

Büttner, Thiess et al.

Research Report

Überprüfung der Einwohnergewichtung im System des kommunalen Finanzausgleichs in Nordrhein-Westfalen

ifo-Forschungsberichte, No. 105

Provided in Cooperation with:

Ifo Institute – Leibniz Institute for Economic Research at the University of Munich

Suggested Citation: Büttner, Thiess et al. (2019) : Überprüfung der Einwohnergewichtung im System des kommunalen Finanzausgleichs in Nordrhein-Westfalen, ifo-Forschungsberichte, No. 105, ISBN 978-3-95942-070-9, ifo Institut - Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München, München

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/213574>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

Überprüfung der Einwohnergewichtung im System des kommunalen Finanzausgleichs in Nordrhein-Westfalen

*Thiess Büttner, Luisa Dörr, Stefanie Gäbler, Björn Kauder, Manuela Krause,
Niklas Potrafke*



Überprüfung der Einwohnergewichtung im System des kommunalen Finanzausgleichs in Nordrhein-Westfalen

Studie im Auftrag des Ministeriums für Heimat, Kommunales, Bau und
Gleichstellung des Landes Nordrhein-Westfalen

Autoren

Prof. Dr. Thiess Büttner

Luisa Dörr

Stefanie Gäbler

Dr. Björn Kauder

Dr. Manuela Krause

Prof. Dr. Niklas Potrafke (Projektleiter)

Die Autoren danken IT.NRW für die Unterstützung bei der Zusammenstellung des Datenmaterials. Besonderer Dank gilt zudem den Vertretern der kommunalen Spitzenverbände, die während der Bearbeitung des Gutachtens mit uns in Dialog getreten sind und somit wichtige Hinweise geliefert haben. Dank gebührt auch Kristin Fischer für die wertvolle Unterstützung bei der Erstellung dieser Studie. Frau Fischer war wissenschaftliche Hilfskraft im ifo Zentrum für öffentliche Finanzen und politische Ökonomie.

März 2019

ifo INSTITUT

Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung
an der Universität München e.V.

ifo Zentrum für öffentliche Finanzen und politische Ökonomie

Bibliografische Information der Deutschen Nationalbibliothek

Die Deutsche Nationalbibliothek verzeichnet diese Publikation in der Deutschen Nationalbibliografie; detaillierte bibliografische Daten sind im Internet über <http://dnb.d-nb.de> abrufbar.

ISBN: 978-3-95942-070-9

Alle Rechte, insbesondere das der Übersetzung in fremde Sprachen, vorbehalten. Ohne ausdrückliche Genehmigung des Verlags ist es auch nicht gestattet, dieses Buch oder Teile daraus auf photomechanischem Wege (Photokopie, Mikrokopie) oder auf andere Art zu vervielfältigen.

© ifo Institut, München 2019

Druck: ifo Institut, München

ifo Institut im Internet:
<http://www.ifo.de>

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	1
2	Raumstrukturelle Determinanten des Finanzbedarfs	4
2.1	Finanzwissenschaftliche Theorie	6
2.2	Indikatoren der Raumstruktur	11
2.3	Anforderungen an die Quantifizierung.....	16
3	Empirische Überprüfung	19
3.1	Überprüfung des Referenzmodells	20
3.1.1	Funktionale Form	21
3.1.2	Alternative Indikatoren der Raumstruktur	25
3.2	Aufnahme zusätzlicher Präferenzindikatoren	28
3.2.1	Politische Präferenzen.....	28
3.2.2	Weitere mögliche Indikatoren.....	33
4	Implikationen für die Hauptansatzstaffel	35
4.1	Thematik der unteren Grenze bei 25.000 Einwohnern	35
4.2	Ausweis der Hauptansatzstaffel	37
4.3	Verteilungswirkungen	42
5	Zusammenfassung	46
	Literaturverzeichnis	50
	Anhang	A

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1: Kaufwerte für Bauland (baureifes Land) 2017 (Euro pro Quadratmeter) nach Gemeindegröße	7
Abbildung 2: Oberzentren in NRW und ihre approximierten Verflechtungsbereiche.....	13
Abbildung 3: Korrelation zwischen Bevölkerung und den Stimmenanteilen von CDU und SPD.	30
Abbildung 4: Haupt- und Flächenansatz im Jahr 2017	36
Abbildung 5: Entwicklung der Hauptansatzstaffel, Referenzmodell	40
Abbildung 6: Entwicklung der Nebenansätze, Referenzmodell	41

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1: Einwohnerwertung in den Flächenländern.....	4
Tabelle 2: Überprüfung des Referenzmodells.....	25
Tabelle 3: Alternative Bevölkerungsindikatoren.....	27
Tabelle 4: Aufnahme politischer Präferenzen.....	32
Tabelle 5: Hauptansatzstaffel.....	38
Tabelle 6: Verteilungswirkungen, Einführung pol. Präferenzen (bei zweistufig robuster Regression) – Referenzmodell inkl. Abschlag.....	43
Tabelle 7: Verteilungswirkungen, Einführung pol. Präferenzen (bei zweistufig robuster Regression) – Referenzmodell ohne Abschlag.....	45
Tabelle 8: Baulandpreise sowie Bruttolöhne und -gehälter auf Kreisebene.....	A
Tabelle 9: Ergebnisse der ersten Stufe der robusten Regression.....	B
Tabelle 10: Verteilungswirkungen, Einführung pol. Präferenzen (bei Pooled-OLS-Regression).....	C
Tabelle 11: Verteilungswirkungen, Umstellung auf Pooled-OLS-Regression (ohne pol. Präferenzen) – Referenzmodell inkl. Abschlag.....	C
Tabelle 12: Verteilungswirkungen, Umstellung auf Pooled-OLS-Regression (ohne pol. Präferenzen) – Referenzmodell ohne Abschlag.....	D

1 Einleitung

Der kommunale Finanzausgleich ist ein Regelsystem, welches die verfassungsgemäße Verantwortung des Landes für einen Teil der Finanzausstattung der kommunalen Ebene abbildet (Art. 79 Satz 2 der Verfassung für das Land Nordrhein-Westfalen). Wie in den meisten Bundesländern basiert der kommunale Finanzausgleich in Nordrhein-Westfalen (NRW) auf einem Verbundquotensystem, nach welchem den Gemeinden, Kreisen und Landschaftsverbänden ein durch einen Verbundsatz bestimmter Anteil an den Gemeinschaftsteuereinnahmen des Landes zur Verfügung gestellt wird. Die Ermittlung der Schlüsselzuweisungen für die einzelnen Gemeinden basiert auf einem Vergleich des fiktiven kommunalen Finanzbedarfs mit der kommunalen Einnahmekraft, wobei letztere teilweise normiert wird.

Die Bedarfsbestimmung in NRW beruht im Wesentlichen auf einem statistischen Verfahren.¹ Die Kernidee besteht darin, die empirischen Determinanten der tatsächlich getätigten Ausgaben für eine Bewertung des Finanzbedarfs heranzuziehen. Der Einfluss solcher Determinanten, die aus grundsätzlichen Überlegungen heraus Unterschiede im Finanzbedarf begründen können, wird anhand des empirischen Datenmaterials bestimmt und quantifiziert. Die ermittelten Parameterwerte dienen dann als Grundlage der konkreten Bedarfsermittlung im Rahmen des GFG.

Veränderungen der Aufgaben-, Ausgaben- und Einnahmensituation, aber auch der Einwohnerzahl oder Bevölkerungsstruktur der Kommunen erzeugen Anpassungsbedarfe in vertikaler aber auch in horizontaler Hinsicht. So können sich etwa bislang unbedeutende kommunale Bedarfstatbestände im Zeitverlauf zu maßgeblichen Belastungsfaktoren für einzelne Kommunalhaushalte entwickeln, die bei der Verteilung der Finanzausgleichszuweisungen eine entsprechende Berücksichtigung finden müssen. Auch sind unterschiedliche Gebietskörperschaftstypen von derartigen Umwälzungen unter Umständen in unterschiedlicher Art und Weise betroffen. Damit die in einem Finanzausgleichsgesetz festgeschriebenen Verteilungskriterien solchen strukturellen Bedarfsänderungen Rechnung tragen, ist eine Überprüfung und Aktualisierung der Regelungen in gewissen Zeitabständen erforderlich.

Das in NRW zur Anwendung kommende System des Finanzausgleichs wurde im Zeitverlauf bereits mehrfach überprüft und an verschiedenen Stellen weiterentwickelt.² Büttner et al. (2008) bestätigten die bisher verwendeten Regelungen und Instrumente, insbesondere auch das zent-

¹ Der Vorschlag einer regressionsbasierten Ermittlung des Finanzbedarfs geht auf eine Studie der *Arbeitsgruppe aus sachverständigen Praktikern* (Innenministerium NRW, 1987) zurück.

² Gegen den Finanzausgleich lagen auch verschiedentlich verfassungsrechtliche Beschwerden vor. Die Rechtmäßigkeit des bestehenden Systems wurde dabei aber immer vom Verfassungsgerichtshof unter Zuhilfenahme finanzwissenschaftlicher Gutachten bestätigt, vgl. Büttner und Schneider (2013).

rale Element, den sogenannten Hauptansatz, empfohlen aber Nachbesserungen bei einigen Nebenansätzen. Dabei wurde auch die Einführung eines Flächenansatzes diskutiert, welcher im folgenden Eingang in den Finanzausgleich fand (Büttner, 2014). Mit dem Gutachten von Goerl et al. (2013) wurde die in NRW zur Anwendung kommende statistische Analyse dahingehend weiterentwickelt, dass die sogenannte „Pooled-OLS-Schätzung“, bei welcher mehrere Jahre in der Schätzung berücksichtigt werden, eingeführt wurde. Zuletzt überprüfte das Gutachten von Döring und Brenner (2017) das Finanzausgleichssystem in NRW. Auch hier wurde eine Einwohnerwertung unterstützt, aber eine Umstellung des bisherigen empirischen Analysemodells hin zu der Verwendung eines zweistufigen Schätzverfahrens empfohlen. Im Rahmen des Gemeindefinanzierungsgesetzes 2019 sollen auf diesem Wege ermittelte Parameter erstmalig zur Anwendung kommen.

Obschon die von der Einwohnerzahl abhängige Komponente des Finanzbedarfs, die sogenannte Hauptansatzstaffel, in den bisherigen Studien im Grundsatz immer wieder bestätigt worden ist, ist sie weiterhin Gegenstand der Kritik. In Bezug auf das Analyseverfahren wird u.a. angeführt, dass die Ableitung der Staffel auf den in den vergangenen Jahren tatsächlich getätigten Ausgaben der Gemeinden basieren würde. Im Hinblick auf den resultierenden Hauptansatz und die Nebenansätze wird bemängelt, dass der im Rahmen der statistischen Analyse hergeleitete Finanzbedarf einer Gemeinde, welcher den Umfang der Schlüsselzuweisungen determiniert, oftmals vom tatsächlichen Bedarf einer Gemeinde abweicht. Im Rahmen des vorliegenden Gutachtens erfolgt vor diesem Hintergrund eine Prüfung der Rechtfertigung und der gegenwärtigen Ausgestaltung der Hauptansatzstaffel für den kommunalen Finanzbedarf im Rahmen des horizontalen Finanzausgleichs in NRW.

Kapitel 2 befasst sich mit der Frage, mit welcher Rechtfertigung der kommunale Finanzausgleich überhaupt eine Einwohnerwertung vorsieht und welche Alternativen ggf. zur Berücksichtigung struktureller Bedarfsunterschiede zwischen Gemeinden mit unterschiedlicher Einwohnerwertung bestehen. Im Rahmen einer theoretischen finanzwissenschaftlichen Auseinandersetzung werden die Gründe für die Einwohnerwertung diskutiert. In einem zweiten Schritt werden konkrete Gestaltungsalternativen aufgezeigt und kritisch bewertet. Abschließend werden Kriterien für eine empirische Überprüfung entwickelt.

Kapitel 3 zielt auf eine kritische Überprüfung des gegenwärtig verwendeten Verfahrens zur Herleitung und Quantifizierung des mit der Einwohnerzahl verbundenen Finanzbedarfs. Dies beinhaltet insbesondere die Auseinandersetzung mit Ansatz, Methodik und Spezifikation des statistischen Modells, auf dessen Grundlage die Hauptansatzstaffel bemessen wird.

Kapitel 4 diskutiert die Implikationen der empirischen Überprüfung für die Hauptansatzstaffel. Dabei erfolgt zunächst eine Diskussion des unteren Schwellenwertes. Anschließend werden die

Reformoptionen dargestellt und mit dem Status quo verglichen. Zuletzt werden mithilfe eines Simulationsmodells die Auswirkungen der Reformoptionen quantifiziert und u.a. nach Gemeindegrößenklassen differenziert dargestellt.

Die Studie schließt mit einer Diskussion der zentralen Ergebnisse der Untersuchung.

2 Raumstrukturelle Determinanten des Finanzbedarfs

Die kommunalen Finanzausgleichssysteme verschiedener Bundesländer unterstellen, dass der Finanzbedarf pro Einwohner im Allgemeinen mit der Einwohnerzahl der Gemeinden steigt. Dies gilt auch für die gegenwärtige Ausgestaltung des kommunalen Finanzausgleichsystems in NRW. Hier ist im Rahmen des sogenannten Hauptansatzes eine Staffelung des Finanzbedarfs nach der Einwohnerzahl vorgesehen. Im GFG 2018 beträgt der Hauptansatz für Gemeinden mit über 25.000 Einwohnern zwischen 100 und 139 Prozent der Einwohnerzahl (vgl. Anlage 2 zu Artikel 1 § 8 Abs.3, GFG 2018).

Eine solche auch als Einwohnerwertung bezeichnete Regelung findet sich nicht nur im kommunalen Finanzausgleich von NRW, sondern auch in anderen Finanzausgleichssystemen. In manchen Ländern erfolgt teils zusätzlich, teils alternativ eine Einwohnerwertung für Gemeinden, die als zentrale Orte eingestuft sind. Tabelle 1 gibt einen Überblick darüber, inwieweit die übrigen Flächenländer auf eine Einwohnerwertung bzw. auf einen Bedarfsansatz für zentrale Orte bei der Bestimmung der Bedarfsmesszahl zurückgreifen.

Tabelle 1: Einwohnerwertung in den Flächenländern

Land	Rechtl. Grundlage	Hauptansatzstaffel	Zentrale Orte
BB	§8 BbgFAG	Ja, für kreisangehörige Gemeinden. Maximaler Ansatz: 130 % bei 55.000 Einwohnern.	Nein
BW	§7 FAG-BW	Ja. Maximaler Ansatz: 186 % bei 600.000 Einwohnern.	Nein
BY	Art.3 BayFAG	Ja. Kreisfreie Städte erhalten zusätzlich einen Erhöhungsansatz. Maximaler Ansatz: 150 % bei 400.000 Einwohnern.	Nein
HE	§§7, 19 FAG-HE	Ja, differenziert nach Landkreisen (EW der kreisangehörigen Gemeinden); kreisfreien Städten; kreisangehörigen Gemeinden (zentralörtliche Funktion und EW). Maximaler Ansatz: 158 % bei 50.000 Einwohnern.	Nein

MV	§§12, 16 FAG-MV	Nein	Zentrale Orte erhalten zusätzlich Zuweisungen für übergemeindliche Aufgaben. Dabei wird u.a. auch die Einwohnerzahl des Verflechtungsbereichs zugrunde gelegt.
NI	§5 NFAG	Ja. Maximaler Ansatz: 180 % bei 500.000 Einwohnern.	Nein
RP	§11 LFAG-RP	Ja, differenziert nach Verbandsgemeinden, verbandsfreien Gemeinden und großen kreisangehörigen Städten; Landkreisen; kreisfreien Städten. Minimale Gewichtung 34 % der Einwohnerzahl.	Hauptansatz wird u.a. durch Ansatz für zentrale Orte ergänzt. Dabei wird die Einwohnerzahl des Verflechtungsgebietes, d.h. inklusive der relevanten Umlandgemeinden, zugrunde gelegt.
SA	§13 FAG-SA	Ja, für kreisangehörige Gemeinden. Keine Einwohnerwertung für kreisfreie Städte. Maximaler Ansatz: 130 % bei 60.000 Einwohnern.	Nein
SH	§§6, 10 FAG-SH	Nein	Zentrale Orte erhalten zusätzlich Zuweisungen für übergemeindliche Aufgaben.
SL	§12 KFAG-SL	Ja. Maximaler Ansatz: 133 % bei 200.000 Einwohnern.	Hauptansatz wird u.a. durch Ansatz für zentrale Orte ergänzt. Dabei wird die Einwohnerzahl des Verflechtungsbereichs ausschließlich der eigenen Einwohnerzahl zugrunde gelegt.
SN	§§7, 10 SächsFAG i.V.m. Anlage 1	Ja, für kreisangehörige Gemeinden. Maximaler Ansatz: 190 % bei 100.000 Einwohnern.	Nein
TH	§9 ThürFAG	Ja. Maximaler Ansatz: 165 % bei 300.000 Einwohnern.	Nein

Quelle: Eigene Darstellung.

Während einzelne Länder Kombinationen mit Zentrale-Orte-Ansätzen verwenden, verzichten lediglich zwei Flächenländer auf die Hauptansatzstaffel, nämlich Schleswig-Holstein und Mecklenburg-Vorpommern. Auch im bundesstaatlichen Finanzausgleich gibt es eine Einwohnerwertung für die Stadtstaaten Berlin, Bremen und Hamburg.

Auch wenn die Einwohnerwertung im Rahmen einer Hauptansatzstaffel weit verbreitet ist, bleibt zu fragen, ob die Praxis im Allgemeinen und insbesondere in NRW grundsätzlich gerechtfertigt ist, und wie eine sachgerechte Quantifizierung ggf. erfolgen kann.

2.1 Finanzwissenschaftliche Theorie

In der Finanzwissenschaft erfolgt die Bemessung der Größe des öffentlichen Sektors durch die Ausgabenquote.³ Sie bezieht die öffentlichen Ausgaben in unterschiedlicher Abgrenzung auf die Wertschöpfung. Wenn es keine Bedarfsunterschiede gibt, wäre eine normative Vorgabe, für die Finanzausstattung eine Angleichung der Ausgabenquoten sicherzustellen. Verlässliche Wertschöpfungsdaten sind aber auf Gemeindeebene nicht verfügbar. Aus diesem Grunde setzt die Bedarfsbestimmung an der Zahl der Einwohner an.

Aus einer normativen Perspektive ist es sachgerecht, die Einwohnerzahl als zentralen Bedarfsträger ins Zentrum des kommunalen Finanzausgleichs zu stellen. Schließlich dient die Versorgung mit kommunalen Leistungen letztlich der Verbesserung der Lebensqualität der Einwohner. Der kommunale Finanzausgleich unterstellt bei Vorliegen einer Einwohnerwertung indes keine proportionale Beziehung zwischen Einwohnerzahl und Finanzbedarf, sondern vielmehr einen mit der Zahl der Einwohner wachsenden nominalen Finanzbedarf je Einwohner.

Eine grundsätzliche normative Rechtfertigung eines möglicherweise mit der Einwohnerzahl steigenden Finanzbedarfs muss sich zunächst mit der Frage auseinandersetzen, warum die räumliche Struktur der Wirtschaft durch eine Vielzahl von Gemeinden mit sehr unterschiedlicher Einwohnerzahl gekennzeichnet ist. Neben kleinen Gemeinden mit wenigen tausend Einwohnern finden sich Großstädte mit über einer halben Millionen Einwohnern. Die Raumstruktur kann durch die gesamtwirtschaftlichen Vorteile der Zusammenballung wirtschaftlicher Produktion begründet werden. Diese Vorteile werden in der raumwirtschaftlichen Literatur als Agglomerationseffekte bezeichnet. Wenn Agglomerationseffekte vorliegen, steigt die Wertschöpfung je Einwohner mit der Einwohnerzahl. Entsprechend steigen auch die Einkünfte der Einwohner mit der Einwohnerzahl.

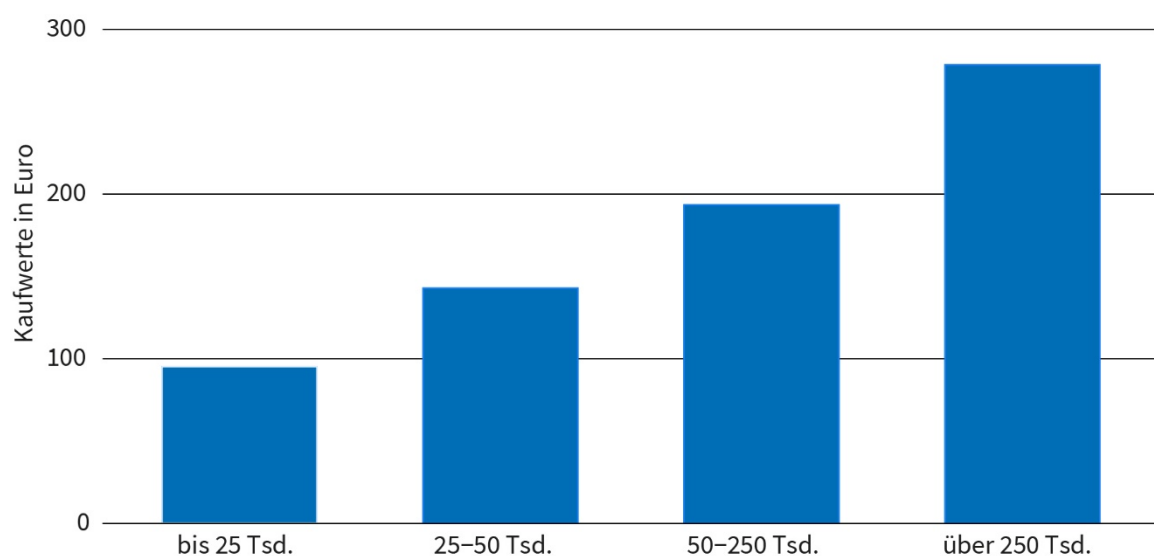
Dass es trotz des unstrittigen Vorliegens von Agglomerationseffekten ein Nebeneinander von großen und kleinen Gemeinden gibt, wird in der raumwirtschaftlichen Theorie auf gleichzeitig auftretende Ballungskosten vor allem bei der Versorgung mit privaten Gütern zurückgeführt. Die Ballungskosten implizieren erhebliche räumliche Preisunterschiede, die insbesondere auf den Immobilienmärkten durch Unterschiede in den Grundstückspreisen oder Mieten sichtbar sind. So sind große Gemeinden und Städte gekennzeichnet durch ein im Vergleich mit anderen Gemeinden erhebliches wirtschaftliches Potenzial, zugleich aber auch ein deutlich höheres Preisniveau.

³ Vgl. Brümmerhoff und Büttner (2018).

Umfassende Daten zu regionalen Preisen, insbesondere regionale Preisindizes, sind ebenso wie Wertschöpfungsdaten allerdings in der amtlichen Statistik auf lokaler Ebene nicht durchgängig verfügbar.⁴ Das Vorliegen von systematischen Unterschieden ist mit dem bestehenden Datenmaterial am deutlichsten überprüfbar anhand von Grundstückspreisen. Abbildung 1 zeigt die aktuellen Werte für die Baulandpreise gruppiert nach der Größe der Einwohnerzahl.

