

# **Vier Artikel zur Lokalen Politischen Ökonomie**

Der Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät  
der Universität Passau eingereichte

DISSERTATION

zur Erlangung des Grades eines  
doctor rerum politicarum (dr. rer. pol.)

vorgelegt von

Diplom-Volkswirt Lukas Schötz

Passau, August 2015

Erstgutachter: Prof. Dr. Rainald Borck

Zweitgutachter: Prof. Dr. Stefan Bauernschuster

Disputation: Montag, 25. Januar 2016

Disputationsort: Passau

## **Danksagung**

Mein erster Dank gilt meinem Doktorvater Rainald Borck. Die Zeit als wissenschaftlicher Mitarbeiter an „seinem“ Lehrstuhl für Wirtschaftspolitik an der Universität Passau ermöglichte es mir, als Promotionsstudent eigene Forschungsprojekte voranzutreiben. Ich bin ihm für seine Unterstützung und Ratschläge dankbar. Danken möchte ich zudem meinem früheren Kollegen Georg Struch sowie Stefan Bauernschuster für ihre fachliche Unterstützung. Des Weiteren danke ich allen Mitarbeitern des Fachgebiets Ökonomie Nachwachsender Rohstoffe des Wissenschaftszentrum Straubing für die hervorragende Arbeitsatmosphäre im letzten Jahr.

Ein besonderer Dank gilt meinen Eltern. Sie haben mich zu meiner akademischen Ausbildung ermutigt, mich in meinen getroffenen Entscheidungen bestärkt und meine Ziele verständnisvoll gefördert. Auch meinem Bruder, meinen Freunden und Verwandten, welche meine akademische Ausbildung wohlwollend und mit aufmunternden Worten begleitet haben, möchte ich Dank sagen.

Mein größter Dank geht an meine Frau Martina. Wir haben die gesamte Zeitspanne, in welcher ich Promotionskandidat war, gemeinsam verbracht und konnten für einen wundervollen Abschnitt unseres Lebens Passau unser Zuhause nennen.

Lukas Schötz

Passau, 2015

## Vorwort

*Is there some action a government of India could take that would lead the Indian economy to grow like Indonesia's or Egypt's? If so, what, exactly? If not, what is it about the "nature of India" that makes it so? The consequences for human welfare involved in questions like these are simply staggering: Once one starts to think about them, it is hard to think about anything else.<sup>1</sup>*

Die Wohlfahrt der Nationen ist seit jeher Untersuchungsobjekt der Wirtschaftswissenschaften. Aktuelle Forschung zeigt, dass funktionierende Institutionen einen nicht zu überschätzenden Einfluss auf die Lebensbedingungen in demokratischen Ländern ausüben. Fragen nach der Natur funktionierender Institutionen und danach, wann kollektive Entscheidungsprozesse in Beschlüssen zum Wohle aller Bürgerinnen und Bürger eines Landes münden, sind komplex und bieten umfassende Forschungsmöglichkeiten. Die Neue Politische Ökonomie beschäftigt sich gerade mit Fragen zur Koordinierung und zur Entstehung kollektiver Entscheidungen. Sie begnügt sich nicht damit, an einen erdachten wohlmeinenden Diktator sinnvolle Lösungsansätze für Marktversagen wie z.B. der Übernutzung des Öffentlichen Gutes Klima zu richten. Es wird konkret untersucht, ob mögliche Lösungsansätze in den real vorhandenen politischen Systemen tatsächlich Chancen auf Umsetzung haben und welche Bedingungen für eine Umsetzung förderlich sind.

Ein Strang der Forschungsliteratur konzentriert sich dabei auf die Rolle der Politiker. Die Neue Politische Ökonomie legt für ihre mikroökonomische Modellierung generell rationale Entscheidungen der Individuen zu Grunde, Rationalität und Eigennutzen werden auch als Wesensmerkmal für Politiker angenommen. Somit ist es für eine Gesellschaft geboten, Anreize im politischen System so zu setzen, dass Politiker nicht primär persönlich vorteilhafte, sondern gesamtwirtschaftlich optimale Entscheidungen treffen. Sobald dies nicht gelingt, treten Anzeichen von Versagen des politischen Marktes zu Tage, was negative Folgen für die Gesellschaft eines Landes wie auch für die Weltgemeinschaft nach sich zieht.

Inwieweit die Entscheidungen von Politikern von der Wählerschaft determiniert werden, inwieweit bestehende Spielräume in den politischen Regularien von politischer Seite ausgenutzt werden und inwieweit gesetzte Anreize die theoretisch erwarteten Resultate nach sich ziehen, wird in der folgenden Dissertationsschrift durch empirische Studien anhand bayerischer Kommunaldaten erörtert. Drei eigenständigen Artikeln zu diesen Themen ist ein Überblicksartikel vorangestellt, welcher ganz allgemein zum Thema hinführt und ein umfangreiches Literaturstudium enthält.

---

<sup>1</sup> Lucas, Robert (1988, p. 5). 'On the Mechanics of Economic Development'. *Journal of Monetary Economics* 22 (1): 3–42.

# Artikel I: Lokale Politische Ökonomie.

Lukas Schötz\*

**Abstract** Die Politische Ökonomie befasst sich unter anderem mit dem Einfluss von Politik und Politikern auf das Prosperieren von Staaten. Dabei wird angenommen, dass das Verhalten von Politikern und Parteien wie das anderer Wirtschaftssubjekte auch durch Anreize bestimmt wird. Neben umfangreicher theoretischer Modellierung der politischen Zustände ist auch empirische Forschungsarbeit vorhanden, der empirische Nachweis kausaler Effekte und die Überprüfung von Hypothesen gestalten sich in der Politischen Demokratie häufig als schwierig. Dies hängt mit der geringen Fallzahl auf Länderebene und weiteren grundlegenden Unterschieden betrachteter Länder zusammen. Unterstützt durch neue Methoden entwickelt sich deshalb in jüngerer Zeit eine Forschung anhand kommunaler Beobachtungseinheiten. Der vorliegende Übersichtsaufsatz zeigt, wieso sich die Kommunalpolitik des deutschen Bundeslandes Bayern als Untersuchungsgegenstand lohnt, zeigt allgemeine Erkenntnisse zum politischen Wettbewerb auf und stellt existierende quasi-experimentelle Studien zu kommunalen Zusammenhängen dar. Neben einer Übersicht des Forschungsfeldes beinhaltet dieser Artikel eine Untersuchung, welche erstmals den Zusammenhang zwischen parteipolitischen Banden und der Zuteilung europäischer Wirtschaftsförderung (europäische LEADER-Förderung) aufdeckt. Der Artikel schließt mit einem Ausblick auf die drei weiteren Artikel der vorliegenden Dissertationsschrift.

**Schlagerwörter** Politische Ökonomie – Politischer Wettbewerb – Klientelpolitik – Bayerische Kommunalpolitik

---

\* Lukas Schötz ist Doktorand der Universität Passau.

## 1. Motivation

Zu Beginn des 21. Jahrhunderts werden weltweit lautstark Zweifel an den bestehenden wirtschaftlichen und politischen Systemen geäußert. Beginnend mit einer US-amerikanischen Immobilienkrise im Jahr 2007, welche in der Folge eine Finanzmarkt-, Banken- und Staatsschuldenkrise auslöste und motiviert durch die daraufhin ergriffenen staatlichen Maßnahmen zur Rettung von Finanzkonzernen, rezessionsbedingter hoher Arbeitslosigkeit und der stark zutage tretenden ungleichen Verteilung von Vermögen, entwickelten sich in vielen Nationen gesellschaftsübergreifende Protestbewegungen. Die wirtschaftlichen Nöte großer Bevölkerungsteile wurden vor allem den politischen Eliten und deren vermeintlicher Klientelpolitik zur Last gelegt. Die resultierenden Protestbewegungen auf nationaler Ebene ebten oft ohne konkrete Veränderungen im Establishment ab, führten letztlich aber gerade im Mittelmeerraum zu Verschiebungen in den politischen Machtverhältnissen. Diese wurden teils durch Wahlen demokratisch herbeigeführt, teils durch Massenproteste und Bürgerkriege erzwungen. Es bleibt abzuwarten, inwieweit sich die Hoffnungen und Erwartungen auf eine bessere wirtschaftliche Lage durch Verfassungsreformen, veränderte Wirtschaftspolitik und neu aufgestellte Institutionen erfüllen.

Dass gerade staatliche Institutionen historisch gesehen einen großen Einfluss auf den Wohlstand von Nationen haben, zeigen verschiedene aktuelle Studien (Acemoglu et al., 2002a; Acemoglu et al., 2002b).<sup>1</sup> Als wichtige, grundlegende Funktionen von Institutionen werden häufig die Zusicherung von Rechtssicherheit, das Zugestehen von persönlicher Entfaltungsfreiheit bei garantierter sozialer Absicherung und der Schutz der Bürger vor staatlicher Willkür genannt. Auch die Diskriminierung ethnischer und religiöser Gruppen sowie Korruption werden im Idealfall durch staatliche Institutionen verhindert. Werden diese institutionellen Funktionen nicht gewährleistet, sorgen verzerrte individuelle Anreizstrukturen und Fehlallokationen von Ressourcen dazu, dass das ökonomische Potenzial von Staaten nicht voll ausgeschöpft wird.<sup>2</sup> In der Praxis nehmen zuständige Beamte und staatliche Angestellte großen Einfluss auf die Funktionsfähigkeit der Institutionen. Zudem sind gerade gewählte Politiker zentrale Figuren eines funktionierenden staatlichen Systems. Mit Gesetzen, Beschlüssen und Initiativen nehmen Politiker beeinflussen sie das wirtschaftliche und gesellschaftliche Leben der Bevölkerung stark.

Der Idealtyp eines Volksvertreters lässt sich jedoch nicht eindeutig fassen. Seit den Arbeiten des französischen Philosophen Jean-Jacque Rousseau wurden Politiker gerne als „wohlmeinende“ Repräsentanten des Volkes definiert, deren Handeln nur auf die bestmögliche Verwirklichung der Bürgerinteressen gerichtet ist. Allein das Umsetzen der bestmöglichen Politik ist jedoch schon mit

---

<sup>1</sup> Djankov et al. (2003) beschäftigen sich in ihrer Arbeit mit der Struktur effizienter Institutionen.

<sup>2</sup> Vgl. Fryer et al. (2005) zu Ineffizienzen der Diskriminierung; vgl. Lambsdorff (2002) zu Ineffizienzen der Korruption.

Problemen verbunden. Zum Beispiel ist eine Politik, welche sich komplett nach dem Wählerwillen richtet, nicht zwangsläufig auch dem Wohlergehen der Bevölkerung zuträglich. Eine objektive, zeitnahe Bewertung der Aktionen von Politikern ist zudem meist schwierig, speziell da jede politische Maßnahme sowohl Gewinner als auch Verlierer hervorbringt. Der österreichische Ökonom Joseph Schumpeter wendet sich zu Beginn des 20. Jahrhunderts von dem Politikerverständnis Rousseaus ab und sieht in gewählten Volksvertretern vor allem Individuen, welche durch ihre Eigeninteressen angetrieben werden. Aus diesen Überlegungen entwickelte sich letztlich die Wissenschaftsdisziplin der Public Choice (mit dem Teilgebiet der Neuen Politischen Ökonomie<sup>3</sup>), deren Kernannahme der amerikanische Ökonom James Buchanan wie folgt definiert:

*'Individuals must be modeled as seeking to further their own narrow self-interest, narrowly defined, in terms of measured net wealth position, as predicted or expected.'*  
(Buchanan, 1989, p. 20 - via Besley, 2007)

Das sehr eng gefasste Interesse von Politikern an den eigenen Vorteilen wird hier betont und wurde in der Folge in theoretischen Modellen insofern abgebildet, dass die modellierten Politiker sehr stark auf materielle und immaterielle Anreize reagieren. Aspekte wie das Wohlbefinden der Allgemeinheit werden somit nicht zwangsläufig als Leitmotiv für Politiker erachtet. In Abgrenzung zu idealtypischen, wohlmeinenden Politikern und den davon abgeleiteten effizienten demokratischen Abläufen, sind die Politiker in Modellen der Politischen Ökonomie also „normale“ Wirtschaftssubjekte, die auf Anreize reagieren und Eigeninteressen verfolgen. In der Demokratie kann somit durchaus der Fall eintreten, dass sich Ziele und Motive der Wähler (als Auftraggeber) von den Zielen und Handlungsmotiven der Politiker (als Beauftragte) unterscheiden. Solche Prinzipal-Agent-Probleme<sup>4</sup> können besonders dann auftreten, wenn Politiker oder Kandidaten für politische Ämter auf die Wahlkampfspenden großer Interessens- oder Lobbygruppen angewiesen sind. Der indirekte Einfluss, den große Wahlkampfspender dadurch ausüben, kann letztlich Ineffizienzen bedingen, wenn z.B. nach erfolgreicher Wahl staatliche Fördermaßnahmen klientelspezifisch ausgestaltet werden. Als anekdotische Evidenz sei hier auf den ehemaligen US-amerikanischen Vize-Präsidenten und Umweltaktivisten Al Gore verwiesen, der sich früh für die Förderung von Bioethanol einsetzte, dieses Engagement später jedoch als Fehler bezeichnete. In einer Rede erklärte er, dass seine Unterstützung für Bioethanol wahlkampf-taktischen Erwägungen geschuldet war (vgl. Wynn, 2010).

---

<sup>3</sup> Mueller (2003) hat ein umfangreiches Lehrbuch zur Public Choice veröffentlicht; Besley (2007) gibt einen kurzen Einblick in einige der Themen der Politischen Ökonomie. Kirsch (2004) sowie Persson und Tabellini (2000) haben umfangreiche Lehrbücher zur (Neuen) Politischen Ökonomie verfasst.

<sup>4</sup> Für eine Übersicht siehe z.B. Miller (2005).

Die Politische Ökonomie nähert sich dem politischen System neben theoretischer Modellierung auch durch empirische Untersuchungen an. Ziel der empirischen Forschung ist es dabei, Theorien und Hypothesen mit Hilfe von Beobachtungsdaten zu testen und kausale Zusammenhänge zwischen Politik, Wirtschaft und Gesellschaft zu ergründen. So wurden jüngst z.B. die Konsequenzen veränderter Anreizstrukturen für Politiker (Kotakorpi und Poutvaara, 2011) und die Folgen von Verfassungsänderungen auf die Politikerperformance (Dal Bó und Rossi, 2008) erforscht. Es ist festzustellen, dass eine Vielzahl empirischer Untersuchungen ihre Analyse auf Kommunaldaten stützt. Kommunale Betrachtungen bieten sich insofern an, da Gemeinden mit vergleichbaren rechtlichen und kulturellen Gegebenheiten eine vielversprechende Datengrundlage zur Identifikation von kausalen Effekten bieten. Auch im Fokus der vorliegenden kumulativen Dissertationsschrift steht die empirische Analyse politischer und wirtschaftlicher Zusammenhänge auf kommunaler Ebene.

