten, also der Summe aus Abschreibungen, Zinsausgaben und kalkulatorischer Eigenkapitalverzinsung, eng korreliert sind.

Die jeweiligen Inputgrößen wurden dabei folgendermaßen bereinigt:²² Bereinigung um Zahlungsströme innerhalb einer Verwaltungsgemeinschaft, Bereinigung um im Verwaltungshaushalt ausgewiesene kalkulatorische Kosten und innere Verrechnungen, Bereinigung um Ausgaben für bestimmte Aufgabenbereiche (z. B. Abwasserbeseitigung), für die es zu Verzerrungen wegen unterschiedlicher Grade der Auslagerung an kommunale Unternehmen oder Zweckverbände kommen kann.²³

Wegen der trotz Vollerhebung nur mittleren Zahl von etwas über 200 Beobachtungen und der dadurch bedingten Gefahr des bereits erwähnten „Fluchs der Dimensionalität“ wird eine Dimensionsreduktion von acht auf vier (zwei Inputs, zwei Outputs) durchgeführt. Auf der Inputseite sind die Personal- und Vorleistungsausgaben bereits in Geldeinheiten ausgewiesen und können folglich problem-

²² Für Details zur Berechnung vgl. Bönisch/Haug/Illy et. al. (2011: 19 ff. und Tabellenanhang).

²³ Diese Bereinigung sollte die Ergebnisse aber nicht wesentlich beeinflussen. Die Ausgaben für Abwasserentsorgung machten im Schnitt 4,5 % des Verwaltungshaushalts aus (vgl. Tab. 1); allerdings handelte es sich dabei überwiegend um Zuweisungen an Zweckverbände, es wurden also kaum eigene Ressourcen der Gemeinde gebunden und die Ausgaben stellten auch kein Entgelt für bezogene Leistungen dar, sind also nicht als Vorleistungsbezug zu interpretieren. Ähnliches gilt für die übrigen ausgeschlossenen Bereiche (Versorgungs- und Verkehrsbetriebe, sonstige wirtschaftliche Unternehmen), deren Ausgaben im Mittel nur 1,1 % der Ausgaben des Verwaltungshaushalts betrugen.

Tab. 1 Anteile einzelner Aufgabenbereiche an den Ausgaben des Verwaltungshaushalts von Verwaltungsgemeinschaften und Einheitsgemeinden in Sachsen-Anhalt 2004. (Quelle: Eigene Berechnungen auf der Basis der kommunalen Jahresrechnungssstatistik und der Statistik der Jahresabschlüsse öffentlicher Unternehmen für Sachsen-Anhalt)

	Mittelwert Verwaltungsgemeinschaften (Trägereinheitsgemeindenmodell) (%)	Mittelwert Verwaltungsgemeinschaften (gemeinsames Verwaltungsamt) (%)	Mittelwert Einheitsgemeinden (%)	Mittelwert Sachsen-Anhalt (%)	Gemeinkosten oder direkter Output?	Eigenbetriebe, kommunale Unternehmen, Zweckverbände (Anzahl)
Verwaltung, Gemeindeorgane, Hilfsbetriebe	43,4	35,4	30,4	34,0	Gemeinkosten	4
Jugendhilfe (primär Kitas)	21,4	27,7	25,0	23,8	Output	5
Sport, Freizeit, Erholung	5,7	5,5	6,5	6,3	Output	13
Öffentliche Ordnung, Brandschutz	5,3	5,6	5,7	5,7	Output	0
Straßen	3,7	3,9	5,4	4,8	Output	1
Abwasserbeseitigung	2,4	3,6	5,6	4,5	Output	65
Grundschulen	3,4	5,5	3,7	4,0	Output	0
Bestattungswesen	0,9	0,6	1,3	1,1	Output	0
Allgemeines Grundvermögen	2,2	4,3	2,2	1,0	Gemeinkosten	0
Wasserläufe, Wasserbau	0,8	1,7	0,6	0,9	Output	0
Sonstiges ^a	1,5	0,9	1,5	1,5	Output	1

Anteile ohne Allgemeine Finanzwirtschaft; aufgeführt sind Positionen, bei denen mindestens 50% aller Verwaltungsgemeinschaften/ Einheitsgemeinden Ausgaben aufwiesen

^aKirchliche Angelegenheiten, Volksbildung, Märkte

los aggregiert werden, von einer weiteren Aggregation der Bestandsgröße „aggregierte Investitionen“ mit der Stromgröße Personal- und Vorleistungsausgaben wird allerdings abgesehen.

Bei den Outputs muss dagegen wegen der unterschiedlichen Maßeinheiten (wie ist z. B. ein Einwohner im Verhältnis zu einem Kitaplatz zu gewichten?) ein etwas komplexeres Verfahren angewandt werden. Von den fünf Outputs sind die Bevölkerungszahl, die Beschäftigtenzahl, die Kitaplatze und die Zahl der Grundschüler hoch miteinander korreliert (Spearman-Pearson'scher Rangkorrelationskoeffizient zwischen +0,72 und +0,91), weswegen sich eine Aggregation zu einem „Outputfaktor“ mittels Faktorenanalyse anbietet. Dazu werden die einzelnen Komponenten zunächst durch den jeweiligen Mittelwert dividiert. Anschließend werden die so erhaltenen, dimensionslosen Werte addiert, wobei als ‚Gewichtungsfaktoren‘ die Elemente des zum maximalen Eigenwert der Matrix yy' (y : 4×203 Matrix der vier mittelwertkorrigierten Outputs für alle Gemeinden) gehörigen Eigenvektors dienen.²⁴ Das Ergebnis ist eine dimensionslose

Outputgröße, die eng mit den ursprünglichen Einzelkomponenten korreliert ist (Spearman-Pearson'scher Rangkorrelationskoeffizient zwischen +0,89 und +0,95) und folglich alle Informationen der enthaltenen Outputgrößen gut wiedergibt. Tabelle 2 zeigt die wichtigsten deskriptiven statistischen Kennzahlen der Input- und Outputwerte sowie der im Folgenden verwendeten Umweltvariablen (zu den Datenquellen siehe Tab. 7 im Anhang).

Ergänzend sei noch angemerkt, dass sich Verwaltungsgemeinschaften und Einheitsgemeinden dahingehend unterscheiden, das Erstere im Durchschnitt geringere Einwohnerzahlen und eine geringere Bevölkerungsdichte aufweisen, tendenziell jedoch eine größere Fläche als die Einheitsgemeinden haben, während es bei der Bevölkerungsentwicklung und der Altersstruktur keine nennenswerten Unterschiede gibt (vgl. Bönisch/Haug/Illy 2011: 23). Für diese Unterschiede wird in den entsprechenden Untersuchungen des Einflusses einzelner Umweltvariablen (z. B. Einfluss der Bevölkerungsdichte) kontrolliert.

²⁴ Der aggregierte Outputfaktor soll eine Projektion der mittelwertkorrigierten Outputs $y^{agg} = a_1 y_1 + a_2 y_2 + a_3 y_3 + a_4 y_4$ ermöglichen, wobei a so gewählt wird, dass die Summe der quadrierten Residuen minimiert wird. Diese Optimalitätsbedingung wird durch die Elemente des erwähnten, zum maximalen Eigenwert der Matrix von yy' gehörenden Eigenvektors erfüllt. Die Koeffizienten der Projektionsgleichung

a_i sind dabei nicht als Gewichtungsfaktoren zu interpretieren, da $\sum a_i \neq 1$ (vgl. Daraio/Simar (2007a: 148 ff. für ein entsprechendes Anwendungsbeispiel).