Das höhere Preisniveau in den größeren Gemeinden lässt sich mit der Verknappung begrenzt verfügbarer Faktoren erklären, wobei insbesondere die Bodenfläche als ein zugleich immobiler Faktor genannt werden kann. Der aus der Verknappung resultierende Anstieg der Bodenpreise betrifft den gewerblichen Bereich ebenso wie die privaten Haushalte, die gemeinhin in Ballungsgebieten höhere Lebenshaltungskosten zu tragen haben.

Abbildung 1: Kaufwerte für Bauland (baureifes Land) 2017 (Euro pro Quadratmeter) nach Gemeindegröße



© ifo Institut

Anmerkung: Durchschnittlicher Kaufpreis für baureifes Land 2017. Die Statistik der Kaufwerte für Bauland liegt nur auf Ebene der Kreise und kreisfreien Städte vor. Bei den Kreisen basiert die Gruppierung auf der durchschnittlichen Einwohnerzahl der zugehörigen Gemeinden. Quelle: IT.NRW und eigene Berechnungen. Der von IT.NRW ausgewiesene überdurchschnittlich hohe Wert Düsseldorfs ist um den zugrundeliegenden Ausreißer korrigiert. Der Kaufwert für baureifes Land liegt demnach bei 890,33 Euro je Quadratmeter.

Die gravierenden raumstrukturellen Preisunterschiede legen nahe, dass ein sinnvoller Vergleich der öffentlichen Einnahmen auf Basis preisbereinigter, also realer Größen erfolgen sollte. Entsprechend wird in der Finanzwissenschaft gefordert, den Finanzausgleich auf reale Größen ab-

⁴ Tabelle 8 im Anhang zeigt Werte für Baulandpreise sowie Bruttolöhne und -gehälter auf Ebene der Kreise und kreisfreien Städte in NRW. Zur Verfügbarkeit der Daten siehe auch Blien et al. (2009).

zustellen (Albouy, 2012). Aufgrund mangelnder Daten bzw. der erheblichen Kosten einer umfassenden Bestimmung örtlicher Preisniveaus basiert der kommunale Finanzausgleich in NRW, wie auch in anderen Bundesländern, nur auf nominalen Werten.

Der Umstand, dass die stadtökonomische Forschung in Deutschland eine lange Tradition hat, mag erklären, warum im deutschen Schrifttum schon vor dem Krieg auf die Bedeutung der Agglomerationseffekte verwiesen wurde. Entsprechend findet sich vielfach in der Darstellung dieser Zusammenhänge der Verweis auf Ökonomen der Vorkriegszeit.⁵ Daraus aber den Schluss ableiten zu wollen, die Berücksichtigung von Agglomerations- und Ballungseffekten im Finanzausgleich sei veraltet, greift zu kurz. Die führende Forschung zu Stadt- und Regionalökonomik stellt Agglomerationseffekte auch heute unverändert in das Zentrum der Analyse (siehe z.B. den Literaturüberblick von Rosenthal und Strange, 2004, Combes und Gobillon, 2015, sowie Desmet und Henderson, 2015). Auch die moderne finanzwissenschaftliche Forschung kritisiert eine Finanzpolitik, die ohne Rücksicht auf Agglomerations- und Ballungseffekte Steuern erhebt und Ressourcen umverteilt.⁶ Allerdings stellt sich die Frage, in welcher Weise und in welchem Ausmaß solche raumwirtschaftlichen Aspekte berücksichtigt werden sollen, wenn hinreichend präzise Informationen sowohl über die Wertschöpfung als auch über Preisniveaus fehlen.

Eine Möglichkeit ergibt sich durch eine stärkere theoretische Fundierung, die den Finanzbedarf aus der Nachfrage nach öffentlichen Leistungen ableitet. Aus theoretischer Sicht lassen sich indes verschiedene Determinanten benennen. Höhere Einkommen in einwohnerstarken Gemeinden dürften die Nachfrage nach öffentlichen Leistungen verändern. Eine breite empirische Literatur hat diesen Zusammenhang regelmäßig belegt.⁷ Das höhere Preisniveau geht einher mit einem veränderten Konsum von privaten wie öffentlichen Gütern. So ist der gesamte Bereich der Nachfrage nach Wohnraum und Gewerbeflächen in einer einwohnerstarken Gemeinde von den hohen Mieten, Grundstückspreisen und Pachtzinsen wesentlich beeinflusst. Es stellt sich eine stärkere Ausdifferenzierung der Flächennutzung ein, die wiederum erhebliche Nachfrageeffekte im Bereich der Infrastruktur nach sich zieht. Die Ausdifferenzierung beinhaltet auch eine stärkere räumliche Trennung der Bevölkerung nach Einkommensgruppen und demographischen Merkmalen.⁸ Die Trennung der Bevölkerungsgruppen hat wiederum Rückwirkungen auf die Nachfrage nach Betreuungseinrichtungen und sozialen Einrichtungen. Auch dürfte ein Teil der öffentlichen

⁵ Vgl. z.B. Urteilsbegründung des Landesverfassungsgerichts von Sachsen-Anhalt LVG 23/10, 9f.

⁶ Vgl. Albouy (2009).

⁷ Vgl. zum sogenannten Wagnerschen Gesetz Lamartina und Zaghini (2011) sowie Afxentiou und Serletis (1996).

⁸ Vgl. Duranton und Puga (2015).

Leistungen von Einwohnern anderer Gemeinden, insbesondere von Umlandgemeinden, nachgefragt werden. Solche Spillovers sind eine zentrale Thematik auch in der empirischen Literatur zum Fiskalföderalismus.⁹

Selbst bei Fehlen von Nachfrageunterschieden und Spillovers gibt es aber systematische Unterschiede in den Kosten der Bereitstellung öffentlicher Leistungen. Je nachdem wie stark die Nachfrage nach öffentlichen Leistungen auf diese Kosten reagiert, ergibt sich in einem normativen Ansatz eine mit der Einwohnerzahl wachsende oder aber auch sinkende optimale Höhe der öffentlichen Ausgaben je Einwohner (Büttner und Holm-Hadulla, 2013). Der Effekt der Einwohnerzahl auf die öffentlichen Ausgaben ist nicht einseitig durch Agglomerationseffekte und Ballungskosten, sondern auch durch Größenvorteile bestimmt, die für sich genommen eine mit steigender Bevölkerung zurückgehende Ausgabenquote nahelegen könnten. Durchgehende Größenvorteile sieht die Finanzwissenschaft indes nur bei reinen öffentlichen Gütern als gegeben an, wie z.B. der Landesverteidigung. Bei lokalen öffentlichen Gütern geht die Finanzwissenschaft demgegenüber von der Existenz von Ballungskosten in der Bereitstellung öffentlicher Güter aus. Im englischen Schrifttum wird hier der Begriff der *Congestion Cost* genannt,¹⁰ die deutsche Finanzwissenschaft spricht gelegentlich auch von Überfüllungskosten.¹¹

Bei Gemeinden mit einer vergleichsweise geringen Einwohnerzahl sind die Ballungskosten gering. Allerdings müssen fixe Kosten öffentlicher Leistungen und Einrichtungen auf eine kleinere Zahl von Einwohnern verteilt werden. Große Gemeinden können demgegenüber die Vorteile der sogenannten Kostendegression nutzen. Daher wird auch bei gleichem Niveau an öffentlichen Leistungen mitunter von einer U-förmigen Beziehung zwischen Pro-Kopf-Ausgaben und Einwohnerzahl der Gemeinden ausgegangen.¹² Bis zu einer bestimmten Schwelle sinken die Pro-Kopf-Ausgaben einer Gemeinde mit der Anzahl der Einwohner aufgrund der Kostenverteilung auf mehr Einwohner. Übersteigt die Einwohnerzahl den Schwellenwert, steigen die Pro-Kopf-Ausgaben der Kommunen jedoch wieder, da die Bereitstellung eines bestimmten Leistungsniveaus wegen der Ballungseffekte mehr Ressourcen und Arbeitskräfte in Anspruch nimmt.

Die empirische Literatur hat versucht, einen kritischen Bevölkerungswert zu ermitteln, der die kostenminimale Gemeindegröße (bei gegebenem Niveau an öffentlichen Leistungen) markiert. Empirische Schätzungen liegen zwischen 400 (Breunig und Rocaboy, 2008), 15.000 (Cauchon, 2006), 25.000 bis 250.000 (Gabler, 1969), 31.500 bis 100.000 (Percy, 2003) und 500.000 (Holcombe und Williams, 2008) Einwohnern. Allerdings sind die jeweiligen Werte, wenn sie auf der Basis von

⁹ Vgl. bspw. Case et al. (1993) sowie Boarnet (1998).

¹⁰ Vgl. Oakland (1972).

¹¹ Vgl. Grossekkettler (1985).

¹² Vgl. Seitz (2002).

Gemeinden unterschiedlicher Länder ermittelt wurden, die jeweils andere Aufgaben wahrnehmen, ohnehin kaum vergleichbar. Es kommt hinzu, dass kleine Gemeinden nicht in allen Dimensionen Kostennachteile aufweisen. Aus sozio-politischer Sicht sind kleinere Gemeinden effizienter, da sie in der Lage sind, besser auf die Präferenzen der Einwohner zugeschnittene Dienstleistungen anzubieten und ein höheres Maß politischer Transparenz sicherstellen (Percy, 2003). Bei größeren Gemeinden können auch Kostennachteile wegen zunehmender Komplexität in der Koordination und höherer Kommunikations- und Informationsverbreitungs- sowie Bürokratiekosten entstehen (Percy, 2003). Möglicherweise sind darüber hinaus politisch bedingte Fehlanreize für eine Ausweitung der öffentlichen Ausgaben in einwohnerstarken Gemeinden verantwortlich: Öffentliche Budgets könnten insbesondere zur Befriedigung von Partikularinteressen verwendet werden, wenn die Größe des Gemeinderates steigt. Allerdings ist die empirische Evidenz umstritten, denn mit der Einwohnerzahl steigt nicht nur die Anzahl der Gemeinderatsmitglieder, sondern es gibt viele Verwaltungsvorschriften, die größeren Gemeinden auferlegt werden.¹³ So bestimmt die Einwohnerzahl, ob eine hauptamtliche Gleichstellungsbeauftragte zu bestellen ist (GO NRW §5 Abs.2), nach welcher Gehaltsstufe Leitungspositionen vergütet werden (für die Besoldung von Bürgermeistern siehe z.B. EingrVO NRW) und ob die Zuständigkeit für bestimmte Verwaltungsvorgänge in der Gemeinde oder beim Kreis liegt (siehe GO NRW §4). Je nach der Landesverfassung gibt es auch Regelungen zu Einwohneranträgen und Bürgerbegehren, Jugendausschüssen und weiteren Verwaltungseinheiten (Bezirke) (Holzmann und Zaddach, 2018).

Schon das Zusammenspiel von Agglomerations- und Ballungseffekten und Größenvorteilen erschwert eine theoretische Voraussage für den funktionalen Zusammenhang zwischen den optimalen Ausgaben je Einwohner und der Einwohnerzahl. Darüber hinaus beschränkt sich der raumstrukturelle Einfluss auf die öffentlichen Finanzen nicht auf diese Effekte. Agglomerations- und Ballungseffekte sind untrennbar verbunden mit der räumlichen Mobilität von Haushalten und Unternehmen. Die Mobilität impliziert insbesondere, dass eine funktionale Arbeitsteilung zwischen verschiedenen Standorten erfolgt. Dies schlägt sich im Kontext der Gebietsstruktur NRW in einer Spezialisierung der Gemeinden auf unterschiedliche Wirtschaftszweige nieder. Einzelne Gemeinden sind bedeutende Standorte des verarbeitenden Gewerbes, andere Gemeinden bieten eher Einkaufsmöglichkeiten, wieder andere bieten vor allem ein attraktives Wohnumfeld. Folge dieser Spezialisierung ist ein intensives Pendlerverhalten und mithin die Nutzung öffentlicher Leistungen durch Haushalte und Unternehmen über Gemeindegrenzen hinweg. Diese sogenannten Spillovers schaffen nicht nur ein Koordinationsproblem, sondern beeinflussen auch das Ausgabeverhalten der Gemeinden.

¹³ Siehe Egger und Köthenbürger (2010) sowie Eggers et al. (2018).

Ein weiterer Aspekt der Raumstruktur, der für die kommunalen Finanzen von Bedeutung ist, ergibt sich in den peripheren Regionen. So liegen kleine Gemeinden meist abgelegener und ländlicher als große Gemeinden, was zu höheren Pro-Kopf-Infrastrukturausgaben führt. Diese höheren Pro-Kopf-Ausgaben sind aber weniger auf die Größe der Gemeinde oder damit einhergehende Ineffizienz zurückzuführen, als auf die Lage der Gemeinde.

Schließlich sind die Zuständigkeiten der Gemeinden teils unterschiedlich. So sehen Landesentwicklungspläne unterschiedliche Aufgaben und Pflichten in der Bereitstellung bspw. von Bildungseinrichtungen, sozialer Sicherheit, Gesundheitswesen und Freizeitmöglichkeiten für Gemeinden unterschiedlicher Größe vor (Gabler, 1969; Brachat-Schwarz, 2016).¹⁴

Angesichts der Vielzahl der Determinanten ist zu erwarten, dass sich der Effekt der Einwohnerzahl auf die optimalen öffentlichen Ausgaben auch zwischen den öffentlichen Leistungen unterscheidet. So wird in der Literatur vermutet, dass Kostendegressionseffekte insbesondere bei kapitalintensiven öffentlichen Gütern auftreten, wogegen arbeitsintensive öffentliche Güter keine bzw. negative Skaleneffekte aufweisen (Holzer et al., 2009).¹⁵ Entscheidend dürfte aber nicht allein die Frage des Kapitaleinsatzes sein, sondern ob eine Aufgabe mit fixen Kosten verbunden ist. So sind Kostendegressionseffekte nicht nur bei kapitalintensiven Infrastrukturmaßnahmen zu erwarten, sondern auch bei Instandsetzungsaufwendungen, Planungs- und Entwicklungskosten und bei Unteilbarkeiten in der Leistungserbringung. Eine besondere Problematik ergibt sich auch, wenn Einmalausgaben beispielsweise beim Rückbau von Infrastruktur anfallen.¹⁶

2.2 Indikatoren der Raumstruktur

Die Vielzahl an Wirkungskanälen verhindert präzise theoretische Voraussagen über den Zusammenhang zwischen der Einwohnerzahl und der Größe des Haushalts. Daher muss letztlich auf der Basis empirischer Analysen versucht werden, den Finanzbedarf zu erfassen. Hierfür sind zunächst geeignete Indikatoren für raumstrukturelle Unterschiede im Finanzbedarf zu bestimmen. Anhand einer Quantifizierung kann dann eine konkrete Bestimmung des Finanzbedarfs erfolgen.

¹⁴ Auch der derzeitige Landesentwicklungsplan NRW verweist auf die besondere Bedeutung zentraler Orte und betont, dass in Zukunft eine verstärkte räumliche Konzentration des Angebots von Dienstleistungs- und Versorgungseinrichtungen stattfinden muss, wobei zugleich aber die Gleichwertigkeit der Lebensverhältnisse sichergestellt werden muss.

¹⁵ Die empirische Untersuchungsmethodik geht zurück auf Borcharding und Deacon (1972). Deren Modell basiert auf der Grundannahme einer demokratischen Entscheidungsfindung bzgl. der Bereitstellung öffentlicher Güter innerhalb der Gemeinden. Dieses Medianwähler-Modell zeigt, dass Preise, Einkommen und Bevölkerung die Nachfrage nach öffentlichen Gütern grundlegend mitbestimmen. Das Modell dient als Grundlage für die empirische Schätzung der Nachfragefunktion für acht öffentliche Güter (u.a. Bildung, Infrastruktur, Gesundheitswesen, öffentliche Sicherheit, Entsorgung, Freizeit).

¹⁶ Vgl. Wissenschaftlicher Beirat beim BMF (2013).

An die Indikatoren sind bestimmte Anforderungen zu stellen. So sollten die Indikatoren zunächst ein umfassendes und widerspruchsfreies Abbild der Raumstruktur ermöglichen. Zweitens dürfen die Indikatoren nicht unmittelbar durch Entscheidungen der Kommune beeinflusst werden können. Drittens ist aus ordnungspolitischer Perspektive zu berücksichtigen, dass die Auswahl der Indikatoren Rückwirkungen auf die gemeindliche Finanzpolitik haben. Da die Indikatoren festlegen, wie der konkrete Finanzbedarf bestimmt wird, ergibt sich aus der Wahl des Indikators auch die zukünftige Anreizstruktur für die gemeindliche Politik. Eine Politik, die indirekt dazu führt, dass der Indikator steigt, wird schließlich in der Regel höhere Zuweisungen nach sich ziehen.

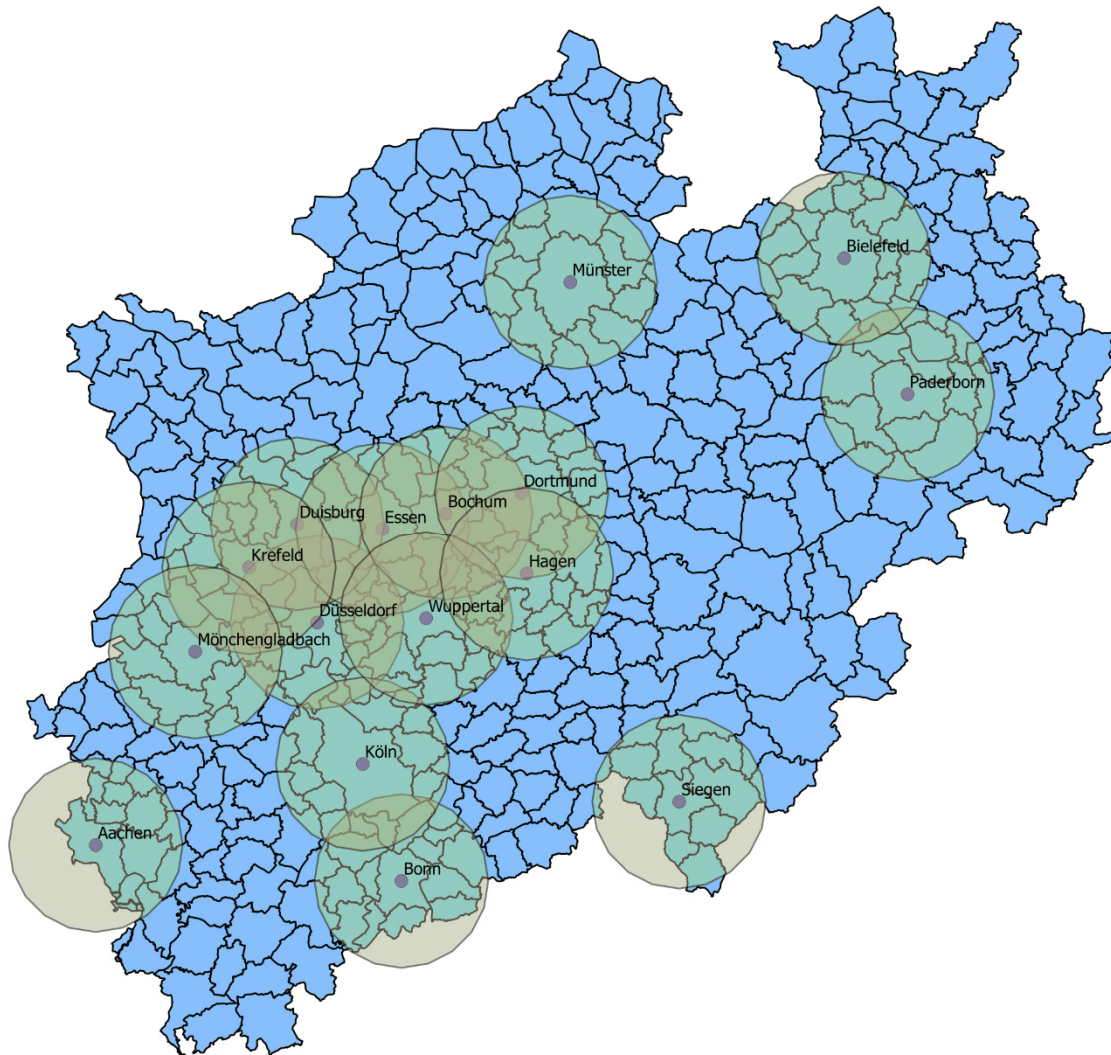
Sieht man von der möglichen Manipulation der Einwohnerzahlen ab, und vernachlässigt man die Möglichkeit, Anreize für die Anmeldung eines Wohnsitzes zu geben, ist die Einwohnerzahl nicht durch die Kommune, sondern durch natürliche Bevölkerungsbewegungen und Wanderungen bestimmt. Mit der Festlegung der Einwohnerzahl als Indikator wird daher ein Anreiz geschaffen, die Gemeindepolitik so attraktiv zu gestalten, dass die Einwohnerzahl steigt. Sie eignet sich daher auch aus ordnungspolitischer Perspektive als Bezugsgröße im Finanzausgleich. Um bei der Anzahl der Einwohner Agglomerations- und Ballungseffekte sowie Effekte der Kostendegression zu berücksichtigen, könnte ein Zuwachs in der Zahl der Einwohner je nach Größe einer Gemeinde allerdings einen über- oder unterproportionalen Einfluss auf den Finanzbedarf haben. Entsprechend gilt es bei der Belastungsanalyse zu prüfen, ob die Einwohnerzahl einen steigenden oder fallenden Effekt auf den Finanzbedarf je Einwohner ausübt.

Raumstrukturelle Sachverhalte erschöpfen sich nicht in Unterschieden in der Einwohnerzahl. Auch die Dichte der Besiedlung spielt eine wichtige Rolle für den Finanzbedarf. Problematisch ist dabei, dass die Dichte der Besiedlung stark von der Art der Flächennutzung abhängt, die auf kommunaler Ebene bestimmt wird. Hilfsweise könnte auf die Einwohnerdichte rekuriert werden. Sie weist aber einen sehr engen statistischen Zusammenhang zur Einwohnerzahl auf,¹⁷ sodass sie als alternativer Indikator zur Einwohnerzahl gesehen werden muss.

Allerdings ergeben sich auch aus der Gesamtfläche einer Gemeinde Effekte auf den Finanzbedarf. Gerade kleine Gemeinden sind oftmals in der Peripherie angesiedelt, sodass diese Gemeinden einen höheren Bedarf z.B. bei der Infrastruktur aufweisen. Dies legt für sich genommen nahe, die Fläche der Gemeinden als weiteren Indikator aufzunehmen. Solange auf die Gesamtfläche rekuriert wird, ist die direkte Einflussnahme z.B. durch Ausweis von bestimmten Arten von Land sehr beschränkt. In NRW hat sich insbesondere die Verwendung der Gesamtfläche pro Einwohner als Indikator bewährt.

¹⁷ Ca. 71 Prozent der Unterschiede in der Einwohnerdichte zwischen den Gemeinden in NRW können auf die Einwohnerzahl zurückgeführt werden.

Abbildung 2: Oberzentren in NRW und ihre approximierten Verflechtungsbereiche



Quelle: Eigene Darstellung auf Basis von Geodaten des Bundesamtes für Kartographie und Geodäsie (VG250).