Dieser Übersichtsartikel ist wie folgt aufgebaut. In Abschnitt 2 werden gesetzliche und verwaltungstechnische Informationen zu den bayerischen Kommunen zusammengefasst. Abschnitt 3 präsentiert und hinterfragt das Regressions-Diskontinuitäts-Verfahren (engl. regression discontinuity design; RDD), eine quasi-experimentelle Methode zum Aufdecken kausaler Wirkungszusammenhänge. Abschnitt 4 beschreibt, welche Auswirkungen ein hoher politischer Wettbewerb auf Gemeinden hat. Dies ist insofern von Interesse, da sich RDD Analysen im Bereich der politischen Ökonomie oft auf Beobachtungseinheiten beziehen, welche durch hohen politischen Wettbewerb gekennzeichnet sind. Abschnitt 5 gibt einen Literaturüberblick zu polit-ökonomischen Artikeln. Abschnitt 6 fasst den gesamten einleitenden Artikel zusammen und gibt einen Ausblick auf die folgenden Artikel der Dissertationsschrift.

## **2. Demokratie und politische Organe im deutschen Bundesland Bayern**

Im föderalen deutschen Staatensystem ist Bayern eines der 16 Bundesländer. Der Freistaat Bayern besitzt viele Kompetenzen und Pflichten, welche er eigenständig, unter Beachtung von Bundes- und Landesgesetzen, wahrnimmt. Grundlage des bayerischen Staates ist die bayerische Verfassung von 1946, wobei das Grundgesetz der Bundesrepublik Deutschland von 1949 Vorrang hat („Bundesrecht bricht Landesrecht“, vgl. Art. 31 GG). Bereiche, welche in die Zuständigkeit der Bundesländer fallen, sind u.a. Bildung, Wirtschaftsförderung und Teile der Besteuerung.

Die politischen Geschicke Bayerns werden auf Landesebene durch die Wahl des Bayerischen Landtages bestimmt. Bis zum Jahr 2000 bildete der Landtag gemeinsam mit dem Senat das bayerische Landesparlament, wobei dem Senat hauptsächlich beratende Funktionen zufielen.

Nachdem zum 1. Januar 2000 der Bayerische Senat abgeschafft wurde,<sup>5</sup> hat Bayern nun ein parlamentarisches Einkammersystem. Der Landtag, dessen Legislaturperiode beginnend mit der Wahl im Jahr 2008 von vier auf fünf Jahre verlängert wurde, tagt in der Landeshauptstadt München, dort ist auch der Sitz der Staatsregierung. Die Staatsregierung wird insofern durch das Parlament beeinflusst, da es den Ministerpräsidenten wählt und dessen Kabinett bestätigt. Des Weiteren stimmt der Landtag über die Gesetze und den Haushalt des Freistaates Bayern ab. Für gültige Beschlüsse reicht in der Regel eine einfache Mehrheit an Stimmen (vgl. Bayerischer Landtag, 2015a).

Die Christlich-Soziale Union in Bayern e.V. (CSU)<sup>6</sup> stellt seit den ersten Wahlen nach dem Zweiten Weltkrieg im Jahr 1946 stets die stärkste Fraktion im Bayerischen Landtag. Mit Ausnahme einer knapp dreijährigen Periode in den Jahren 1954-1957 stellt die konservative CSU immer auch den Ministerpräsidenten. Gerade die ersten Regierungen nach 1946 setzten sich aus Mitgliedern unterschiedlicher Parteien zusammen, später regierte die CSU weitestgehend eigenständig und mit absoluten Mehrheiten im bayerischen Landtag. Die Konservativen waren somit seit dem Jahr 1957 stets federführend an der bayerischen Staatsregierung beteiligt. Entsprechend sind die politischen Verhältnisse auf Landesebene von einer großen Kontinuität gekennzeichnet (vgl. Bayerischer Landtag, 2015b). Neben der bayerischen Staatsregierung gibt es in Bayern zusätzlich in den Regierungsbezirken Ober- und Niederbayern, Oberpfalz, Schwaben, Ober-, Mittel- und Unterfranken je eine regionale Regierung. Der jeweilige Regierungspräsident der sieben Regierungsbezirke wird vom bayerischen Innenminister benannt, die Regierungen gelten als staatliche Mittelbehörde und fungieren als Förderer der Region und als Verbindungsglied zur Staatsregierung (vgl. Bayerische Staatsregierung, 2015). Als weitere regionale Einteilung von Seiten der Staatsregierung gibt es 18 sogenannte Planungsregionen. Diese sollen bayernweit ausgewogene Lebensverhältnisse und vergleichbare wirtschaftliche Voraussetzungen schaffen, um somit einer Entvölkerung strukturschwacher Regionen entgegenzuwirken (Bayerisches Staatsministerium der Finanzen, für Landesentwicklung und Heimat, 2015). Im Jahr 2014 wurde die Thematik Landesentwicklung nach den Landtagswahlen durch einen Ministerposten aufgewertet.

Die bayerische Kommunalpolitik ist in sieben Bezirke, 71 Landkreise und 2056 Gemeinden gegliedert. Als kommunale Gebietskörperschaften besitzen die Bezirke demokratisch gewählte Verwaltungsorgane, was sie von den flächenmäßig deckungsgleichen Regierungsbezirken unterscheidet. Die Bezirke stellen die dritte Ebene der kommunalen Selbstverwaltung dar, als zweite Ebene gelten die 71 bayerischen Landkreise, die erste Ebene wird von 2056 politisch selbständigen

---

<sup>5</sup> Vgl. Bayerisches Gesetz- und Verordnungsblatt (1998)

<sup>6</sup> Die CSU ist die Schwesterpartei der Christlich Demokratischen Union (CDU); während sich die CDU im Rest Deutschlands zur Wahl stellt, tritt die CSU nur bei Wahlen in Bayern an.



Gemeinden gebildet.<sup>7</sup> Unter den Begriff Gemeinden fallen die Städte, Märkte sowie die sonstigen Gemeinden Bayerns. Dabei sind die Gemeinden den beiden anderen Ebenen nicht untergeordnet, die Ebenen der kommunalen Selbstverwaltung kooperieren und sind jeweils für unterschiedliche Aufgaben zuständig. Eine Besonderheit bilden kreisfreie Städte, welche sowohl die erste als auch die zweite kommunale Ebene in sich vereinen und deshalb keinem Landkreis zugeordnet sind. Die kommunale Aufgabenteilung kann beispielhaft am Schulwesen deutlich gemacht werden. Während Gemeinden für Grund- und Mittelschulen zuständig zeichnen, sind Landkreise unter anderem für Förderschulen zuständig, Bezirke leiten Spezialeinrichtungen wie Gehörlosenschulen. Die Ebenen zwei und drei übernehmen also meist Aufgaben, welche für eine einzelne Gemeinde schwer zu schultern sind oder die eine Zusammenarbeit mehrerer Gemeinden voraussetzen (Art. 28 Abs. 2 GG).

Die politischen Geschicke werden in den kommunalen Verwaltungsebenen (Bezirke, Landkreise, Gemeinden) durch gewählte Repräsentanten gelenkt, Kommunalwahlen finden alle sechs Jahre statt. Auf Gemeindeebene wird durch Wahl ein Gemeinderat bestimmt, dessen Größe von der Einwohnerzahl der Gemeinde abhängt. Zudem wird in einer unabhängigen Wahl ein Bürgermeister bestimmt, welcher die Geschäfte der Gemeinde leitet.<sup>8</sup> In kreisfreien Städten werden die Geschäfte von einem Oberbürgermeister geführt, als zweites Verwaltungsorgan steht ihm ein Stadtrat zur Seite. Alle Bürger kreiszugehöriger Gemeinden sind zudem berechtigt, in voneinander unabhängigen Wahlen einen Landrat sowie einen Kreistag zu wählen. Des Weiteren wird in den sieben bayerischen Bezirken jeweils ein Bezirkstag gewählt, die Bezirkstagsabgeordneten bestimmen dann ihrerseits einen Präsidenten. Gerade die Organe der zweiten und dritten Ebene der kommunalen Selbstverwaltung bilden eine organisatorische und politische Verbindung zwischen den Gemeinden und der Landespolitik.

Neben den aufgeführten Elementen der repräsentativen Demokratie werden von der bayerischen Bevölkerung regelmäßig verschiedene Formen der direkten Demokratie in Anspruch genommen. Auf Landesebene können seit Gründung des Freistaates Bayern im Jahre 1946 Gesetze initiiert werden (Volksbegehren und –entscheide), mittels direkter Demokratie wurde zum Beispiel die Abschaffung des bayerischen Senats (ehemals die zweite Kammer des bayerischen Parlaments) beschlossen. Zudem wurde durch einen Volksentscheid die direkte Demokratie im Jahr 1995 auf der kommunalen Ebene eingeführt. Mit den sogenannten Bürgerbegehren und –entscheiden können Bürger über geplante Projekte abstimmen (zum Beispiel Bewerbung für Olympische Spiele)<sup>9</sup> oder

---

<sup>7</sup> Seit 1946 gab es immer wieder kommunale Umstrukturierungen und Änderungen in der Anzahl an Gemeinden. Seit dem Jahr 1995 gibt es offiziell 2056 politisch selbständige Gemeinden, was aus der Online-Datenbank des bayerischen Landesamtes für Statistik hervorgeht.

<sup>8</sup> In Bayern gilt die Süddeutsche Ratsverfassung (Bayerischer Landtag, 1998).

<sup>9</sup> Die Bewerbung Münchens für die Olympischen Spiele 2022 wurde durch Bürgerentscheide in den Gemeinden Garmisch-Partenkirchen und München, sowie in den Landkreisen Berchtesgadener Land und Traunstein abgelehnt.

eigene Initiativen anstoßen. Unterabschnitt 1.5.3 geht auf mögliche ökonomische Auswirkungen der direkten Demokratie ein.

Für empirische Untersuchungen bietet die kommunale Ebene Bayerns insgesamt gute Voraussetzungen. Es liegen Daten für eine große Anzahl von unabhängigen Gemeinden vor, diese Gemeinden agieren in einem wirtschaftlich stabilen Bundesland und sehen sich einheitlichen und stabilen gesetzlichen Vorschriften gegenüber. Zudem stellt auf Landesebene seit langer Zeit die gleiche Partei die politische Führung.

### 3. Die Regressions-Diskontinuitäts-Analyse in der Politischen Ökonomie

Im Jahr 2013 veröffentlichte der Wissenschaftliche Beirat beim Bundesministerium für Wirtschaft und Energie ein Gutachten, welches die Evaluierung von wirtschaftspolitischen Fördermaßnahmen zum Thema hat (BMWl, 2013). In diesem Bericht wird das Problem diskutiert, wie kausale Effekte ergriffener Maßnahmen nachgewiesen werden können. Letztlich empfiehlt das Beratergremium den Einsatz experimenteller oder quasi-experimenteller Methoden, unter anderem wird die Regressions-Diskontinuitäts-Analyse (engl. regression discontinuity design; RDD) als Möglichkeit vorgeschlagen. Dieser Methode, welche bereits im Jahr 1960 erstmals im Bildungsbereich Anwendung fand (Thistlethwaite und Campbell, 1960), wird seit einigen Jahren vermehrt Beachtung geschenkt. So hat das Journal of Econometrics im Jahr 2008 der Regressions-Diskontinuitäts-Analyse ein Themenheft gewidmet (Imbens und Lemieux, 2008).

Der zur kausalen Zusammenhangsanalyse geeignete Regressions-Diskontinuitäts-Ansatz wird vom Wissenschaftlichen Beirat beim Bundesministerium für Wirtschaft und Energie so erläutert:

*„Wenn die Teilnahmemöglichkeit an einer Fördermaßnahme daran geknüpft ist, dass bestimmte Eigenschaften eines Unternehmens einen vorgegebenen Schwellenwert unter- oder überschreiten – wenn beispielsweise eine Forschungsförderung daran geknüpft ist, dass ein Unternehmen weniger als 250 Beschäftigte hat [...], dann bietet sich häufig die Nutzung des sogenannten Regressions-Diskontinuitäten-Ansatzes an. Dabei werden letztlich die Unternehmen just unter und just über dem Schwellenwert miteinander verglichen. Die zugrunde liegende Annahme besteht darin, dass sich zum Beispiel Unternehmen mit 240–249 Mitarbeitern kaum von Unternehmen mit 250–259 Mitarbeitern unterscheiden [...] – außer eben im Zugang zu der Fördermaßnahme. Diese Annahme lässt sich etwa daran testen, dass vor Einführung der Maßnahme keine beobachtbaren Unterschiede zwischen den beiden Gruppen bestanden haben. Solange es keine anderen Sprünge („Diskontinuitäten“) an dieser Stelle gibt, erlaubt der Ansatz,*

*den kausalen Effekt der Maßnahme wiederzugeben: Wenn die Ergebnisindikatoren an dieser Stelle einen Sprung aufweisen, ist dies auf die Maßnahme zurückzuführen [...].*

*Wichtig beim Regressions-Diskontinuitäten-Ansatz ist, dass die Förderempfänger nicht in der Lage sind, die Variable, die den Schwellenwert bestimmt, präzise zu manipulieren (nicht-präzise Manipulierbarkeit ist generell kein Problem, da dann die Variation in der Nähe des Schwellenwertes wiederum als zufällig angesehen werden kann). Eine solche Manipulationsmöglichkeit ist etwa dann nicht gegeben, wenn das Datum, auf das sich der Schwellenwert bezieht, in der Vergangenheit liegt und der Schwellenwert nicht zuvor bekannt war.“* *Quelle: BMWI (2013), S. 15*

Neben dem Einsatz in den Forschungsbereichen Wirtschaftsförderung (Becker et al., 2010), Bildung (Angrist und Lavy, 1999), Gesundheit (Almond und Doyle, 2011) und Verkehr (Carpenter und Dobkin, 2009), benutzen auch Forscher im Bereich der Politischen Ökonomie das RDD immer häufiger dafür, kausale Effekte aufzudecken.<sup>10</sup> Im politischen Kontext kann zum Beispiel untersucht werden, welchen Einfluss die Parteien auf Politikentscheidungen ausüben. Ähnlich dem BMWI-Beispiel zur Wirtschaftsförderung werden dazu Gemeinden gesucht, die sich kaum unterscheiden, dabei bezieht sich die Ähnlichkeit in diesem Fall auf die politischen Präferenzen der Wählerschaft. Knappe Wahlen, bei welchen eine erste (konservative) Partei nur wenige Wählerstimmen mehr bekommt als eine zweite (sozialdemokratische) Partei, werden mit Wahlen verglichen, bei welchen die zweite Partei eine knappe Mehrheit an Stimmen erhält. Besonders bei einem Mehrheitswahlrecht reichen wenige Stimmen aus, um große Unterschiede in den politischen Machtverhältnissen zu begründen. Unter diesen Umständen kann daraufhin der tatsächliche Einfluss der politischen Gesinnung von Regierenden auf politische Aktionsfelder abgeschätzt werden.

Durch vermehrte theoretische Arbeit zum Regressions-Diskontinuitäts-Verfahren wurde die Anerkennung des Verfahrens in der Wissenschaft in den letzten Jahren weiter gefestigt. Lee (2008) konnte zum Beispiel zeigen, dass die Aussagekraft von RDD Untersuchungen durchaus mit der von randomisierten Experimenten zu vergleichen ist. Da randomisierte Experimente gerade im politischen Bereich kaum möglich sind, bieten quasi-experimentelle Methoden neben natürlichen Experimenten und Laborexperimenten eine methodisch anerkannte Alternative.<sup>11</sup> Dabei finden neben den „klassischen“ Varianten des „Sharp“ und „Fuzzy“ RDD, welche sich unterschiedlichen Trennschärfen der Zuteilungsschwelle anpassen, immer mehr Varianten des RDD Anwendung.