Tab. 2 Statistische Kennzahlen für Inputs, Outputs und Umweltvariablen (Verwaltungsgemeinschaften und Einheitsgemeinden in Sachsen-Anhalt 2004). (Quelle: Eigene Berechnungen; detaillierte Quellenangaben siehe Anhang)

Variable	Einheit	Mittelwert	Standardabweichung	Min.	Max.
<i>Inputs x</i>					
1) Aggregierte Investitionsausgaben seit 1995 (real)	TEuro	34.370,0	24.720,9	4.185,0	147.400,0
2) Personalausgaben	TEuro	2.894,4	2.894,2	460,5	17.700,0
3) Ausgaben für Betriebsmittel und fremdbezogene Leistungen	TEuro	2.212,3	2.430,0	347,2	17.800,0
4) Personal- und Vorleistungsausgaben 2)+3)	TEuro	5.106,708	5.061,1	1.315,3	33.174,5
<i>Outputs y</i>					
1) Bevölkerung	Einwohner	9.615,13	7.833,50	2.229	45.737
2) Kitaplätze	Anzahl	443,08	340,29	102	2.046
3) Grundschüler	Anzahl	235,81	194,76	0,00	1.179
4) Sozialversicherungspflichtig Beschäftigte	Anzahl (Arbeitsort)	2.508,83	3.169,39	213,00	17.918
5) Output-Aggregat*	dimensionslos	1,9905	1,8224	0,3773	10,9065
6) Verkehrs- und Erholungsfläche	Hektar	465,15	219,86	67,00	1.191
<i>Umweltvariablen z</i>					
1) Gemeinsames Verwaltungsamt	Dummy	0,60	0,49	0	1
2) Trägergemeinde	Dummy	0,17	0,38	0	1
3) Verwaltungsgemeinschaft 1)+2)	Dummy	0,77	0,42	0	1
4) Mitgliedsgemeinden	Anzahl	5,49	4,00	1	22
5) Bevölkerungsdichte	Einwohner pro km ²	141,90	169,63	21,16	1.216,41
6) Bevölkerungsänderung 1995–2004	anteilige Änderung	−0,0452	0,1029	−0,3527	0,5530
7) Über 65-Jährige	Anteil	0,20	0,02	0,13	0,27
8) Nachbarschaft zu Ballungszentren 1	Dummy	0,0887	0,2850	0	1
9) Nachbarschaft zu Ballungszentren 2	Dummy	0,335	0,4731	0	1
<i>Anzahl der Beobachtungen n: 203</i>					

*Summe der durch den entsprechenden Mittelwert dividierten Werte 1) bis 4), multipliziert jeweils mit den Faktoren (0,4744238, 0,5813334, 0,4588787, 0,4758192)

4.3 Ergebnisse

4.3.1 Einfluss der Verwaltungsform auf die kommunale Effizienz

Tabelle 3 zeigt die Ergebnisse für den Vergleich der Mittelwerte und Mediane zwischen den Verwaltungsformen entsprechend der in Kap. 4.1.3 beschriebenen Methodik. Die Nullhypothese von der Gleichheit der Mittelwerte wie der Mediane der relativen technischen Effizienz kann nicht verworfen werden. Dies gilt auch für die beiden unter Kap. 4.1.5 beschriebenen Alternativszenarien. Obwohl also die Verwaltungsgemeinschaften im Vergleich zu den Einheitsgemeinden durch ihre im Durchschnitt größere Fläche und ungünstigere Siedlungsstruktur eher benachteiligt sind, macht sich das nicht notwendigerweise in einer geringeren Effizienz bemerkbar. Insgesamt legen diese Ergebnisse nahe, dass im Durchschnitt sehr wohl noch Effizienzsteigerungspotenzial existiert (zwischen 15 und 22 %, je nach

Stichprobenzusammensetzung und Verwaltungsform). Allerdings verdeutlicht die offensichtliche Abhängigkeit der relativen technischen Effizienzmaße von der Stichprobenzusammensetzung auch die Schwierigkeit einer genauen Quantifizierung der Effizienzsteigerungspotenziale.

Um als zweite Komponente der Verwaltungsform den Einfluss der Zahl der Mitgliedsgemeinden zu ermitteln, wurde eine *Convex-order-m*-Produktionsgrenze jeweils mit und ohne Einbeziehung der Umweltvariablen ermittelt. Die Zahl der Mitgliedsgemeinden musste dazu allerdings künstlich „verstetigt“ werden, indem jeweils eine Zufallszahl aus der stetigen Gleichverteilung im Intervall (−0,499, +0,499) addiert wurde.²⁵

Abbildung 2 zeigt das Streudiagramm des Quotienten $\hat{\theta}_{m,n}^C(x, y | z) / \hat{\theta}_{m,n}^C(x, y)$ in Abhängigkeit von der Zahl der Mitgliedsgemeinden. Ebenfalls eingezeichnet ist neben der

²⁵ Entsprechendes Auf- bzw. Abrunden ergibt folglich wieder die ursprüngliche Gemeindezahl (vgl. Daraio/Simar 2007a: 177).

Tab. 3 Vergleich technische Effizienz (konventionelle DEA) zwischen Verwaltungsformen. (Quelle: Eigene Berechnungen)

Stichprobe	Anzahl Beobachtungen	Davon Einheitsgemeinden	Mittelwert Einheitsgemeinden	Mittelwert Verwaltungsgemeinschaften	T	p-Wert ^a	Median Einheitsgemeinden	Median Verwaltungsgemeinschaften	T	p-Wert ^a
Alle Gemeinden	203	46	0,8077	0,7748	1,0425	0,996	0,8448	0,7859	1,0749	0,876
<20.000 Einwohner	181	33	0,7836	0,7736	1,0129	0,963	0,7964	0,7834	1,0166	0,879
Ohne Ausreißer	179	34	0,8292	0,8452	0,9811	0,869	0,8481	0,8657	0,9797	0,736

^aJe nach gewähltem Signifikanzniveau kann die Hypothese von der Gleichheit der gewählten statistischen Kennziffern zwischen beiden Gruppen bei einem p -Wert $<0,1$, $<0,05$ oder $<0,01$ verworfen werden

Abb. 2 Technische Effizienz und Zahl der Mitgliedsgemeinden (*convex order-m frontier*) – Verwaltungsgemeinschaften und Einheitsgemeinden in Sachsen-Anhalt 2004. (Anmerkungen: $m = 100$, $B = 200$, $k = 22\%$, Quelle: Eigene Berechnungen)

linearen Regressionslinie der Lowess-Schätzer. Demnach zeigt sich ein zunächst positiver Einfluss steigender Mitgliederzahlen, der dann allerdings bald in die erwarteten Effizienznachteile infolge einer höheren Zahl der Mitgliedsgemeinden umschlägt. Es bleibt unklar, wie die ab etwa 12 Mitgliedsgemeinden wieder Richtung Effizienzgewinne umschlagende Regressionslinie zu erklären ist.