Allerdings ist diese Verwendung der Fläche als Indikator des Finanzbedarfs ordnungspolitisch nur eingeschränkt sinnvoll. Schließlich ist die Fläche kein Bedarfsträger an sich. Durch Berücksichtigung der Fläche je Einwohner als Bedarfsindikator werden tendenziell Finanzmittel für Gemeinden bereitgestellt, in denen wenig Menschen leben. Allerdings kann es ausdrückliches Ziel der Politik sein, Gemeinden in der Peripherie zu unterstützen.

Für eine umfassende Abbildung der raumstrukturellen Determinanten des Finanzbedarfs reicht der Fokus auf einwohnerstarke bzw. hoch verdichtete Orte nicht aus. Ein zweiter Aspekt, der insbesondere im Kontext der Infrastruktur von Bedeutung ist, sind sogenannte Spillovers öffentlicher Leistungen, die sich aus der Mobilität ergeben. Zur Berücksichtigung könnte entsprechend unmittelbar an der Mobilität angesetzt werden. Denkbar wäre z.B. die Zahl der Einwohner der Umlandgemeinden heranzuziehen. Dies erscheint aber aus verschiedenen Gründen fragwürdig.

Erstens wird das Prinzip des Einwohners als zentralen Bedarfsträger aufgegeben, was ordnungspolitisch problematisch ist.¹⁸ Zweitens ist die örtliche Nähe des Wohnsitzes nur eine notwendige Bedingung für die Nutzung öffentlicher Leistungen einer Nachbargemeinde. In NRW hat man daher einen Indikator herangezogen, der auf den wirtschaftlichen Grund der Mitnutzung der Infrastruktur rekurriert, nämlich die Zahl der in einer Gemeinde sozialversicherungspflichtig Beschäftigten. Dieser Indikator kann für Zwecke des Finanzausgleichs als weitgehend unbeeinflusste Größe gelten, da er bis auf die von der Gemeinde Beschäftigten sich einer direkten Manipulation entzieht. Er erscheint weiterhin in besonderer Weise geeignet, bedeutsame Spillovereffekte zwischen Nachbargemeinden abzubilden. Denn ist die Zahl der Beschäftigten je Einwohner hoch, ist davon auszugehen, dass umliegende Gemeinden von der Standortqualität profitieren. Auch ordnungspolitisch erscheint dieser Indikator vertretbar. Denn durch die Berücksichtigung der Beschäftigten entsteht durch den Finanzausgleich ein zusätzlicher Anreiz für eine Standortpolitik mit dem Ziel Arbeitsplätze zu schaffen. Zwar übt auch die wichtige Gewerbesteuer als kommunale Einnahmequelle einen solchen Anreiz aus. Allerdings ist dieser Anreiz für Gemeinden mit mangelnder Steuerkraft eingeschränkt.

Ein alternativer Ansatz, Agglomerations-, Ballungs- und Spillovereffekten gleichermaßen Rechnung zu tragen, besteht darin, die Raumstruktur durch zentrale Orte abzubilden. Sie bilden Unterschiede in der raumwirtschaftlichen Stellung und Funktion der Gemeinden ab, ihre Zahl hängt aber auch entscheidend von der Ausweisungspraxis der einzelnen Länder ab. So gelten seit der kommunalen Neuordnung in den 1970er Jahren alle Gemeinden in NRW als zentrale Orte. Obwohl auch die Landesplanung in Hessen und im Saarland alle Gemeinden als zentrale Orte klassifiziert, weist kein anderes Bundesland einen ähnlich hohen Anteil höherrangiger zentraler Orte auf wie NRW (50 Prozent Mittel- und vier Prozent Oberzentren, siehe Greiving und Flex, 2016). Zentrale Orte nehmen übergeordnete Funktionen wahr, welche auch Einwohnern zugutekommen können, die in Nachbargemeinden ansässig sind (Verflechtungsbereich). Die Gemeinden werden dabei anhand von unterschiedlichen Kriterien in einzelne Gruppen klassifiziert, wobei häufig eine Unterscheidung in Ober-, Mittel- und Unterzentren erfolgt. Jedem Zentrum wird dabei ein Bereich zugeordnet, für den die übergemeindlichen Leistungen bereitgestellt werden (sollen). Die darauf basierenden Zuweisungen im Finanzausgleich dienen dabei der Sicherung der zu erbringenden übergeordneten Leistungen.¹⁹

Der Zentrale-Orte-Ansatz weist allerdings Schwächen auf. Erstens handelt es sich vom Ansatz her um ein ordinales Kriterium, d.h., eine Gemeinde ist entweder als zentraler Ort eingestuft oder nicht, obschon die raumstrukturellen Sachverhalte gradueller Natur sind. Der Raumstruktur wird

¹⁸ Siehe Büttner et al. (2008).

¹⁹ Die konkrete Ausgestaltung des Ansatzes unterscheidet sich dabei zwischen den einzelnen Ländern.

insofern schon vom Ansatz her nur begrenzt Rechnung getragen. Zweitens besteht die Schwierigkeit, objektive Kriterien zur Klassifizierung der Gemeinden in einem Zentrale-Orte-Ansatz zu bestimmen (Büttner et al., 2008). Drittens kann die Einstufung in einen zentralen Ort bestimmter Kategorie für sich genommen eine Ungleichbehandlung nach sich ziehen, indem ein sehr ähnlicher Ort, bei dem nur ein Merkmal nicht gegeben ist, einen deutlich anderen Finanzbedarf zugeordnet bekommt. Solche Sprungstellen haben sich in der Vergangenheit als nicht verfassungsfest erwiesen. Viertens werden bei den Kriterien, gemäß denen eine Eingruppierung der Gemeinden in verschiedene Zentren erfolgt, konkrete Einrichtungen berücksichtigt, beispielsweise werden Museen und Büchereien genauso berücksichtigt wie Sportplätze oder Sparkassen. In NRW geht die Mindestausstattung an zentralörtlichen Einrichtungen auf den Landesentwicklungsplan I/II aus dem Jahr 1979 zurück.²⁰ Hier ergeben sich – abgesehen von der Frage einer flächendeckenden Evaluierung der Situation der zentralen Orte in NRW und nach der zeitgemäßen Ausgestaltung der Kriterien – ordnungspolitische Bedenken: Entscheidungen einer Gemeinde zum Bau oder Schließung von Museen, Büchereien, Sportplätzen oder Sparkassen könnten bewusst im Hinblick auf ihre zu erwartende Eingruppierung in Zentren und die damit verbundene Höhe der Schlüsselzuweisungen getroffen werden.

In der Praxis des Finanzausgleichs wird der ordinalen Eigenschaft der zentralen Orte begegnet, indem innerhalb der Gruppe zentraler Orte unterschieden wird nach der Einwohnerzahl im Verflechtungsbereich. Bedingt durch die Raumstruktur in NRW – relativ bevölkerungsstarke und flächenmäßig große Gemeinden – wären in einem Zentrale-Orte-Ansatz Überschneidungen in den Verflechtungsbereichen insbesondere in den Verdichtungsräumen des Ruhrgebiets zu erwarten (polyzentrische Struktur). Ein und derselbe Einwohner würde so in den Überschneidungsbereichen mehrfach als bedarfsrelevant angerechnet. Abbildung 2 zeigt diese Problematik, indem die Verflechtungsbereiche der Oberzentren mit den Bereichen in einem 20-Kilometer-Radius um den Gemeindemittelpunkt approximiert werden.²¹

Der administrative Gebietszuschnitt ist zwischen den Bundesländern unterschiedlich. Im Vergleich zu NRW sind in anderen Bundesländern teils wesentlich mehr kleine Gemeinden vorhanden. Dort stellen sich Effizienzprobleme zu kleiner Einheiten wesentlich stärker. Zudem hängt die Frage der Spreizung der Hauptansatzstaffel davon ab, welche konkrete Verteilung der Einwohnerzahl vorliegt. Ein Zentrale-Orte-Ansatz scheint daher insbesondere für den Finanzausgleich in NRW nicht geeignet.

²⁰ Vgl. Nordrhein-Westfl. MBl. Nr. 50 v. 22.6.1979.

²¹ Im Zentralen-Orte-Ansatz in Rheinland-Pfalz spielen beispielsweise – neben Bevölkerungsdichte und Anteil der Siedlungs- und Verkehrsfläche – Erreichbarkeitserwägungen für die Raumstrukturgliederung eine Rolle.

2.3 Anforderungen an die Quantifizierung

Sind die Indikatoren des Finanzbedarfs bestimmt, muss quantifiziert werden, welchen Einfluss der Indikatorwert auf den Finanzbedarf ausübt. Hierzu wird in der Praxis des Finanzausgleichs auf in der Vergangenheit tatsächlich getätigte Ausgaben der Gemeinden zurückzugriffen. Problematisch ist dabei, dass für die Ermittlung des Finanzbedarfs nur die Ausgaben relevant sind, die zur Bereitstellung des jeweiligen Niveaus der öffentlichen Leistungen auch tatsächlich notwendig sind. In der Finanzwissenschaft werden diese Ausgaben als Kosten bezeichnet. Da die Kosten von den örtlichen Bedingungen abhängig sind, unterscheiden sie sich zwischen den Gemeinden. Detaillierte Informationen über die Höhe der Kosten, d.h. über die für die Bereitstellung der gemeindlichen Leistungen auch wirklich notwendigen Ausgaben, sind aber asymmetrisch verteilt: d.h., verlässliche Informationen sind nur auf Ebene der jeweiligen Gemeinde vorhanden.

Zwar liegen in der Finanzstatistik umfangreiche Daten zu den Ausgaben der Gemeinden in tiefer Gliederung vor. Eine sachgerechte Unterscheidung zwischen Ausgaben und Kosten erfordert aber detaillierte Informationen über den Umfang und die Qualität der bereitgestellten Leistungen. Objektive Informationen sind jedoch nicht verfügbar. Daher stehen Finanzausgleichssysteme, die über einen reinen Steuerkraftausgleich hinausgehen, vor dem Dilemma, dass sie bei der Bewertung des Finanzbedarfs auf statistische Informationen zurückgreifen müssen, die keine Unterscheidung zwischen Ausgaben und Kosten erlauben.

Die in der Finanzstatistik verfügbaren Daten sind Ergebnis autonomer kommunaler Entscheidungen, administrativer Vorgaben, produktionstechnischer Voraussetzungen, spezifischer Herausforderungen und nicht zuletzt der Finanzausstattung. Daher kann eine sachgerechte Ermittlung des Effektes der Einwohnerzahl nicht unmittelbar aus Gegenüberstellungen der tatsächlichen Ausgaben je Einwohner und der Einwohnerzahl erfolgen. Vielmehr ist eine statistische empirische Bedarfsanalyse erforderlich, welche die tatsächlich getätigten Ausgaben auf ihre Determinanten zurückführt.

Die Bedarfsanalyse muss zunächst die örtlichen Präferenzen für öffentliche Leistungen berücksichtigen. So ist wie oben angemerkt zu vermuten, dass die Nachfrage nach öffentlichen Leistungen mit dem Einkommen steigt. Auch dürfte sich die Nachfrage mit der Bevölkerungsstruktur unterscheiden, z.B. durch Unterschiede in der Altersstruktur, im Ausmaß kirchlichen Engagements oder in politischen Präferenzen. Weitere Determinanten ergeben sich aus den besonderen Verpflichtungen der Gemeinden im Rahmen der Sozialhilfe und bei öffentlichen Schulen. Die adäquate Berücksichtigung aller dieser Sachverhalte vorausgesetzt, könnten sich zusätzlich die raumstrukturellen Aspekte in den Ausgaben niederschlagen. Um dies zu überprüfen und zu testen, sind entsprechende Indikatoren heranzuziehen.

Die Analyse kann sich auf die Ausgaben in den einzelnen Aufgabenbereichen der Gemeinden beziehen oder die insgesamt in allen Aufgabenbereichen anfallenden Ausgaben als Aggregat betrachten. Auch im ersten Fall ist für die Ermittlung des Finanzbedarfs letztlich eine Aggregation der Einzelbedarfe erforderlich, sie muss dann in einem zweiten Schritt nach der Quantifizierung des Bedarfs in den einzelnen Bereichen erfolgen. Da die Gemeinden aber ihre Verantwortungen unterschiedlich wahrnehmen und auch unterschiedlich auf raumstrukturelle Sachverhalte reagieren, liefe die Analyse der einzelnen Aufgabenbereiche Gefahr, die Bezüge zwischen den Aufgabenbereichen zu vernachlässigen. Einzelne Sachverhalte könnten auf diesem Wege mehrfach abgebildet werden und ein übergroßes Gewicht erhalten, andere Sachverhalte würden unzureichend abgebildet. Vor diesem Hintergrund ist eine Analyse des insgesamt aus den allgemeinen Deckungsmitteln zu finanzierenden Finanzbedarfs zu empfehlen.

Damit der Finanzbedarf der Gemeinden adäquat ermittelt werden kann, muss das empirische Verfahren verschiedenen Anforderungen genügen. Zunächst sollten die in den tatsächlichen Daten verborgenen Informationen vollständig genutzt werden. Zwar mag es für die Kommunikation leichter erscheinen, mit Kategorisierungen zu arbeiten, beispielsweise mit Blick auf Großstädte bzw. Gemeinden in bestimmten Größenklassen der Einwohnerzahl oder mit Blick auf siedlungsstrukturelle Gebietstypen. Insoweit die raumstrukturellen Sachverhalte aber durch kontinuierliche Indikatoren abgebildet werden können, ist die Verwendung solcher Indikatoren vorzuziehen. Im Hinblick auf die Einwohnerzahl beispielsweise würde bei einer Betrachtung nach Größenklassen die Information über Unterschiede in der Einwohnerzahl innerhalb einer Größenklasse nicht genutzt. Dies legt die Verwendung eines Regressionsmodells nahe.

Die sogenannte lineare Regression liefert unter bestimmten Voraussetzungen optimale Schätzwerte, sogenannte beste lineare erwartungstreue Schätzer (*best linear unbiased estimator* – BLUE). Zu den BLUE-Eigenschaften zählen unter anderem Linearität und das Fehlen von Multikollinearität der erklärenden Variablen. Linearität umfasst, dass das lineare Regressionsverfahren den funktionalen Zusammenhang zwischen der Bevölkerung und den Pro-Kopf-Ausgaben sachgerecht abbilden sollte. Ist der Zusammenhang zwischen der Bevölkerung und den Pro-Kopf-Ausgaben nichtlinear, kann das lineare Regressionsmodell mithilfe einer Transformation der Variablen entsprechend angepasst werden. Multikollinearität (oder Kollinearität) liegt vor, wenn zwei oder mehrere erklärende Variablen stark miteinander korrelieren. Dies kann Verzerrungen in der Schätzung von Regressionskoeffizienten hervorrufen.

Verzerrte Schätzergebnisse können außerdem die Folge von ausgelassenen Variablen sein, welche sowohl mit den Ausgaben pro Einwohner als auch mit dem Bevölkerungsindikator korrelieren (vgl. Infobox 1).

Infobox 1: Verzerrung durch ausgelassene Variablen

Im Rahmen der Regressionsanalysen wird der komplexe Zusammenhang zwischen strukturellen Indikatoren und den tatsächlichen Ausgaben modelliert. Ein einfach gehaltenes Modell bietet Vorteile in der Transparenz und Anwendung. Werden in der Spezifikation jedoch relevante Variablen nicht berücksichtigt, kann dies zu verzerrten Schätzergebnissen führen (Omitted Variable Bias). Eine Verzerrung der Ergebnisse liegt vor, wenn in einem inkorrekt spezifizierten Modell relevante Einflussfaktoren ausgelassen werden, welche (i) die abhängige Variable signifikant beeinflussen und/oder (ii) mit einer oder mehreren unabhängigen Variablen stark korrelieren. Die Schätzergebnisse sind nicht konsistent, da durch das Auslassen relevanter Variablen der Einfluss der anderen Variablen über- oder unterschätzt wird. Dies führt außerdem zu ungültigen Hypothesentests. Werden hingegen irrelevante Variablen in das Modell aufgenommen, bleiben die Schätzergebnisse unverzerrt. Die Schätzer eines überladenen Modells sind jedoch ineffizient, wodurch die Güte der Hypothesentests sinkt.

Außerdem könnten Ausreißer in den Beobachtungen zu einer verzerrten Bedarfsermittlung führen. So können einzelne Beobachtungen, welche extreme Werte annehmen, das Ergebnis beeinflussen. Diesem Problem kann mit sogenannten robusten Regressionen begegnet werden, bei welchen Ausreißer im Schätzverfahren weniger stark gewichtet werden (Döring und Brenner, 2017).

Neben unverzerrten Schätzparametern kann auch gefordert werden, dass sich bei einer regelmäßigen Überprüfung der Zusammenhänge möglichst wenig Veränderungen ergeben. Eine Verstetigung der Ergebnisse würde dazu beitragen, die Planungssicherheit der Gemeinden zu verbessern. Verstetigung bedeutet in diesem Kontext, dass die Parameter, welche zur Bestimmung der Haupt- und Nebenansätze herangezogen werden, im Zeitverlauf relativ stabil sind und keinen größeren Schwankungen unterliegen (Büttner und Thöne, 2016). Eine Verstetigung im Sinne der Glättung von Trends kann erreicht werden, indem die Regression für mehrere Jahre gepooled durchgeführt wird, anstatt für jedes Jahr einzeln (Goerl et al., 2013). Darüber hinaus wäre auch die Stabilität eine wünschenswerte Eigenschaft an die Schätzparameter. Dahinter steht indes wohlgerneht eine finanzpolitische und keine ökonometrische Zielsetzung. Stabilität kann im Gegensatz zur Glättung von Trends kaum durch das Schätzverfahren beeinflusst werden, wenn die Instabilität durch Änderungen in den zugrundeliegenden Zusammenhängen bedingt ist (Büttner und Thöne, 2016).

3 Empirische Überprüfung

In der gegenwärtigen Ausgestaltung des kommunalen Finanzausgleichsystems in NRW wird die Hauptansatzstaffel nicht durch die Annahme eines bestimmten Zusammenhangs zwischen dem Finanzbedarf und der Einwohnerzahl bestimmt. Vielmehr basiert die Festlegung im Gesetz regelmäßig auf einer statistischen Analyse der Determinanten gemeindlicher Ausgaben. Da eine theoretische Festlegung vor dem Hintergrund der Datenlage, wie oben ausgeführt, tatsächlich nicht leistbar ist, erscheint ein solches empirisches Vorgehen unverzichtbar. Die Frage, ob die Festlegung am Ende sachgerecht ist, ist bei diesem Vorgehen im Wesentlichen durch die Anwendung der Methodik bestimmt.

Zur Messung der Ausgaben werden bei der statistischen Analyse dabei die Ist-Ausgaben herangezogen. Konkret werden indes nur die Ausgaben betrachtet, die aus allgemeinen Deckungsmitteln bestritten werden. Dies ist vor dem Hintergrund der Erstattung von Ausgaben in spezifischen Ausgabenbereichen sinnvoll. Gleichwohl setzt das Anknüpfen an den tatsächlichen Ausgaben voraus, dass nachfrageseitige Determinanten berücksichtigt werden. Dies ist von besonderer Bedeutung, da die tatsächlichen Ausgaben im Rahmen der kommunalen Autonomie von der jeweiligen Gemeinde mitbestimmt sind. Es ist daher wichtig, im Rahmen der statistischen Analyse zwischen Präferenz- und Bedarfsindikatoren zu unterscheiden. Bei den Präferenzindikatoren handelt es sich um beobachtbare Unterschiede zwischen den Gemeinden, die nachfrageseitige Unterschiede in den Ausgaben erklären können. Gegenwärtig beschränkt sich die Analyse hier auf die Bevölkerungsstruktur (Bevölkerungsanteile unter 15 und über 65 Jahren) und das Primäreinkommen. Dies erscheint vergleichsweise restriktiv, da Unterschiede in der Nachfrage nach öffentlichen Leistungen auch auf andere charakteristische Merkmale der Gemeinden bzw. ihrer Einwohner zurückgeführt werden könnten. Im Rahmen der Überprüfung wird daher die Berücksichtigung zusätzlicher Indikatoren für die Nachfrage nach öffentlichen Leistungen zu prüfen sein.

Als Bedarfsindikatoren wird eine Reihe von Determinanten der Ausgaben herangezogen. Neben Indikatoren der Soziallasten und der Zahl von Ganztags- und Halbtagschülern werden drei Indikatoren berücksichtigt, die raum- und siedlungsstrukturelle Unterschiede erfassen sollen. Dies sind die Einwohnerzahl, die Fläche je Einwohner, und die sogenannte Zentralität gemessen an der Zahl der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten je Einwohner.

Die statistische Erfassung beinhaltet die gemeinsame Ermittlung der Ausgabenwirkung der Präferenz- und Bedarfsindikatoren in einem integrierten Ansatz. So wird vom Ansatz her sicherge-

stellt, dass der ermittelte statistische Zusammenhang zwischen den Ausgaben und der Einwohnerzahl nicht etwa durch andere Einflussgrößen verzerrt ist. Dies setzt indes voraus, dass die relevanten Einflussgrößen in geeigneter Weise erfasst werden.

Unterstellt man, dass das statistische Modell die wesentlichen Determinanten der öffentlichen Ausgaben einschließlich der raumstrukturellen Dimension abbildet, und unterstellt man weiter, dass bestimmte methodische Anforderungen erfüllt sind, liefert der Schätzwert für die Einwohnerzahl einen Hinweis darauf, ob eine Einwohnerwertung grundsätzlich angemessen ist. Hat die Einwohnerzahl nach Berücksichtigung der Nachfrage und Bedarfsindikatoren keinen signifikanten Effekt auf die Ausgaben je Einwohner, fehlt der erforderliche Nachweis. Dann wäre unter den getroffenen Annahmen davon auszugehen, dass der Finanzbedarf von der Einwohnerzahl unabhängig ist. Ist der Effekt negativ, überwiegt – nach der Analyse zu urteilen – der Kostendegressioneffekt etwaige Agglomerations- und Ballungseffekte. Dies ist nicht auszuschließen, zumal in der Regression andere raumstrukturelle Indikatoren berücksichtigt werden, nämlich die Fläche je Einwohner und die Zentralität.

Der Schätzkoeffizient der Einwohnerzahl zeigt an, wie sich die Ausgaben zwischen Gemeinden mit unterschiedlicher Einwohnerzahl unter Berücksichtigung aller anderen Indikatoren für Präferenzen und Bedarf unterscheiden. Er kann je nach dem gemessenen Zusammenhang anschließend herangezogen werden, um die konkrete Hauptansatzstaffel abzuleiten. Dabei wird Gemeinden mit einer Einwohnerzahl bis 25.000 ein Einwohnergewicht von 100 Prozent zugewiesen.

Die im Rahmen der Hauptansatzstaffel verwendete Einwohnerwertung basiert mithin wie auch die Bedarfsermittlung insgesamt auf einer statistischen Analyse, die verschiedenen methodischen Problemen gegenübersteht.

In diesem Kapitel wird zunächst die im GFG 2019 verwendete Spezifikation, welche den Bevölkerungsindikator in linearer Form nutzt, vorgestellt und überprüft. Anschließend wird erörtert, ob neben den gegenwärtig zur Anwendung kommenden Präferenzindikatoren weitere Präferenzindikatoren aufgenommen werden sollten, um eine unverzerrte Schätzung des Bevölkerungsindikators und somit der Hauptansatzstaffel sicherzustellen. Abschließend wird die Frage des Schätzverfahrens diskutiert.