So benutzen Barreca et al. (2011) die Methoden des „donut RD“, um die Möglichkeit einer Manipulation der Zuteilungsvariable auszuschließen. In ihren Beobachtungswerten aus dem

---

<sup>10</sup> Für eine fachübergreifende Auflistung von RDD-Artikeln vgl. Lee und Lemieux (2010); auch (Eggers et al., 2015) verweisen in ihrem Artikel auf eine Vielzahl von RDD-Analysen.

<sup>11</sup> Vgl. Palfrey (2013, 2009) für einen Einblick in durchgeführte Laborexperimente der Politischen Ökonomie.

Gesundheitsbereich stellen Sie fest, dass gerade der Schwellenwert, welcher entscheidend für den Zugang zu einer speziellen Behandlungsmethode ist, gehäuft auftritt. Die Autoren begründen diese Häufigkeit der Beobachtungen damit, dass die gesundheitlichen Messwerte (i.e. das Gewicht von Säuglingen) meist gerundet angegeben werden. So ist nicht nur eine Häufung der Beobachtungen am Schwellenwert, sondern auch an anderen „runden“ Werten zu erkennen. Da trotzdem eine bewusste Manipulation vorliegen kann und zudem die Sterblichkeitsrate an diesem speziellen Schwellenwert aus den übrigen Beobachtungsdaten heraussticht, schließen die Autoren Beobachtungen, welche genau dem Schwellenwert entsprechen, von ihrer Analyse aus. Dieses Vorgehen verändert die Ergebnisse, verglichen mit einer Analyse aller Beobachtungswerte, erheblich. Die gefundenen Effekte fallen nach Ausschluss der Schwellenwerte deutlich schwächer aus. Grembi et al. (2012) können im Bereich der politischen Ökonomie einen Difference-in-Discontinuities-Ansatz schätzen, wobei sie zum einen eine Veränderung in den Bestimmungen zu italienischen Kommunalfinzen, zum anderen unterschiedliche Regelungen für Gemeinden mit mehr als 5000 Einwohnern nutzen. Nielsen et al. (2010) zielen mit ihrer Strategie des Regression-Kink-Design darauf ab, dass nicht nur ein Sprung der abhängigen Variablen an der Schwelle Aussagekraft hat. Auch eine stark veränderte Steigung im Verlauf der abhängigen Variablen als kausaler Effekt auf eine spezielle Maßnahme kann wichtige Erkenntnisse liefern. Weitere Spezialfälle des RD wie z.B. eine fixed-effect RD Schätzung (Pettersson-Lidbom, 2012), eine first-difference RD Schätzung (Lemieux und Milligan, 2008) und eine dynamische RD Schätzung (Cellini et al., 2010) sind mittlerweile in Anwendung.

Dennoch sind durchaus berechtigte Kritikpunkte am RDD in der Literatur zu finden, zumeist stellen diese jedoch nicht die Methode als solche, sondern die jeweilige Umsetzung in konkreten Einzelfällen in Frage. So äußern Ade und Freier (2011) Bedenken an der konkreten Anwendung des RDD bei Egger und Koethenbuerger (2010). Egger und Koethenbuerger (2010) nutzen Veränderungen an gewissen Bevölkerungsschwellen im Bundesland Bayern aus, um den Effekt steigender politischer Repräsentanz auf Kommunalausgaben festzustellen. Ade und Freier (2011) kritisieren die Benutzung bayerischer Daten für das Forschungsvorhaben, da diese Grundvoraussetzungen des Regressions-Diskontinuitäts-Ansatzes nicht erfüllen. Die beiden soeben genannten Arbeiten werden in Abschnitt 5 noch genauer besprochen, da sie große Relevanz für die vorliegende Dissertationsschrift haben.

Weitere Beispiele für die kritische Auseinandersetzung mit dem RDD-Forschungsansatz finden sich in den Artikeln von Grimmer et al. (2012), Snyder (2005), Caughey und Sekhon (2011) und Vogl (2014), welche die Benutzung von Wahldaten zum US House of Representatives kritisieren. Die Kritik stützt sich insbesondere darauf, dass bei knappen Wahlen auffällige Verzerrungen der Ergebnisse hin zu einem hohen Prozentanteil an Amtsinhabersiegen (vgl. Snyder, 2005) erkennbar sind. Eine mögliche Beeinträchtigung oder Manipulation bei solch engen Wahlen durch den Amtsinhaber erscheint gegeben, was aber einen Verstoß gegen eine der Grundannahmen der Regressions-

Diskontinuitäts-Analyse bedeuten würde. In der Regel gilt die Annahme, dass Wahlergebnisse aufgrund unterschiedlichster Faktoren (Wetter, weltpolitische Ereignisse, Naturkatastrophen, Wahlkampfanstrengungen der Mitbewerber) nicht perfekt steuerbar sind. Falls Möglichkeiten zur genauen Steuerung des Wahlergebnisses vorliegen, ist die Anwendung des Regressions-Diskontinuitäts-Designs bei knappen Wahlen nicht angebracht.

Eggers et al. (2015) nehmen sich diese Anzeichen von systematischer Verzerrung bei knappen Wahlen im US-amerikanischen Repräsentantenhaus zum Anlass, um in einer Studie die Erfolgsaussichten von Amtsinhabern speziell bei knappen Wahlen zu analysieren. Dazu untersuchen die Autoren Daten aus zehn Ländern auf die systematischen Auffälligkeiten, insgesamt werden 20 Daten zu Nationalparlamentswahlen ausgewertet. Unter Anwendung unterschiedlicher in der Literatur empfohlene RDD-Varianten bestätigen Eggers et al. (2015) die von früheren Arbeiten (vgl. Grimmer et al., 2012; Snyder, 2005; Caughey und Sekhon, 2011; Vogl, 2014) aufgedeckten Auffälligkeiten bei den Wahlen zum US-Repräsentantenhaus. Bei allen anderen Wahlen jedoch finden sie keine Anzeichen für systematische Verzerrungen. Zudem zeigt eine genauere Analyse der Daten des US-Repräsentantenhauses, dass der überproportional hohe Anteil von Siegen der Amtsinhaber bei engen Wahlen nur in einer Periode nach dem 2. Weltkrieg festzustellen ist. Durch alleiniges Betrachten der Daten kann nicht zweifelsfrei geschlossen werden, ob die gefundene Verletzung der im RDD zentralen Kontinuitätsannahme (an den Grenzen) in dem vorliegenden Setting tatsächlich zufällig auftritt. Andererseits kann auch bei anderen Wahlsettings nicht ausgeschlossen werden, dass Möglichkeiten zur Manipulation vorhanden sind, welche sich jedoch nicht aufdecken lassen. Eggers et al. (2015) stellen deshalb zusätzlich theoretische Betrachtungen zu Möglichkeiten der Wahlmanipulation an. Alle von Ihnen theoretisch beschriebenen Voraussetzungen für eine Manipulation (wie z.B. exakte Ergebnisvorhersage, manipulierte Stimmnachzählungen) weisen sie jedoch für das US-Repräsentantenhaus als nicht zutreffend zurück. Die aufgetretene Verzerrung bei knappen Wahlen zum US-amerikanischen Repräsentantenhaus kurz nach dem 2. Weltkrieg sehen sie letztlich als zufällig an.

Wettbewerb kann aber nicht nur im Fall der Kandidatur eines Amtsinhabers zu Verzerrungen führen. Mittlerweile kennt die Literatur verschiedene Effekte, die intensiver politischer Wettbewerb verursacht (vgl. Besley und Preston, 2007). Da politischer Wettbewerb in vielen RDD-Studien als Zuteilungsvariable verwendet wird, ist Abschnitt I.4 dem politischen Wettbewerb gewidmet. Dabei soll im Besonderen geklärt werden, inwieweit Wettbewerb mögliche Ergebnisse und die Aussagekraft von RDD-Analysen beeinflusst und die Verallgemeinerung von gefundenen Ergebnissen einschränkt.

## 4. Politischer Wettbewerb und seine Bedeutung

Laut überzeugender Evidenz haben staatliche Institutionen enormen Einfluss auf die historische Entwicklung von Ländern genommen. Seit einigen Jahren wird nun auch die Rolle des politischen Wettbewerbs genauer beleuchtet. Intensive theoretische Studien zum politischen Wettbewerb hat schon Downs (1957) angestellt, seine Arbeit hat viele Forschungsbemühungen in dem Bereich nach sich gezogen. Gerade empirische Untersuchungen zum politischen Wettbewerb konnten in jüngerer Zeit Evidenz erbringen (vgl. Acemoglu und Robinson, 2000; 2006a), dass auch der Wettstreit um politische Ämter einen signifikanten Einfluss auf die wirtschaftliche Entwicklung und die wirtschaftspolitische Ausrichtung von Staaten hat. Der politische Wettbewerb kann jedoch sowohl positive als auch negative Auswirkungen entfalten. Angesichts dieser Erkenntnisse soll ein Überblick über die Bedeutung des politischen Wettbewerbs im Allgemeinen gegeben, zudem die konkrete Situation in Bayern beschrieben und letztlich die Anwendbarkeit des Regressions-Diskontinuitäts-Ansatzes in Situationen großen politischen Wettbewerbs bewertet werden.

### 4.1. Literaturbetrachtung zum Politischen Wettbewerb

Wettbewerb bzw. fehlender Wettbewerb beeinflusst laut ökonomischer Theorie das resultierende Marktergebnis entscheidend. Analog dazu sollte auch ein Monopol in politischer Repräsentanz zu einer gewissen Form von Marktversagen führen. Politischer Wettbewerb dagegen könnte eine positive Wirkung entfalten und Politiker im Streben nach persönlichen Renten zügeln. Eine Fragestellung in der ökonomischen Auseinandersetzung mit „politischen Märkten“ ist somit, inwieweit monopolistische Strukturen in der Politik in einem Kausalzusammenhang zu Ineffizienzen und Fehlallokationen stehen.

In ihrem Artikel mit theoretischem Modell und empirischer Überprüfung zeigen Besley et al. (2010), dass ein starker politischer Wettbewerb in einzelnen US-amerikanischen Staaten zu wachstumsfreundlichen Politikentscheidungen geführt hat. Dieser Zusammenhang bleibt auch dann bestehen, wenn für die Parteizugehörigkeit der Regierungspartei kontrolliert wird und auf das quasi-experimentelle Instrumenten-Variablen-Verfahren zurückgegriffen wird.<sup>12</sup>

Acemoglu und Robinson (2006a) stellen fest, dass neben dem Maß an politischem Wettbewerb auch die Sicherheit des Machtanspruchs der politischen Eliten Einfluss auf die Reformbereitschaft und Reformgeschwindigkeit eines Landes hat. Länder mit hohem politischem Wettbewerb (USA) oder stabilen politischen Machtstrukturen (England, Deutschland) haben sich im 19. Jahrhundert als

---

<sup>12</sup> Als Instrument wird der Anteil der Bevölkerung in den südlichen Bundesstaaten benutzt, welcher bis 1965 von Wahlrestriktionen (Lesefähigkeits-Tests; Wahlsteuer) betroffen war. Diese Restriktionen schränkten den politischen Wettbewerb in den Südstaaten stark ein und wurden erst durch eine auf Bundesebene verordnete Gesetzesänderung aufgehoben.

reformfreudig und gegenüber Modernisierung und Veränderung der wirtschaftlichen Strukturen aufgeschlossen gezeigt. Autokratien dagegen, welche mit wirtschaftlichen Veränderungen auch die Gefahr von politischen Machtveränderungen verbanden (Österreich-Ungarn, Russland), haben Modernisierungsbestrebungen lange unterlassen oder gar bekämpft. Nach dieser Theorie kann bei langfristig sicherer politischer Macht wirtschaftlicher Fortschritt auch ohne politischen Wettbewerb stattfinden. Acemoglu und Robinson (2006a) folgern, dass Bestrebungen zum Bewahren der ökonomischen Verhältnisse im Allgemeinen von Bestrebungen zum politischen Machterhalt dominiert werden.

Politischer Wettbewerb kann aber auch im Fall einer Parteiendemokratie negative Folgen haben. So geben die Autoren Lizzeri und Persico (2005) zu bedenken, dass sich eine große Anzahl von im Parlament vertretenen Parteien negativ auf die Funktionsfähigkeit und Stabilität einer Regierung auswirken kann. Kleinere Ein-Themen-Parteien könnten statt eines umfassenden Wahlprogrammes nur ihre spezielle Thematik ohne Rücksicht auf andere Aspekte verfolgen und ihre jeweiligen politischen Plattformen ohne Kompromissbereitschaft vertreten. Der mangelnde politische Pragmatismus kann für eine mehrere Parteien umfassende Regierungskoalition bedeuten, dass kein Regierungsfaden umgesetzt werden kann. Das Auftreten von Ineffizienzen erscheint in diesem Fall als wahrscheinlich. Diese Gefahren rechtfertigen nach Ansicht von Lizzeri und Persico (2005) parlamentarische Prozenzhürden in Verhältniswahl-Systemen bzw. begründen die Anwendung verschiedener Formen des Mehrheitswahlrechts. In eine ähnliche Richtung zielt ein Urteil des Bundesverfassungsgerichts aus dem Jahr 2014 (BVerfG, 2014), wonach Prozenzhürden bei Wahlen prinzipiell dann berechtigt sind, wenn sie eine zu große politische Aufsplitterung von Parlamenten verhindern.<sup>13</sup> Ein weiterer nachteiliger Effekt des immer wiederkehrenden politischen Wettbewerbs ergibt sich dadurch, dass der Entscheidungshorizont für Politiker aufgrund von Wahlkämpfen auf kurzfristige Ergebnisse abzielt (Gersbach, 2004), langfristige Strategien werden nicht umgesetzt.

Überträgt man diese Forschungsergebnisse auf Bayern, waren die politischen Verhältnisse der Entwicklung Bayerns wohl förderlich. Der in der bayerischen Landespolitik seit den 1950er Jahren fehlende politische Wettbewerb könnte sich positiv ausgewirkt haben, da er die Bereitschaft der Eliten, wirtschaftliche Reformen durchzuführen, gefördert hat. Mit dem Wissen um die sicheren politischen Machtverhältnisse musste das Bewahren der bestehenden wirtschaftlichen Zustände nicht als übergeordnetes Ziel verfolgt werden. Die Elite konnte durch die Umwandlung von einem Agrarstaat hin zu einem Industrie- und Dienstleistungsstandort eine Steigerung der Gesamtwohlfahrt aktiv verfolgen. Unsicherheiten bezüglich wirtschaftlicher Auswirkungen und das Risiko monetärer Verluste wurden akzeptiert, da ein Ausgleich entstehender wirtschaftlicher Nachteile aufgrund der

---

<sup>13</sup> Im konkreten Fall wurden jedoch Prozenzhürden als unzulässig erachtet, da das europäische Parlament in der jetzigen Form schon derart zersplittert ist, dass eine deutsche Prozenzhürde keine Vorteile verspricht.

bestehenden politischen Konstellation durch entsprechende Umverteilung immer als möglich erachtet wurde. Zudem können die bayerischen Verhältnisse als anekdotische Evidenz für die These dienen, wonach das Vorhandensein weniger Fraktionen der Funktionsfähigkeit eines Parlamentes zuträglich ist. Das bayerische Nachkriegsparlament zeichnete sich immer durch wenige Parteien und eine große Dominanz der CSU aus. Bei meist nur drei unabhängige Fraktionen bestand nie die Gefahr politischer Zersplitterung, Anreize zur langfristigen Strategieausrichtung waren gegeben. Die kleine Anzahl von maximal fünf Parteien wurde in den Landtagswahlen von 1946 bis 1970 durch eine 10%-Hürde auf Ebene der Bezirke gewährleistet, ab den Wahlen 1974 durch eine landesweite 5%-Hürde.