4.3.2 Gemeindegröße, Siedlungsstruktur, Demographie und kommunale Effizienz

Skalenerträge und Skaleneffizienz Zuerst wird entsprechend dem in Kap. 4.1.4 beschriebenen Vorgehen das Vorliegen konstanter oder zumindest nicht-zunehmender Skalenerträge getestet. Die Hypothese konstanter Skalenerträge wird für alle in Tab. 4 beschriebenen Zusammensetzungen der Stichprobe mit p -Werten von 0 abgelehnt,

Tab. 4 Statistische Kennzahlen Skaleneffizienz – Verwaltungsgemeinschaften und Einheitsgemeinden in Sachsen-Anhalt 2004. (Quelle: Eigene Berechnungen)

Szenario	Beobachtungen	Mittelwert	Standardabweichung	Minimum	Median	Maximum	Anteil skaleneffizienter Gemeinden (%)
Alle Gemeinden	203	0,9293	0,09128	0,5212	0,9693	1,00	92,6
<20.000 Einwohner	181	0,9474	0,07375	0,5212	0,9765	1,00	93,9
Ohne Ausreißer	179	0,9471	0,07245	0,6249	0,9752	1,00	88,3

ebenso die Hypothese nicht-steigender Skalenerträge. Es liegen also auch im Staatssektor variable Skalenerträge vor, das heißt, die Produktionsgrenze weist sowohl Abschnitte mit steigenden als auch mit abnehmenden Skalenerträgen aus. Für die Skaleneffizienz der einzelnen Gemeinden ergeben sich folgende statistische Kennzahlen (vgl. Tab. 4).

Auch wenn in den ersten beiden „Szenarien“ nur sechs und im dritten Fall 13 Gemeinden einen Wert von exakt 1,0 aufweisen, so hatte die Mehrheit der Gemeinden eine annähernd effiziente „Betriebsgröße“: Nach Anwendung eines von Simar und Wilson (2002) vorgeschlagenen Testverfahrens zeigte sich außerdem, dass bei zwischen 88 % und 94 % der Gemeinden die Abweichung von 1 als statistisch nicht signifikant beurteilt werden kann. Werden alle Gemeinden einbezogen, so operieren von den verbliebenen 15 skaleneffizienten Gemeinden vier im Bereich abnehmender Skalenerträge (sind eigentlich schon zu groß – nicht notwendigerweise bezogen auf die Einwohnerzahl) und elf im Bereich zunehmender Skalenerträge (zu klein). Für die beiden alternativen Stichprobenzusammensetzungen beträgt die Zahl der skaleneffizienten Gemeinden elf bzw. 21, die alle im Bereich steigender Skalenerträge operieren, also von einer Ausweitung ihrer Outputmengen profitieren könnten.

Bei der Interpretation der Skaleneffizienz ist zu berücksichtigen, dass Gemeinde-„Größe“ sich auf die produzierte Outputmenge bezieht, die auch im Falle der hier durchgeführten Dimensionsreduktion eine mehrdimensionale Größe ist. In der politischen Diskussion um die Gemeindegebietsreformen wird dagegen Gemeindegröße meist mit der Einwohnerzahl gleichgesetzt. Abbildung 3 zeigt daher die Skaleneffizienz in Abhängigkeit von der Einwohnerzahl.

Der ebenfalls eingezeichnete Lowess-Schätzer verdeutlicht, dass die Skaleneffizienz für sehr kleine Gemeinden mit zunehmender Einwohnerzahl ansteigt, um dann ab einer Einwohnerzahl im Bereich von etwa 8.000 wieder zu sinken. Als besonders skaleneffizient erwiesen sich hier entweder sehr kleine Verwaltungsgemeinschaften und Einheitsgemeinden (<3.500 Einwohner) oder aber die großen Einheitsgemeinden mit über 35.000 Einwohnern. Für die beiden Alternativszenarien entspricht der Verlauf der nicht-linearen Regressionslinie der Abb. 3 (für den Fall der Gemeinden unter 20.000 Einwohnern mit einem deutlich flacheren Verlauf ab etwa 5.000 Einwohnern), weshalb auf die entsprechende Grafik verzichtet wird.

Siedlungsstruktur; Demographie und technische Effizienz Eine zentrale Frage bei der kommunalen Leistungserstellung stellt der Einfluss der Siedlungsstruktur dar. Eine hohe Einwohnerdichte (die im vorliegenden Fall mit der Einwohnerzahl einer Gemeinde positiv korreliert ist) bedeutet auf der einen Seite Kostenvorteile (pro Einwohner) bei der Versorgung der Bevölkerung, andererseits aber auch – bedingt durch die Bevölkerungsballung – erhöhte Aufwendungen etwa im Bereich der öffentlichen Sicherheit oder der Sozialausgaben pro Einwohner. Man kann hier von Ballungsvor- und -nachteilen einer verdichteten Siedlungsstruktur ausgehen. Darüber hinaus werden in der politischen Diskussion auch der drohende Bevölkerungsrückgang und die zunehmende Überalterung als Begründung für die Notwendigkeit von Gemeindevergrößerungen herangezogen. Der Einfluss dieser Variablen auf die technische Effizienz der Gemeinde soll im Folgenden untersucht werden.

Das Streudiagramm (vgl. Abb. 4) scheint zunächst auf mit steigender Bevölkerungsdichte zunehmende Ballungsnachteile hinzuweisen. Das zeigen sowohl die eingezeichnete lineare Regressionslinie als auch die Lowess-Regressionslinie (wobei bei Letzterer ein Bereich mit ausgeprägten Ballungsvorteilen (250 bis 600 Einwohner pro km²) auszumachen ist, der ab ca. 600 Einwohner pro km² wieder in Ballungsnachteile umzuschlagen scheint). Allerdings sind sowohl der Verlauf der linearen Regressionslinie als auch der Knick in der Lowess-Regressionslinie vor allem durch die vier am dichtesten besiedelten Gemeinden bestimmt. Vorteile einer größeren Besiedlungsdichte für die technische Effizienz lassen sich also zumindest für bestimmte Bereiche ausmachen.

Der Bevölkerungsrückgang in Ostdeutschland nach der Wende hat die Gemeinden vor erhebliche Probleme gestellt und wird es auch in Zukunft tun. Im hier betrachteten Zeitraum von 1995 bis 2004 betrug der mittlere Bevölkerungsrückgang etwa –4,5 %. Während der Anteil der Verwaltungsgemeinschaften und Einheitsgemeinden mit negativer Bevölkerungsentwicklung 79 % betrug, gab es durchaus einige Gemeinden, die erheblichen Bevölkerungszuwachs verzeichneten, wie z. B. die heutige Gemeinde Barleben (Landkreis Börde; Ansiedlung von Pharmaunternehmen) oder Umlandgemeinden, die von der Abwanderung aus den Kernstädten wie Halle und Magdeburg profitiert hatten.

Abb. 3 Skaleneffizienz der Gemeinden und Einwohnerzahl (konventionelle DEA) – Verwaltungsgemeinschaften und Einheitsgemeinden in Sachsen-Anhalt 2004. (Anmerkungen: k für Lowess-Schätzer = 49 %, Quelle: Eigene Berechnungen)

Insbesondere der Abbau nicht mehr benötigter Kapazitäten im Kindertagesstätten- oder Schulbereich kann nicht direkt proportional zur Bevölkerungsentwicklung erfolgen und führt zu Kostenremanenzen, so dass man zunächst vermuten könnte, dass Gemeinden mit einem höheren Bevölkerungsrückgang aufgrund des höheren Inputeinsatzes ineffizienter arbeiten.