3.1 Überprüfung des Referenzmodells

Die Bestimmung des Finanzbedarfs im Rahmen des Finanzausgleichs nach GFG 2019 (basierend auf den Jahren 2011 bis 2015) erfolgt mit einem statistischen Modell (Regressionsmodell), bei welchem der Bevölkerungsindikator in linearer Form einbezogen wird (vgl. auch Döring und

Brenner, 2017, S. 102–108). Damit wird der Einfluss der Bevölkerung auf die Ausgaben je Einwohner unter der Maßgabe bestimmt, dass der durch einen zusätzlichen Einwohner ausgelöste Mehr- oder Minderbedarf linear mit der Einwohnerzahl variiert. Allerdings besteht die Möglichkeit, dass der Zusammenhang zwischen der Einwohnerzahl und den Ausgaben aus allgemeinen Deckungsmitteln pro Einwohner eine andere funktionale Form aufweist.²² In diesem Abschnitt wird überprüft, inwiefern die Heranziehung eines linearen Bevölkerungsindikators sachgerecht ist. Hierzu wird nicht nur ein Bevölkerungsindikator in Form der Quadratwurzel der Einwohnerzahl geprüft, sondern es werden im späteren Verlauf auch Indikatoren der Bevölkerungsdichte diskutiert.

3.1.1 Funktionale Form

Die finanzwissenschaftliche Theorie begründet den Zusammenhang zwischen Einwohnerzahl und Ausgaben je Einwohner durch ein Zusammenwirken von Agglomerations- und Skaleneffekten in der Produktion und der Elastizität der Nachfrage von privaten und öffentlichen Leistungen. Welchen funktionalen Verlauf der im Standortgleichgewicht resultierende Zusammenhang aufweist, kann nur aus ökonometrischer Perspektive beantwortet werden. Ob eher ein linearer Bevölkerungsindikator oder die Heranziehung der Quadratwurzel zu bevorzugen ist, kann durch den Vergleich der statistischen Anpassungsgüte beurteilt werden. Zudem gilt es zu prüfen, inwiefern das im GFG 2019 verwendete Schätzverfahren – die zweistufige robuste Regression – die Ergebnisse determiniert. Tabelle 2 zeigt daher sechs alternative Spezifikationen: ein Pooled-OLS-Modell, ein einstufig robust geschätztes Modell und ein zweistufig²³ robust geschätztes Modell, jeweils mit linearem Bevölkerungsindikator bzw. mit der Quadratwurzel des Bevölkerungsindikators.

Tabelle 2 zeigt die Schätzergebnisse für die Determinanten der Ausgaben. Die Ergebnisse der Pooled-OLS-Regressionen (Spalten 1 und 2) zeigen, dass sowohl beim linearen Bevölkerungsindikator als auch im nichtlinearen Fall bei Verwendung der Quadratwurzel der Koeffizient des Bevölkerungsindikators positiv und statistisch signifikant ist (zum 1-Prozent-Niveau). Ein Anstieg der Einwohnerzahl ist demnach mit höheren Ausgaben aus allgemeinen Deckungsmitteln pro Einwohner verbunden.

In weiteren Spezifikationen wurden einstufige robuste Regressionen durchgeführt, deren Ergebnisse in Spalte (3) und Spalte (4) dargestellt sind. Auch hier wird zwischen einem linearen und

²² Die in dieser Studie verwendeten Ausgaben aus allgemeinen Deckungsmitteln pro Einwohner folgen derselben Berechnungslogik wie im GFG 2019.

²³ Im Rahmen der zweistufigen Regression werden die Präferenzindikatoren der Altersklassen in einer ersten Stufe zunächst auf die Ausgaben aus allgemeinen Deckungsmitteln pro Einwohner regressiert. Die Residuen dieser Regression bilden anschließend in einer zweiten Stufe die abhängige Variable, auf welche der Bevölkerungsindikator, die Bedarfsindikatoren sowie der Präferenzindikator der Einkommen regressiert werden (vgl. Döring und Brenner, 2017).

einem nichtlinearen Zusammenhang von Einwohnerzahl und Ausgaben aus allgemeinen Deckungsmitteln pro Einwohner unterschieden. Unabhängig von der spezifischen funktionalen Form zeigt sich erneut ein positiv statistisch signifikanter Zusammenhang zwischen Einwohnerzahl und Ausgaben aus allgemeinen Deckungsmitteln pro Einwohner. Im Allgemeinen sind die Koeffizienten des Bevölkerungsindikators im Falle einer einstufigen robusten Regression allerdings größer als im Pooled-OLS-Modell. Die Einwohnerzahl hat somit im robusten Fall einen stärkeren Einfluss auf die Ausgaben.

In den Spalten (5) und (6) werden schließlich die Ergebnisse zweistufiger robuster Regressionen dargestellt.²⁴ Auch hierbei zeigt sich – unabhängig von der Ausgestaltung der funktionalen Form des Bevölkerungsindikators – ein positiver und statistisch signifikanter Zusammenhang zwischen den Ausgaben aus allgemeinen Deckungsmitteln pro Einwohner und der Einwohnerzahl. Die Koeffizienten sind im Vergleich zu den vorherigen einstufigen Spezifikationen in den Spalten (1)–(4) größer.

Eine mögliche Verzerrung durch Multikollinearität lässt sich mithilfe des Varianzinflationsfaktortests (VIF-Test) prüfen. Der Test ergibt für die verwendeten erklärenden Variablen keine Multikollinearität. Demzufolge sind die Schätzkoeffizienten nicht durch erhöhte Wechselwirkungen zwischen den Variablen verzerrt.

Unter bestimmten Annahmen lassen sich statistische Modelle hinsichtlich ihres Erklärungswertes miteinander vergleichen. Dazu wird in der Ökonometrie häufig das Bestimmtheitsmaß, R^2 , herangezogen (siehe Infobox 2). Ein Vergleich der Spezifikationen der Spalten (1) und (2) zeigt, dass im Falle von Pooled-OLS-Modellen die Schätzung mit einem linearen Bevölkerungsindikator ein etwas größeres R^2 aufweist. Ein linearer Zusammenhang zwischen der Einwohnerzahl und den Ausgaben aus allgemeinen Deckungsmitteln pro Einwohner erscheint daher tatsächlich zur Abbildung des Bedarfs besser geeignet zu sein als der durch die Quadratwurzel postulierte nichtlineare Zusammenhang.

Auch im Falle der einstufigen robusten Regressionen lassen sich die verschiedenen Spezifikationen mithilfe des Bestimmtheitsmaßes vergleichen. Hierbei zeigt sich ebenfalls, dass die Verwendung eines linearen Bevölkerungsindikators einen größeren Erklärungsgehalt liefert als ein nichtlinearer Indikator. Bei den zweistufigen robusten Regressionen lassen sich ebenfalls Werte für das robuste R^2 ausweisen. Die in der Tabelle gezeigten Werte beziehen sich dabei auf den Erklärungsgehalt in der zweiten Stufe des Modells. Ein Vergleich zeigt, dass auch im Falle einer

²⁴ Für die Ergebnisse der ersten Stufe siehe Tabelle 9 im Anhang.

zweistufigen robusten Regression der lineare Bevölkerungsindikator ein höheres robustes R^2 liefert und dementsprechend geeigneter zu sein scheint als die Verwendung eines nichtlinearen Indikators.

Im Hinblick auf die Beurteilung der Güte eines Modells erscheint es allerdings nicht sinnvoll, sich allein auf den Erklärungsgehalt in einer festgelegten Spezifikation zu verlassen. In Tabelle 2 wird daher neben dem für eine Regression spezifischen R^2 auch jeweils ein durchschnittliches R^2 ausgewiesen. Dabei werden verschiedene Beobachtungszeiträume für die einzelnen Modellspezifikationen verwendet – nämlich die gleitenden Zeiträume von 2005–2009 bis 2011–2015. Aus den dabei ermittelten einzelnen R^2 wird anschließend der Durchschnitt gebildet. Hierbei gilt es allerdings zu erwähnen, dass das adjustierte R^2 der Pooled-OLS-Regressionen und das robuste R^2 der robusten Regressionen nicht ohne weiteres miteinander vergleichbar sind, da beide auf unterschiedlichen Berechnungsweisen basieren.

Da aus finanzpolitischer Sicht eine Verstetigung wünschenswert ist (s.o.), könnte zur Beurteilung auch die Varianz der Regressionskoeffizienten im Zeitablauf zur Bewertung der Regressionsmodelle herangezogen werden (siehe Infobox 2). Dieses Maß gibt die Varianz der Koeffizienten der Bedarfsvariablen über die Zeiträume von 2005–2009 bis 2011–2015 wieder. Dabei sind Regressionsmodelle mit geringerer Varianz im Zeitablauf zu bevorzugen, da ihre Koeffizienten, welche zur Berechnung der Hauptansatzstaffel und der Nebenansätze herangezogen werden, geringeren Schwankungen im Zeitablauf unterliegen.

Infobox 2: Gütemaße

Bestimmtheitsmaß R^2 :

Dieses Maß dient dem Vergleich des Erklärungsgehalts der Modelle. Es zeigt, welcher Anteil der Variation der abhängigen Variable (Ausgaben aus allgemeinen Deckungsmitteln pro Einwohner) durch die verwendeten unabhängigen Variablen (Bevölkerungsindikator etc.) erklärt werden kann.

Varianz der Entwicklung der Regressionskoeffizienten:

Dieses Maß gibt die Varianz der Koeffizienten über verschiedene Zeiträume wieder. Dazu wird die Regression für die sieben Zeiträume zwischen 2005–2009 und 2011–2015 wiederholt. Für jeden Regressionskoeffizienten ergeben sich somit sieben Werte. Für die Bedarfsvariablen der Bevölkerung, Fläche, sozialversicherungspflichtig Beschäftigten, Bedarfsgemeinschaften, Halb- und Ganztagschüler werden die Werte ins Verhältnis zum Durchschnittswert gesetzt und anschließend die Varianz bestimmt. Die Varianzen werden aufaddiert und durch die Anzahl der berücksichtigten Bedarfsvariablen geteilt (Döring und Brenner, 2017, S. 100).

Tabelle 2 zeigt, dass die Spezifikationen mit einem linearen Bevölkerungsindikator eine geringere Varianz aufweisen als Spezifikationen, in welchen die Bevölkerung als Quadratwurzel modelliert wird – unabhängig vom gewählten Modellansatz.²⁵ Zudem ist das durchschnittliche R^2 in allen Modellen im Fall eines linearen Bevölkerungsindikators größer als bei einer Verwendung der Quadratwurzel. Aufgrund des höheren R^2 und der niedrigeren Varianz im Falle der linearen Spezifikation ist in einer Rückkehr zu einem Bevölkerungsindikator mit Quadratwurzel keine Verbesserung zu erkennen, sodass die folgenden Untersuchungen sich auf Spezifikationen mit linearem Bevölkerungsindikator beschränken.

Der Vergleich der Schätzungen ermöglicht auch eine Einschätzung bezüglich der Auswahl des Schätzverfahrens. Die Anpassungsgüte des Pooled-OLS-Ansatzes ist für eine Querschnittsregression vertretbar. Immerhin können etwa 60 Prozent der beobachteten Unterschiede im Rahmen des Modells hervorgesagt werden. Dieser Anteil ist bei den robusten Regressionen geringer. Allerdings ist die Stabilität der Schätzergebnisse im Zeitablauf höher, insbesondere bei der zweistufigen Regression.

Die verschiedenen Varianten des Schätzmodells zur Bestimmung des Zusammenhangs zwischen den Ausgaben aus allgemeinen Deckungsmitteln pro Einwohner weisen zwar eine vergleichsweise hohe Anpassungsgüte auf. Kritiker der empirischen Bestimmung des Finanzbedarfs anhand eines Regressionsmodells argumentieren aber, dass die tatsächliche Aussagekraft geringer sei, weil die von den Gemeinden getätigten Ausgaben im Rahmen der Bestimmung des Haushalts von den erwarteten Einnahmen abhängen. Wenn die beschlossenen Ausgaben herangezogen werden, um den Finanzbedarf zu bestimmen, könnte ein Zirkelschluss vorliegen (vgl. Bös, 1970). Allerdings unterscheidet sich das Regressionsmodell von einer rein deskriptiven Betrachtung, die von Bös (1970) kritisiert wird. Im Rahmen des Regressionsmodells wird der Effekt der Einwohnerzahl bei Berücksichtigung von Präferenzindikatoren und weiteren Bedarfsindikatoren ermittelt. Gleichwohl kann nicht ausgeschlossen werden, dass der gemessene Zusammenhang zwischen Einwohnerzahl und Ausgaben einer Gemeinde auch durch die Ausgestaltung der Hauptansatzstaffel bedingt ist.

Folgt man dieser Kritik, sollte eine Anpassung der Staffelgrenzen im GFG, die ohne Bevölkerungsveränderung zu einem Anstieg an gewichteten Einwohnern führt, mit Mehrausgaben verbunden sein. Ihre Berücksichtigung im Schätzmodell sollte zudem zu einem schwächeren Zusammenhang zwischen Einwohnerzahl und Ausgaben je Einwohner führen. Im Rahmen einer Testregres-

²⁵ Im Fall der zweistufigen robusten Regressionen weisen beide Spezifikationen die gleiche Varianz auf.

sion konnte diese These indes verworfen werden. Gemeinden, die von der Neuordnung der Staffeklassen (nicht) profitieren, zeigen keine signifikant (geringeren) höheren Ausgaben, und der Zusammenhang zur Einwohnerzahl zeigt sich unverändert.²⁶

Tabelle 2: Überprüfung des Referenzmodells

	(1) Pooled OLS		(3) Robuste Regression (einstufig)		(5) Robuste Regression (zweistufig)	
	linear	Wurzel	linear	Wurzel	linear	Wurzel
Bevölkerung (linear)	3,62•10 ^{-4***} (0,00)		4,75•10 ^{-4***} (0,00)		5,25•10 ^{-4***} (0,00)	
Bevölkerung (Wurzel)		0,271*** (0,10)		0,421*** (0,05)		0,461*** (0,05)
Fläche	133,135*** (24,93)	144,490*** (25,09)	127,641*** (12,61)	143,870*** (12,58)	121,308*** (13,83)	138,833*** (13,98)
Sozialvers.pfl. Beschäftigte	589,201*** (103,95)	584,222*** (106,75)	426,242*** (35,61)	403,809*** (35,97)	450,284*** (39,17)	429,076*** (39,99)
Bedarfsgemein- schaften	13.219,466*** (886,82)	13.162,264*** (965,34)	12.818,761*** (386,61)	12.444,917*** (417,13)	10.295,202*** (389,11)	9.858,195*** (428,27)
Ganztagschüler	1.601,176*** (434,59)	1.559,334*** (439,16)	1.659,328*** (173,66)	1.573,382*** (174,58)	2.051,288*** (188,93)	1.956,572*** (191,54)
Halbtagschüler	349,878 (289,98)	304,688 (294,25)	489,035*** (137,35)	387,872*** (139,60)	737,786*** (148,22)	633,232*** (151,64)
Einkommen	0,017*** (0,00)	0,017*** (0,00)	0,015*** (0,00)	0,015*** (0,00)	0,010*** (0,00)	0,009*** (0,00)
Einwohner (<15 Jahre)	-2.031,106* (1179,74)	-2.135,660* (1179,67)	-1.877,400*** (406,09)	-1.856,197*** (406,94)		
Einwohner (>65 Jahre)	360,710 (680,87)	236,510 (675,33)	427,356* (235,74)	388,235* (234,86)		
Konstante	330,925 (305,50)	337,033 (304,89)	371,572*** (97,93)	347,866*** (98,26)	-855,696*** (40,07)	-885,790*** (39,93)
adjustiertes R ²	0,586	0,583				
robustes R ² (rho)			0,551	0,548	0,450	0,446
Beobachtungen	1.980	1.980	1.980	1.980	1.980	1.980
<i>Gütemaße 2005–2009 bis 2011–2015</i>						
Ø adjustiertes R ²	0,597	0,596				
Ø robustes R ² (rho)			0,526	0,524	0,391	0,386
Varianz der Entwicklung	0,021	0,031	0,018	0,020	0,015	0,015

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Anmerkung: Signifikanzniveau ***p < 0,01; **p < 0,05; *p < 0,1.

3.1.2 Alternative Indikatoren der Raumstruktur

Wie bereits in Kapitel 2 erläutert wurde, gilt es bei der Betrachtung der raumstrukturellen Effekte unter anderem Agglomerationseffekte, Ballungskosten und Peripherieaspekte zu berücksichtigen. Dies erfolgt in der gegenwärtigen Ausgestaltung des Finanzausgleichsystems vor allem durch die Einwohnerzahl und die Fläche je Einwohner als Indikatoren.

²⁶ Der empirische Test basiert auf der Neuabgrenzung der Staffeklassen in den Jahren 2012, 2014 und 2015.

Als alternative Spezifikation wäre denkbar, Agglomerationseffekte, Ballungskosten und die geringe Verdichtung zusammenfassend über die Einwohnerdichte zu berücksichtigen. Dabei wird das Verhältnis aus Einwohnerzahl und Gesamtfläche (in ha) aufgenommen. In diesem Zusammenhang könnte auch die Siedlungsdichte einen möglichen alternativen Indikator darstellen. Dabei wird die Einwohnerzahl nicht in Relation zur Gesamtfläche, sondern zur Siedlungs- und Verkehrsfläche gesetzt. Tabelle 3 zeigt die Ergebnisse der Schätzungen, wenn die bisher verwendeten Bedarfsindikatoren Einwohnerzahl und Fläche je Einwohner durch die Einwohner- respektive Siedlungsdichte ersetzt werden. Dabei werden jeweils Ergebnisse für Schätzungen im Rahmen eines Pooled-OLS-Modells, einer einstufigen sowie einer zweistufigen robusten Regression ausgewiesen. Der VIF-Test legt nicht nahe, dass für die Variablen der Einwohner- und Siedlungsdichte eine Multikollinearitätsproblematik mit den weiteren verwendeten Variablen vorliegt. Sowohl die Schätzkoeffizienten für die Einwohner- als auch für die Siedlungsdichte weisen in allen Spezifikationen ein positives Vorzeichen auf. Eine höhere Dichte ist mithin also mit höheren Ausgaben aus allgemeinen Deckungsmitteln pro Einwohner verbunden. Die entsprechenden Koeffizienten sind im Fall der Verwendung der Siedlungs- und Verkehrsfläche allerdings nicht signifikant, sodass dieser Indikator schon vom statistischen Befund her keine adäquate Alternative zum bisherigen Modell darstellt.

Die Koeffizienten für die Einwohnerdichte sind dagegen in allen geschätzten Modellspezifikationen statistisch signifikant und könnten daher tatsächlich eine geeignete Alternative sein. Ein Vergleich der Bestimmtheitsmaße, d.h. der adjustierten und robusten R^2 , der Spalten (1)–(3) aus Tabelle 3 mit den entsprechenden Spezifikationen mit linearem Bevölkerungsindikator in Tabelle 2 zeigt allerdings, dass die Verwendung der Einwohnerdichte kein besseres Ergebnis hinsichtlich des Erklärungsgehaltes liefert. Auch ein Vergleich der Gütemaße über mehrere Zeiträume liefert keine Evidenz dafür, dass die Einwohnerdichte einen besseren Indikator darstellt. Zwar ist die Varianz der Entwicklung im Falle der Einwohnerdichte bei der Schätzung eines Pooled-OLS-Modells sowie einer einstufigen robusten Regression etwas geringer. Allerdings liefern die Modelle mit der Einwohnerzahl sowie der Fläche je Einwohner als Bedarfsindikatoren im Durchschnitt über verschiedene Zeiträume einen höheren Erklärungsgehalt als der Indikator der Einwohnerdichte. Dies gilt für beide zuvor genannten Modellspezifikationen. Im Falle der zweistufigen robusten Regression sind sogar beide Gütemaße für das Modell mit Einwohnerzahl und Fläche je Einwohner besser als für das entsprechende Pendant mit der Einwohnerdichte.

Tabelle 3: Alternative Bevölkerungsindikatoren

	(1) Pooled OLS linear	(2) Robuste Regression (einstufig) linear	(3) Robuste Regression (zweistufig) linear	(4) Pooled OLS linear	(5) Robuste Regression (einstufig) linear	(6) Robuste Regression (zweistufig) linear
Einwohnerdichte (linear)	9,272*** (2,83)	9,356*** (1,02)	8,546*** (1,13)			
Siedlungsdichte (linear)				1,556 (2,34)	0,955 (0,73)	0,212 (0,80)
Sozialvers.pfl. Beschäftigte	590,558*** (104,97)	452,550*** (36,22)	494,002*** (40,34)	605,853*** (104,16)	482,859*** (37,56)	516,835*** (41,09)
Bedarfsgemein- schaften	9.792,190*** (873,25)	9.990,750*** (405,82)	7.772,963*** (436,11)	11.687,011*** (955,71)	12.027,905*** (437,01)	9.966,633*** (461,18)
Ganztagschüler	1.151,563*** (410,39)	1.276,953*** (175,43)	1.654,495*** (193,79)	1.257,746*** (406,67)	1.386,399*** (182,48)	1.753,884*** (198,13)
Halbtagschüler	420,431 (306,77)	649,161*** (140,12)	866,691*** (154,08)	469,009 (303,37)	681,376*** (145,25)	884,027*** (156,98)
Einkommen	0,012*** (0,00)	0,011*** (0,00)	0,005*** (0,00)	0,013*** (0,00)	0,013*** (0,00)	0,007*** (0,00)
Einwohner (<15 Jahre)	-2.150,116* (1210,33)	-2.184,770*** (411,17)		-2.493,014** (1217,90)	-2.531,469*** (424,55)	
Einwohner (>65 Jahre)	201,283 (701,63)	3,650 (232,88)		77,490 (710,56)	-126,745 (241,03)	
Konstante	637,950** (298,45)	714,329*** (98,31)	-647,256*** (35,31)	624,640** (299,57)	693,364*** (101,97)	-740,510*** (34,83)
adjustiertes R ²	0,575			0,566		
robustes R ² (rho)		0,537	0,426		0,525	0,416
Beobachtungen	1.980	1.980	1.980	1.980	1.980	1.980
<i>Gütemaße 2005-2009 bis 2011-2015</i>						
Ø adjustiertes R ²	0,583			0,568		
Ø robustes R ² (rho)		0,510	0,362		0,493	0,350
Varianz der Entwicklung	0,019	0,013	0,017	0,065	0,022	0,234

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Anmerkung: Signifikanzniveau *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

3.2 Aufnahme zusätzlicher Präferenzindikatoren

Existieren neben den zur Anwendung kommenden Bedarfs- und Präferenzindikatoren weitere Indikatoren, die sowohl mit den Ausgaben aus allgemeinen Deckungsmitteln pro Einwohner als auch mit dem Bevölkerungsindikator korrelieren, kommt es statistisch zum Problem ausgelassener Variablen. Dies kann zu einer verzerrten Schätzung des Bevölkerungsindikators führen (vgl. Infobox 1).

In diesem Abschnitt wird untersucht, ob Anpassungsbedarfe in der Einbeziehung von Präferenzindikatoren identifiziert werden können, um eine möglichst unverzerrte Schätzung des Bevölkerungsindikators sicherzustellen.