Konkrete Effekte des politischen Wettbewerbs auf kommunale Ausgaben in Bayern können Freier und Odendahl (2012) aufdecken. Die Autoren zeigen anhand bayerischer Kommunaldaten, dass Gemeinden mit einer einzigen Regierungspartei weniger Ausgaben haben als vergleichbare Gemeinden mit mehreren koalierenden Regierungsparteien. Dies könnte ein Indiz für effizientere Regierungsführung sein. Auch in anderen Ländern konnten Effekte politischen Wettbewerbs auf die Kommunalpolitik nachgewiesen werden. So untersuchen Solé-Ollé und Viladecans-Marsal (2013) in einer Studie den Zusammenhang zwischen politischem Wettbewerb und der Erschließung neuen Baulandes in spanischen Gemeinden. Die Autoren treffen die Annahme, dass die Neuerschließung von Bauland im Interesse weniger Großgrundbesitzer liegt. Gerade diese Großgrundbesitzer profitieren z.B. durch die Umwandlung von Agrarfläche in Bauland, die Mehrheit der Gemeindemitglieder wird durch die Neuerschließung dagegen negativ beeinflusst, da z.B. der Wert ihrer Immobilien fällt.<sup>14</sup> Es zeigt sich, dass großer politischer Wettbewerb und enge Wahlen die Erschließung neuer Baufläche signifikant reduziert, bei fehlendem politischem Wettbewerb wird dagegen vermehrt Bauland erschlossen. Dies gilt den Autoren als Bestätigung ihres theoretischen Modells, welches bei sicherer Machtbasis größeren Spielraum für das Bedienen von Einzelinteressen sieht.<sup>15</sup> Ashworth et al. (2006) betrachten den politischen Wettbewerb in flämischen Gemeinden und stellen fest, dass mit abnehmendem Wettbewerb auch die Effizienz der Gemeindeverwaltung sinkt. Zwar entsteht mit mehr Wettbewerb eine größere Fragmentierung der Stadtparlamente, die negativen Effekte der Fragmentierung werden jedoch durch die positiven Effekte aufgewogen, was insgesamt zu einer Effizienzsteigerung führt. Johansson (2003) zeigt in ihrem Artikel, dass in Schweden gerade die Regionen mit hohen Zuschüssen bedacht werden, welche sich durch hohen politischen Wettbewerb auszeichnen; das Maß an Wettbewerb bestimmt die Autorin durch die

---

<sup>14</sup> Da laut Eurostat-Daten ca. 85% des Wohneigentums in Spanien auch von den Eigentümern bewohnt wird, würden sinkende Immobilienpreise in spanischen Kommunen tatsächlich die Bevölkerungsmehrheit schädigen.

<sup>15</sup> Mögliche Endogenitätsprobleme werden in der Analyse durch einen Instrumenten-Variablen-Ansatz beachtet. Eine Analyse der Ausweisung von kommerziell nutzbarem Bauland in Deutschland haben Buettner und Ebertz (2012) vorgenommen. Hauptaugenmerk von deren Analyse liegt jedoch auf dem steuerlichen Wettbewerb zwischen Gemeinden.



abgeleitete, geschätzte Anzahl an potenziellen Wechselwählern (Swing Voters).<sup>16</sup> Durch die Zuschüsse der übergeordneten staatlichen Stellen sollen wohl, so die Vermutung der Autorin, umkämpfte Regionen für die regierende Partei gewonnen werden. Ein weiteres Beispiel der Relevanz politischen Wettbewerbs findet sich bei Fiva und Natvik (2013), welche die getätigten Investitionen in norwegischen Gemeinden untersuchen. Die Autoren konnten beobachten, dass sich Politiker bei Investitionsentscheidungen von der Wahrscheinlichkeit ihrer Wiederwahl beeinflussen lassen. Bei einer sicheren Wiederwahl bedenken Politiker gerade jene Themenbereiche mit hohen Investitionszuwendungen, welche als klassische Themengebiete der eigenen Klientel aufgefasst werden. Bei unsicherer Wiederwahl werden die Investitionen dagegen gleichmäßig über alle Themengebiete gestreut, was die Zustimmung einer möglichst breiten Wählerschaft sichern soll.

Unabhängig von konkreten Politikentscheidungen kann politischer Wettbewerb zudem Einfluss auf die Qualität von Politikern nehmen. So konnten Paola und Scoppa (2011) anhand kommunaler Daten zeigen, dass in politisch umkämpften Gemeinden die Bildung von Politikern zunimmt.<sup>17</sup>

#### **4.2. Politischer Wettbewerb in den bayerischen Kommunen**

Durch die in Abschnitt 4.1 aufgeführten Erkenntnisse wird klar, dass in die Auswertung und Analyse kommunaler Daten auch der politische Wettbewerb miteinbezogen werden sollte. Die politische Landschaft Bayerns dürfte aus der Perspektive eines außenstehenden Beobachters relativ monoton und CSU-dominiert erscheinen. Dies trifft die Situation bei überregionalen Landtags-, Bundestags-, und Europaparlamentswahlen sehr gut, traditionell wird die CSU mit großem Abstand und oft mit über 50% der abgegebenen Stimmen stärkste Partei.

Die bayerische Kommunalpolitik dagegen ist heterogener und findet unter größerem Wettbewerb statt. Eine Betrachtung der 2056 Gemeinden zeigt zwar, dass die CSU auch auf kommunaler Ebene die stärkste Einzelpartei ist, der politische Wettbewerb in den Gemeinden wird aber gerade von vielen Ein-Themen-Bündnissen und Wählervereinigungen bereichert (siehe Tabelle 1). Diese kommunalen Wählervereinigungen sind parteipolitisch unabhängig und handeln auch in den einzelnen Gemeinden unabhängig voneinander, die freien und unabhängigen Wählergemeinschaften e. V. (Freie Wähler) ist die bekannteste kommunale Wählervereinigung.<sup>18</sup> Neben der CSU und den Wählergemeinschaften spielt auch die zweite große deutsche Volkspartei,

---

<sup>16</sup> Unter Annahme ein-gipfliger Wahlpräferenzen kann anhand von beobachteten Wahlergebnissen die Anzahl potenzieller Wechselwähler bestimmt werden.

<sup>17</sup> Siehe Artikel IV der Dissertationsschrift für eine ausführliche Diskussion zur Qualitätsmessung bei politischen Repräsentanten.

<sup>18</sup> Auf Landesebene ist seit 2008 die von den kommunalen Vereinigungen eigenständige Partei der Freien Wähler im bayerischen Landtag vertreten.

**Tabelle 1 Bayerische Kommunalpolitik**

	Bayern	CSU	SPD	FW <sup>19</sup>	Grüne	Kooperationen <sup>20</sup>
Bürgermeister	12 197	5 780	1 637	4 769	5	0
Gemeinderäte	199 817	69 236	30 354	75 562	2 096	8 875

Anmerkungen: Die Daten des bayerischen Landesamtes für Statistik umfassen Daten von sechs regulären Wahlperioden. Die hier angegebenen Ergebnisse sind Bestandsaufnahmen nach den regulären Wahlterminen in den Jahren 1978, 1984, 1990, 1996, 2002, 2008, 2014.

die Sozialdemokratische Partei Deutschlands (SPD), eine wichtige Rolle in der bayerischen Kommunalpolitik. Dabei ist die SPD vor allem in Großstädten erfolgreich, beispielsweise wurden in der Landeshauptstadt München in dreizehn Wahlen seit 1952 zwölf SPD-Kandidaten zum Oberbürgermeister gewählt (muenchen.de, 2014).

Die drei genannten Lager dominieren die bayerische Kommunalpolitik, andere in Deutschland etablierte politische Parteien spielen eine untergeordnete Rolle und sind meist nur in den Kommunalgremien größerer Städte vertreten.

### 4.3. Kennzahlen des politischen Wettbewerbs in Bayern

Für die Messung des politischen Wettbewerbs haben sich über die Jahre gerade in der Politikwissenschaft verschiedene Verfahren etabliert. Die Intensität des Wettbewerbs in den bayerischen Kommunen kann dank umfangreicher kommunaler Wahldaten für sechs Legislaturperioden (1978, 1984, 1990, 1996, 2002, 2008) ermittelt werden, die dafür benötigten Daten stellt das Bayerische Landesamt für Statistik und Datenverarbeitung zur Verfügung.<sup>21</sup> Im Folgenden werden ausgewählte Methoden zur Messung des politischen Wettbewerbs präsentiert.

Eine erste, in der Literatur weit verbreitete Methode zur Berechnung politischen Wettbewerbs ist die sogenannte „margin of victory“ (vgl. Johansson, 2003; Svaleryd und Vlachos, 2009; Fiva und Natvik, 2013; Besley et al., 2010). Hierzu wird vom Stimmenanteil des Amtsinhabers bzw. der regierenden Partei 0,5 abgezogen, es wird also der Abstand zur 50%-Stimmenmehrheitsgrenze berechnet. Besley et al. (2010) beachten abweichend dazu für die Untersuchung US-amerikanischer Staaten nicht den Stimmanteil des Gewinners, sondern subtrahieren jeweils vom Stimmanteil der Demokraten den Wert 0,5. Der Betrag des Resultats wird daraufhin mit minus Eins multipliziert. Der Wertebereich dieses Indikators für politischen Wettbewerb liegt somit immer zwischen -0,5 und 0; je

<sup>19</sup> Freie Wähler und andere Wählergruppen.

<sup>20</sup> Die Statistik enthält Informationen zu ‚Gemeinsamen Wahlvorschlägen‘ verschiedener Gruppen oder Parteien.

<sup>21</sup> Daten zu Gemeinderatswahlen und Bürgermeisterwahlen werden analysiert. Bayerische Bürgermeister sind Vorsitzende des Gemeinderats und haben dort auch Stimmrecht. Im Beobachtungszeitraum fanden bei ca. 5% der Gemeinden die Bürgermeisterwahlen zu einem anderen Zeitpunkt als die Gemeinderatswahlen statt. Dies ist durch vorzeitiges Ausscheiden des Bürgermeisters aus dem Amt und damit verbundenen Neuwahlen zu erklären. Im Gegensatz dazu finden Gemeinderatswahlen bayernweit immer zu einheitlichen Terminen statt, Ausnahmen ergeben sich nur äußerst selten (z.B. bei Wahlmanipulationen).

näher der berechnete Wert an der Null liegt, desto größer ist der Wettbewerb. Formal dargestellt ergibt sich der Wert wie folgt:

$$k_{st} = -|d_{st} - 0,5|,$$

wobei  $d_{st}$  den Stimmenanteil der Demokraten in Staat  $s$  zum Zeitpunkt  $t$  darstellt. Bei einer Anpassung der Berechnungsformel auf bayerische Daten wird die konservative CSU als Referenzpartei benutzt.

Die Idee hinter diesem Indikator ist, die Anzahl an potenziellen Wechselwählern (*swing voters*) abzubilden. Je größer der Wert der „margin of victory“, je größer also der Vorsprung gegenüber den konkurrierenden Parteien, desto näher liegt die Position des Medianwählers an der politischen Plattform der Regierungspartei. Die Annahme einer ein-gipfligen, um den Medianwähler symmetrischen Wählerdichtefunktion hat zur Folge, dass die Anzahl der swing voters mit der Höhe des Wahlsieges sinkt.<sup>22</sup> Die Anzahl der potenziellen Wechselwähler ist insofern wichtig, da durch eine hohe bzw. niedrige Anzahl an potenziellen Wechselwählern durch Parteientscheidungen viele oder wenige Wählerstimmen riskiert werden. Dahlberg und Johansson (2002) schlagen eine exaktere Modellierung der Wählerdichte vor, da die politischen Einstellungen durch ein alleiniges Beachten der Stimmenunterschiede bei Wahlen sehr vereinfacht dargestellt sind. Ein Vorgehen im Sinne von Dahlberg und Johansson (2002) stellt jedoch hohe Ansprüche an die Datengrundlage, welche durch gesonderte Umfragen zu politischen Einstellungen erfüllt werden könnten. Da es in der Literatur Hinweise gibt, dass die Anwendung der unterschiedlichen Methoden zu sehr ähnlichen Resultaten führt (Svaleryd und Vlachos, 2009), begnügt sich der vorliegende Artikel mit der Benutzung tatsächlicher Wahldaten als Berechnungsgrundlage für verschiedene Wettbewerbsindikatoren.

Neben der Anzahl der am politischen Wettbewerb beteiligten Parteien (vgl. Lizzeri und Persico, 2005) als einem einfach zu ermittelndem Wettbewerbsindikator ist die Volatilität, also die Veränderung im Wahlverhalten und den Stimmanteilen, ein ausdrucksstarker Index für den politischen Wettbewerb (vgl. Pedersen, 1979; Ashworth et al., 2006). Die Volatilität wird in der Regel durch folgende Formel abgebildet:

$$Volatility_{t-1,t} = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n |V_{i,t} - V_{i,t-1}|,$$

wobei  $V$  den Anteil der jeweiligen Partei an der Gesamtstimmzahl der aktuellen Wahlperiode  $t$  bzw. in der vorhergehenden Wahlperiode  $t-1$  angibt und  $n$  die Anzahl der mit Stimmen bedachten Parteien repräsentiert. Das Interesse an der Volatilität hängt mit der Erkenntnis zusammen, dass wirklicher politischer Wettbewerb nur dann vorhanden ist, wenn Wähler auch tatsächlich auf

---

<sup>22</sup>Vgl. Solé-Ollé und Viladecans-Marsal (2013) für eine ausführliche Darstellung.

unterschiedliche politische Plattformen reagieren. Ohne Wechselwähler, d.h. ohne die Bereitschaft das Wahlverhalten nach Parteiprogrammen auszurichten, ist der politische Wettbewerb von vornherein stark eingeschränkt.

Als weiterer Indikator findet der Herfindahl-Index Anwendung. Dieser Index misst ganz allgemein die Konzentration in einem Markt. Im politikwissenschaftlichen Kontext bildet er den Wettbewerb auf dem politischen Markt ab (vgl. Paola und Scoppa, 2011). Die Berechnungsformel lautet:

$$H = \sum_{i=1}^n \left[ \frac{v_i}{\sum_{j=1}^n v_j} \right]^2 = \sum_{i=1}^n V_i^2 ,$$

wobei  $n$  die Anzahl der Parteien bezeichnet,  $v_i$  die Stimmen für die einzelnen Parteien angibt und  $V_i$  den Stimmenanteil der einzelnen Parteien bezeichnet. In die politische Literatur wurde zudem ein sehr ähnlicher Index von Rae (1967) eingeführt. Rae's electoral F wird dargestellt durch:

$$F_e = 1 - \sum_{i=1}^n V_i^2 .$$

Zwei weitere Indikatoren für die Berechnung des politischen Wettbewerbs wurden von Paola und Scoppa (2011) für ihre Analysen benutzt. Die beiden Kennzahlen ergeben sich durch den Abstand zwischen dem gewählten Bürgermeister und seinem schärfsten Konkurrenten bzw. durch den Anteil der Sitze derjenigen Parteien, welche den Bürgermeister unterstützen. Diese Werte werden von Eins subtrahiert:

1 - (% Bürgermeister - % schärfster Mitbewerber) ;

1 - % Sitze der Bürgermeisterpartei(en).