Tatsächlich deuten die Ergebnisse in Abb. 5 eher auf eine umso größere technische Ineffizienz hin, je positiver die Bevölkerungsentwicklung in der Vergangenheit war. Eine plausible Erklärung für diesen Befund konnte bisher nicht gefunden werden, weil z. B. kein statistischer Zusammenhang zwischen Bevölkerungsentwicklung und Finanzkraft (reiche Gemeinden neigen eher zur Mittelverschwendung) festgestellt werden konnte.

Neben dem Bevölkerungsrückgang ist vor allem die zunehmende Alterung eine zentrale demographische Herausforderung, weil ein höherer Seniorenanteil unter Umständen höhere Ausgaben der Kommunen für bestimmte Leistungen im Sozialbereich mit sich bringt. Andererseits ermöglicht eine alternde Bevölkerung aber auch Einsparun-

gen bei Schulen oder Kindertagesstätten, so dass *ex ante* keine Aussagen über die Ausgabenwirkung möglich sind.

Die Ergebnisse in Abb. 6 zeigen zunächst einen positiven Einfluss des Seniorenanteils auf die Effizienz, der aber ab 20 % wieder zunehmend Ineffizienz begünstigt. Im Schnitt kann also eine eher effizienzmindernde Wirkung des Seniorenanteils festgestellt werden. Die Kostenremanenzen im Kita- und Schulbereich und eventuelle zusätzliche Ausgaben im Seniorenbereich scheinen hier ein Problem darzustellen.

4.4 Räumliche Muster bei der Effizienzberechnung

Bei den vorangegangenen Analysen besteht die Gefahr einer Verfälschung der Ergebnisse durch die Vernachlässigung räumlicher Zusammenhänge. Es scheint naheliegend, dass Politik und Verwaltung die Ausgabenentscheidungen keineswegs unabhängig von denen der Nachbargemeinden treffen. In der ökonomischen Literatur lassen sich dazu im Wesentlichen drei Theoriestränge unterscheiden (vgl. für eine Übersicht z. B. Brueckner 2003 oder Revelli 2005): Erstens beeinflussen die Ausgabenentscheidungen bzw. das Angebot kommunaler Leistungen einer Gemeinde die

Abb. 4 Technische Effizienz und Bevölkerungsdichte (*convex order-m frontier*) – Verwaltungsgemeinschaften und Einheitsgemeinden in Sachsen-Anhalt 2004. (Anmerkungen: $m = 100$, $B = 200$, $k = 49\%$, Quelle: Eigene Berechnungen)

Wohlfahrt der Einwohner (oder die Ausgaben von Politik und Verwaltung) der Nachbargemeinden. Ein Beispiel für solche „Spillover-Effekte“ wäre die Mitnutzung zentral-örtlicher Einrichtungen durch Einwohner der Nachbargemeinden. Der zweite Teilbereich entfällt auf die Literatur zum fiskalischen Wettbewerb zwischen den Kommunen um die mobilen Steuergrundlagen. In Deutschland sind das vor allem mobile Unternehmen, aber auch Einwohner, die man z. B. über niedrige Gewerbesteuerhebesätze oder auch über ein entsprechendes kommunales Leistungsangebot anlocken versucht. Schließlich wäre auch denkbar, dass die Einwohner einer Gemeinde die Leistungsfähigkeit ihrer Politiker und Verwaltungsbeamten an der der Nachbargemeinden messen und sich diese zu einem „Yardstick-Wettbewerb“ gezwungen sehen.

Grundsätzlich gestaltet sich die Einbeziehung von räumlichen Effekten im Rahmen von Effizienzanalysen aber schwierig. Vergleichsweise einfach sind lediglich räumliche Zusammenhänge bei den Umweltvariablen z. B. in einer Regressionsanalyse zu berücksichtigen. Deutlich problematischer wird es dagegen bei räumlichen Zusammenhängen zwischen den Effizienzmaßen oder den diesen zugrunde liegenden Input- und Outputgrößen. Dies hängt vor allem

mit der Mehrstufigkeit der Analyse zusammen, denn diese räumlichen Effekte müssten schon bei der Ermittlung der Effizienzmaße berücksichtigt werden (z. B. kostenlose Mitnutzung der Inputs oder kostenlose Bereitstellung von Outputs durch Nachbargemeinden über entsprechend räumlich gewichtete Anteile der Nachbargemeinden), was allerdings nur über kaum zu überprüfende ad hoc-Annahmen möglich wäre.

Bisher wurde jedenfalls noch kein zufriedenstellendes empirisches Modell für diese Fragestellung entwickelt. Die existierenden Untersuchungen zu räumlichen Zusammenhängen bei der kommunalen Effizienz sind daher auch methodisch eher unbefriedigend. Die Arbeiten von Revelli und Tovmo (2007) für die norwegischen Kommunen haben nichts mit den üblichen parametrischen oder nichtparametrischen Verfahren zur betrieblichen Effizienzanalyse zu tun, weil hier lediglich ein von Borge, Falch und Tovmo (2004) konzipierter Effizienzindex, bestehend aus dem Verhältnis einer aggregierten Outputgröße zu den Gesamtkosten, mit Umweltvariablen unter Verwendung der gängigen Methoden der räumlichen Ökonometrie regressiert wird. Geys (2006) wiederum ignoriert für die flämischen Gemeinden mit dem von ihm angewandten Verfahren (1.

Abb. 5 Technische Effizienz und Bevölkerungsrückgang seit 1995 (*convex order-m frontier*) – Verwaltungsgemeinschaften und Einheitsgemeinden in Sachsen-Anhalt 2004. (Anmerkungen: $m = 100$, $B = 200$, $k = 57\%$; für 1995 ist der Gebietsstand von 2004 maßgeblich, Quelle: Eigene Berechnungen)

Stufe: Berechnung der relativen Effizienzmaße mittels *Stochastic Frontier Analysis*, 2. Stufe: räumliches Regressionsmodell mit Effizienzmaß als abhängige Variable) die bereits genannten Vorbehalte gegen alle unmodifizierten zweistufigen Effizienzschatzungen zur Einbeziehung von Umweltvariablen²⁶, die genauso für die Einbeziehung räumlicher Effekte gelten.

Ferner ist ein Nachweis räumlicher Zusammenhänge über die Residuen der entsprechenden Regression auch bei Anwendung des zweistufigen *Bootstrap*-Verfahrens, wie es Simar und Wilson (2007) vorschlagen, problematisch, weil etwaige räumliche Zusammenhänge hier durch das *Bootstrapping* der Störterme verwischt oder möglicherweise künstlich verstärkt werden. Vor der konkreten Spezifikation des Schätzmodells wäre zuallererst aber zu klären, ob tatsächlich nennenswerte räumliche Zusammenhänge zu erwarten sind. Dazu wird die Standardmesszahl für räumliche Autokorrelation *Moran's I* mit Bezug auf auffällige

räumliche Muster bei der Abweichung vom arithmetischen Mittel der *Convex-order-m*-Effizienzmaße sowie der verwendeten Inputs und Outputs berechnet.²⁷ Als räumliche Gewichtungsmatrix wird eine standardisierte Binärmatrix verwendet (vgl. Tab. 5).