3.2.1 Politische Präferenzen

Das bislang in NRW verwendete empirische Untersuchungsmodell zur Bestimmung der Determinanten der öffentlichen Ausgaben hat von der politischen Dimension der Nachfrage nach öffentlichen Leistungen bislang abgesehen und sich auf Altersstruktur und Einkommen als nachfrage-seitige Determinanten konzentriert. Dabei bildet sich die Nachfrage nach kommunalen Leistungen natürlich in einem politischen Prozess, der wesentlich von den politischen Mehrheiten in den Gemeinden bestimmt ist. Die in den Gemeinderäten vertretenen politischen Parteien bieten den Bürgerinnen und Bürgern in der Gemeinde verschiedene Bündel aus Steuern und öffentlichen Leistungen an. So wird z.B. von Parteien, welche dem „linken“ Spektrum zugerechnet werden, gemeinhin erwartet, dass sie ein höheres Niveau an Ausgaben anstreben als Parteien, welche dem rechten Spektrum zugerechnet werden. Die Begriffe „links“ und „rechts“ stammen dabei aus der Modelltheorie, in denen zwischen zwei Parteien unterschieden wird: Die Partisantheorien beschreiben, dass sowohl „linke“ als auch „rechte“ Parteien die Bedürfnisse ihrer Wählerschaft befriedigen wollen und dementsprechend „linke“ Parteien expansivere Wirtschaftspolitiken betreiben als „rechte“ Parteien (Hibbs, 1977; Chappell und Keech, 1986; Alesina, 1987). Ob sich tatsächlich Unterschiede in den Wirtschaftspolitiken verschiedener Parteien bzw. Regierungen feststellen lassen, ist in zahlreichen Studien für Industrieländer untersucht worden (vgl. Potrafke 2017 und 2018).²⁷

Inwiefern die klassische Zuordnung von Wählerinnen und Wählern bzw. Parteien in ein „linkes“ und ein „rechtes“ Spektrum gegenwärtig noch zutreffend ist, kann in Zeiten der zunehmenden

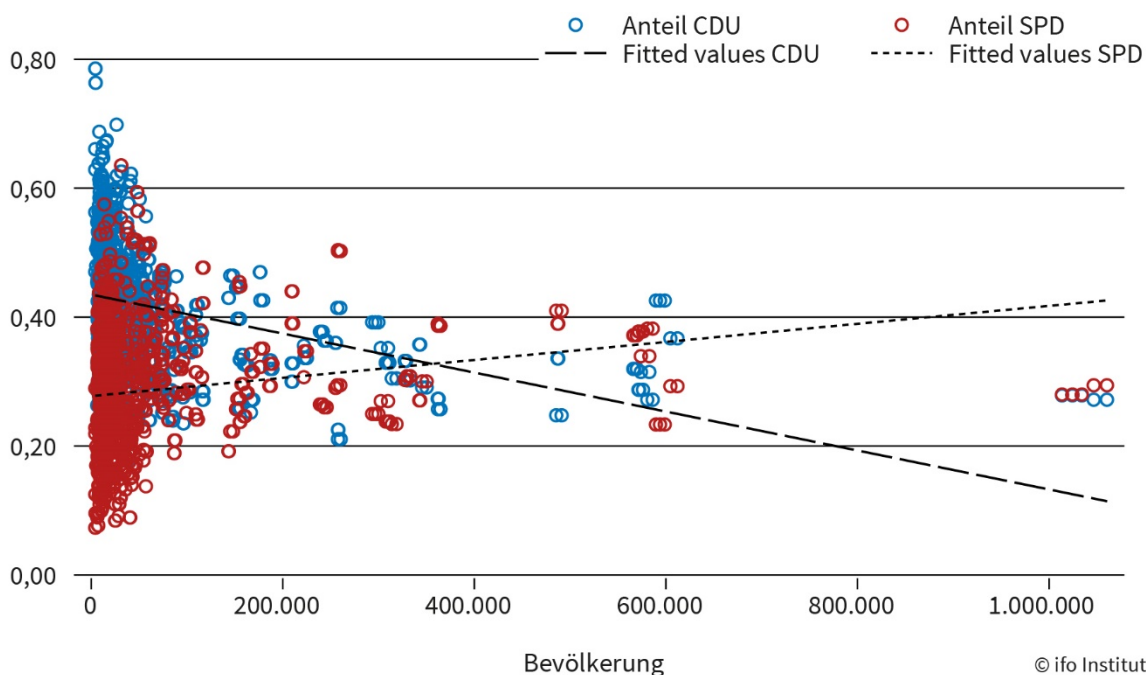
²⁷ In Deutschland haben SPD- und CDU/CSU-geführte Bundesregierungen in den 1970er und 1980er Jahren unterschiedliche Wirtschaftspolitiken betrieben; seit den 1990er Jahren haben die Unterschiede deutlich abgenommen. Es kommt zu Konvergenz (Potrafke 2009 und 2012, Kauder et al. 2014, Kauder und Potrafke 2016). In den deutschen Bundesländern lassen sich hingegen auch bis zur Gegenwart noch nennenswerte Politikunterschiede zwischen SPD- und CDU/CSU-geführten Landesregierungen feststellen. Dies gilt für die Gestaltung von Grunderwerbsteuersätzen, Bildungs- und Kulturausgaben, seinerzeit die Studiengebühren und gegenwärtig die Schleierfahndung (Potrafke 2011, 2013, 2019; Kauder und Potrafke 2013; Potrafke et al. 2016; Krause und Potrafke 2017). Arbeiter, Geringverdiener und Geringqualifizierte werden in der Theorie als Wählerklientel „linker“ Parteien beschrieben. Demgegenüber werden Selbständige, Gutverdiener und Hochqualifizierte als Wählerklientel „rechter“ Parteien beschrieben.

Ausdifferenzierung des politischen Systems sicherlich hinterfragt werden. Für die Zwecke der statistischen Bedarfsbestimmung ist diese Frage jedoch unerheblich. Vielmehr ist wichtig, dass sich die Ausgabepräferenzen zwischen Wählerinnen und Wählern bzw. Parteien unterscheiden können. Wenn dies tatsächlich der Fall ist, führt die Auslassung politischer Präferenzvariablen zu einer verzerrten Schätzung des Bevölkerungskoeffizienten. Insoweit Unterschiede in den kommunalen Ausgaben aus unterschiedlichen politischen Präferenzen der Bürgerinnen und Bürger und somit Unterschieden in den Stimmenanteilen der einzelnen Parteien folgen, ist eine Berücksichtigung dieser Ausgaben bei der Bestimmung des Finanzbedarfs nicht statthaft. Es handelt sich vor dem Hintergrund der gemeindlichen Autonomie zwar selbstverständlich um legitime finanzpolitische Entscheidungen – eine Kompensation entsprechender Mehr- oder Minderausgaben im Rahmen des Finanzausgleichsystems stünde indes im Widerspruch zur gemeindlichen Autonomie.

Für die Schätzung der Hauptansatzstaffel ist die Frage der politischen Präferenzen insofern bedeutsam, als sich politische Präferenzen je nach Einwohnerzahl einer Gemeinde unterscheiden können. „Linke“ Parteien erzielen höhere Stimmenanteile eher in urbanen als in ländlichen Regionen (Lipset und Rokkan, 1967; Rodden, 2010; Chen und Rodden, 2013; Nall, 2015; Scala und Johnson, 2017; Martin und Webster, 2018) und neigen dazu, die Bereitstellung von öffentlichen Gütern in urbanen statt ländlichen Regionen zu forcieren (Potrafke und Rösel, 2018). Für die Gemeinden in NRW zeigt sich im Zeitraum 2011–2015, dass der SPD-Stimmenanteil bei der (jeweils letzten) Kommunalwahl positiv und der CDU-Stimmenanteil negativ mit der Einwohnerzahl korreliert (Korrelationskoeffizient: 0,13 für die SPD bzw. -0,27 für die CDU, vgl. auch Abbildung 3).²⁸ Die in größeren Gemeinden gewählten Parteien dürften also, wenn sie die Wählerwünsche entsprechend umsetzen, tendenziell höhere öffentliche Leistungen präferieren als die in kleineren Gemeinden gewählten Parteien. Insoweit dies zutreffend ist, läge ein Teil der höheren Ausgaben in größeren Gemeinden nicht in der höheren Einwohnerzahl begründet, sondern in unterschiedlichen politischen Präferenzen.

²⁸ Ferner zeigt sich, dass der SPD-Stimmenanteil positiv und der CDU-Stimmenanteil negativ mit den Ausgaben aus allgemeinen Deckungsmitteln korreliert (Korrelationskoeffizient: 0,34 für die SPD bzw. -0,46 für die CDU).

Abbildung 3: Korrelation zwischen Bevölkerung und den Stimmenanteilen von CDU und SPD



Wie Tabelle 4 zeigt, korrelieren die Stimmenanteile der betrachteten Parteien in unterschiedlichem Maße statistisch signifikant mit den Ausgaben aus allgemeinen Deckungsmitteln pro Einwohner, auch wenn für alle anderen erklärenden Variablen kontrolliert wird, die bislang zur Erklärung der Ausgaben aus allgemeinen Deckungsmitteln pro Einwohner im kommunalen Finanzausgleich herangezogen worden sind. Dabei werden in den Regressionen die Stimmenanteile von SPD, CDU, Grünen, FDP und Linkspartei aufgenommen. Als Referenzkategorie dienen alle weiteren bei Kommunalwahlen vertretenen Parteien. In der Tabelle werden drei verschiedene Modellspezifikationen – die Pooled-OLS-Regression sowie eine einstufige und eine zweistufige robuste Regression²⁹ – dargestellt, wobei jeweils ein linearer Bevölkerungsindikator verwendet wird. Um im zweistufigen Verfahren eine möglichst unverzerrte Schätzung des Bevölkerungsindikators zu erreichen, könnten die politischen Präferenzen in der ersten oder zweiten Stufe aufgenommen werden. In der Spezifikation des GFG 2019 mit den Altersvariablen in der ersten und der Einkommensvariable in der zweiten Stufe einer robusten Regression (mit linearem Bevölkerungsindikator) führt die Aufnahme der politischen Präferenzen auf der zweiten Stufe zu einer geringeren Varianz der Koeffizienten als eine Aufnahme der politischen Präferenzen auf der ersten Stufe.³⁰ Daher wurden die politischen Präferenzvariablen in diesem Fall in der

²⁹ Für die Ergebnisse der ersten Stufe siehe Tabelle 9 im Anhang.

³⁰ Eine noch geringere Varianz würde erreicht, wenn abweichend vom GFG 2019 die Einkommensvariable auf der ersten Stufe und die Altersvariable ergänzt um die politischen Präferenzen auf der zweiten Stufe berücksichtigt würden.

zweiten Stufe aufgenommen. Höhere Stimmenanteile für die CDU, die Grünen sowie die FDP gehen im Allgemeinen mit niedrigeren Ausgaben aus allgemeinen Deckungsmitteln pro Einwohner einher. Dies gilt unabhängig von der konkreten Ausgestaltung des geschätzten Modells. Im Hinblick auf die Stimmenanteile der SPD weist der positive Koeffizient auf einen Anstieg der Ausgaben aus allgemeinen Deckungsmitteln pro Einwohner bei einem höheren SPD-Anteil hin (der Koeffizient ist im Falle der einstufigen robusten Regression auch statistisch signifikant). Die von Parteien angebotenen Leistungen decken also nicht nur unterschiedliche Präferenzen bei den Wählern ab, sondern sind durchaus auch mit gegensätzlichen Entwicklungen in den Ausgaben einer Gemeinde verbunden.

Die Berücksichtigung der Stimmenanteile der verschiedenen Parteien führt – unabhängig von der exakten Ausgestaltung des Modells – zu einem größeren Bevölkerungskoeffizienten. Dies legt nahe, dass die Nichtberücksichtigung des Wahlverhaltens in der Regressionsanalyse zu einer verzerrten Schätzung des Bevölkerungskoeffizienten – einer zu niedrigen Berücksichtigung der Einwohnerzahl in der Hauptansatzstaffel – führen würde. Durch die Hinzunahme neuer erklärender Variablen kann es indes erneut zur Problematik der Multikollinearität kommen. Der VIF-Test ergibt, dass die Aufnahme der politischen Präferenzvariablen zu keinen starken Wechselwirkungen führt, die Schätzkoeffizienten werden nicht durch zu hohe Korrelation der erklärenden Variablen verzerrt.

Ein Vergleich der Spezifikationen mit und ohne politische Präferenzen (Tabelle 2 und Tabelle 4) zeigt, dass durch die Hinzunahme der politischen Präferenzen eine Verbesserung in beiden Gütemaßen erreicht werden kann. Für alle drei Regressionsvarianten steigt das jeweilige R^2 , während die Varianz durch die Aufnahme des zusätzlichen Präferenzindikators sinkt. Somit verbessert die Aufnahme der politischen Präferenzen die Modellgüte in jedem Fall.

Bei der Betrachtung der Gütemaße in Tabelle 4 zeigt sich zudem, dass die Pooled-OLS-Regression unter Berücksichtigung der zusätzlichen Präferenzvariablen eine deutlich höhere Stabilität aufweist als im Referenzmodell. Konkret liegt die Varianz der Entwicklung nur mehr bei 0,013, verglichen mit 0,021 in Tabelle 2.³¹ Vor diesem Hintergrund kann die Frage gestellt werden, ob die Vorteile der robusten Regression unter Berücksichtigung der Präferenzvariablen die damit verbundenen Nachteile aufwiegen können. So ist die Effizienz geringer (vgl. zur BLUE-Eigenschaft Kapitel 2.3). Das zweistufige robuste Regressionsverfahren hat zudem den Nachteil, dass es auf der ersten Stufe der Regression, in welcher lediglich der Einfluss von ein oder zwei Präferenzvariablen auf die Auszahlungen aus allgemeinen Deckungsmitteln pro Einwohner abgebildet wird,

³¹ In Abschnitt 3.1 wurde gezeigt, dass die Spezifikation des Bevölkerungsindikators in linearer Form der Spezifikation als Quadratwurzel vorzuziehen ist. Dieses Ergebnis gilt auch, wenn man die politischen Präferenzen als Präferenzindikator in die Regressionen mit aufnimmt.

zu Verzerrungen aufgrund von ausgelassenen Variablen kommen kann (siehe Infobox 1). Zusätzlich kann der Aufbau als zweistufiges Verfahren zu Verzerrungen der Inferenzen der geschätzten Parameter führen (Pearce und Reiter, 1985). Solange allerdings die Berücksichtigung von Präferenzvariablen unterbleibt, hat das zweistufige Verfahren den Vorteil einer höheren Stabilität der Parameter.

Tabelle 4: Aufnahme politischer Präferenzen

	(1) Pooled OLS linear	(2) Robuste Regression (einstufig) linear	(3) Robuste Regression (zweistufig) linear
Bevölkerung (linear)	4,34•10 ⁻⁴ *** (0,00)	5,15•10 ⁻⁴ *** (0,00)	5,94•10 ⁻⁴ *** (0,00)
Fläche	126,777*** (28,93)	124,936*** (13,03)	104,099*** (14,67)
Sozialvers.pfl. Beschäftigte	547,950*** (103,06)	414,576*** (34,78)	433,181*** (39,44)
Bedarfsgemein- schaften	11.748,560*** (908,00)	11.326,835*** (421,44)	9.541,729*** (462,99)
Ganztagsschüler	1.623,855*** (430,97)	1.675,224*** (169,40)	2.119,844*** (189,59)
Halbtagschüler	626,976** (292,90)	724,677*** (135,55)	897,433*** (150,84)
Einkommen	0,017*** (0,00)	0,016*** (0,00)	0,010*** (0,00)
Einwohner (<15 Jahre)	-2.182,311** (1.084,11)	-1.905,613*** (401,55)	
Einwohner (>65 Jahre)	-55,038 (655,27)	-72,959 (235,04)	
SPD	22,414 (228,14)	149,849*** (44,56)	2,349 (50,20)
CDU	-432,354* (223,35)	-279,571*** (48,61)	-191,370*** (54,52)
Bündnis 90/Die Grünen	-534,085*** (187,68)	-374,889*** (70,51)	-433,951*** (80,03)
FDP	-429,299* (232,05)	-206,541*** (73,21)	-249,708*** (83,05)
Die Linke	-132,677 (485,79)	366,154* (208,97)	-244,951 (233,27)
Konstante	722,938*** (268,89)	587,408*** (106,38)	-714,245*** (58,79)
adjustiertes R ²	0,606		
robustes R ² (rho)		0,570	0,458
Beobachtungen	1.980	1.980	1.980
<i>Gütemaße 2005–2009 bis 2011–2015</i>			
Ø adjustiertes R ²	0,613		
Ø robustes R ² (rho)		0,539	0,396
Varianz der Entwicklung	0,013	0,015	0,015

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Anmerkung: Signifikanzniveau ***p < 0,01; **p < 0,05; *p < 0,1.

3.2.2 Weitere mögliche Indikatoren

Kommunale Ausgaben können sich auch durch die Verteilung der Konfessionen in der Bevölkerung einer Gemeinde unterscheiden. Religion kann sich auf die Risikoneigung eines Individuums auswirken, was sich wiederum in lokalen Finanz- und Investitionsentscheidungen widerspiegeln kann (Chen et al., 2016). Wenn die Bevölkerungsanteile verschiedener Konfessionen mit der Einwohnerzahl korrelieren, ginge dies mit einer verzerrten Schätzung des Bevölkerungsindikators einher.

Im Zensus 2011 werden die Bevölkerungsanteile mit römisch-katholischer und mit evangelischer Konfession an der Zensusbevölkerung ausgewiesen. Der verbleibende Bevölkerungsanteil gehört keiner dieser beiden Konfessionen an und ist mithin entweder einer anderen Konfession zugehörig, wie bspw. der jüdischen oder einer muslimischen Konfession, oder gehört gar keiner Konfession an. Aufgrund dieser mangelnden Differenzierung nach weiteren Konfessionen können aus Regressionsanalysen, in welchen Konfessionen als zusätzlicher Präferenzindikator aufgenommen werden, kaum Schlussfolgerungen abgeleitet werden. Es steht zu vermuten, dass sich bspw. die Ausgaben in Gemeinden mit einem relativ hohen Anteil konfessionsloser Einwohner durchaus von den Ausgaben in Gemeinden mit einem relativ hohen Anteil muslimischer Bevölkerung unterscheiden. Für eine Aufnahme von Konfessionen als Präferenzindikator wäre es folglich erforderlich, dass die amtliche Statistik auch zwischen weiteren Konfessionen differenzieren würde. Sollten in der Zukunft genauere Daten über die Verteilung der Konfessionen in der amtlichen Statistik verfügbar sein, und der Gesetzgeber zu dem Schluss gelangen, die Konfessionen als Präferenzindikator bei der Bedarfsermittlung zu berücksichtigen, wäre zudem zu klären, inwiefern die Erbringung sozialer Dienste durch Kirchen im Finanzausgleich ggf. zu berücksichtigen wäre. So kann davon ausgegangen werden, dass Gemeinden, in welchen die Kirchen soziale Dienste bereitstellen, geringere Ausgaben in diesem Bereich aufweisen und mithin ein geringerer Bedarf für Zuweisungen bestehen könnte.³²

Als weiterer Präferenzindikator könnte auch der Anteil ausländischer Bevölkerung in Betracht gezogen werden. Wie der Anteil ausländischer Bevölkerung mit kommunalen Ausgaben korreliert, ist aus theoretischer Sicht nicht eindeutig: Ausländerinnen und Ausländer könnten eine Präferenz für geringere als auch höhere kommunale Ausgaben haben als Einwohner mit deutscher Staatsbürgerschaft. Je nachdem, ob ein Wahlrecht besteht, würde sich das auch in den Ausgaben niederschlagen. Insoweit der Anteil ausländischer Bevölkerung mit der Einwohnerzahl korreliert,

³² Büttner (2001) zeigt, dass Gemeinden mit hohem Bevölkerungsanteil von Kirchenmitgliedern einen geringen Gewerbesteuerhebesatz wählen und erklärt dies mit der Bereitstellung öffentlicher Leistungen durch die Kirchengemeinden. Hungerman (2005) zeigt für die Vereinigten Staaten von Amerika, dass ein Rückgang der staatlichen Sozialhilfeausgaben mit einem starken Anstieg kirchlicher Aktivität einhergeht: Seine Schätzungen ergeben, dass für jeden entgangenen Dollar an staatlichen Ausgaben 20 bis 38 Cent durch die Kirche kompensiert werden.

ginge dies mit einer verzerrten Schätzung des Bevölkerungsindikators einher. Wenn Ausgabenunterschiede auf unterschiedlichen Präferenzen, bspw. bezüglich kommunaler Verkehrsinfrastruktur oder Parkanlagen begründet liegen, wäre die Aufnahme eines Indikators zur ausländischen Bevölkerung auch sachgerecht. Jedoch ist offenkundig, dass die höheren Ausgaben von Gemeinden mit höheren Ausländeranteilen regelmäßig auch in höheren (Sozial-) Ausgaben infolge von Unterschieden in der Sozialstruktur von Bürgerinnen und Bürgern ausländischer und deutscher Herkunft begründet liegen – insbesondere Sozialausgaben, welche im Wesentlichen vom Bund festgelegt werden. Zwar gibt es mit der Anzahl der Bedarfsgemeinschaften bereits einen Indikator, welcher Sozialausgaben berücksichtigt. Dieser kann und wird, insofern andere Ausgaben mit der Zahl der Bedarfsgemeinschaften korrelieren, auch tatsächlich Ausgabenbedarfe abbilden, welche nicht direkt in den Bedarfsgemeinschaften begründet liegen. Es kann jedoch bezweifelt werden, ob tatsächlich alle Ausgaben, welche durch einen hohen Anteil ausländischer Bevölkerung erwachsen, hierdurch abgegriffen werden. Da ein Ausländerindikator diese gemeindlichen Ausgaben bei den Regressionen zur Bedarfsermittlung herausrechnen würde, erscheint die Einführung eines solchen Indikators problematisch.

Als weitere mögliche Gruppe zusätzlicher Indikatoren kommt die Finanzsituation der Gemeinden in Betracht. Während die Haushaltslage vieler Gemeinden in NRW erfreulich ist, gibt es auch zahlreiche Kommunen, die unter erheblichem Konsolidierungsdruck stehen. Die Hauptansatzstaffel im Rahmen der Bedarfsermittlung des Finanzausgleichsystems sollte jedoch nicht an Gemeinden in finanzieller Notlage ausgerichtet sein, sondern sich eher an Gemeinden in finanzieller Normallage orientieren. Wenn sich bspw. tendenziell größere Gemeinden in einer schwierigen Finanzlage befinden, kann die gegenwärtige Ermittlung der Hauptansatzstaffel zu einer Fehlschätzung des Bedarfs großer Gemeinden führen. Liegt es jedoch im Interesse des Landesgesetzgebers, Gemeinden in finanzieller Notlage Unterstützung zuteilwerden zu lassen, so sollte dies ggf. außerhalb des kommunalen Finanzausgleichsystems erfolgen.