Obwohl die eben aufgeführten Formeln für die Kennzahlen unbestritten sind,<sup>23</sup> ist die konkrete Anwendung je nach Studie und Autor durchaus unterschiedlich. So verwenden einige Autoren (Besley et al., 2010; Johansson, 2003) die Wahldaten zu Beginn einer Wahlperiode um daraufhin getroffenen Entscheidungen zu analysieren bzw. zu deuten. Dies wird gerade auch als ein Mittel angesehen, Endogenität zwischen politischen Entscheidungen und dem Wahlausgang zu vermeiden. Da aber kein Einvernehmen darüber besteht, dass das Benutzen vorgelagerter Wahldaten das Endogenitäts-Problem tatsächlich löst (vgl. Larcinese et al., 2013), benutzen andere Forscher (Svaleryd und Vlachos, 2009; Fiva und Natvik, 2013) für ihre Untersuchungen Wahldaten nachgela-

---

<sup>23</sup> Jaime-Castillo (2008) hat ein Modul für die Statistik-Software Stata programmiert, welches bei geeigneter Datengrundlage in der Lage ist, viele unterschiedliche Wahlindikatoren zu berechnen.

**Tabelle 2 Kennzahlen des politischen Wettbewerbs**

Kennzahl	Datengrundlage	Werte Bayern	Referenzwerte
<i>Margin of Victory</i>	Bürgermeisterwahl	0.238	-
	Gemeinderatswahl	0.71	0.81 (Svaleryd und Vlachos, 2009)
<i>Margin of Victory</i> (Besley)	Gemeinderatswahl	-0.187	US: -0.097; southern: -0.172 (Besley et al., (2010))
Anzahl der Kandidaten	Bürgermeisterwahl	1.915	-
Anzahl der Parteien	Gemeinderatswahl	2.65	5 (Ashworth et al., 2006)
Unterschied Hauptkonkurrenten	Bürgermeisterwahl	0.79	0.75 (Paola und Scoppa, 2011)
Sitzanteil Bürger- meisterkoalition	Gemeinderatswahl	0.372	0.31 (Paola und Scoppa, 2011)
<i>Herfindahl-Index</i>	Bürgermeisterwahl	0.36	-
	Gemeinderatswahl	0.28	-
<i>Rae's electoral F</i>	Bürgermeisterwahl	0.64	-
	Gemeinderatswahl	0.72	0.56 (Paola und Scoppa, 2011)
Volatilität (gesamt)	Bürgermeisterwahl	4.02	-
	Gemeinderatswahl	4.01	20.9 (Ashworth et al., 2006)
Volatilität (zwischen Blöcken)	Bürgermeisterwahl	3.67	-
	Gemeinderatswahl	2.59	-

Anmerkungen: Die Tabelle gibt eine Übersicht zu bekannten Kennzahlen des politischen Wettbewerbs. Es sind sowohl die für Bayern berechneten Werte als auch Referenzwerte aus der Literatur angegeben.

Quelle: eigene Berechnungen; angegebene Literaturquellen

gerter Abstimmungen. Die Problematik der Endogenität wird z.B. bei Svaleryd und Vlachos (2009) durch die Instrumenten-Variablen-Methode beachtet. Als Instrument benutzen die Autoren die anhand von Abstimmungsergebnissen zu Landtagswahlen gemessene politische Gesinnung in schwedischen Gemeinden, wie sie vor der Einführung neuer Regularien zu beobachten war.

Wie aus Tabelle 2 abzulesen ist, bewegen sich die Kennzahlen für die bayerische Kommunalpolitik in einem durchaus üblichen Rahmen, sodass eine Benutzung und Auswertung der Daten für nachfolgende Analysen möglich ist. Insgesamt lässt sich feststellen, dass trotz der Stärke der konservativen CSU auf Landesebene in den Kommunen durchaus ein gesunder Wettbewerb herrscht und regelmäßige Wechsel in den Machtstrukturen der Gemeinden zu beobachten sind.

#### 4.4. RDD und politischer Wettbewerb

Das Regressions-Diskontinuitäts-Verfahren legt besonderen Wert auf Schwellen, deren Überschreiten eine klare Veränderung der Rahmenbedingungen bedeutet. Wenn beim RDD die Stimmenmehrheit als Schwelle benutzt wird (i.e. 50% der abgegebenen Stimmen), bedeutet dies eine

Fokussierung auf Wahlen, die unter starkem Wettbewerb stattfinden. Ergebnisse und Effekte, welche an diesen Schwellen gefunden werden, könnten jedoch verzerrt sein, wenn großer politischer Wettbewerb das Verhalten von Politikern beeinflusst. Nichtsdestotrotz wird die 50%-Schwelle in der Literatur häufig benutzt (vgl. z.B. Pettersson-Lidbom, 2008). Dies ist durchaus möglich, eventuelle Verzerrungen sollten jedoch bei einer Ergebnisinterpretation bedacht werden. Wenn bei zugrundeliegendem großem politischem Wettbewerb parteispezifische Einflussnahme aufgedeckt werden kann, ist anzunehmen, dass sich Politiker aufgrund des vorhandenen Wettbewerbs bei der Umsetzung parteipolitischer Präferenzen selbst beschränken. Allgemein ist festzuhalten, dass Ergebnisse, welche durch eine derartige RDD Analyse entstehen, einen vorhandenen Effekt wohl unterschätzen.

## **5. Literaturüberblick politökonomischer Kommunalstudien**

Die Erforschung des komplexen Zusammenspiels von Wirtschaft und Politik sollte sich nicht auf das Aufdecken einfacher Zusammenhänge beschränken. Ziel der vielen Forschungsbemühungen in der politischen Ökonomie ist es, letztlich tatsächliche kausale Zusammenhänge eindeutig zu identifizieren. Den wissenschaftlichen „Goldstandard“ zur Aufdeckung von Kausalität setzen Experimente, die Durchführung von klar abgegrenzten Experimenten ist jedoch in der Wirtschaftswissenschaft oft nicht möglich bzw. moralisch nicht zu vertreten. Eine Möglichkeit, dieses Hindernis zu umgehen, bietet sich durch experimentelle Forschung mittels Laborexperimenten, wie sie z.B. von Palfrey (2013) im Kontext der Politischen Ökonomie durchgeführt wurden. Bei entsprechender Datengrundlage bieten sich als weitere Ansätze zudem natürliche Experimente oder quasi-experimentelle Untersuchungen an.

Für die vorliegende Dissertationsschrift besonders relevant sind Forschungsartikel, welche quasi-experimentelle Methoden (Difference-in-Differences-Ansatz; Instrumenten-Variablen Methode; Regressions-Diskontinuitäts-Methode) auf Kommunaldaten anwenden. Im folgenden Abschnitt werden Artikel präsentiert, welche unterschiedliche Fragestellungen durch Untersuchungen auf der kommunalen Ebene behandeln.

### **5.1. Klientelpolitik**

Laut anekdotischer Evidenz zeichnen sich gerade autoritär geführte Staaten durch ein hohes Maß an Klientelpolitik aus, spezielle Gruppen profitieren stark von den Verbindungen zum politischen Führungszirkel. Auch in westlichen Demokratien kann Klientelpolitik (engl. pork barrel politics) beobachtet werden, Politiker setzen z.B. den Anspruch abgegrenzter Gruppen auf Fördergelder und

andere staatliche Zuwendungen durch. Da dieses Verhalten aus individueller Politikersicht durchaus als rational gewertet werden muss (vgl. Weingast et al., 1981), möchte die politische Ökonomie Umfang, Voraussetzungen und beeinflussende Faktoren von Klientelpolitik aufdecken.

Mit Hilfe von Klientelpolitik können Politiker z.B. die eigene Wiederwahl absichern oder den Wechsel in die Privatwirtschaft vorbereiten. Da die Kosten für Fördergelder oder gezielte staatliche Maßnahmen auf alle Steuerzahler umgelegt werden, fallen die negativen Aspekte hoher staatlicher Ausgaben im individuellen Kalkül kaum ins Gewicht. Die sich ergebenden Renten für speziell abgegrenzte Gruppen können dagegen durchaus beträchtlich sein. Die Abgrenzung der Gruppen kann sich dabei regional (z.B. eigener Wahlkreis), ideologisch (z.B. Gruppen ähnlicher Wertevorstellung) oder auch auf Grund monetärer Anreize (z.B. Wahlkampfspender) ergeben. Zudem werden auch in demokratischen Politiksystemen gerne Familienmitglieder mit Renten bedacht.<sup>24</sup> Im Allgemeinen ist somit davon auszugehen, dass eine Rentenzuteilung an bestimmte Gruppen individueller Rationalität von Politikern entspricht, dies jedoch zu gesellschaftlich ineffizienten Allokationen führt und ein zu hohes Maß an öffentlichen Ausgaben erwarten lässt.

Caplan (2001) bemerkt, dass es unabhängig von der parteipolitischen Ideologie immer einen Hang zu einem großen, finanzkräftigen Regierungsapparat geben wird, da Parteien durch hohe Staatsausgaben und „Pork Barreling“ ihre Machtposition auszubauen suchen.

#### **5.1.1. Anzahl der Repräsentanten und kommunale Ausgaben**

Aus der allgemeinen, theoretischen Modellierung der Klientelpolitik kann die Hypothese abgeleitet werden, dass durch Pork Barrel Politics ein ineffizient hohes Maß an Staatsausgaben resultiert, was neben dem Streben der Politiker nach persönlichen Vorteilen auch den Grundüberzeugungen der Politiker (Bender und Lott, 1996) geschuldet sein kann. Sollte diese Vermutung richtig sein, müsste mit der Anzahl gewählter Repräsentanten auch die Höhe der Staatsausgaben steigen.

Diese Vermutung testen Egger und Koethenbuerger (2010) unter Verwendung bayerischer Kommunaldaten. Konkret stellen sie die Hypothese auf, dass die Ausgaben bayerischer Gemeinden von der Größe der kommunalen Ratsgremien beeinflusst werden. Der Artikel zeigt zuerst, dass mit der Einwohnerzahl auch die Ausgaben der Gemeinden steigen. Dies ist ein unstrittiger Zusammenhang, man denke hier nur an den Vergleich zwischen einer kleinen Gemeinde und einer Großstadt. Auch höhere pro Kopf Ausgaben von Großstädten erscheinen logisch, da Großstädte andere Aufgaben wahrnehmen und in der Regel auch höhere pro Kopf Einnahmen generieren. Es zeigt sich somit, dass eine erwartete Korrelation zu Tage tritt, welche jedoch keiner einzelnen Maßnahme (wie eben der steigenden Anzahl an politischen Repräsentanten) zugerechnet werden

---

<sup>24</sup> Als Beispiel kann die Verwandtenaffäre im bayerischen Landtag angeführt werden, vgl. Süddeutsche Zeitung (2013).

kann. Auf Grund dieser Überlegungen benutzen die Autoren das quasi-experimentelle Regressions-Diskontinuitäts-Verfahren, um statt Korrelationen kausale Aussagen treffen zu können. Das RDD bietet sich an, da in Bayern die Größe der kommunalen Räte von der Bevölkerungsanzahl determiniert wird. Gemeinden mit sehr ähnlichen Einwohnerzahlen (knapp unter und knapp über gewissen Bevölkerungsschwellen) haben eine sich unterscheidende Anzahl von Gemeinderäten. Da sich andere Gemeindecharakteristika an den Schwellen nicht signifikant unterscheiden, führen Egger und Koethenbueger (2010) den wirtschaftlich und statistisch signifikanten Anstieg an kommunalen Ausgaben kausal auf die steigende Anzahl von Politikern im Gemeinderat zurück.

Kritik an diesem konkreten Forschungsartikel wird durch die Arbeit von Ade und Freier (2011) geübt. Sie geben vor allem zu bedenken, dass mit den Bevölkerungsschwellen nicht nur die Größe der Räte variiert, sondern auch Zuständigkeiten und Verantwortungsbereiche zunehmen (siehe Tabelle 7 im Appendix). Da Egger und Koethenbueger (2010) für ihre Analyse alle Bevölkerungsschwellen normalisiert haben,<sup>25</sup> könnten somit die Auswirkungen anderer Maßnahmen die Effekte verzerren oder treiben.

Eigene Berechnungen auf Grundlage meiner Datenbasis geben weiteren Anlass zur kritischen Hinterfragung der Ergebnisse von Egger und Koethenbueger (2010). Durch das Benutzen der gleichen Ausgangsdaten ist das Duplizieren der gefundenen Ergebnisse möglich.<sup>26</sup> Bei einer genaueren Betrachtung der Daten fällt jedoch auf, dass der gefundene Effekt vor allem durch Daten von besonders großen Gemeinden getrieben wird. Dies erscheint problematisch, da gerade bei größeren Gemeinden Bevölkerungsschwellen eine Vielzahl von Konsequenzen haben. Eine auf kleinere Gemeinden (< 6.000 Einwohner; ca. 82% aller Gemeinden) beschränkte Regressions-Diskontinuitäts-Analyse unterstützt die von Egger und Koethenbueger (2010) ausgewiesenen Erkenntnisse nicht (siehe Tabelle 3).<sup>27</sup>

Der Effekt bei großen Gemeinden könnte am Anstieg der Ratsgröße liegen, er könnte jedoch auch auf zusätzliche kommunale Aufgaben zurückzuführen sein, welche auf die Gemeinden just oberhalb der Bevölkerungsgrenzen zukommen. Die Frage nach Konsequenzen einer größeren Anzahl an Gemeindevertretern auf die kommunalen Finanzen ist somit für Bayern noch nicht abschließend

---

<sup>25</sup> Unter der Normalisierung wird verstanden, dass unabhängig von der absoluten Größe der Gemeinden alle Beobachtungen knapp unter einer Bevölkerungsschwelle mit allen Beobachtungen knapp oberhalb einer Bevölkerungsschwelle verglichen werden. Es werden somit nicht Teileffekte an den jeweiligen Schwellen untersucht, ein Gesamteffekt wird sichtbar.

<sup>26</sup> Die Vergleichbarkeit des Ansatzes ist insbesondere dadurch gewährt, dass die Autoren ihre Daten und Stata-Do-Files zugänglich gemacht haben. Kleinere Unterschiede in der Datengrundlage resultieren wohl aus unterschiedlichem Datenmanagement.

<sup>27</sup> Folgende RD Regression wird geschätzt:  $\ln Q_i = \beta_0 + \tau T_i + \beta_1 (\ln N_i - \ln N_c) + \gamma (\ln N_i - \ln N_{c_i}) * T_i + \epsilon_i$ , wobei  $Q_i$  für die kommunalen Ausgaben steht, die Zuteilungsvariable  $x_i$  die Bevölkerungsgröße symbolisiert und  $x_c$  die Bevölkerungsschwelle darstellt.  $T_i$  ist eine Statusvariable mit Wert 1, sobald der Schwellenwert überschritten ist. Die Gleichung ermöglicht unterschiedliche Steigungen links und rechts der Schwelle.  $\tau$  bildet den Effekt ab, welchen der Anstieg des Gemeinderates auf die Ausgaben entfaltet.