Moran's I weist je nach Variable unterschiedliche Ober- bzw. Untergrenzen auf, die teilweise deutlich geringer bzw. höher als ± 1 ausfallen (zweite Spalte von rechts). Daher wurden die ursprünglichen Werte durch diese Obergrenze dividiert (äußerste rechte Spalte), so dass eine Interpretation analog zu den gängigen Korrelationskoeffizienten möglich ist. Die Ergebnisse zeigen, dass zwar bei fast allen Variablen – mit Ausnahme der technischen Effizienz – eine mindestens auf 10%-Niveau signifikant von Null verschiedene räumliche Autokorrelation vorliegt. Aber abgesehen von der Erholungs- und Verkehrsfläche ist der festgestellte räumliche Zusammenhang nur als schwach bis mäßig einzustufen. Es besteht daher wenig Veranlassung, für die Ermittlung der Gemeindeeffizienz räumliche Zusammenhänge in das verwendete Modell zu integrieren.

²⁶ Zur Kritik an einfachen zweistufigen Verfahren im Rahmen der *Stochastic Frontier Analysis* vgl. Kumbhakar/Knox Lovell (2000: 262 ff.).

²⁷ Zur Methodik vgl. z. B. Cliff/Ord (1981: 13 ff.).

Abb. 6 Technische Effizienz und Seniorenanteil (*convex order-m frontier*) – Verwaltungsgemeinschaften und Einheitsgemeinden in Sachsen-Anhalt 2004. (Anmerkungen: $m = 100$, $B = 200$, $k = 57\%$, Quelle: Eigene Berechnungen)

Tab. 5 Räumliche Strukturen der Gemeindeeffizienz in Sachsen-Anhalt 2004 – *Moran's I* für die Abweichungen vom arithmetischen Mittel. (Quelle: Eigene Berechnungen)

Variable	Untergrenze 95 %-Konfi- denz-intervall	Moran's I	Obergrenze 95 %-Konfi- denz-intervall	p-Wert	Obergrenze Moran's I ^b (Absolutwert)	Standar- disiertes Moran's I
Technische Effizienz ^a	-0,0281	0,0588	0,1457	0,1850	0,4714	0,1248
<i>Inputs</i>						
Aggregierte Investitionsausgaben seit 1995 (real)	-0,1643	-0,0774	0,0095	0,0810	0,3792	-0,2042
Personal- und Vorleistungsausgaben	-0,1818	-0,0948**	-0,0078	0,0327	0,3882	-0,2442
<i>Outputs</i>						
Erholungs- und Verkehrsfläche	0,1791	0,2657***	0,3523	0,0000	0,6924	0,3838
Output-Aggregat	-0,1896	-0,1026**	-0,0156	0,0208	0,4737	-0,2165

Anzahl Beobachtungen: 205 (Gebietsstand 30.06.2004)

***signifikant auf 1 %-Niveau, **signifikant auf 5 %-Niveau

^aConvex order-m frontier ohne Umweltvariablen mit $m = 100$, $B = 200$

^b $|I| \leq n/S_0 \cdot \sqrt{\text{var}\left(\sum_j w_{ij} \cdot (x_j - \bar{x})\right) / \text{var}(x_i - \bar{x})}$ mit n Zahl der Gemeinden, $S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}$, x als der jeweiligen Variablen und w_{ij} als die räumlichen Gewichtungsfaktoren der Nachbarschaftsmatrix (vgl. Cliff/Ord 1981: 21)

Da eine direkte Einbeziehung von räumlichen Zusammenhängen in die Schätzung kaum realisierbar ist, soll ersatzweise ermittelt werden, ob Gemeinden von der Nähe zu

Ballungszentren bzw. den kreisfreien Städten profitieren, weil ihre Bürger dort Leistungen in Anspruch nehmen können, die die Gemeinde selbst nicht bereitstellen muss. Dies

Tab. 6 Vergleich Mittelwert und Median technische Effizienz (konventionelle DEA) zwischen Gemeinden im Umland der Kernstädte und ländlichen Gemeinden – Verwaltungsgemeinschaften und Einheitsgemeinden in Sachsen-Anhalt 2004. (Quelle: Eigene Berechnungen auf der Basis der Daten des BBSR (Quellenangabe siehe Anhang))

	Dummy: Mindestens 50 % der Auspendler pendeln in Kernstädte		Dummy: Mindestens 25 % der Auspendler pendeln in Kernstädte	
Wert	0	1	0	1
Anzahl	185	18	135	68
DEA Mittelwert	0,7855	0,7477	0,7785	0,7890
DEA Median	0,7990	0,7378	0,7911	0,8101
T_Mittelwert	0,9519		1,0135	
T_Median	0,9234		1,0240	
p-Wert Mittelwert	0,98		0,887	
p-Wert Median	0,9185		0,4335	

bedeutet zwar einerseits einen geringeren Faktorverbrauch für die Umlandgemeinden, andererseits aber auch eine verringerte Outputmenge. Die Effizienzwirkungen einer solchen räumlichen Nachbarschaft sind daher *ex ante* nicht eindeutig.

Es wird analog zum Einfluss der Verwaltungsform (siehe Kap. 4.1.3) getestet, ob ein signifikanter Unterschied zwischen den Mittelwerten und Medianen der technischen Effizienz von Gemeinden in der Nachbarschaft von Ballungszentren und ländlichen Gemeinden vorliegt. Dazu wurden zwei verschiedene Dummyvariablen gebildet, die sich nach der Klassifikation des Bundesinstituts für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) nach der Zugehörigkeit zu Stadtregionen der einzelnen Gemeinden für die Pendlerbeziehungen richten. Im ersten Fall wurden nur die Gemeinden einbezogen, die zum inneren Pendlereinzugsbereich (mindestens 50 % der Auspendler pendeln in Kernstadt/Kerngebiet) gehören, bei der zweiten Variablen auch die Gemeinden, die zum äußeren Pendlereinzugsbereich gehören (25 % bis 50 % der Auspendler pendeln in Kernstadt/Kerngebiet).²⁸ Tabelle 6 zeigt, dass sich für die zweite Variante kein signifikanter Effizienzunterschied zwischen den beiden Gruppen von Gemeinden nachweisen lässt, während bei der ersten Variante zumindest beim Mittelwertvergleich eher die Nicht-Stadtumlandgemeinden effizienter sind.²⁹ Auch hier ändern sich für die beiden alternativen Zusammensetzungen (siehe Kap. 4.1.5) die Ergebnisse nicht in der Grundaussage, weshalb auf eine gesonderte Wiedergabe der Ergebnisse verzichtet wird.

²⁸ Für die Verwaltungsgemeinschaftsebene wurde die am häufigsten vorkommende Einstufung der Mitgliedsgemeinden gewählt.

²⁹ Die Wahrscheinlichkeit (bei Gültigkeit der Nullhypothese), einen Wert für die Teststatistik kleiner 0,951 zu beobachten, beträgt $1 - 0,98 = 0,02$. Folglich ist die Abweichung von 1 statistisch signifikant auf 5 %-Niveau.