Falls Indikatoren zum Haushaltsstatus im Rahmen der Bedarfsermittlung berücksichtigt werden sollen, so müssten die Daten, welche gegenwärtig lediglich für das Jahr 2017 zur Verfügung stehen, jährlich erhoben werden.³³ Gemeinden könnten dann danach unterschieden werden, ob und wie sie am Stärkungspakt des Landes teilnehmen, welchen Haushaltsstatus sie aufweisen und ob sie negatives Eigenkapital aufweisen bzw. überschuldet sind. Gegen die Aufnahme von Indikatoren des Haushaltsstatus spricht jedoch ein Endogenitätsproblem, da sich die Verschuldungssituation und das Ausgabeverhalten einer Gemeinde gegenseitig bedingen können und es nicht zweifelsfrei zu klären ist, welche Variable die andere beeinflusst.

³³ Das Ministerium für Heimat, Kommunales, Bau und Gleichstellung des Landes NRW hat Daten zum Haushaltsstatus der Gemeinden zum 31.12.2017 bereitgestellt, welche auf Daten von IT.NRW und den Bezirksregierungen basieren.

4 Implikationen für die Hauptansatzstaffel

Zur Berechnung des nordrhein-westfälischen Finanzausgleichs werden die Regressionsergebnisse nach einem festgelegten Schema in eine Hauptansatzstaffel (sowie die Nebenansätze) übersetzt. Die dabei herangezogenen Maßstäbe umfassen bspw. die Festlegung, dass eine Einwohnerwertung nur für Gemeinden ab 25.000 Einwohnern erfolgt.³⁴ In diesem Kapitel wird zunächst die Setzung des Schwellenwerts diskutiert. Im Anschluss werden Hauptansatz und Nebenansätze, wie sie sich basierend auf der vorangegangenen empirischen Analyse ergeben, dargestellt. Abschließend werden die Verteilungswirkungen möglicher Reformoptionen betrachtet.

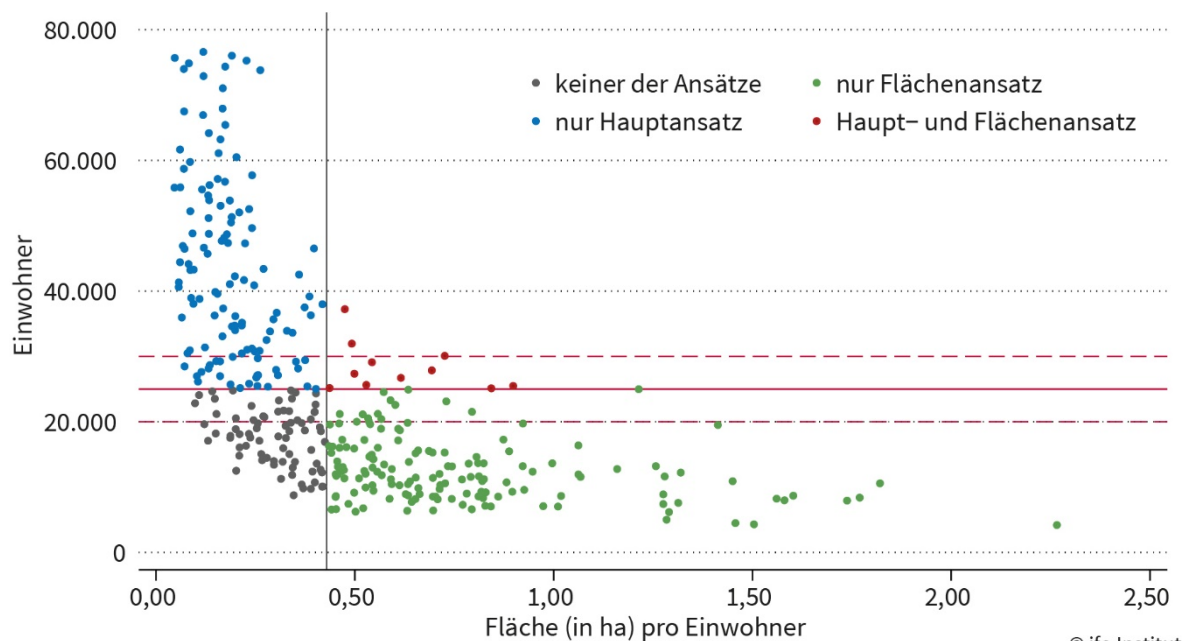
4.1 Thematik der unteren Grenze bei 25.000 Einwohnern

In der Hauptansatzstaffel wird gegenwärtig allen Gemeinden bis 25.000 Einwohner eine Gewichtung von 100 Prozent zugewiesen. Diese Grenze trägt wesentlich zur Ausgestaltung der Staffelpklassen bei und ist daher für die Verteilung der Mittel des kommunalen Finanzausgleichs bedeutsam. Aus normativer Sicht könnte diese Festlegung dadurch begründet werden, dass der Pro-Kopf-Finanzbedarf aufgrund von Größenvorteilen bei kleinen Gemeinden nicht in der Einwohnerzahl steigt. Für Gemeinden mit einer Einwohnerzahl unter 25.000 besteht ein negativer Zusammenhang zwischen den Pro-Kopf-Ausgaben aus allgemeinen Deckungsmitteln und der Bevölkerungsgröße. Ein positiver statistisch signifikanter Zusammenhang zeigt sich bei Gemeinden mit einer Einwohnerzahl ab 25.000.

Bei der Wahl des Schwellenwertes durch den Gesetzgeber ist allerdings zusätzlich zu beachten, dass die Raumstruktur nicht nur durch die Einwohnerzahl, sondern auch durch den Flächenansatz berücksichtigt wird. Der Flächenansatz wird gegenwärtig allen Gemeinden gewährt, welche eine überdurchschnittliche Fläche pro Einwohner aufweisen. Offenkundig ist es nicht plausibel, Gemeinden, welche einen Bedarf aufgrund des Flächenansatzes zugerechnet bekommen, gleichzeitig bei der Hauptansatzstaffel zu berücksichtigen. Dies folgt unmittelbar aus der Rechtfertigung beider Ansätze. Zu untersuchen ist daher, inwieweit sich Flächen- und Hauptansatz durch die Festlegung der 25.000-Einwohner-Schwelle überlappen.

³⁴ Eine weitere Festlegung ist die, dass der Hauptansatzwert für die größte Stadt Köln drei Prozentpunkte über der Obergrenze der letzten besetzten Staffelpklasse liegt; vgl. hierzu Büttner et al. (2008), S. 103. Zur Rechtfertigung wird ausgeführt: „Durch die Verwendung des tatsächlichen Spreizungsverhältnisses besteht [...] die Gefahr, primär aus der Berechnungssystematik resultierende Artefakte in die Bedarfserfassung aufzunehmen, die sich jedoch quantitativ schwer stützen lassen.“ Diese Überlegungen erscheinen nach wie vor berechtigt. Der genaue Verlauf des empirischen Zusammenhangs zwischen Ausgaben und Einwohnerzahl ist angesichts der wenigen Beobachtungen am oberen Rand der Größenverteilung auch mit robusten Verfahren nicht mit hinreichender Genauigkeit zu bestimmen. Daher wird empfohlen, in dieser Hinsicht an der bisherigen Regelung festzuhalten.

Abbildung 4: Haupt- und Flächenansatz im Jahr 2017



© ifo Institut

Anmerkung: Aus Gründen der Übersichtlichkeit werden Gemeinden über einer Einwohnergrenze von 80.000 nicht dargestellt.

Abbildung 4 zeigt, wie viele Gemeinden im Jahr 2017 über und unter der 25.000-Einwohner-Schwelle liegen. Zudem wird unterteilt nach solchen Gemeinden, welche den Flächenansatz erhalten, und solchen Gemeinden, welche ihn nicht erhalten. Gegeben die Berechnungslogik des Flächenansatzes sollte die Schwelle, ab welcher die Hauptansatzstaffel beginnt, so gewählt werden, dass möglichst viele Gemeinden von *genau einem* der beiden Ansätze profitieren, also entweder vom Hauptansatz *oder* dem Flächenansatz. In der Abbildung grün dargestellt sind Gemeinden, welche nur den Flächenansatz erhalten; blau dargestellt sind Gemeinden, welche nur von der Hauptansatzstaffel profitieren; rot dargestellt sind Gemeinden, die von beiden Ansätzen profitieren; grau dargestellt sind Gemeinden, welche von keinem der beiden Ansätze profitieren. Wie sich zeigt, stellt die 25.000-Einwohner-Schwelle (durchgezogene rote Linie) einen geeigneten Richtwert dar, um sicherzustellen, dass möglichst wenige Gemeinden von keinem oder beiden Ansätzen profitieren. Eine Absenkung würde die Zahl der Gemeinden erhöhen, die sowohl vom Flächenansatz als auch vom Hauptansatz profitieren.³⁵ Eine Änderung des Schwellenwertes wird daher nicht empfohlen.

³⁵ In Abbildung 4 werden beispielhaft Schwellen bei 20.000 und 30.000 Einwohnern mit gestrichelt roten Linien dargestellt.

4.2 Ausweis der Hauptansatzstaffel

Die in Kapitel 3 durchgeführte empirische Überprüfung hat verschiedene Schätzwerte der Einwohnerzahl ergeben. Tabelle 5 zeigt die Auswirkungen auf die Hauptansatzstaffel und die Nebenansätze, wenn die Indikatoren der politischen Präferenzen in die Regressionsanalyse aufgenommen werden, und stellt dies der Referenzsituation ohne neue Präferenzindikatoren gegenüber. Die Zahl der Klassen in der Hauptansatzstaffel steigt bei der Pooled-OLS-Regression und der zweistufig robusten Regression an. Bei der einstufig robusten Regression bleibt die Klassenanzahl unverändert. Gleichzeitig geht aber die Bedeutung des Zentralitäts- und insbesondere des Soziallastenansatzes spürbar zurück, welche tendenziell eher größeren Gemeinden zugutekommen. Die Bedeutung des Halbtagschüleransatzes steigt dagegen bei einer Aufnahme der Stimmenanteile der Parteien als weitere Präferenzvariable.³⁶ Die Ergebnisse zu den Nebenansätzen gelten unabhängig vom verwendeten Regressionsmodell.

³⁶ Im Falle der zweistufigen robusten Regressionen steigt auch die Bedeutung des Ganztagschüleransatzes.

Tabelle 5: Hauptansatzstaffel

	(1) Pooled OLS		(3) Robuste Regression (einstufig)		(5) Robuste Regression (zweistufig)	
	Referenz- modell linear	pol. Präfe- renzen linear	Referenz- modell linear	pol. Präfe- renzen linear	Referenz- modell linear	pol. Präfe- renzen linear
<i>Hauptansatzstaffel</i>						
Stufe 1	25.000	25.000	25.000	25.000	25.000	25.000
Stufe 2	71.000	66.000	63.000	62.000	62.000	58.500
Stufe 3	117.000	106.500	101.000	98.500	99.000	92.000
Stufe 4	163.000	147.500	139.000	135.500	135.500	125.500
Stufe 5	209.000	188.000	177.000	172.500	172.500	159.500
Stufe 6	254.500	229.000	215.000	209.500	209.500	193.000
Stufe 7	300.500	270.000	253.000	246.000	246.500	226.500
Stufe 8	346.500	310.500	291.000	283.000	283.000	260.000
Stufe 9	392.500	351.500	329.500	320.000	320.000	293.500
Stufe 10	438.500	392.000	367.500	356.500	357.000	327.000
Stufe 11	484.500	433.000	405.500	393.500	394.000	360.500
Stufe 12	530.500	473.500	443.500	430.500	430.500	394.500
Stufe 13	576.500	514.500	481.500	467.500	467.500	428.000
Stufe 14	622.000	555.500	519.500	504.000	504.500	461.500
Stufe 15		596.000	557.500	541.000	541.500	495.000
Stufe 16		637.000	595.500	578.000	578.000	528.500
Stufe 17			633.500	615.000	615.000	562.000
Stufe 18				651.500	652.000	595.500
Stufe 19						629.500
<i>Nebenansätze</i>						
Fläche	0,240	0,215	0,212	0,198	0,188	0,157
Zentralität	1,062	0,928	0,708	0,655	0,698	0,652
Soziallasten	23,824	19,894	21,278	17,906	15,964	14,355
Ganztagsschüler	2,886	2,750	2,754	2,648	3,181	3,189
Halbtagschüler	0,631	1,062	0,812	1,146	1,144	1,350

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Um die Auswirkungen in einem breiteren zeitlichen Kontext darzustellen, sei Abbildung 5 betrachtet. Hier ist die Entwicklung der Hauptansatzstaffel über verschiedene Zeiträume dargestellt. Der obere Teil der Abbildung zeigt die Referenzsituation ohne neue Präferenzindikatoren; der untere Teil inklusive den politischen Präferenzen. Dargestellt wird dabei der jeweilige Prozentwert von sechs fiktiven Gemeinden mit einer konstanten Bevölkerung zwischen 2009 und 2015. Die betrachteten fiktiven Gemeinden haben eine Größe von 50.000, 150.000, 250.000, 350.000, 450.000 und 550.000 Einwohnern. Für alle sechs Regressionsspezifikationen (mit linearem Bevölkerungsindikator) wird deutlich, dass die Bedeutung der Hauptansatzstaffel im Zeitverlauf abnimmt. Dies hat naturgemäß stärkere Effekte für besonders große Gemeinden. Liegt bspw. eine Gemeinde mit 550.000 Einwohnern im Zeitraum 2005–2009 noch bei 145 Prozent in der Pooled-OLS-Regression ohne politische Präferenzen, reduziert sich der Wert um über zehn Prozentpunkte auf 134 Prozent für den Zeitraum 2011–2015. Für die einstufige robuste Regression ergibt sich ein ähnliches Bild. Auch hier ist besonders für Gemeinden mit einer großen Be-

völkerung die prozentuale Bewertung in der Hauptansatzstaffel rückläufig. Einzig bei der zweistufigen robusten Regression bleiben die Werte der Hauptansatzstaffel im betrachteten Zeitraum für alle Gemeinden nahezu konstant. Ein Vergleich der jeweiligen Referenzmodelle mit ihren Pendanten inklusive der politischen Präferenzen zeigt, dass der Rückgang in der Hauptansatzstaffel im Zeitverlauf bei Aufnahme der politischen Präferenzvariablen etwas geringer ausfällt als im Referenzfall. Dies gilt insbesondere für die Pooled-OLS- sowie die einstufige robuste Regression. Im Allgemeinen zeigen sich aber durch die Aufnahme der politischen Variablen keine merklichen Unterschiede in der Entwicklung der Hauptansatzstaffel über die Zeit.

Die Entwicklung der Nebenansätze im Zeitverlauf und damit die Stabilität der Regressionsmethoden wird in Abbildung 6 dargestellt. Für alle sechs Spezifikationen (mit linearem Bevölkerungsindikator) nimmt die Bedeutung des Flächen-, Zentralitäts- und Sozillastenansatzes zu. Dabei ist insbesondere der Sozillastenansatz hervorzuheben, der über die betrachteten Zeiträume deutlich an Bedeutung hinzugewinnt. Liegt bspw. der Wert dieses Ansatzes für den Zeitraum 2005–2009 im Falle der Pooled-OLS-Schätzung ohne politische Präferenzen noch bei 13,98, erhöht er sich bis auf 23,82 für den Zeitraum 2011–2015. Zwar haben sich im Mittel auch die Ganztags- und Halbtagschüleransätze über die betrachteten Zeiträume erhöht. Allerdings unterliegen diese Ansätze seit 2005 stärkeren Schwankungen. Ein erneuter Vergleich der Spezifikationen des Referenzmodells mit den entsprechenden Modellalternativen inklusive der politischen Präferenzvariablen zeigt, dass die Anstiege des Flächen-, Zentralitäts- und Sozillastenansatzes bei Aufnahme der politischen Variablen geringer ausfallen als in den Referenzmodellen. Dies gilt unabhängig von der gewählten Modellspezifikation. Bei den Ansätzen für Ganztags- und Halbtagschüler ist dagegen nicht eindeutig festzustellen, ob die dort auftretenden Schwankungen durch die zusätzlichen politischen Variablen geringer oder größer ausfallen. Insgesamt zeigt der Vergleich aber, dass die langfristige Trendentwicklung aller Nebenansätze nicht merklich durch die Aufnahme der politischen Präferenzvariablen determiniert wird. Wie auch bei den Regressionsanalysen wird deutlich, dass sich die Stabilität zwischen den Regressionsverfahren kaum unterscheidet. Die Verläufe des Hauptansatzes und der Nebenansätze im Zeitverlauf unterscheiden sich nicht merklich zwischen Pooled OLS und robuster Regression.

Abbildung 5: Entwicklung der Hauptansatzstaffel, Referenzmodell

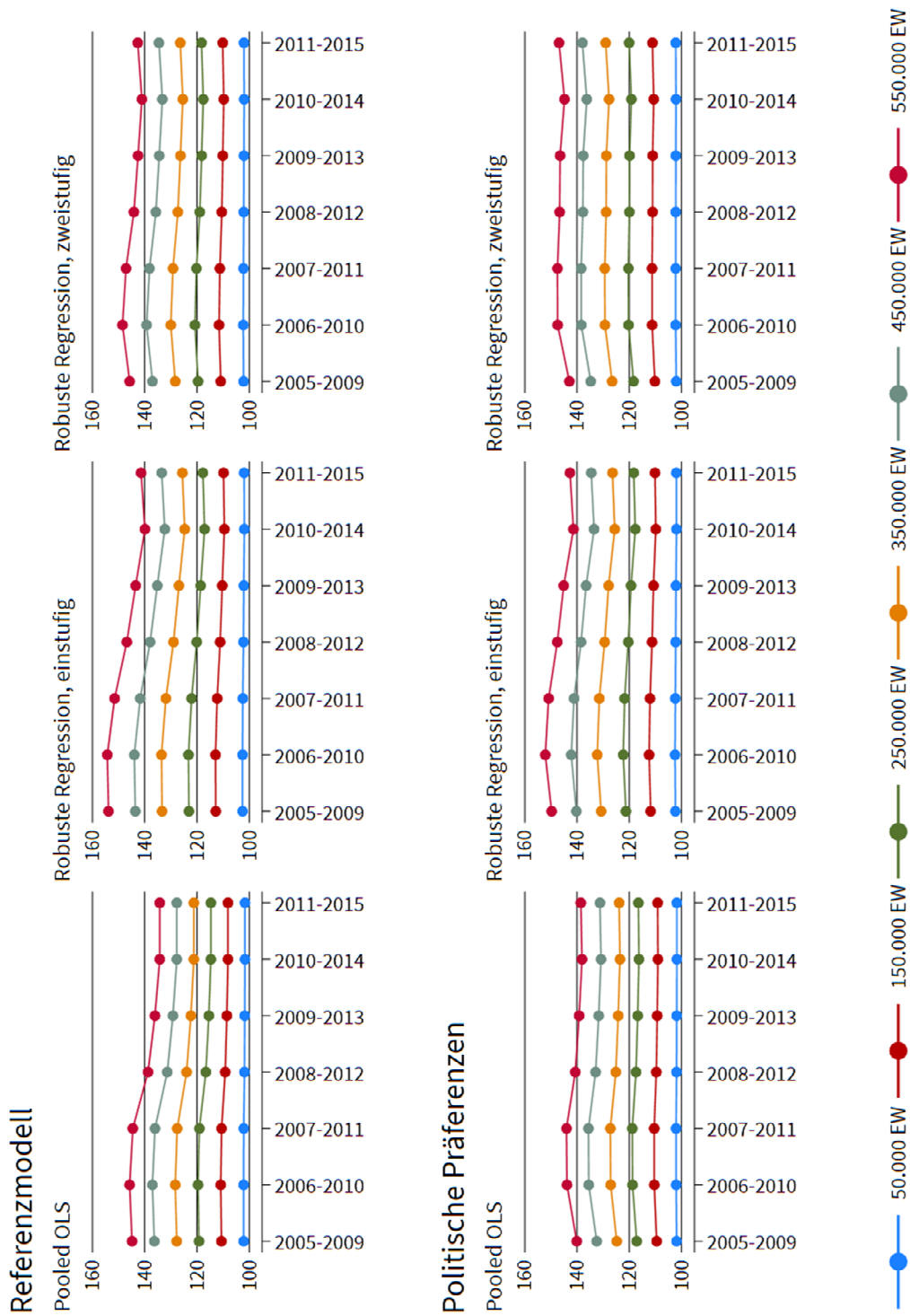
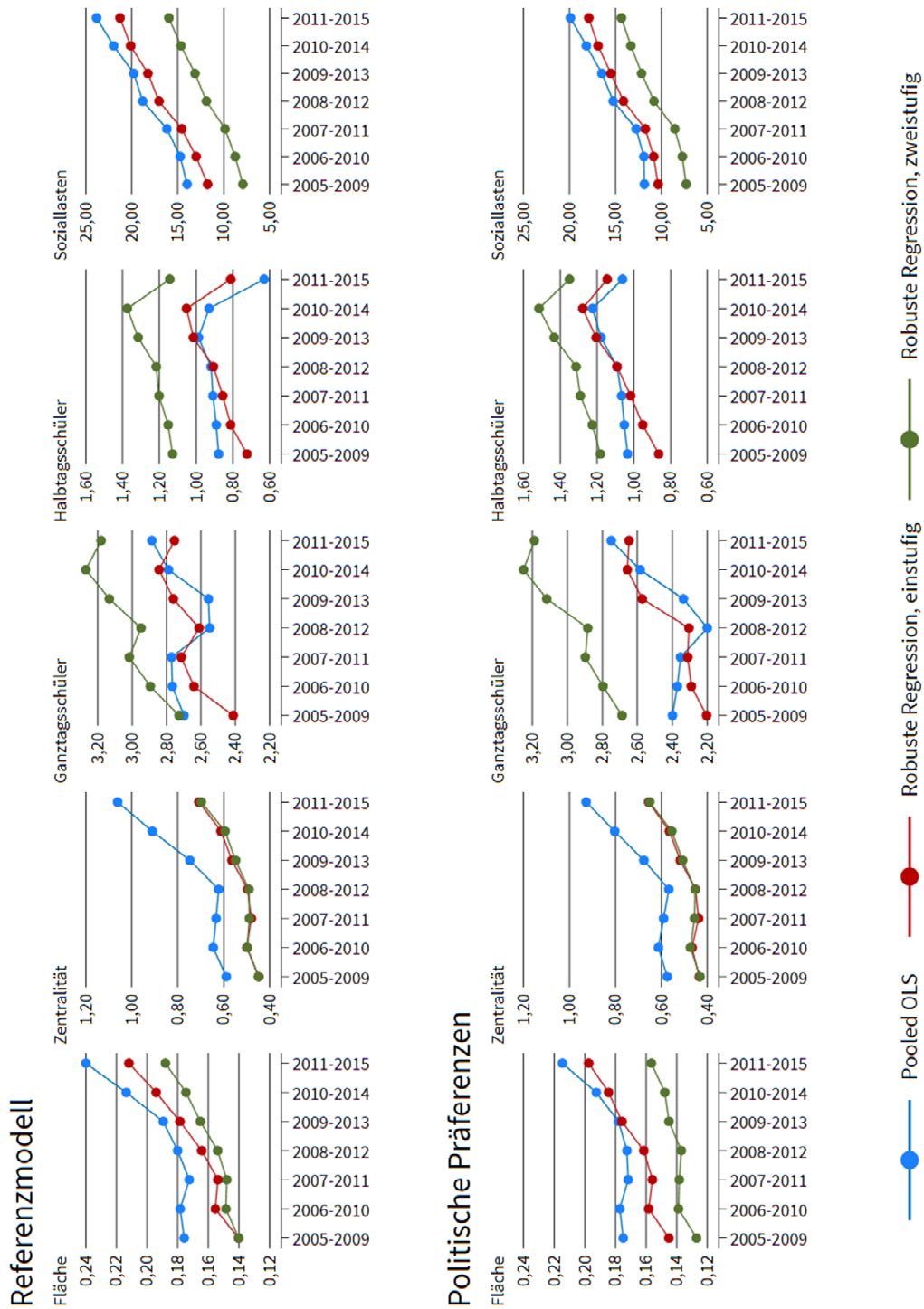


Abbildung 6: Entwicklung der Nebenansätze, Referenzmodell



4.3 Verteilungswirkungen

Durch die Anpassung der empirischen Spezifikationen zur Schätzung der Bedarfsparameter ergeben sich Verteilungswirkungen im System des kommunalen Finanzausgleichs. Die im Folgenden diskutierten Ergebnisse stellen dabei allerdings nur eine Momentaufnahme für einen (fiktiven) Finanzausgleich im Jahr 2019 dar und können längerfristige Entwicklungen nicht aufzeigen.