**Tabelle 3 Anzahl von Gemeinderäten und kommunale Ausgaben**

	Bandbreite um Bevölkerungsschwellen			
	± 0.10	± 0.15	± 0.20	± 0.20 (Polynom)
I: Egger und Koethenbuerger (2010) - Datensatz ebendieser				
Effekt	0.176*** (0.032)	0.086*** (0.026)	0.043* (0.022)	0.121*** (0.045)
N	15137	22604	29768	29768
II: Alle bayerischen Gemeinden – eigener Datensatz				
Effekt	0.144*** (0.032)	0.080*** (0.025)	0.066*** (0.022)	0.100** (0.044)
N	15137	22805	30320	30320
III: Gemeinden mit bis zu 6000 Einwohnern – eigener Datensatz				
Effekt	0.040* (0.023)	0.004 (0.019)	0.023 (0.016)	0.052 (0.033)
N	13061	19751	26162	26162

Anmerkungen: Schätzung des Effektes steigender Gemeinderatszahlen auf kommunale Ausgaben anhand drei unterschiedlicher Szenarien. Das erste Szenario gibt die Ergebnisse von Egger und Koethenbuerger (2010) wieder, in Szenario II wird die empirische Schätzstrategie von Egger und Koethenbuerger auf den neu erstellten Datensatz durchgeführt. Szenario III beschränkt den Datensatz insofern, dass nur kleine Gemeinden beachtet werden, die letzte beachtete Bevölkerungsschwelle ist bei 5.000 Einwohnern. Auf Gemeindeebene geclusterte Standardfehler sind in Klammern angegeben. \*\*\*, \*\* und \* zeigen an, dass Koeffizienten sich signifikant von Null unterscheiden, auf einem Niveau von 1%, von 5% bzw. von 10%.

zu beantworten, für kleine Gemeinden scheinen keine Effekte vorhanden zu sein.

Die Autoren Hirota und Yunoue (2013) untersuchen mit einer ähnlichen Methodik japanische Kommunaldaten. Dabei finden sie Evidenz dafür, dass ein positiver Zusammenhang von kommunaler Ratsgröße und kommunalen Ausgaben besteht. Anders als in Bayern berichten die Forscher jedoch, dass die steigenden kommunalen Ausgaben vor allem durch kleinere Gemeinden getrieben sind. Zudem wird gezeigt, dass unabhängig von der Größe der Gemeinden die Ausgaben für Landerschließung und Bauprojekte mit der Anzahl der Repräsentanten steigen. Da gerade Bauprojekte häufig mit nationalen Fördermitteln und Zuschüssen finanziert werden, tritt das Symptom der Klientelpolitik bei staatlichen Baumaßnahmen erwartungsgemäß besonders deutlich zu Tage.

### 5.1.2. Parteipolitische Bande und kommunale Ausgaben

Neben persönlichen Wahlinteressen können Politiker auch an dem politischen Erfolg der eigenen Partei interessiert sein, was wiederum die Haushaltspolitik auf kommunaler Ebene beeinflussen kann. Gerade wenn Fördergelder von höheren Stufen der Kommunalpolitik auf niedrigere verteilt werden, könnten Parteibande für die Zuteilung von Mitteln von Bedeutung sein. So stellen denn auch Arulampalam et al. (2009) fest, dass es aus rationalem Kalkül eines Politikers sinnvoll ist, Fördergelder an regierende Politiker derselben Partei zu verteilen. Da Gemeinden mittlerweile in

starkem Wettbewerb um Fördermittel auf lokaler, nationaler und europäischer Ebene stehen, können politische Netzwerke ein entscheidender Vorteil bei der Akquise sein. Projektentscheidungen und Fördergeldbewilligungen werden zwar offiziell meist unter Beachtung objektiver Richtlinien getroffen, inoffiziell können aber zum Beispiel die Anforderungen zielgerichtet definiert oder entscheidende Informationen selektiv an potenzielle Bewerber weitergereicht werden. Bei der Vergabe nach parteipolitischen Überlegungen darf bezweifelt werden, dass gesellschaftlich effiziente Mittelallokationen eintreten.

Die Autoren Solé-Ollé und Sorribas-Navarro (2008) überprüfen anhand umfangreicher spanischer Paneldaten die Hypothese, wonach Entscheidungsträger bei der Vergabe von Zuschüssen oder Fördermitteln Parteifreunde bevorzugen. Die verwendeten Daten geben Auskunft darüber, wie verschiedene, höhere Regierungsebenen Projektmittel an spanische Gemeinden verteilt haben. Mit einem triple-Differences Schätzer, welcher die Parteibande zu den drei unterschiedlichen übergelagerten Ebenen über die Zeit beachtet, decken sie signifikante Effekte auf. Nach den veröffentlichten Ergebnissen besteht ein kausaler positiver Zusammenhang zwischen der Zuteilung von Fördergeldern und der Verbundenheit von regierenden Landes- und Kommunalpolitikern. Curto-Grau et al. (2012) bestätigen diesen Zusammenhang für spanische Gemeinden, indem sie das sich diskontinuierlich verändernde Vorhandensein von Parteibanden (bei 50% der Wählerstimmen) ausnutzen und mittels eines Regressions-Diskontinuitäts-Ansatzes den kausalen, positiven Effekt nachweisen. Zudem zeigen die Autoren, dass die großzügige Zuteilung von Fördermitteln die Wiederwahlchancen einer Kommunalregierung signifikant steigert. Durch staatliche Ausgaben wurden in diesem Fall also nicht die persönlichen Wahlchancen eines Landespolitikers erhöht, es wurde ganz allgemein die parteipolitische Machtbasis in den Kommunen gestärkt. Vergleichbare Ergebnisse für Italien liefern Bracco et al. (2013). Andere Studien untersuchen die Verteilung von kommunalen Mitteln nach parteipolitischen Gesichtspunkten anhand von US-amerikanischen (Levitt und Snyder, 1995), australischen (Worthington und Dollery, 1998) und indischen (Arulampalam et al., 2009) Beobachtungseinheiten.

Um für Bayern erste Erkenntnisse zu liefern, bietet sich die Auswertung von Daten des europäischen LEADER-Programms, welches seit 1991 Projekte auf kommunaler Ebene läuft, an.<sup>28</sup> Im Rahmen des LEADER-Programmes schließen sich verschiedene kleinere Gemeinden im Sinne eines Bottom-up-Ansatzes zu einer LEADER-Region zusammen, um durch punktuelle Projekte die Lebensqualität in ihrer Region zu steigern. Grundsätzlich schließen sich meist die Gemeinden eines Landkreises zu einer LEADER-Region zusammen, nach einer offiziellen Anerkennung als Förderregion wird eine LEADER-Koordinationsstelle oftmals direkt am für die Gemeinden zuständigen Landratsamt

---

<sup>28</sup> LEADER - Liaison entre actions de développement de l'économie rurale; LEADER I (1991-1994), LEADER II (1995-1999), LEADER+ (2000-2006), LEADER in ELLER (2007-2013), LEADER (2014 -2020)

angesiedelt. Die Mitarbeiter der Koordinationsstelle sind häufig Angestellte des Landratsamtes, der Landrat des Landkreises übernimmt häufig in Personalunion auch der Vorsitzende der LEADER-Aktions-Gruppe (LAG). Die Auswahl von Förderprojekten wird von einem LEADER-Rat getroffen,<sup>29</sup> der sich in der Regel aus Vertretern des Landkreises, der Gemeinden und der regionalen Wirtschaft zusammensetzt, wobei der jeweilige Landrat als prägende Figur der LAG gelten muss.

Inwieweit das seit 1991 laufende Förderprogramm die erwünschte Stärkung der ländlichen Regionen bewirkt hat, ist wissenschaftlich kaum untersucht. Ein Grund dafür liegt in der problematischen Evaluierung, da laut High und Nemes (2007) mit konventionellen europäischen Evaluationsprozessen der Mehrwert der LEADER-Programme kaum messbar ist. Dies bedeutet im Umkehrschluss jedoch auch, dass Projekte prinzipiell mit einem Mehrwert begründet und umgesetzt werden können, der nicht objektiv nachgewiesen werden muss. Dadurch wird die Anreizsituation erheblich beeinflusst, einer kommunalen Kosten-Nutzen-Prüfung dürfte eine große Anzahl von Projekten standhalten, zumal Gemeinden teilweise nur 45% der Projektkosten tragen müssen.

Somit liegt eine Situation vor, in welcher die Projektauswahl und -evaluierung nicht allein durch objektiv messbare Kennzahlen durchzuführen ist, in welcher Gemeinden von Projekten vermutlich stark profitieren (Gemeindeanteil der Investitionssumme << gesamte Investitionssumme) und in welcher die einflussreichste Person der LEADER-Aktions-Gruppe ein Politiker der zweiten Ebene der Kommunalpolitik (Landkreis) ist. Den Erkenntnissen theoretischer und empirischer Studien folgend wird die Hypothese aufgestellt, dass aufgrund politischer Bande vermehrt diejenigen Projekte gefördert werden, bei welchen der LEADER-Vorsitzende (sprich: der gewählte Landrat) und der Bürgermeister der Projektgemeinde der gleichen Partei angehören. Parteibande zwischen den kommunalen Verwaltungsebenen würden somit die Vergabe von Projekten beeinflussen.

Zum Test dieser Hypothese wurden Daten des Bayerischen Statistischen Landesamtes (Gemeindedaten) und des bayerische Wirtschaftsministeriums (LEADER-Daten) zusammengeführt.<sup>30</sup> Der Datensatz enthält Informationen zu den politischen Verhältnissen der ersten und zweiten Ebene der Kommunalpolitik und zu durchgeführten LEADER-Projekten in den Jahren 2009 – 2013. Da keine Informationen über beantragte, jedoch nicht unterstützte Projekte vorliegen, muss sich die Analyse auf diese durchgeführten Projekte beschränken.<sup>31</sup> Die Daten des bayerischen Wirtschaftsministeriums beinhalten insgesamt Informationen zu 1.342 Projekten in 598 unterschied-

---

<sup>29</sup> Gefördert werden vor allem Projekte in einzelnen Gemeinden, bis zu 55% der Projektkosten können aus europäischen Fördermitteln bestritten werden. Die verbleibenden Kosten der Projekte werden von der jeweiligen Projektgemeinde übernommen.

<sup>30</sup> Mein besonderer Dank gilt den Mitarbeitern des Wirtschaftsministeriums für die unkomplizierte Bereitstellung von Daten zu allen bayerischen LEADER-Projekten.

<sup>31</sup> Zu beachten ist, dass auch bei Kenntnissen über abgelehnte Projekte Verzerrungen durch eine mögliche Vergabediskriminierung nicht ausgeschlossen wären. So könnte bei einer erwarteten Verweigerung von Projektzuschüssen aufgrund von Partei-Diskriminierung auf ein offizielles Antragsverfahren von vornherein verzichtet werden.

**Tabelle 4 LEADER-Projekte in Bayern**

	Anzahl	Parteibande	Ohne Parteibande	CSU-Landrat	SPD-Landrat	FW-Landrat
LAG - Gemeinden	648	324	324	431	45	172
Projekt - Gemeinden	208	112	96	135	13	60
Realisierte Projekte	316	170	146	202	16	98

Anmerkungen: Leader-Projekte in 23 ausgewählten LEADER-Regionen in den Jahren 2009-2013. Angaben zur Anzahl der Gemeinden und Projekte, sowie zu Parteibanden zwischen Bürgermeistern und Landräten sind gegeben. Zudem finden sich Angaben zur politischen Partei der Landräte.

Quellen: Bayerisches Landesamt für Statistik und Datenverarbeitung; Bayerisches Staatsministerium für Wirtschaft

lichen Gemeinden. In Bayern wurde in den fünf betrachteten Jahren (2009 – 2013) LEADER-Projekte mit Gesamtkosten von €257.223.552 realisiert. Die Fördersumme lag mit €92.104.904 bei ca. 36% der Gesamtkosten. Die durchschnittliche Förderquote bei den Einzelprojekten lag bei 41,5% (Median bei 42,02 %).

Von insgesamt 2.056 bayerischen Gemeinden sind 1.282 Gemeinden Mitglieder in LEADER-Regionen. Bei 41 der bestehenden LEADER-Regionen ist der gewählte Landrat Vorsitzender des LEADER-Rates, in den 17 übrigen LEADER-Regionen übernehmen Bürgermeister beteiligter Gemeinden, Geschäftsleute oder Privatpersonen den Vorsitz. Um Probleme aufgrund von Selbstselektion in LEADER-Gebiete auszuschließen, werden nur LAGs betrachtet, bei denen sämtliche Landkreisgemeinden Mitglieder der LAG sind (25 LAGs). Zwei LAGs werden ausgeschlossen, da bei diesen während der laufenden LEADER-Periode die Partei des Landrates wechselte.<sup>32</sup> Letztlich können 23 LEADER-Regionen untersucht werden, bei denen der amtierende Landrat auch der Vorsitzende der LEADER-Aktions-Gruppe ist. Insgesamt sind 648 Gemeinden Mitglieder in diesen 23 LAGs, 316 umgesetzte Projekte verteilen sich auf 208 Gemeinden. Parteibande zwischen den kommunalen Verwaltungsebenen konnten bei 324 Gemeinden festgestellt werden. Tabelle 4 zeigt unter anderem, wie sich die 316 Projekte auf Gemeinden mit und ohne Parteibande aufteilen und scheint zu zeigen, dass in Gemeinden mit Parteibande mehr Projekte realisiert wurden.

Eine cross-section Regression, folgend dem theoretischen Modell von Solé-Ollé und Sorribas-Navarro (2008), bestätigt diesen deskriptiven Eindruck. Das Regressionsmodell betrachtet den Einfluss von Parteibande auf die Gesamtanzahl der Projekte sowie die Gesamtsumme der LEADER-Zuschüsse für die Gemeinden (pro Kopf). Als zusätzliche Variablen werden als Proxy für die Anzahl an Swing Voters die „margin-of-victory“ aufgenommen, zudem die Gemeindebevölkerung, die Gemeindefläche, die Grundsteuerrate für Wohn- und Gewerbeflächen sowie der Anteil, den der Schuldendienst an den Gemeindegesamtausgaben hat. Die Wahrscheinlichkeit ein LEADER-Projekt in der Periode 2009 – 2013 zu realisieren lag für Gemeinden mit parteipolitischer Verbundenheit zum

<sup>32</sup> Der Wechsel des Landrates während einer laufenden Amtsperiode führt zu Problemen, da die Gefahr besteht, dass schon beantragte oder beschlossene Projekte falsch zugeordnet werden.

**Tabelle 5 Parteibande und LEADER-Projekte**

	(I) LEADER-Projekte	(II) LEADER-Fördergelder
Parteibande	0.157** (0.079)	0.737 (0.475)
Kontrollvariablen	Ja	Ja
N	646	642
Pseudo R <sup>2</sup>	0.108	0.0046
Wald chi <sup>2</sup> / F	131.49	1.54

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt Korrelationen zwischen Parteiverbindungen und LEADER-Projektförderung. In (I) ist die Anzahl an Projekten die abhängige Variable (Ordered Probit Schätzung), in (II) die verteilten LEADER-Fördergelder (OLS Schätzung). Parteibande ist eine Dummy Variable mit dem Wert eins, wenn der Vorsitzende der LAG und ein gewählter Bürgermeister Mitglieder der gleichen Partei sind. In beide Schätzungen sind Kontrollvariablen (Zustimmungswerte des Bürgermeisters, Einwohnerzahlen, Gemeindefläche pro Person, Anteil Schuldendienst an Gesamtausgaben, Einnahmen aus sonstigen Zuschüssen) mitaufgenommen. Auf Leader-Region geclusterte Standardfehler sind in Klammern angegeben. \*\*\*, \*\*, und \* repräsentieren ein Signifikanzniveau von 1%, 5%, bzw. 10%.