5 Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

Die vorangegangene Analyse beschränkte sich auf die Frage nach den Auswirkungen von z. B. Gemeindegröße oder dezentralen Gemeindeformen sowie ausgewählten demographischen oder siedlungsstrukturellen Faktoren auf die (produktionsseitig) effiziente Bereitstellung eines gegebenen Angebots öffentlicher Leistungen. Ausgeklammert werden mussten dagegen andere klassische Probleme des fiskalischen Föderalismus wie die Wohlfahrtseffekte eines zentralisierten kommunalen Leistungsangebots bei räumlich heterogenen Präferenzen oder die Internalisierung von *Spillover*-Effekten in Großgemeinden. Die Ergebnisse von Bönisch/Haug/Illy et al. (2011) für Sachsen-Anhalt konnten dabei in der Grundtendenz bestätigt werden.

Nennenswerte Größenvorteile für die sachsen-anhaltischen Gemeinden konnten bei der Analyse der Skalen-effizienz für das Jahr 2004 nicht festgestellt werden. Die meisten Gemeinden hatten – wird die Ebene der Verwaltungsgemeinschaften und Einheitsgemeinden betrachtet – im Vorfeld einer einschneidenden Gemeindegebietsreform eine in etwa angemessene „Betriebsgröße“. Ebenso wenig konnten signifikante Unterschiede bei der technischen Effizienz zwischen Verwaltungsgemeinschaften und Einheitsgemeinden nachgewiesen werden. Tendenziell sinkt die technische Effizienz zwar mit der Zahl der Mitgliedsgemeinden, doch ist kein durchgängig negativer Zusammenhang auszumachen.

Bezüglich der Einflüsse demographischer und siedlungsstruktureller Faktoren lassen sich mit Einschränkungen gewisse Ballungsvorteile feststellen: Eine höhere Siedlungsdichte begünstigt – zumindest bei mittlerer Verdichtung – eher die technisch effiziente Leistungserstellung. Ein steigender Seniorenanteil scheint dagegen zumindest ab einer bestimmten Höhe ungünstig auf die technische Effizienz zu wirken. Die Gründe dafür dürften vermutlich in Kostenremanenzen im Schul- oder Kitabereich zu suchen sein, wenn ein Anstieg des Seniorenanteils mit einem entsprechenden Rückgang der Kinderzahlen in einer Gemeinde einhergeht. Überraschend war außerdem der Befund, dass Gemeinden, die zwischen 1995 und 2004 Bevölkerungszuwächse zu verzeichnen hatten, im Vergleich zu Gemeinden mit Bevölkerungsrückgängen technisch ineffizientere Leistungen bereitstellten, wofür allerdings noch keine Erklärung gefunden werden konnte. Insgesamt besteht also noch weiterer Forschungsbedarf.

Was das Vorliegen räumlicher Zusammenhänge bei der Effizienz der kommunalen Leistungserstellung betrifft, so scheitert ein Nachweis momentan noch am Fehlen eines geeigneten ökonometrischen Analyserahmens. Die Analyse räumlicher Muster bei der Abweichung vom Mittelwert (Berechnung von *Moran's I*) für die Effizienzmaße sowie die Input- und Outputgrößen lässt jedoch nur auf besten-

falls mäßige räumliche Zusammenhänge bei den fraglichen Größen schließen. Eine Vernachlässigung derselben in der vorliegenden Effizienzanalyse dürfte daher zu keinen allzu großen Verfälschungen führen. Darüber hinaus konnte auch nicht der Nachweis geführt werden, dass Umlandgemeinden von den Leistungen der Kernstädte profitieren; zumindest äußert sich das nicht in einer signifikant höheren Effizienz der eigenen Leistungserstellung.

Auch wenn die durchgeführten Analysen auf einer notwendigen Verdichtung und Vereinfachung des kommunalen Produktionsprozesses beruhen und die Ergebnisse mit der gebotenen wissenschaftlichen Zurückhaltung interpretiert werden müssen und durch weitere Untersuchungen für andere Bundesländer überprüft werden sollten, bieten sie dennoch bereits interessante Ansatzpunkte für politische Schlussfolgerungen. Insgesamt liefern die Ergebnisse zumindest keine Rechtfertigung für die Erhaltung von „Kleinstgemeinden“. Gemessen an der festgestellten Streubreite der effizienten „Betriebsgröße“ von kreisangehörigen Gemeinden scheint es aber wenig ratsam, Zielvorgaben zu den „optimalen“ Einwohnerzahlen zu machen. Generell dürften etwa 8.000 bis 10.000 Einwohner zwar eine gute Zielgröße darstellen, doch kann die effiziente Gemeindegröße je nach örtlichen Gegebenheiten davon deutlich nach oben, aber auch nach unten abweichen. Es spricht außerdem nichts dagegen, diese Einwohnerzahl

durch Bildung von Verwaltungsgemeinschaften oder Verbandsgemeinden zu erreichen. Verwaltungsverbände sind demnach nicht unbedingt ein „Auslaufmodell“. Zweifel scheinen auf jeden Fall angebracht, wenn zur Erreichung bestimmter Einwohnervorgaben Gemeinden gebildet werden, wie zuletzt in Sachsen-Anhalt, deren Flächengröße sich teilweise der Größe mancher Landkreise in anderen Bundesländern nähert (z. B. in der neugebildeten Verbandsgemeinde Beetzendorf-Diesdorf (535 km²) oder die ebenfalls neugebildete Einheitsgemeinde Hansestadt Gardelegen (632 km²), beide Altmarkkreis Salzwedel) – trotz drohenden Bevölkerungsrückgangs.

In der Summe dürften Gemeindefusionen das Grundproblem der mangelnden Finanzausstattung, und zwar vor allem mit Einnahmen aus Gemeindesteuern, nicht lösen. Ein Beleg für die Notwendigkeit der Radikalität mancher Gemeindegebietsreformen wie z. B. in Sachsen-Anhalt (Reduzierung der Zahl der Gemeinden um 80 % seit 2004) konnte jedenfalls nicht gefunden werden. Obwohl die durchgeführten Reformmaßnahmen kaum mehr umkehrbar sind und folglich „versunkene Kosten“ darstellen, bleibt das Thema weiterhin aktuell, da beispielsweise in Rheinland-Pfalz, Niedersachsen oder Thüringen mehr oder weniger konkrete Pläne zu weiteren Gemeinde- oder Kreisgebietsreformen bestehen.