Der Ausweis der Verteilungswirkungen für die in Abschnitt 3.2.1 vorgestellten Spezifikationen basiert auf dem GFG 2019 als Referenzpunkt. Ausgehend davon könnten vor dem Hintergrund der empirischen Ergebnisse Effekte verschiedener Änderungen aufgezeigt werden. Einmal könnte in den Blick genommen werden, welche Verteilungswirkungen sich durch die Wahl des Analyseverfahrens ergeben. Eine zweite interessante Verteilungsdimension sind die Konsequenzen einer Berücksichtigung der zusätzlichen Präferenzindikatoren. Auch könnten Kombinationen von Änderungen diskutiert werden.

Tabelle 6 bildet die simulierten Schlüsselzuweisungen für das Referenzmodell bei Einführung der Präferenzvariablen ab. Das Referenzmodell in der zweiten Spalte bezieht sich dabei auf das GFG 2019, in dem die Ergebnisse des Gutachtens von Döring und Brenner (2017) umgesetzt werden und das Verfahren der zweistufigen robusten Regression zur Anwendung kommt. Es kommt bei den hier dargestellten Schlüsselzuweisungen für das GFG 2019 zu minimalen Abweichungen im Vergleich zu den simulierten GFG-2019-Auszahlungen von IT.NRW, die sich auf kleine Unterschiede in den Punktschätzern sowie leicht veränderte Staffelklassen (siehe Tabelle 5, Spalte 5) zurückführen lassen. Für den Vergleich mit Alternativszenarien ist vielmehr entscheidend, dass für das Referenzmodell die in Tabelle 5 (Spalte 5) ausgewiesenen Koeffizienten für die Nebensätze gemäß den Eckpunkten des GFG 2019 um einen 50%igen Abschlag auf die Differenz zum Vorjahreswert korrigiert und anschließend auf zwei Nachkommastellen gerundet werden.³⁷ Für das in Tabelle 6 ausgewiesene Alternativszenario wurde auf die Berücksichtigung der Zu- und Abschläge verzichtet, da diese (zukünftige) Anpassung durch den Landesgesetzgeber erfolgen muss. Die Nichtberücksichtigung des Abschlags im Alternativszenario schränkt die Vergleichbarkeit naturgemäß ein. Das Alternativszenario beruht auf einer zweistufig robusten Regression, bei der – zusätzlich zu den im Ausgangsmodell berücksichtigten Variablen – die politischen Präferenzen in Form der Stimmanteile für verschiedene Parteien als erklärende Variablen aufgenommen werden (siehe Abschnitt 3.2.1). Die simulierten Schlüsselzuweisungen werden dabei jeweils nach kreisangehörigem und kreisfreiem Raum sowie nach Gemeindegrößenklassen differenziert.

³⁷ Die Vorjahreswerte betragen 0,18 für den Flächenansatz, 0,52 für den Zentralitätsansatz, 17,63 für den Soziallastenansatz sowie 2,15 für Ganztagschüler und 0,85 für Halbtagschüler.

Wie Tabelle 6 zeigt, würde die Aufnahme der politischen Präferenzvariablen auf aggregierter Ebene zu moderaten Umverteilungswirkungen vom kreisfreien Raum – die kreisfreien Städte verlieren relativ gesehen 0,28 Prozent der Schlüsselzuweisungen – hin zu kreisangehörigen Gemeinden führen, die in ihrer Gesamtheit von einem Zuwachs der Schlüsselzuweisungen in Höhe von 0,47 Prozent profitieren. Dabei gilt es allerdings zu berücksichtigen, dass diese Verteilungswirkungen zum einen durch die Aufnahme der politischen Präferenzvariablen und zum anderen durch die Nichtberücksichtigung der Zu- bzw. Abschläge auf die Regressionsparameter im Alternativszenario getrieben sind, ohne dass diese zwei Effekte voneinander getrennt werden können. Differenziert nach Gemeindegrößenklassen wird die Heterogenität der Verteilungswirkungen deutlich: Während die kleinsten kreisangehörigen Gemeinden (bis 25.000 Einwohner) mit bis zu 5,5 Prozent am stärksten profitieren, fallen die Zuwächse für die größten kreisfreien Städte mit 0,86 bzw. 0,75 Prozent eher gering aus. Rückgänge in den Schlüsselzuweisungen treten bei den einwohnerstarken kreisangehörigen Gemeinden bzw. den kleineren kreisfreien Städten mit bis zu 300.000 Einwohnern auf.

Tabelle 6: Verteilungswirkungen, Einführung pol. Präferenzen (bei zweistufig robuster Regression) – Referenzmodell inkl. Abschlag

	Zweistufig robust ohne pol. Präferenzen Bevölkerung linear (inkl. Abschlag)	Zweistufig robust inkl. pol. Präferenzen Bevölkerung linear (ohne Abschlag)	Differenz absolut	Differenz relativ	Anzahl
Kreisangehörige Gem. (insg.)	3.039.269.806	3.053.620.629	14.350.823	0,47%	374
bis 10.000	86.001.327	89.482.153	3.480.826	4,05%	55
10.001 bis 25.000	469.517.715	495.326.839	25.809.124	5,50%	168
25.001 bis 60.000	1.065.056.120	1.076.674.018	11.617.898	1,09%	116
60.001 bis 100.000	957.552.650	934.556.940	-22.995.710	-2,40%	28
100.001 und mehr	461.141.994	457.580.679	-3.561.315	-0,77%	7
Kreisfreie Städte (insg.)	5.136.269.494	5.121.918.671	-14.350.823	-0,28%	22
bis 150.000	147.946.319	146.658.620	-1.287.699	-0,87%	2
150.001 bis 300.000	1.746.170.809	1.707.000.890	-39.169.919	-2,24%	10
300.001 bis 500.000	1.585.274.833	1.598.967.313	13.692.480	0,86%	6
500.001 und mehr	1.656.877.533	1.669.291.848	12.414.315	0,75%	4

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts mit Unterstützung von IT.NRW.

Anmerkungen: Die zu Grunde liegenden Parameter für die Nebenansätze in den Spalten 2/3 betragen jeweils 0,18/0,16 für Fläche, 0,61/0,65 für Zentralität, 16,80/14,36 für Sozillasten, 2,67/3,19 für Ganztagschüler und 1,00/1,35 für Halbtagschüler. Die zweistufige robuste Regression ohne politische Präferenzen (Referenzmodell, Spalte 2) enthält für die Koeffizienten der Nebenansätze einen 50%igen Abschlag auf die Differenz zum Vorjahreswert.

Die Richtung der Verteilungswirkungen für den kreisangehörigen Raum und die kreisfreien Städte kehrt sich im Übrigen knapp um, wenn die Aufnahme der Politikvariablen im Pooled-OLS-Modell erfolgt (siehe Tabelle 10 im Anhang), wenngleich die aggregierten relativen Verteilungswirkungen mit -0,03 Prozent für kreisangehörige Gemeinden und +0,02 Prozent für kreisfreie

Städte sehr gering ausfallen. Die Richtung der Verteilungswirkungen in den verschiedenen Größenklassen bleibt erhalten, aber deren numerische Ausprägung weicht teilweise deutlich von den Werten in Tabelle 6 ab, was auch der Berücksichtigung der 50%-Abschläge im Referenzmodell in Tabelle 6 geschuldet sein dürfte.

Tabelle 11 im Anhang gibt einen Überblick über die simulierten Verteilungswirkungen beim Übergang der Schätzmethode von zweistufig robuster Regression zu Pooled OLS. Die erklärenden Variablen im Alternativszenario bleiben die gleichen wie im GFG 2019. Die Übersicht zeigt also Verteilungswirkungen, die auf der Umstellung des Schätzverfahrens beruhen, während die politischen Präferenzen außer Acht gelassen werden.³⁸ Auch an dieser Stelle soll nochmals darauf verwiesen werden, dass die Zu- bzw. Abschläge auf die Parameterwerte ebenso eine Rolle spielen. Die Richtung der Verteilungswirkungen bleibt zwar im Vergleich zu Tabelle 6 auf aggregierter Ebene erhalten, kehrt sich allerdings für jede einzelne dargestellte Größenklasse ins Gegenteil um. Außerdem nehmen die Änderungen der Schlüsselzuweisungen innerhalb der kreisangehörigen Gemeinden nun extremere Werte an. Relativ große Verluste am unteren Rand der Einwohnerverteilung (kreisangehörige Gemeinden mit bis zu 25.000 Einwohnern) stehen Gewinnen in der oberen Hälfte gegenüber. Unter den kreisfreien Städten variieren die relativen Änderungen zwischen +3,37 und -4,28 Prozent. Relativ gesehen profitieren jetzt kreisfreie Städte mit bis zu 300.000 Einwohnern (+2,05 Prozent bzw. +3,37 Prozent), während die einwohnerstärksten Städte einen Rückgang ihrer Schlüsselzuweisungen zu verkraften hätten.

Für eine bessere Vergleichbarkeit der Szenarien mit Aufnahme politischer Präferenzvariablen zeigt Tabelle 7 die Verteilungswirkungen wie in Tabelle 6, mit dem Unterschied, dass nun im Referenzmodell die ausgewiesenen Koeffizienten für die Nebenansätze ohne Abschlag eingehen. Damit weichen die Werte des Referenzmodells in Spalte 2 stärker von den Werten des GFG 2019 ab, jedoch sind die dargestellten Verteilungswirkungen nur auf die Berücksichtigung der politischen Präferenzen zurückzuführen. Die Richtung der Verteilungswirkungen für die kreisfreien Städte und die kreisangehörigen Gemeinden kehrt sich insgesamt im Vergleich zu Tabelle 6 knapp um, wenn der Abschlag im Referenzmodell nicht berücksichtigt wird. Für die kreisfreien Städte ergibt sich ein relativer Zuwachs der Schlüsselzuweisungen in Höhe von 0,49 Prozent, wohingegen die kreisangehörigen Gemeinden einen Rückgang von -0,81 Prozent zu verzeichnen hätten. Innerhalb der Größenklassen sind die Richtungen der Verteilungswirkungen ähnlich wie in Tabelle 6, auch wenn es numerische Abweichungen gibt. Insgesamt hätte die Berücksichtigung politischer Präferenzvariablen lediglich moderate Verteilungswirkungen sowohl auf der aggregierten Ebene der kreisangehörigen Gemeinden und kreisfreien Städte als auch innerhalb aller

³⁸ Streng genommen verändern sich bei dieser Vorgehensweise dennoch methodisch zwei Dinge, da die zweistufige robuste Regression in die einstufige Pooled-OLS-Regression übergeht. Aus Gründen der Übersichtlichkeit fokussieren wir allerdings lediglich auf das einstufige Pooled-OLS-Verfahren.

Größenklassen. Gerade für kreisangehörige Gemeinden am unteren Rand der Einwohnerverteilung weist Tabelle 6 numerisch größere Verteilungswirkungen aus, die eher der Berücksichtigung der Zu- bzw. Abschläge als der politischen Präferenzvariablen geschuldet sind.

Tabelle 7: Verteilungswirkungen, Einführung pol. Präferenzen (bei zweistufig robuster Regression) – Referenzmodell ohne Abschlag

	Zweistufig robust ohne pol. Präferenzen Bevölkerung linear (ohne Abschlag)	Zweistufig robust inkl. pol. Präferenzen Bevölkerung linear (ohne Abschlag)	Differenz absolut	Differenz relativ	Anzahl
Kreisangehörige Gem. (insg.)	3.078.569.795	3.053.620.629	-24.949.166	-0,81%	374
bis 10.000	89.051.397	89.482.153	430.756	0,48%	55
10.001 bis 25.000	487.460.145	495.326.839	7.866.694	1,61%	168
25.001 bis 60.000	1.081.964.648	1.076.674.018	-5.290.630	-0,49%	116
60.001 bis 100.000	955.859.659	934.556.940	-21.302.719	-2,23%	28
100.001 und mehr	464.233.946	457.580.679	-6.653.267	-1,43%	7
Kreisfreie Städte (insg.)	5.096.969.505	5.121.918.671	24.949.166	0,49%	22
bis 150.000	147.653.347	146.658.620	-994.727	-0,67%	2
150.001 bis 300.000	1.726.202.309	1.707.000.890	-19.201.419	-1,11%	10
300.001 bis 500.000	1.580.373.384	1.598.967.313	18.593.929	1,18%	6
500.001 und mehr	1.642.740.465	1.669.291.848	26.551.383	1,62%	4

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts mit Unterstützung von IT.NRW.

Anmerkungen: Die zu Grunde liegenden Parameter für die Nebenansätze in den Spalten 2/3 betragen jeweils 0,19/0,16 für Fläche, 0,70/0,65 für Zentralität, 15,96/14,36 für Sozillasten, 3,18/3,19 für Ganztagschüler und 1,14/1,35 für Halbtagschüler.

Tabelle 12 im Anhang zeigt, wie Tabelle 11, die simulierten Verteilungswirkungen beim Übergang der Schätzmethode von zweistufig robuster Regression zu Pooled OLS ohne Berücksichtigung der Abschläge im Referenzmodell. Die Veränderungen der Verteilungswirkungen gehen somit allein auf die unterschiedlichen Schätzmethoden zurück. Auf aggregierter Ebene dreht sich die Richtung der Verteilungswirkungen im Vergleich zu Tabelle 11 um, wenngleich die Ausprägungen unter dem Ein-Prozent-Niveau bleiben. Innerhalb der Größenkategorien ergeben sich – mit Ausnahme der kleineren kreisangehörigen Gemeinden – jedoch nur geringfügige numerische Abweichungen.

5 Zusammenfassung

Die Bestimmung des Finanzbedarfs im Rahmen des Finanzausgleichs nach GFG 2019 (basierend auf den Jahren 2011 bis 2015) erfolgt auf der Basis einer empirischen Bedarfsanalyse. Sie zielt darauf ab, Determinanten der Ausgaben zu bestimmen und ihren Einfluss zu quantifizieren. Ein Teil dieser Determinanten bildet Präferenzunterschiede ab. Ein anderer Teil besteht aus Indikatoren, die aus finanzwissenschaftlicher Sicht Bedarfsunterschiede begründen können. Auf der Grundlage der empirischen Ergebnisse erfolgt eine Parametrisierung des Finanzbedarfs anhand der in der Analyse verwendeten Indikatoren. Ein zentraler Indikator ist die Einwohnerzahl, die im Rahmen des Hauptansatzes für den Finanzbedarf im Gemeindefinanzierungsgesetz maßgeblich ist. Die Überprüfung der Einwohnergewichtung erfordert entsprechend eine Auseinandersetzung mit der finanzwissenschaftlichen Rechtfertigung der Indikatoren ebenso wie mit der Konzeption der Bedarfsanalyse und mit methodisch-statistischen Fragen.

Im Rahmen dieses Gutachtens erfolgt zunächst eine Auseinandersetzung mit der finanzwissenschaftlichen Theorie. Zunächst ist festzustellen, dass eine starke Konzentration der Bevölkerung in großen Gemeinden Folge der gesamtwirtschaftlichen Vorteile der Zusammenballung wirtschaftlicher Aktivitäten ist. Diesen Agglomerationseffekten stehen Ballungskosten gegenüber, die sich in erheblichen räumlichen Preisunterschieden – beispielsweise hinsichtlich Baulandpreisen – niederschlagen. Hieraus ergeben sich vielfältige Nachfrageeffekte. Zugleich entstehen aus der Konzentration von Einwohnern Ballungskosten auch in der Nutzung öffentlicher Leistungen. Entsprechend ist der zu erwartende Effekt der Einwohnerzahl auf die optimalen Ausgaben einer Gemeinde durch verschiedene Sachverhalte bestimmt. Er hängt davon ab, wie sich die Nachfrage nach öffentlichen Leistungen mit den Agglomerationseffekten und Ballungskosten verändert, wie sich die Kosten der Bereitstellung von öffentlichen Leistungen mit der Einwohnerzahl verändern und wie auf diese Kosteneffekte reagiert wird. Zusätzlich erschweren Größenvorteile oder Spillovers – die Nutzung öffentlicher Leistungen durch Haushalte und Unternehmen über Gemeindegrenzen hinweg – eine theoretische Voraussage für den Zusammenhang zwischen den optimalen Ausgaben je Einwohner und der Einwohnerzahl.

Vor dem Hintergrund der theoretischen Ambiguität des Effektes der Einwohnerzahl auf optimale Ausgaben einer Gemeinde ist ein empirisches Vorgehen zur Bestimmung des Zusammenhangs zwischen Einwohnerzahl, anderen raumstrukturellen Determinanten und dem Finanzbedarf erforderlich. Allerdings ist bei der empirischen Analyse zu berücksichtigen, dass objektive Informationen bezüglich der Qualität und Quantität der bereitgestellten öffentlichen Leistungen nicht vorliegen. Die multivariate Bedarfsanalyse im Rahmen von Regressionen erscheint vor diesem Hintergrund sachgerecht.

An die zu verwendenden Indikatoren sind strenge Anforderungen zu stellen. Dies schränkt die Auswahl der möglichen Indikatoren stark ein. Das in der Vergangenheit verwendete Regressionsmodell berücksichtigt mit der Einwohnerzahl, der Fläche und der Anzahl der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten bereits drei aussagefähige und belastbare Indikatoren der Raumstruktur. Ein alternativer Ansatz, Agglomerations-, Ballungs- und Spillovereffekten gleichermaßen Rechnung zu tragen, besteht darin, die Raumstruktur durch zentrale Orte abzubilden. Neben ordnungspolitischen Bedenken und der Schwierigkeit objektive Kriterien zur Klassifizierung zu bestimmen, stellt sich bei diesem Ansatz allerdings die Problematik unangemessener Bedarfsbestimmung durch ordinale Kriterien. Durch Einbeziehung der Einwohner im Verflechtungsbereich kann diese Problematik zwar begrenzt werden. Zugleich käme es aber zu Überschneidungen der Verflechtungsbereiche insbesondere im Verdichtungsraum des Ruhrgebiets, die letztlich auch zu einer Mehrfachanrechnung der Bedarfe führen würden.

In einem zweiten Schritt erfolgt eine Überprüfung der statistischen Methodik des für das GFG 2019 zugrunde gelegten Schätzverfahrens. Im Fokus steht dabei zunächst der funktionale Verlauf des Zusammenhangs zwischen der Einwohnerzahl und den Ausgaben aus allgemeinen Deckungsmitteln pro Einwohner, der aus ökonometrischer Perspektive überprüft wird. Sechs Spezifikationen – ein Pooled-OLS-Modell, ein einstufig robust geschätztes Modell und ein zweistufig robust geschätztes Modell, jeweils mit linearem Bevölkerungsindikator bzw. mit der Quadratwurzel des Bevölkerungsindikators – werden dabei anhand verschiedener Gütemaße miteinander verglichen. Für alle sechs Spezifikationen ist der Bevölkerungskoeffizient positiv und statistisch signifikant. Dies bestätigt die zentrale Prämisse der Hauptansatzstaffel, dass der Bedarf mit der Einwohnerzahl steigt. Für eine umgekehrte Kausalität der Hauptansatzstaffel auf die Ausgaben gibt es keine stichhaltigen Belege. Allerdings besteht die Möglichkeit, dass der empirische Zusammenhang systematisch falsch bewertet wird, weil wichtige Determinanten des Finanzbedarfs unberücksichtigt bleiben.

Die Analyse zeigt, dass alle Modelle mit Verwendung eines linearen Bevölkerungsindikators höhere Gütemaße aufweisen als bei einer Verwendung der Quadratwurzel. Dies bestätigt den Wechsel in der Spezifikation des Bedarfsindikators der Einwohnerzahl.

Im Rahmen einer möglichen Anpassung des bisher verwendeten Modells wird zudem geprüft, ob in der Regressionsanalyse alternative Indikatoren der Raumstruktur zur Anwendung kommen sollten. Dabei stehen insbesondere die Einwohner- und Siedlungsdichte als mögliche Alternativen zu den bisher berücksichtigten Bedarfsindikatoren Einwohnerzahl und Fläche je Einwohner im Mittelpunkt der Betrachtung. Die Ergebnisse zeigen allerdings, dass eine Verwendung der alternativen Indikatoren keinen Mehrwert im Hinblick auf einen besseren Erklärungsgehalt des statistischen Modells liefert. Weiterhin wird untersucht, ob Anpassungsbedarfe in der Einbeziehung

von Präferenzindikatoren identifiziert werden können. Falls weitere Indikatoren existieren, die sowohl mit den Ausgaben aus allgemeinen Deckungsmitteln pro Einwohner als auch mit der Bevölkerungsvariable korrelieren, kommt es statistisch zum Problem ausgelassener Variablen, was zu einer verzerrten Schätzung der Bevölkerungsvariable führen kann.

Eine mögliche ausgelassene Variable könnten politische Präferenzen darstellen, da sich die Ausgabepräferenzen zwischen Wählerinnen und Wählern bzw. Parteien unterscheiden dürften. Für die Schätzung der Hauptansatzstaffel ist die Frage der politischen Präferenzen insofern bedeutsam, als sich politische Präferenzen je nach Einwohnerzahl einer Gemeinde unterscheiden können. Die Aufnahme der politischen Präferenzen in die Spezifikationen – in Form von Stimmenanteilen von SPD, CDU, Grünen, FDP und Linkspartei – zeigt, dass die von Parteien angebotenen Leistungen durchaus mit unterschiedlichen Entwicklungen in den Ausgaben einer Gemeinde verbunden sind. Darüber hinaus führt die Berücksichtigung dieser Variablen – unabhängig von der exakten Ausgestaltung des Modells – zu einem größeren Bevölkerungskoeffizienten. Dies legt nahe, dass die Nichtberücksichtigung des Wahlverhaltens in der Regressionsanalyse zu einer zu niedrigen Berücksichtigung der Einwohnerzahl in der Hauptansatzstaffel führen würde. Gleichzeitig geht aber die Bedeutung des Zentralitäts- und insbesondere des Sozillastenansatzes spürbar zurück, welche tendenziell eher größeren Gemeinden zugutekommen. Die Aufnahme der politischen Präferenzindikatoren verbessert die Modellgüte in allen betrachteten Spezifikationen.