Landrat signifikant höher als für Gemeinden ohne Parteibande. Eine Schätzung des Zusammenhangs zwischen Parteibande und der Summe der gewährten Projektzuschüsse lässt einen positiven Koeffizienten erkennen, der Wert ist jedoch statistisch nicht signifikant. Es finden sich somit erste Anzeichen dafür, dass Parteibande zwischen der ersten und der zweiten Ebene der Kommunen zu einer steigenden Anzahl an LEADER-Projekten führen.

Letztlich muss klar sein, dass in dieser Analyse nur gezeigt wird, dass Gemeinden, welche parteipolitische Bande zur zweiten Ebene der Kommunalpolitik haben, einen überproportional hohen Anteil der realisierten Projekte (bzw. Projektmittel) beheimaten. Um belastbare Ergebnisse zu erzielen, ist weitergehende Forschung nötig, welche z.B. Entscheidungen zu LEADER-Projekten über mehrere Wahl-Perioden hinweg analysiert oder auch auf quasi-experimentelle Methoden zurückgreift.<sup>33</sup> Sollten diese Ergebnisse Bestand haben, muss dies nicht zwangsläufig auf politische Korruption hinweisen.

Eine mögliche Erklärung für die gehäufte Zuteilung von Projekten an Parteifreunde ist das Vorhandensein von Netzwerkeffekten, welche z.B. durch langjährige persönliche Bekanntschaft die Realisierung von gemeinsamen Projekten erleichtern. Zudem könnten mit einer ähnlichen Weltanschauung, welche durch die Parteimitgliedschaft deutlich wird, auch Präferenzen für ähnliche Projekte einhergehen. Eine Förderung von Projekten der Parteikollegen kann somit schlicht die Präferenzen der Landräte widerspiegeln.<sup>34</sup> Unabhängig davon, ob Korruption oder ein anderer Grund zu einer von Parteibanden bestimmten Projektauswahl führt, ist es unwahrscheinlich, dass die Verteilung von Projekten unter Einfluss von Parteibanden zu einer effizienten Verteilung von Fördermitteln führt.

<sup>33</sup> Vgl. dazu die empirische Strategie von Solé-Ollé und Sorribas-Navarro (2008) und Curto-Grau et al. (2012).

<sup>34</sup> Dieser Zusammenhang könnte unabhängig von den vorhandenen Wählerpräferenzen gelten.

### **5.1.3. Klientelpolitik zur Vorbereitung privatwirtschaftlicher Karrieren**

Eine strategische Ausgabenpolitik von Politikern wird vermehrt auch als eine Vorbereitung auf den Wechsel in die freie Wirtschaft verstanden. Dieser Erklärungsansatz wird auch in der Öffentlichkeit immer dann kontrovers diskutiert, wenn ein hochrangiger Politiker in die freie Wirtschaft wechselt. Die Autoren Repetto und Carozzi (2014) haben sich mit dieser Thematik beschäftigt und festgestellt, dass sie Anzeichen für eine Klientelpolitik finden, welche vor allem der Karrierevorbereitung für die Zeit nach dem Ausscheiden aus dem Parlament dienen soll. Diermeier et al. (2005) können zeigen, dass gerade in Parlamenten, welche von hohen Fluktuationsraten gekennzeichnet sind, Pork Barrel Politics stark von zukünftigen Karriereaussichten gelenkt werden.

### **5.2. Amtsinhaber und Bürgermeistercharakteristiken**

Die Theorie zur Klientelpolitik erkennt die Wiederwahlwahrscheinlichkeit von Politikern als einen wichtigen Anreiz an. Ein Teil der Forschung in der Politischen Ökonomie beschäftigt sich ganz allgemein mit der Frage, welche persönlichen Eigenschaften von Politikern ihre Erfolgswahrscheinlichkeiten bei Wahlen erhöhen. Gerade zur Existenz eines Amtsinhaberbonus gibt es viele Untersuchungen (vgl. z.B. Persson und Tabellini, 2000). Freier (2011) stellt eine Untersuchung zum Amtsinhaberbonus auf der bayerischen Kommunalebene an und stellt fest, dass für einen Bürgermeisterkandidaten die Wahrscheinlichkeit eines Wahlsieges um 35% - 42% steigt, wenn der amtierende Bürgermeister derselben Partei angehört. Da sich die Untersuchung auf Beobachtungen zu Gemeinden beschränkt, bei denen der amtierende Bürgermeister nur mit sehr knappem Vorsprung (fast zufällig) gewann, wird der aufgedeckte Effekt als kausal gewertet. Ähnliche Ergebnisse für die USA finden Ferreira und Gyourko (2009).

Neben einem parteipolitischen Amtsinhaberbonus scheinen auch das Aussehen (Berggren et al., 2010), die Bildung (Freier und Thomasius, 2012) und der ausgeübte Beruf (Mechtel, 2014) die Wähler bei ihrer Wahlentscheidung zu beeinflussen. So führt der Besitz eines Universitätsabschlusses für Bürgermeisterkandidaten in Bayern nach Erkenntnissen von Freier und Thomasius (2012) zu einer zusätzlichen Zustimmungsrate von zwei Prozentpunkten. Da sich auch diese Autoren für ihre Untersuchung auf relativ knappe Wahlen beschränken (um z.B. einen parteipolitischen Einfluss auszuschließen), stellt dieser zusätzliche Wählerzuspruch oft einen entscheidenden Vorteil für Kandidaten mit akademischer Ausbildung dar. Mechtel (2014) zeigt, dass Wähler bei Gemeinderatswahlen im Bundesland Baden-Württemberg Kandidaten mit angesehenen Berufen bevorzugen. Vermutlich wird der Bildungsgrad von unbekanntem Kandidaten als Proxy für ihre Qualität angesehen, was sich in einer höheren Anzahl an Stimmen widerspiegelt. Welche spezifischen

Anreize Hochgebildete in die Politik ziehen könnten und welchen Einfluss die monetäre Entschädigung hat, soll im Detail in Artikel IV dieser Dissertationsschrift ausgeführt werden.

### **5.3. Direkte Demokratie**

Nachdem zumindest in der Wissenschaft nicht mehr bestritten wird, dass Politiker auch Eigeninteressen verfolgen, werden verschiedene Maßnahmen zur Einschränkung des Rentenstrebens von Politikern diskutiert. Funktionierende Institutionen, rechtliche Bestimmungen, Wiederwahlmöglichkeiten und eine gebildete und politikinteressierte Wählerschaft können hier als wichtige Bausteine genannt werden. Als eine weitere Form der politischen Kontrolle von Repräsentanten während ihrer Amtszeit gilt die direkte Demokratie. Durch unterschiedliche Formen der direkten Demokratie haben Wähler die Möglichkeit, in politische Vorgänge einzugreifen. Theoretisch ist jedoch keineswegs klar, zu welchen Auswirkungen die direkte Demokratie in Einzelfällen tatsächlich führt. So ist der Anstieg kommunaler Ausgaben möglich, wenn Bürger z.B. eine große Anzahl öffentlicher Güter wünschen und dies durch tatsächliche Begehren erzwingen oder der Wunsch durch antizipierende Politiker umgesetzt wird. Andererseits ist auch ein Rückgang der Kommunalausgaben denkbar, etwa wenn Politiker davon abgehalten werden, hohe Summen für Prestigeobjekte auszugeben. Inwieweit sich die Einführung der direkten Demokratie auf der kommunalen Ebene im Jahr 1995 auf die Finanzen der bayerischen Gemeinden ausgewirkt hat, wurde in einer Studie von Asatryan et al. (2013) untersucht.

Für ihre Studie nutzen die Autoren aus, dass bayerische Bürger seit der Einführung im Jahr 1995 auch auf Kommunalebene unabhängig von den gewählten Räten Sachentscheidungen herbeiführen können. Durch das Sammeln von unterstützenden Unterschriften wird ein Bürgerbegehren gestartet, welches dann erfolgreich ist, wenn eine gesetzlich geregelte Anzahl an Mindestunterzeichnern erreicht wird. Auf ein erfolgreiches Bürgerbegehren folgt ein Bürgerentscheid, welcher bei ausreichender Wahlbeteiligung mit einfacher Mehrheit der Stimmen angenommen wird. Die von der Gemeindegröße abhängigen Anforderungen an Unterzeichnern für Bürgerbegehren sowie die Wahlbeteiligung bei einem Bürgerentscheid können für quasi-experimentelle Untersuchungen ausgenutzt werden. So ist es für Gemeinden knapp über vorgegebenen Bevölkerungsschwellen mit einer bedeutend geringeren absoluten Anzahl an Unterstützern möglich, ein Bürgerbegehren einzureichen und eine Abstimmung zu erzwingen. Zudem ist eine bedeutend geringere Anzahl an Wählern bei einem Bürgerentscheid nötig, damit die Anforderung zur Wahlbeteiligung erfüllt ist.

Asatryan et al. (2013) berichten, dass in bayerischen Kommunen ein positiver kausaler Zusammenhang zwischen direkter Demokratie und Staatsausgaben besteht. In einem ersten Analyseschritt entdecken die Autoren zwar eine negative Korrelation von tatsächlich angestoßenen

Volksbegehren und staatlichen Ausgaben, wegen möglicher Endogenitätsprobleme messen sie dieser Analyse jedoch keine kausale Aussagekraft zu. Eine Regressions-Diskontinuitäts-Analyse für einen ersten Zeitraum von 1978 bis 1994 (keine Bürgerbegehren möglich) zeigt, dass Gemeindeausgaben an Bevölkerungsschwellen steigen. Für einen zweiten Zeitraum von 1995 bis 2011 (Begehren möglich) dagegen werden sinkende Gemeindeausgaben knapp über den Bevölkerungsschwellen aufgedeckt. Die Betrachtung beider Zeiträume ist nötig, da an den betrachteten Bevölkerungsschwellen viele unterschiedliche Maßnahmen greifen. Mit Hilfe eines Differences-in-Discontinuities-Ansatzes soll der Effekt der direkten Demokratie isoliert werden, indem die beiden betrachteten Perioden verglichen werden. Die Autoren folgern, dass die einfacheren Anforderungen zum Erzwingen eines Bürgerentscheides zu höheren staatlichen Ausgaben sowie höheren Einnahmen führen. Wieso genau die geringeren Anforderungen so großen Einfluss haben sollen, kann nicht abschließend geklärt werden. Letztlich ist für einen erfolgreichen Bürgerentscheid unabhängig von der Gemeindegröße die Mehrheit der abgegebenen Stimmen ausschlaggebend.<sup>35</sup>

Den Ergebnissen von Asatryan et al. (2013), welche auf steigende Staatsausgaben als Folge von direkter Demokratie hinweisen, stehen Erkenntnisse von Pettersson-Lidbom und Tyrefors (2007) gegenüber, die für schwedische Gemeinden einen negativen Effekt direkter Demokratie auf staatliche Ausgaben aufdecken. Auch Funk und Gathmann (2011) stellen einen negativen Zusammenhang zwischen direkter Demokratie und Kommunalausgaben für Schweizer Kantone fest.

Ein Blick auf die in Bayern seit 1995 tatsächlich angestoßenen Bürgerbegehren und Bürgerentscheide lässt zumindest auf gewisse Selektionsmechanismen schließen.<sup>36</sup> So ist die Erfolgsquote von Bürgerentscheiden in Gemeinden knapp oberhalb von Bevölkerungsschwellen kleiner, was in den geringeren Anforderungen an das Zustandekommen eines Entscheides begründet sein könnte (vgl. Tabelle 6 im Appendix). Zudem zeigt sich, dass das Scheitern von Entscheidungen aufgrund zu geringer Teilnahme der Wählerschaft häufiger in Gemeinden oberhalb der Schwellen auftritt. Die Themengebiete, zu welchen Begehren und Entscheide abgehalten werden, sind auf beiden Seiten der Bevölkerungsschwellen vergleichbar.

## **6. Zusammenfassung und Ausblick auf drei empirische Studien**

Der Beginn des 21. Jahrhunderts war durch das Platzen einer Internet- und Immobilienblase, durch das Durchleben verschiedener wirtschaftlicher Krisen, auch durch das Anprangern gesellschaftlicher und politischer Besitz- und Machtverhältnisse gekennzeichnet. Gerade die wirtschaftlichen Nöte und

---

<sup>35</sup> Zudem muss ein Abstimmungsquorum erfüllt sein.

<sup>36</sup> Die Daten zur Analyse stammen aus der Datenbank Bürgerbegehren, welche in Kooperation der Universitäten Wuppertal und Marburg erhoben werden. Diese Daten wurden mit den Daten zu den bayerischen Gemeinden kombiniert.



die Unzufriedenheit mit den politischen Zuständen führten und führen teilweise im Jahr 2015 noch immer zur Radikalisierung politischer Verhältnisse. Zudem scheinen politische Wahlkämpfe immer konkreter auf Spitzenkandidaten zugeschnitten. Oftmals werden statt umfassender politischer Plattformen konkrete, teils zugespitzte Standpunkte kommuniziert. Diese Fokussierung auf wenige führende Politiker bedingt aber auch ein zunehmendes Interesse an der Persönlichkeit, den persönlichen Motiven und Interessen und gerade auch an den persönlichen Verfehlungen von Politikern.

Diesem großen Interesse an politischen Persönlichkeiten wird auch in wissenschaftlicher Bearbeitung seit geraumer Zeit Rechnung getragen. Die Neue Politische Ökonomie untersucht dabei das Zusammenspiel von Wirtschaft und Politik, von Wahlen und Entscheidungen, von Anreizen und Beschlüssen, letztlich von Politikern und Wählern. Das Interesse von Forschenden hat sich in den letzten Jahren auch in der Veröffentlichung verschiedener Standardwerke widerspiegelt.<sup>37</sup>

Viele aktuelle Publikationen im Forschungsbereich der Politischen Ökonomie profitieren von einer sich kontinuierlich verbessernden Datengrundlage und zudem von neuen methodischen Verfahren. Gerade kommunale Daten bieten durch die Anwendung quasi-experimenteller statistischer Methoden oft die Möglichkeit, kausale Wirkzusammenhänge aufzudecken. Auch die vorliegende Dissertationsschrift analysiert wirtschaftliche und politische Kommunaldaten, es wird detailliert auf den Einfluss von Parteien auf kommunale Budgetentscheidungen, auf den Einfluss von politischer Macht auf persönliche Rentenzuteilung sowie auf den Einfluss monetärer Anreize auf die Qualität von politischen Bewerbern eingegangen. Es folgt je eine Kurzzusammenfassung für die Artikel II, III und IV der vorliegenden Arbeit.

---

<sup>37</sup> *Public Choice* von Mueller (2003); *Political Economics* von Persson und Tabellini (2000); *Political Economy in Macroeconomics* von Drazen (2002); *Neue Politische Ökonomie* von Kirsch (2004). Zum Zusammenspiel politischer Institutionen und wirtschaftlicher Entwicklung vgl. Acemoglu und Robinson (2006b).