Anhang

Tab. 7 Quellen der verwendeten Input-, Output- und Umweltvariablen

Variable	Quelle
Aggregierte Investitionsausgaben (real)	Kommunale Jahresrechnungsstatistik Sachsen-Anhalt 1995–2004, Ausgaben des Vermögenshaushalts (Gruppierungsnummern 932, 935 und 94) in Preisen von 2004; preisbereinigt mittels Baupreisindex Sachsen-Anhalt (http://www.stala.sachsen-an-alt.de/Internet/Home/Daten_und_Fakten/6/61/612/61261/Baupreisindizes_Jahresdurchschnitte1.html (letzter Zugriff am 13.06.2013))
Personalausgaben	Kommunale Jahresrechnungsstatistik Sachsen-Anhalt 2004, Ausgaben des Verwaltungshaushalts (Gruppierungsnummern 40–46 ohne 42)
Ausgaben für Betriebsmittel und fremdbezogene Leistungen	Kommunale Jahresrechnungsstatistik Sachsen-Anhalt 2004, Ausgaben des Verwaltungshaushalts (Gruppierungsnummern 50–56 ohne 53, 63–67 ohne 67, 71–79 ohne 72)
Bevölkerung	Statistisches Landesamt für Datenverarbeitung Nordrhein-Westfalen (2006): Easystat für Windows, Version 2.0.1.0, Statistik lokal, Tabelle 173–21, Bevölkerung nach Altersgruppen und Geschlecht zum 31.12.2004
Kitaplätze	Eigene Berechnungen auf der Basis einer Übersicht über Kindertagesstätten in Sachsen-Anhalt zum 15.03.2006, Ministerium des Innern des Landes Sachsen-Anhalt laut Schreiben vom 02.05.2007 (keine früheren Daten verfügbar)
Grundschüler	Grundschüler im Schuljahr 2004/2005 nach Gemeinden, Daten vom Statistischen Landesamt Sachsen-Anhalt bereitgestellt
Sozialversicherungspflichtig Beschäftigte	Sozialversicherungspflichtig Beschäftigte am 31.12.2004 nach Gemeinden – Arbeitsortprinzip, Auswertung der Beschäftigungsstatistik der Bundesagentur für Arbeit durch das Statistische Landesamt Sachsen-Anhalt
Verkehrs- und Erholungsfläche	Statistisches Landesamt für Datenverarbeitung Nordrhein-Westfalen (2006): Easystat für Windows, Version 2.0.1.0, Statistik lokal, Tabelle 449–01, Bodenfläche nach Art der tatsächlichen Nutzung zum 31.12.2004 (Kategorien Erholungsfläche und Verkehrsfläche)
Gemeinsames Verwaltungsamt	Stand 31.12.2004 nach Statistisches Landesamt Sachsen-Anhalt (2003, 2005): Verzeichnis Verwaltungsgemeinschaften und Gemeinden, Halle (Saale)
Träbergemeinde	Stand 31.12.2004 nach Statistisches Landesamt Sachsen-Anhalt (2003, 2005): Verzeichnis Verwaltungsgemeinschaften und Gemeinden, Halle (Saale)
Mitgliedsgemeinden	Stand 31.12.2004 nach Statistisches Landesamt Sachsen-Anhalt (2003, 2005): Verzeichnis Verwaltungsgemeinschaften und Gemeinden, Halle (Saale)
Bevölkerungsdichte	Bevölkerung 2004 (s. o.) dividiert durch Gesamtfläche aus Statistisches Landesamt für Datenverarbeitung Nordrhein-Westfalen (2006): Easystat für Windows, Version 2.0.1.0, Statistik lokal, Tabelle 449–01, Bodenfläche nach Art der tatsächlichen Nutzung zum 31.12.2004
Bevölkerungsänderung 1995–2004	Statistisches Landesamt für Datenverarbeitung Nordrhein-Westfalen (2006): Easystat für Windows, Version 2.0.1.0, Statistik lokal, Tabelle 173–21, Bevölkerung nach Altersgruppen und Geschlecht; vom Statistischen Landesamt Sachsen-Anhalt bereitgestellte Bevölkerungszahlen auf Gemeindeebene für 1995
Über 65-Jährige	Anzahl über 65-Jährige dividiert durch Gesamtbevölkerung zum 31.12.2004 laut Statistisches Landesamt für Datenverarbeitung Nordrhein-Westfalen (2006): Easystat für Windows, Version 2.0.1.0, Statistik lokal, Tabelle 173–21, Bevölkerung nach Altersgruppen und Geschlecht
Nachbarschaft zu Ballungszentren 1	Eigene Berechnungen auf Basis der Zugehörigkeit zu Großstadregionen entsprechend der Klassifikationen des Bundesinstituts für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) zum 31.12.2004: hier Zugehörigkeit zum inneren Pendlereinzugsbereich, d. h. mindestens 50 % der Auspendler pendeln in eine Kernstadt/Kerngebiet
Nachbarschaft zu Ballungszentren 2	Eigene Berechnungen auf Basis der Zugehörigkeit zu Großstadregionen entsprechend der Klassifikationen des Bundesinstituts für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) zum 31.12.2004: hier Zugehörigkeit zum inneren und äußeren Pendlereinzugsbereich, d. h. mindestens 25 % der Auspendler pendeln in eine Kernstadt/Kerngebiet

Literatur

- Banker, R. D.; Charnes, A.; Cooper, W. W. (1984): Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. In: *Management Science* 30(9), 1078–1092.
- Blank, J. L. T.; Knox Lovell, C. A. (2000): Performance Assessment in the Public Sector. In: Blank, J. L. T. (Hrsg.): *Public Provision and Performance*. Amsterdam, 3–19.
- Bönisch, P.; Haug, P.; Illy, A.; Schreier, L. (2011): Municipality Size and Efficiency of Local Public Services: Does Size Matter? *Halle-IWH Discussion Papers* 18.
- Bogetoft, P.; Otto, L. (2011): *Benchmarking with DEA, SFA, and R*. New York.
- Borge, L.-E.; Falch, T.; Tovmo, P. (2004): Efficiency in Public Service Production: The Impact of Political and Budgetary Institutions. Online unter: <http://www.diw.de/documents/dokumentenarchiv/17/41516/Paper-187.pdf> (letzter Zugriff am 14.06.2013).
- Brueckner, J. K. (2003): Strategic Interaction among Governments: An Overview of Empirical Studies. In: *International Regional Science Review* 26(2), 175–188.
- Büchner, C.; Franzke, J.; Nierhaus, M. (Hrsg.) (2008): *Verfassungsrechtliche Anforderungen an Kreisgebietsreformen. Zum Urteil des Landesverfassungsgerichts Mecklenburg-Vorpommern*. Potsdam. Online unter: http://opus.kobv.de/ubp/volltexte/2008/1576/pdf/kwi_gutachten_02_opus.pdf (letzter Zugriff am 13.06.2013).