Als weitere mögliche Präferenzindikatoren könnten die Verteilung der Konfessionen in der Bevölkerung, der Anteil ausländischer Bevölkerung sowie der Haushaltsstatus von Gemeinden in Betracht kommen. Bislang liegen jedoch nur unzureichend Daten zur Verteilung der Konfessionen in der Bevölkerung, dem Anteil ausländischer Bevölkerung sowie dem Haushaltsstatus von Gemeinden in NRW vor.

Die im Rahmen der empirischen Analyse erhaltenen Regressionsergebnisse werden zur Berechnung des nordrhein-westfälischen Finanzausgleichs nach einem festgelegten Schema in eine Hauptansatzstaffel (sowie die Nebenansätze) übersetzt. Dieser Übertragung liegen verschiedene Annahmen zugrunde, wie die Festlegung, dass eine Einwohnerwertung nur für Gemeinden ab 25.000 Einwohnern erfolgt. Diese Festlegung ist vornehmlich in raumstrukturellen Argumenten begründet. Im Finanzausgleichssystem wird die Raumstruktur nicht nur durch die Einwohnerzahl, sondern auch durch den Flächenansatz berücksichtigt. Eine Überprüfung dieses Schwellenwertes muss also beide Indikatoren berücksichtigen. Die Analyse legt nahe, dass eine Änderung des Schwellenwertes nicht geboten ist.

Konzeptionelle sowie methodische Änderungen im statistischen Modell haben auch Implikationen für die Ausgestaltung der Hauptansatzstaffel sowie der Nebenansätze. Generell führen die

robust geschätzten Spezifikationen zu einer stärkeren Differenzierung der Hauptansatzstaffel mit mehreren Staffelklassen als im Pooled-OLS-Modell. Betrachtet man die Entwicklung der Hauptansatzstaffel über verschiedene Zeiträume, wird für sämtliche untersuchte Regressionspezifikationen deutlich, dass die Bedeutung der Hauptansatzstaffel besonders für große Gemeinden im Zeitverlauf abgenommen hat. Die Nebenansätze hingegen – insbesondere der Soziallastenansatz – haben über die betrachteten Zeiträume deutlich an Bedeutung hinzugewonnen. Die Ergebnisse gelten unabhängig von der Aufnahme der politischen Präferenzvariablen.

Durch die Anpassung der empirischen Spezifikationen zur Schätzung der Bedarfparameter ergeben sich Verteilungswirkungen im System des kommunalen Finanzausgleichs. Eine Umstellung des im GFG 2019 angewandten Verfahrens mit Berücksichtigung politischer Präferenzen hätte auf aggregierter Ebene moderate Verteilungswirkungen zur Folge.

Literaturverzeichnis

- Afxentiou, P. C. und A. Serletis (1996): Government expenditures in the European Union: Do they converge or follow Wagner's Law? *International Economic Journal* 10(3), 33–47.
- Albouy, D. (2009): The unequal geographic burden of federal taxation, *Journal of Political Economy* 117(4), 635–667.
- Albouy, D. (2012): Evaluating the efficiency and equity of federal fiscal equalization, *Journal of Public Economics* 96(9–10), 824–839.
- Alesina, A. (1987): Macroeconomic policy in a two-party system as a repeated game, *Quarterly Journal of Economics* 102, 651–678.
- Arbeitskreis “Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder” (2017): Arbeitnehmerentgelt, Bruttolöhne und -gehälter in den kreisfreien Städten und Landkreisen der Bundesrepublik Deutschland 2000 bis 2016, Reihe 2, Kreisergebnisse Band 2.
- Blien, U., H. Gartner, H. Stüber und K. Wolf (2009): Regional price levels and the agglomeration wage differential in western Germany, *Annals of Regional Science* 43(1), 71–88.
- Boarnet, M. G. (1998): Spillovers and the locational effects of public infrastructure, *Journal of Regional Science* 38(3), 381–400.
- Bös, D. (1970): Eine ökonomische Theorie des vertikalen Finanzausgleichs, dargestellt am österreichischen Beispiel, *Zeitschrift für Nationalökonomie* 30(1–2), 65–124.
- Borcherding, T. und R. T. Deacon (1972): The demand for the services of non-federal governments, *American Economic Review* 62(5), 891–901.
- Brachat-Schwarz, W. (2016): Baden-Württemberg – das Land der kleinen und mittleren Gemeinden? Zur Größenstruktur der Kommunen in den Landkreisen des Südwestens, *Statistisches Monatsheft Baden-Württemberg* 4/2016.
- Breunig, R. und Y. Rocaboy (2008): Per-capita public expenditures and population size: a non-parametric analysis using French data, *Public Choice* 139, 429–445.
- Büttner, T. (2001): Local business taxation and competition for capital: The choice of the tax rate, *Regional Science and Urban Economics* 31(2–3), 215–245.
- Büttner, T. (2014): Der Flächenansatz im Gemeindefinanzierungsgesetz des Landes Nordrhein-Westfalen – Vorschlag und Umsetzung Ministerium für Inneres und Kommunales des Landes Nordrhein-Westfalen, Düsseldorf.
- Brümmerhoff, D. und T. Büttner (2018): *Finanzwissenschaft*, De Gruyter, Oldenburg.
- Büttner, T., P. Enß, F. Holm-Hadulla, R. Schwager, C. Starbatty und W. Webering (2008): Der kommunale Finanzausgleich in Mecklenburg-Vorpommern: Langfristige Entwicklung und Reformperspektiven, Teil II: Der horizontale Finanzausgleich, ifo Forschungsberichte 46, ifo Institut für Wirtschaftsforschung.
- Büttner, T. und F. Holm-Hadulla (2013): City size and the demand for local public goods, *Regional Science and Urban Economics* 43(1), 16–21.

- Büttner, T., F. Holm-Hadulla, R. Parsche und C. Starbatty (2008): Analyse und Weiterentwicklung des kommunalen Finanzausgleichs in Nordrhein-Westfalen, ifo Forschungsberichte 41, ifo Institut für Wirtschaftsforschung.
- Büttner, T. und M. Thöne (2016): Finanzwissenschaftliche Überprüfung der Rechnungen zur Aktualisierung des GFG NRW, Finanzwissenschaftliches Forschungsinstitut an der Universität zu Köln, Köln/Nürnberg.
- Büttner, T. und U. Schneider (2013): Finanzwissenschaftliches Gutachten zum Gemeindefinanzierungsgesetz des Landes Nordrhein-Westfalen, Ministerium für Inneres und Kommunales des Landes Nordrhein-Westfalen, Düsseldorf.
- Case, A. C., H. S. Rosen und J. R. Hines Jr. (1993): Budget spillovers and fiscal policy interdependence: Evidence from the states, *Journal of Public Economics* 52(3), 285–307.
- Cauchon, D. (2006): Big government? N.J. has scads of little ones, state looks at consolidation to cut taxes, *USA Today*, 1–2.
- Chappell, H. W. Jr. und W. R. Keech (1986): Party differences in macroeconomic policies and outcomes, *American Economic Review* 76, 71–74.
- Chen, J. und J. Rodden (2013): Unintentional gerrymandering: Political geography and electoral bias in legislatures, *Quarterly Journal of Political Science* 8, 239–269.
- Chen, Y., Z. Murgulov, S. Rhee und M. Veeraraghavan (2016): Religious beliefs and local government financing, investment, and cash holding decisions, *Journal of Empirical Finance* 38, 258–271.
- Combes, P. P. und L. Gobillon (2015): The empirics of agglomeration economies, *Handbook of Regional and Urban Economics* 5, 247–348.
- Desmet, K. und J. V. Henderson (2015): The geography of development within countries, *Handbook of Regional and Urban Economics* 5, 1457–1517.
- Döring, T. und T. Brenner (2017): Überprüfung der Systematik des kommunalen Finanzausgleichs in Nordrhein-Westfalen, Finanzwissenschaftliches Gutachten unter besonderer Berücksichtigung des Regressionsverfahrens sowie der Verortung des Soziallastenansatzes, Ministerium für Inneres und Kommunales des Landes Nordrhein-Westfalen, Darmstadt.
- Duranton, G. und D. Puga (2015): Urban land use, *Handbook of Regional and Urban Economics* 5, 467–560.
- Egger, P. und M. Koethenbueger (2010): Government spending and legislative organization: Quasi-experimental evidence from Germany, *American Economic Journal: Applied Economics* 2(4), 200–212.
- Eggers, A. C., R. Freier, V. Grembi und T. Nannicini (2018): Regression discontinuity designs based on population thresholds: Pitfalls and solutions, *American Journal of Political Science* 62(1), 210–229.
- Gabler, L. R. (1969): Economies and diseconomies of scale in urban public sectors, *Land Economics* 45(4), 425–434.

- Goerl, C., A. Rauch und M. Thöne (2013): Weiterentwicklung des kommunalen Finanzausgleichs in Nordrhein-Westfalen, Ministerium für Inneres und Kommunales des Landes Nordrhein-Westfalen, Düsseldorf.
- Greiving, S. und F. Flex (Hrsg.) (2016): Neuaufstellung des Zentrale-Orte-Konzepts in Nordrhein-Westfalen, Arbeitsberichte der ARL17, Hannover.
- Grossekettler, H. (1985): Options- und Grenzkostenpreise für Kollektivgüter unterschiedlicher Art und Ordnung. Ein Beitrag zu den Bereitstellungs- und Finanzierungsregeln für öffentliche Leistungen, *FinanzArchiv/Public Finance Analysis* 43(H. 2), 211–252.
- Hibbs, D. A. Jr. (1977): Political parties and macroeconomic policy, *American Political Science Review* 71, 1467–1487.
- Holcombe, R. G. und D. W. Williams (2008): The impact of population density on municipal government expenditures, *Public Finance Review* 36(3), 359–373.
- Holzer, M., J. Fry, E. Charbonneau, G. Van Ryzin und E. Burnash (2009): Literature review and analysis related to optimal municipal size and efficiency, SPAA Public Performance and Reporting Network.
- Holzmann, C. und O. Zaddach (2018): Legend of the pork-barrel? The causal effect of legislature size on public spending, *FinanzArchiv/Public Finance Analysis*, im Erscheinen.
- Hungerman, D. M. (2005): Are church and state substitutes? Evidence from the 1996 welfare reform, *Journal of Public Economics* 89(11–12), 2245–2267.
- Innenministerium NRW (1987): Gutachten zur Berechnung der Schlüsselzuweisungen im kommunalen Finanzausgleich Nordrhein-Westfalen, Düsseldorf.
- IT.NRW (2018): Statistik der Kaufwerte für Bauland; Baulandverkäufe, umgesetzte Fläche, Kaufsumme/Umsatz und durchschnittlicher Kaufwert je qm - kreisfreie Städte und Kreise - Jahr.
- Kauder, B. und N. Potrafke (2013): Government ideology and tuition fee policy: Evidence from the German states, *CESifo Economic Studies* 29, 628–649.
- Kauder, B. und N. Potrafke (2016): The growth in military expenditure in Germany 1950–2011: Did parties matter? *Defence and Peace Economics* 27, 503–519.
- Krause, M. und N. Potrafke (2017): The real-estate transfer tax and government ideology: Evidence from the German states, *CESifo Working Paper* 6491.
- Lamartina, S. und A. Zaghini (2011): Increasing public expenditure: Wagner's law in OECD countries, *German Economic Review* 12(2), 149–164.
- Lipset, S. M. und S. Rokkan (1967): Party systems and voter alignments: Cross-national perspectives, Free Press, New York.
- Martin, G. J. und S. Webster (2018): Does residential sorting explain geographic polarization? *Political Science and Research Methods*, im Erscheinen.
- Meltzer, A. H. und S. F. Richard (1981): A rational theory of the size of government. *Journal of Political Economy* 89(5), 914–927.
- Nall, C. (2015): The political consequences of spatial policies: How interstate highways facilitated geographic polarization, *Journal of Politics* 72, 394–406.

- Oakland, W. H. (1972): Congestion, public goods and welfare, *Journal of Public Economics* 1(3-4), 339–357.
- Pearce, D. K. und S. A. Reiter (1985): Regression strategies when multicollinearity is a problem: A methodological note, *Journal of Accounting Research* 23 (1), 405–407.
- Percy, A. (2003): Why smaller councils make more sense, *Australian Journal of Public Administration* 62(3), 74–81.
- Potrafke, N. (2009): *Konvergenz in der deutschen Finanz- und Sozialpolitik?* LIT Verlag, Münster.
- Potrafke, N. (2011): Public expenditures on education and cultural affairs in the West German states: Does government ideology influence the budget composition? *German Economic Review* 12, 124–145.
- Potrafke, N. (2012): Is German domestic social policy politically controversial? *Public Choice* 153, 393–418.
- Potrafke, N. (2013): Economic freedom and government ideology across the German states, *Regional Studies* 47, 433–449.
- Potrafke, N. (2017): Partisan politics: The empirical evidence from OECD panel studies, *Journal of Comparative Economics* 45, 712–750.
- Potrafke, N. (2018): Government ideology and economic policy-making in the United States – A survey, *Public Choice* 174, 145–207.
- Potrafke, N. (2019): Dragnet-controls and government ideology, *Defence and Peace Economics*, im Erscheinen.
- Potrafke, N., M. Riem und C. Schinke (2016): Debt brakes in the German states: Governments' rhetoric and actions, *German Economic Review* 17, 253–275.
- Potrafke, N. und F. Rösel (2018): The urban-rural gap in health care infrastructure – Does government ideology matter? Working Paper, ifo Institut.
- Rodden, J. (2010): The geographic distribution of political preferences, *Annual Review of Political Science* 13, 321–340.
- Rosenthal, S. S. und W. C. Strange (2004): Evidence on the nature and sources of agglomeration economies, *Handbook of Regional and Urban Economics* 4, 2119–2171.
- Scala, D. J. und K. M. Johnson (2017): Political polarization along the rural-urban continuum? The geography of the Presidential vote, 2000–2016, *ANNALS of the American Academy of Political and Social Science* 672, 162–184.
- Seitz, H. (2002): Der Einfluss der Bevölkerungsdichte auf die Kosten der öffentlichen Leistungserstellung, *Schriften zum Öffentlichen Recht* 899, Duncker und Humblot, Berlin.
- Wissenschaftlicher Beirat beim BMF (2013): *Finanzpolitische Herausforderungen des demografischen Wandels im föderativen System*, Berlin.

Anhang

Tabelle 8: Baulandpreise sowie Bruttolöhne und -gehälter auf Kreisebene

Name	Durchschnittlicher Kaufwert Bauland (pro m ² , 2017)	Bruttolöhne und -gehälter je Arbeitnehmer (2016)
Düsseldorf	890,33	42.827
Köln	460,74	39.054
Bonn	348,61	38.883
Mülheim an der Ruhr	311,86	36.131
Leverkusen	287,66	42.854
Solingen	245,71	31.985
Rhein-Kreis Neuss	234,84	36.964
Hagen	222,86	33.000
Dortmund	219,34	34.078
Münster	217,37	35.276
Bielefeld	192,57	32.685
Mettmann	192,03	37.463
Rhein-Sieg-Kreis	185,84	29.171
Bottrop	183,11	30.215
Ennepe-Ruhr-Kreis	172,23	32.431
Oberhausen	167,28	31.760
Städteregion Aachen (einschl. Stadt Aachen)	165,40	32.703
Remscheid	162,57	33.952
Wesel	156,39	28.932
Essen	148,42	35.259
Coesfeld	140,36	27.763
Herne	130,97	33.566
Bochum	130,69	32.322
Rheinisch-Bergischer Kreis	127,91	30.639
Heinsberg	127,85	27.237
Wuppertal	126,37	34.034
Rhein-Erft-Kreis	124,52	33.150
Düren	118,23	29.211
Mönchengladbach	116,81	31.166
Duisburg	116,26	35.593
Gütersloh	112,69	33.281
Viersen	110,00	29.955
Lippe	103,63	31.263
Unna	103,15	30.820
Borken	98,96	28.796
Krefeld	98,69	35.562
Paderborn	98,35	30.666
Kleve	97,13	27.437
Euskirchen	93,44	28.849
Siegen-Wittgenstein	91,29	33.625

Noch Tabelle 8: Baulandpreise sowie Bruttolöhne und -gehälter auf Kreisebene

Name	Durchschnittlicher Kaufwert Bauland (pro m ² , 2017)	Bruttolöhne und -gehälter je Arbeitnehmer (2016)
Olpe	89,65	31.660
Märkischer Kreis	87,57	33.445
Steinfurt	83,30	28.859
Warendorf	83,03	30.759
Oberbergischer Kreis	80,23	32.444
Hamm	77,71	29.726
Recklinghausen	70,29	29.583
Gelsenkirchen	66,62	32.466
Herford	66,01	31.253
Hochsauerlandkreis	64,36	29.935
Minden-Lübbecke	47,28	31.405
Höxter	40,80	27.637
Soest	39,45	30.912

Quelle: Arbeitskreis "Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder" (2017) und IT.NRW (2018). Der von IT.NRW ausgewiesene überdurchschnittlich hohe Wert Düsseldorfs ist um den zugrundeliegenden Ausreißer korrigiert.

Tabelle 9: Ergebnisse der ersten Stufe der robusten Regression

	(1) Robuste Regression (zweistufig)
Einwohner (<15 Jahre)	-5.692,458*** (621,45)
Einwohner (>65 Jahre)	1.619,902*** (358,25)
Konstante	1.693,853*** (148,69)
robustes R ² (rho)	0,116
Beobachtungen	1.980

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Anmerkungen: Signifikanzniveau *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Die erste Stufe der robusten Regressionen in Tabelle 2, Spalten (5) und (6), Tabelle 3, Spalten (3) und (6) sowie Tabelle 4, Spalte (3) unterscheiden sich nicht, da der Bevölkerungsindikator (linear bzw. Wurzel) sowie die politischen Präferenzen in Stufe 2 aufgenommen werden und nicht in Stufe 1 einfließen.

Tabelle 10: Verteilungswirkungen, Einführung pol. Präferenzen (bei Pooled-OLS-Regression)

	Pooled OLS ohne pol. Präferenzen Bevölkerung linear (ohne Abschlag)	Pooled OLS inkl. pol. Präferenzen Bevölkerung linear (ohne Abschlag)	Differenz absolut	Differenz relativ	Anzahl
Kreisangehörige Gem. (insg.)	3.062.365.854	3.061.567.812	-798.042	-0,03%	374
bis 10.000	73.696.000	79.658.795	5.962.795	8,09%	55
10.001 bis 25.000	418.602.101	446.964.583	28.362.482	6,78%	168
25.001 bis 60.000	1.060.434.039	1.067.021.567	6.587.528	0,62%	116
60.001 bis 100.000	1.018.796.616	988.240.281	-30.556.335	-3,00%	28
100.001 und mehr	490.837.098	479.682.586	-11.154.512	-2,27%	7
Kreisfreie Städte (insg.)	5.113.173.446	5.113.971.488	798.042	0,02%	22
bis 150.000	150.978.534	149.700.118	-1.278.416	-0,85%	2
150.001 bis 300.000	1.805.043.354	1.766.419.225	-38.624.129	-2,14%	10
300.001 bis 500.000	1.571.206.041	1.582.080.813	10.874.772	0,69%	6
500.001 und mehr	1.585.945.517	1.615.771.332	29.825.815	1,88%	4

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts mit Unterstützung von IT.NRW.

Anmerkungen: Die zu Grunde liegenden Parameter für die Nebenansätze in den Spalten 2/3 betragen jeweils 0,24/0,21 für Fläche, 1,06/0,93 für Zentralität, 23,82/19,89 für Sozillasten, 2,89/2,75 für Ganztagschüler und 0,63/1,06 für Halbtagschüler.

Tabelle 11: Verteilungswirkungen, Umstellung auf Pooled-OLS-Regression (ohne pol. Präferenzen) – Referenzmodell inkl. Abschlag

	Zweistufig robust ohne pol. Präferenzen Bevölkerung linear (inkl. Abschlag)	Pooled OLS ohne pol. Präferenzen Bevölkerung linear (ohne Abschlag)	Differenz absolut	Differenz relativ	Anzahl
Kreisangehörige Gem. (insg.)	3.039.269.806	3.062.365.854	23.096.048	0,76%	374
bis 10.000	86.001.327	73.696.000	-12.305.327	-14,31%	55
10.001 bis 25.000	469.517.715	418.602.101	-50.915.614	-10,84%	168
25.001 bis 60.000	1.065.056.120	1.060.434.039	-4.622.081	-0,43%	116
60.001 bis 100.000	957.552.650	1.018.796.616	61.243.966	6,40%	28
100.001 und mehr	461.141.994	490.837.098	29.695.104	6,44%	7
Kreisfreie Städte (insg.)	5.136.269.494	5.113.173.446	-23.096.048	-0,45%	22
bis 150.000	147.946.319	150.978.534	3.032.215	2,05%	2
150.001 bis 300.000	1.746.170.809	1.805.043.354	58.872.545	3,37%	10
300.001 bis 500.000	1.585.274.833	1.571.206.041	-14.068.792	-0,89%	6
500.001 und mehr	1.656.877.533	1.585.945.517	-70.932.016	-4,28%	4

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts mit Unterstützung von IT.NRW.

Anmerkungen: Die zu Grunde liegenden Parameter für die Nebenansätze in den Spalten 2/3 betragen jeweils 0,18/0,24 für Fläche, 0,61/1,06 für Zentralität, 16,80/23,82 für Sozillasten, 2,67/2,89 für Ganztagschüler und 1,00/0,63 für Halbtagschüler. Die zweistufige robuste Regression ohne politische Präferenzen (Referenzmodell, Spalte 2) enthält für die Koeffizienten der Nebenansätze einen 50%igen Abschlag auf die Differenz zum Vorjahreswert.

Tabelle 12: Verteilungswirkungen, Umstellung auf Pooled-OLS-Regression (ohne pol. Präferenzen) – Referenzmodell ohne Abschlag

	Zweistufig robust	Pooled OLS	Differenz absolut	Differenz relativ	Anzahl
	ohne pol. Präferenzen Bevölkerung linear (ohne Abschlag)	ohne pol. Präferenzen Bevölkerung linear (ohne Abschlag)			
Kreisangehörige Gem. (insg.)	3.078.569.795	3.062.365.854	-16.203.941	-0,53%	374
bis 10.000	89.051.397	73.696.000	-15.355.397	-17,24%	55
10.001 bis 25.000	487.460.145	418.602.101	-68.858.044	-14,13%	168
25.001 bis 60.000	1.081.964.648	1.060.434.039	-21.530.609	-1,99%	116
60.001 bis 100.000	955.859.659	1.018.796.616	62.936.957	6,58%	28
100.001 und mehr	464.233.946	490.837.098	26.603.152	5,73%	7
Kreisfreie Städte (insg.)	5.096.969.505	5.113.173.446	16.203.941	0,32%	22
bis 150.000	147.653.347	150.978.534	3.325.187	2,25%	2
150.001 bis 300.000	1.726.202.309	1.805.043.354	78.841.045	4,57%	10
300.001 bis 500.000	1.580.373.384	1.571.206.041	-9.167.343	-0,58%	6
500.001 und mehr	1.642.740.465	1.585.945.517	-56.794.948	-3,46%	4

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts mit Unterstützung von IT.NRW.

Anmerkungen: Die zu Grunde liegenden Parameter für die Nebenansätze in den Spalten 2/3 betragen jeweils 0,19/0,24 für Fläche, 0,70/1,06 für Zentralität, 15,96/23,82 für Sozillasten, 3,18/2,89 für Ganztagschüler und 1,14/0,63 für Halbtagschüler.