- Cantner, U.; Krüger, J.; Hanusch, H. (2007): Produktivitäts- und Effizienzanalyse: der nichtparametrische Ansatz. Berlin.
- Charnes, A.; Cooper, W. W.; Rhodes, E. (1978): Measuring the efficiency of decision-making units. In: *European Journal of Operational Research* 2(6), 429–444.
- Cleveland, W. S. (1979): Robust Locally Weighted Regression and Smoothing Scatterplots. In: *Journal of the American Statistical Association* 74(368), 829–836.
- Cleveland, W. S. (1981): LOWESS: A Program for Smoothing Scatterplots by Robust Locally Weighted Regression. In: *The American Statistician* 35, 1, 54.
- Cliff, A. D.; Ord, J. K. (1981): *Spatial Processes – Models and Applications*. London.
- Coelli, T. J.; Rao, D. S. P.; O'Donnell, C. J.; Battese, G. E. (2005): *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*. New York.
- Daraio, C.; Simar, L. (2005): Introducing environmental variables in nonparametric frontier models: a probabilistic approach. In: *Journal of Productivity Analysis* 24(1), 93–121.
- Daraio, C.; Simar, L. (2007a): *Advanced Robust and Nonparametric Methods in Efficiency Analysis – Methodology and Application*. New York.
- Daraio, C.; Simar, L. (2007b): Conditional Nonparametric Frontier Models for Convex and Nonconvex Technologies: A Unifying Approach. In: *Journal of Productivity Analysis* 28(1), 13–32.
- De Borger, B.; Kerstens, K. (2000): What is Known about Municipal Efficiency? In: Blank, J. L. T. (Hrsg.): *Public Provision and Performance*. Amsterdam, 299–330.
- Deprins, D. L.; Simar, L.; Tulkens, H. (1984): Measuring labor-efficiency in post offices. In: Marchand, M.; Pestieau, P.; Tulkens, H. (Hrsg.): *The performance of public enterprises: Concepts and measurement*. Amsterdam, 243–268.
- Dollery, B.; Byrnes, J.; Crase, L. (2008): Australian Local Government Amalgamation: A Conceptual Analysis of Population Size and Scale Economies in Municipal Service Provision. In: *Australian Journal of Regional Studies* 14(2), 167–175.
- Färe, R.; Primont, D. (1988): Efficiency measures for multiplant firms with limited data. In: Eichhorn, W. (Hrsg.): *Measurement in economics. Theory and applications of economic indices*. Heidelberg, 177–186.
- Farrell, M. J. (1957): The measurement of productive efficiency. In: *Journal of the Royal Statistical Society, Series A* 120(3), 253–290.
- Feiock, R. C. (2004): Do Consolidation Entrepreneurs Make a Deal with the Devil? In: Carr, J. B.; Feiock, R. C. (Hrsg.): *City-County-Consolidation and its Alternatives. Reshaping the Local Government Landscape*. New York, 39–52.
- Fox, W. F.; Gurley, T. (2006): Will Consolidation Improve Sub-national Governments? Washington, DC: World Bank Policy Research Working Paper 3913. Online unter: http://www-wds.worldbank.org/servlet/WDSContentServer/WDSP/IB/2006/05/05/000016406_20060505110205/Rendered/PDF/wps3913.pdf (letzter Zugriff am 13.06.2013).
- Geys, B. (2006): Looking across Borders: A Test of Spatial Policy Interdependence Using Local Government Efficiency Ratings. In: *Journal of Urban Economics* 60(3), 443–462.
- Geys, B.; Heinemann, F.; Kalb, A. (2010): Voter Involvement, Fiscal Autonomy and Public Sector Efficiency: Evidence from German Municipalities. In: *European Journal of Political Economy* 26(2), 265–278.
- Greene, W. H. (2008): The Econometric Approach to Efficiency Analysis. In: Fried, H. O.; Knox Lovell, C. A.; Schmidt, S. S. (Hrsg.): *The Measurement of Productive Efficiency and Productivity Growth*. New York, 92–250.
- Hesse, J. J. (2010a): *Kommunalstrukturen in Niedersachsen. Untersuchung im Auftrag des Ministeriums für Inneres und Sport des Landes Niedersachsen*. Online unter: http://www.nlt.de/pics/medien/1_1279203451/Hesse-Gutachten_-Kommunalstrukturen_in_Niedersachsen.pdf (letzter Zugriff am 13.06.2013).
- Hesse, J. J. (2010b): *Gutachterliche Stellungnahme zur Kommunal- und Verwaltungsreform in Rheinland-Pfalz. Untersuchung im Auftrag des Ministeriums des Innern und für Sport des Landes Rheinland-Pfalz*. Online unter: http://www.isim.rlp.de/no_cache/staedte-und-gemeinden/kommunal-und-verwaltungsreform/verwaltungsreform/?cid=31268&did=30826&sechash=cc02d0ed (letzter Zugriff am 14.06.2013).
- Kalb, A. (2010a): The Impact of Intergovernmental Grants on Cost Efficiency: Theory and Evidence from German municipalities. In: *Economic Analysis and Policy* 40(1), 23–48.
- Kalb, A. (2010b): *Public Sector Efficiency: Applications to Local Governments in Germany*. Wiesbaden.
- King, D. N.; Ma, Y. (2000): Local Authority Size in Theory and Practice. In: *Environment and Planning C* 18(3), 255–270.
- Kriesche, M. (2008): Effizienzanalyse der sächsischen Gemeinden. In: *ifo Dresden berichtet* 5, 3–13.
- Kumbhakar, S. C.; Knox Lovell, C. A. (2000): *Stochastic Frontier Analysis*. Cambridge.
- Niskanen, W. A. (1971): *Bureaucracy and representative government*. Chicago.
- Niskanen, W. A. (1975): Bureaucrats and Politicians. In: *Journal of Law and Economics* 18(3), 617–644.
- Oates, W. E. (2005): Toward a Second-Generation Theory of Fiscal Federalism. In: *International Tax and Public Finance* 12(4), 349–373.
- Reingewertz, Y. (2012): Do municipal amalgamations work? Evidence from municipalities in Israel. In: *Journal of Urban Economics* 72(2–3), 240–251.
- Revelli, F. (2005): On Spatial Public Finance Empirics. In: *International Tax and Public Finance* 12(4), 475–492.
- Revelli, F.; Tovmo, P. (2007): Revealed Yardstick Competition: Local Government Efficiency Patterns in Norway. In: *Journal of Urban Economics* 62(1), 121–134.
- Richter, R.; Furobotn, E. G. (2010): *Neue Institutionenökonomik: eine Einführung und kritische Würdigung*. Tübingen.
- Rosenfeld, M. T. W.; Kluth, W.; Haug, P.; Heimpold, G.; Michelsen, C.; Nuckelt, J. (2007): *Zur Wirtschaftlichkeit gemeindlicher Verwaltungsstrukturen in Sachsen-Anhalt. Gutachten im Auftrag des Ministeriums des Innern des Landes Sachsen-Anhalt. Endversion des Abschlussberichts* (19.06.2007). Halle. Online unter: <http://www.iwh-halle.de/d/publik/presse/22-07L.pdf> (letzter Zugriff am 13.06.2013).
- Simar, L. (2003): Detecting Outliers in Frontier Models: A Simple Approach. In: *Journal of Productivity Analysis* 20(3), 391–424.
- Simar, L.; Wilson, P. (1998): Sensitivity Analysis of Efficiency Scores: How to Bootstrap in Nonparametric Frontier Models. In: *Management Science* 44(1), 49–61.
- Simar, L.; Wilson, P. (2002): Non-parametric Tests of Returns to Scale. In: *European Journal of Operational Research* 139(1), 115–132.
- Simar, L.; Wilson, P. (2007): Estimation and Inference in Two-stage, Semi-parametric Models of Production Processes. In: *Journal of Econometrics* 136(1), 31–64.
- Statistisches Landesamt Sachsen-Anhalt (2005): *Verzeichnis Verwaltungsgemeinschaften und Gemeinden, Gebietsstand 01.10.2005*. Halle.
- Tullock, G. (1969): Federalism: Problems of Scale. In: *Public Choice* 6(1), 19–29.
- Wagener, F. (1974): *Neubau der Verwaltung*. Berlin.
- Weese, E. (2008): *Political Mergers as Coalition Formation: Evidence from Japanese Municipal Amalgamations*. Tokyo: CCEs Discussion Papers Series, No. 5. Online unter: http://hermes-ir.lib.hit-u.ac.jp/rs/bitstream/10086/16353/5/070ccesDP_005.pdf (letzter Zugriff am 13.06.2013).
- Zimmermann, H. (2009): *Kommunalfinanzen. Eine Einführung in die finanzwissenschaftliche Analyse der kommunalen Finanzwirtschaft*. Berlin.