## Artikel II: „Parteipolitischer Einfluss auf kommunale Budgetentscheidungen“

Artikel II der vorliegenden Arbeit beschäftigt sich mit dem Einfluss, welchen politische Parteien tatsächlich ausüben. In der Literatur stehen sich prinzipiell zwei Anschauungen gegenüber. Während die Vertreter der Konvergenz-Theorie politischen Persönlichkeiten den Einfluss an politischen Grundsatzentscheidungen absprechen, heben andere Wissenschaftler die Bedeutung von politischen Gruppierungen und politischen Ideologien hervor. Laut Besley und Case (2003) ist die Evidenz für Parteieinfluss mittlerweile überzeugend, eine objektive Einschätzung bzw. eine seriöse Vorhersage von Konsequenzen aus der Wahl eines bestimmten politischen Lagers erscheint möglich. Viele existierende Studien haben aber durch ihre Analyse vermutlich nicht isolierte Parteeffekte aufgedeckt. Stattdessen wurde die aggregierte Wirkung verschiedener Teileffekte festgestellt, diese dann jedoch kausal auf eine politische Machtkonstellation zurückgeführt. Um die Probleme früherer Forschung zu vermeiden und tatsächlich Kausalitäten abzubilden, haben Forscher in den letzten Jahren vermehrt zu quasi-experimentellen Forschungsansätzen gegriffen und kommunale Wahl- und Wirtschaftsdaten untersucht.

Diese Studien haben den Fokus zum einen auf den finanzpolitischen Einfluss von unterschiedlichen Machtverhältnissen in Gemeinderatsgremien, zum anderen auf den finanzpolitischen Einfluss der politischen Couleur gewählter Bürgermeister gerichtet. Die Trennung des Einflusses von Gemeinderat und Bürgermeister erscheint teils angebracht, ist teils jedoch auch mit Problemen verbunden. In Kommunen, in deren politischen System die Macht durch zwei unabhängige Wahlen vergeben wird, wäre beim Fokus auf nur eine Wahl mit Verzerrungen zu rechnen.<sup>38</sup>

Mein Artikel, der bei der Analyse des parteipolitischen Einflusses auf die Kommunalhaushalt erstmals zwei unabhängig gewählte politische Machtinstanzen berücksichtigt, generiert mittels quasi-experimenteller Methodik und unter Beachtung des D'Hondt Wahlverfahrens kausale Evidenz.

Die Forschungsarbeit kommt zu dem Schluss, dass die Machtposition politischer Parteien in Bayern kaum Einfluss auf aggregierte ökonomische Budgetposten hat. Bei der Analyse aufgeschlüsselter Jahresrechnungsstatistiken wird jedoch deutlich, dass konservative Mehrheiten weniger Aktivität der Kommunen am Markt bevorzugen.

---

<sup>38</sup> Der Einfluss von Räten bzw. Bürgermeistern ist z.B. in Deutschland sehr stark abhängig von den gesetzlichen Vorgaben im jeweiligen Bundesland. In Bayern, dessen Verfassung den Bürgermeistern eine große Machtfülle zugesteht, müssen beide Gremien beachtet werden, zumindest sollten Bürgermeister als Mitglieder im Gemeinderat Beachtung finden. Allgemein kann die in Bayern geltende Süddeutsche Ratsverfassung als eine Mischform aus präsidialer und repräsentativer Demokratie bezeichnet werden.

### Artikel III: „Macht und Renten – politischer Einfluss auf die kommunale Politikerbesoldung“

Politische Macht ermöglicht Politikern im Allgemeinen, Initiativen anzustoßen und Akzente zu setzen. Bei der Umsetzung aktiver Regierungsarbeit entstehen immer wieder Situationen, in welchen ökonomische Renten anfallen und aufgeteilt werden. Dabei handelt es sich teils um illegale Rentenzuteilungen, teils ist aber eine Verteilung legaler Renten erforderlich und juristisch einwandfrei. Gerade bei diesen legalen Rentenzuteilungen könnte ein Politiker entsprechend eigener Überzeugungen oder Präferenzen handeln.

Eine Form der legalen Rentenzuteilung in Bayern stellt die Entscheidung zur Bezahlung kommunaler Spitzenpolitikern dar. Bayerische Gemeinderäte legen die Besoldung gewählter, hauptamtlicher Bürgermeister fest, indem sie ihnen eine von zwei möglichen Besoldungsgruppen zuteilen.<sup>39</sup> Da in Bayern gemäß der Süddeutsche Ratsverfassung zwei unabhängige Wahlen über die politische Konstellation entscheiden, kann dem Bürgermeister eine Ratsmehrheit des konkurrierenden politischen Blocks gegenüberstehen. Die Regelungen in Bayern verlangen, dass für hauptamtliche Bürgermeister eine klare binäre Entscheidung getroffen wird (niedrige oder hohe Besoldung), was stark von der Ausgangssituation vergleichbarer Studien (Svaleryd und Vlachos, 2009; Benito et al., 2014) abweicht. Die zentrale Frage dieses Artikels ist, inwieweit sich politischer Wettbewerb und eigene politische Mehrheiten im Gemeinderat auf die Rentenzuteilung an Bürgermeister auswirken.

Empirische Untersuchungen mit Hilfe der quasi-experimentellen Regressions-Diskontinuitäts-Analyse ergeben, dass geringer politischer Wettbewerb und eigene politische Mehrheiten die Wahrscheinlichkeit auf hohe Renten stark ansteigen lassen. Dies trifft jedoch nur auf solche Gemeinden zu, welche nicht schon vor den Wahlen hohe Renten für die Bürgermeister bewilligt haben. Meine Untersuchung leistet insofern einen Beitrag, als dass derzeit noch kaum empirische Studien zur Verteilung legaler politischer Renten vorliegen. Die vorhandenen Studien untersuchen dabei keine Kommunen, die zweimal über die Verteilung monetärer Renten zu entscheiden haben.

---

<sup>39</sup> Für ehrenamtliche Bürgermeister wird die Bezahlung aus einem festgesetzten Intervall ausgewählt.

**Artikel IV: „Meister aller Bürger: Selbstselektion bayerischer Lokalpolitiker ist unbeeinflusst von exogen festgelegten sprunghaften Gehaltsanstiegen!“**

Die Neue Politische Ökonomie begreift Politiker als rationale ökonomische Agenten, welche sich stark durch Anreize leiten lassen. Während Medien und Öffentlichkeit die Verhältnismäßigkeit von Höhe und Ausgestaltung der Vergütung von Berufspolitikern sowie die Fähigkeiten der politischen Kaste regelmäßig anzweifeln, möchten Forscher der Politischen Ökonomie Wirkungsstrukturen und Effekte der bestehenden Verhältnisse analysieren. Ein Aspekt der Forschung konzentriert sich gerade auf die Auswirkungen der Politikerbesoldung auf die Rahmenbedingungen des politischen Systems. Während Anreize wie Ansehen, Macht und Möglichkeiten der Vorteilsnahme nur schwer zu erfassen sind, ist es durch bestehende gesetzliche Regelungen gut möglich, legale monetäre Anreize objektiv zu messen.

Gemäß der Effizienzlohntheorie sollten höhere Löhne für politische Ämter zu politischen Bewerbern mit höheren persönlichen Eigenschaften führen. Gneezy und Rustichini (2000) empfehlen basierend auf ihren Forschungen gar, dass ein Bezahlungsschema umgesetzt wird, welches auf sehr hohe oder auf minimale Bezahlung setzt. Caselli und Morelli (2001) finden mit ihrem theoretischen Modell einen ähnlichen Zusammenhang im politischen Umfeld. Sie zeigen, dass die Auswirkungen einer steigenden Bezahlung für politische Vertreter sehr stark von den spezifischen Charakteristika des angestrebten Amtes abhängen.

Während es ausführliche theoretische Überlegungen zu dem Wirkungsmechanismus monetärer Anreize in der Politik gibt, lässt die bestehende empirische Evidenz noch einige Fragen unbeantwortet. Bestehende Evidenz zum Effekt monetärer Anreize auf die Qualität von politischen Bewerbern zielt z.B. auf das Aufdecken eines Gesamteffekts steigender Bezahlung (Ferraz und Finan, 2009) oder auf den gesonderten Effekt einer bestimmten Steigerung (Gagliarducci und Nannicini, 2013) ab.

Der vorliegende Artikel liefert einen Beitrag zur bestehenden Literatur, indem er die kausalen Effekte für sechs unterschiedliche Anstiege der Politikerbesoldung auf der kommunalen Ebene des Bundeslandes Bayern untersucht. Um kausale Effekte nachzuweisen, wird die Regressions-Diskontinuitäts-Methode auf einen neuen Datensatz angewandt. Meine Untersuchung stellt keine konkreten Auswirkungen steigender Bezahlung auf die Qualität von politischen Kandidaten fest. Eine kritische Diskussion sieht vor allem in fehlenden Wiederwahlbeschränkungen einen möglichen Ansatzpunkt zur Erklärung von diesem Ergebnis. Die hohe Wahrscheinlichkeit einer Wiederwahl für kandidierende Amtsinhaber kann als eine bedeutende Markteintrittsschwelle aufgefasst werden, steigende Bezahlung als Anreiz entfaltet somit nicht die erwartete Wirkung.

## References

- Acemoglu, D. und Robinson, J. A. (2000) 'Political losers as a barrier to economic development', *American Economic Review*: 126–130.
- Acemoglu, D. und Robinson, J. A. (2006a) 'Economic Backwardness in Political Perspective', *American Political Science Review*, 100(01).
- Acemoglu, D. und Robinson, J. A. (2006b) 'Economic origins of dictatorship and democracy', Cambridge, New York: Cambridge University Press.
- Acemoglu, D., Johnson, S. und Robinson, J. A. (2002a) 'Reversal of Fortune: Geography and Institutions in the Making of the Modern World Income Distribution', *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4): 1231–1294.
- Acemoglu, D., Johnson, S. H. und Robinson, J. A. (2002b) 'An African Success Story: Botswana', CEPR Discussion Paper, No. 3219.
- Ade, F. und Freier, R. (2011) 'When can we trust population thresholds in Regression discontinuity designs?', DIW Berlin Discussion Paper No. 1136.
- Almond, D. und Doyle, J. J. (2011) 'After Midnight: A Regression Discontinuity Design in Length of Postpartum Hospital Stays', *American Economic Journal: Economic Policy*, 3(3): 1–34.
- Angrist, J. D. und Lavy, V. (1999) 'Using Maimonides' Rule to Estimate the Effect of Class Size on Scholastic Achievement', *The Quarterly Journal of Economics*, 114(2): 533–575.
- Arulampalam, W., Dasgupta, S., Dhillon, A., et al. (2009) 'Electoral goals and center-state transfers: A theoretical model and empirical evidence from India', *Journal of Development Economics*, 88(1): 103–119.
- Asatryan, Z., Baskaran, T., Grigoriadis, T., et al. (2013) 'Direct Democracy and Public Finances: Quasi-Experimental Evidence from Bavaria'.
- Ashworth, J., Geys, B., Heyndels, B., et al. (2006) 'Political Competition and Local Government Performance: Evidence from Flemish Municipalities'.
- Barreca, A. I., Guldi, M., Lindo, J. M., et al. (2011) 'Saving Babies? Revisiting the effect of very low birth weight classification', *The Quarterly Journal of Economics*, 126(4): 2117–2123.
- Bayerische Staatsregierung (2015) Die Staatsverwaltung. Abzurufen unter:  
<http://www.bayern.de/freistaat/staat-und-kommunen/>.
- Bayerischer Landtag (1998) Gemeindeordnung für den Freistaat Bayern: GVBl.
- Bayerischer Landtag (2015a) Aufgaben des Landtags. Abzurufen unter:  
<https://www.bayern.landtag.de/parlament/aufgaben-des-landtags/>.
- Bayerischer Landtag (2015b) Wahlergebnisse für die Wahlperioden ab 1946 und für die in den Landtag gewählten Parteien. Abzurufen unter:  
[https://www.bayern.landtag.de/fileadmin/Internet\\_Dokumente/Wahlergebnisse.pdf](https://www.bayern.landtag.de/fileadmin/Internet_Dokumente/Wahlergebnisse.pdf).

- Bayerisches Gesetz- und Verordnungsblatt (1998) Gesetz zur Abschaffung des Bayerischen Senates: GVBl.
- Bayerisches Staatsministerium der Finanzen, für Landesentwicklung und Heimat (2015) Regionalpläne. Abzurufen unter:  
<http://www.landesentwicklung-bayern.de/instrumente/regionalplaene.html>.
- Becker, S. O., Egger, P. H. und Ehrlich, M. von (2010) 'Going NUTS: The effect of EU Structural Funds on regional performance', *Journal of Public Economics*,94(9-10): 578–590.
- Bender, B. und Lott, J. R. (1996) 'Legislator voting and shirking: A critical review of the literature', *Public Choice*,87(1-2): 67–100.
- Benito, B., Bastida, F., Ríos, A.-M., et al. (2014) 'The causes of legal rents extraction: evidence from Spanish municipalities', *Public Choice*,161(3-4): 367–383.
- Berggren, N., Jordahl, H. und Poutvaara, P. (2010) 'The looks of a winner: Beauty and electoral success', *Journal of Public Economics*,94(1-2): 8–15.
- Besley, T. (2007) 'The New Political Economy', *The Economic Journal*,117(524): F570.
- Besley, T. und Case, A. (2003) 'Political Institutions and Policy Choices: Evidence from the United States', *Journal of Economic Literature*,41(1): 7–73.
- Besley, T. und Preston, I. (2007) 'Electoral Bias and Policy Choice: Theory and Evidence', *The Quarterly Journal of Economics*,122(4): 1473–1510.
- Besley, T., Persson, T. und Sturm, D. M. (2010) 'Political Competition, Policy and Growth: Theory and Evidence from the US', *Review of Economic Studies*,77(4): 1329–1352.
- BMWi (2013) 'Evaluierung wirtschaftspolitischer Fördermaßnahmen als Element einer evidenzbasierten Wirtschaftspolitik. Gutachten des Wissenschaftlichen Beirats beim Bundesministerium für Wirtschaft und Energie'.
- Bracco, E., Porcelli, F. und Redoano, M. (2013) 'CESifo Working Paper no. 4167'.
- Buettner, T. und Ebertz, A. (2012) 'Urban Sprawl and Interjurisdictional Competition', Working Paper.
- BVerfG (2014). Abzurufen unter:  
[http://www.bverfg.de/entscheidungen/es20140226\\_2bve000213.html](http://www.bverfg.de/entscheidungen/es20140226_2bve000213.html).
- Caplan, B. (2001) 'Has Leviathan Been Bound? A Theory of Imperfectly Constrained Government with Evidence of the States', *Southern Economic Journal*,67(4): 825–847.
- Carpenter, C. und Dobkin, C. (2009) 'The Effect of Alcohol Consumption on Mortality: Regression Discontinuity Evidence from the Minimum Drinking Age+', *American economic journal. Applied economics*,1(1): 164–182.
- Caselli, F. und Morelli, M. (2001) 'Bad Politicians', NBER Working Paper Series 8532.
- Caughey, D. und Sekhon, J. S. (2011) 'Elections and the Regression Discontinuity Design: Lessons from Close U.S. House Races, 1942-2008', *Political Analysis*,19(4): 385–408.

- Cellini, S. R., Ferreira, F. und Rothstein, J. (2010) 'The Value of School Facility Investments: Evidence from a Dynamic Regression Discontinuity Design \*', *Quarterly Journal of Economics*,125(1): 215–261.
- Curto-Grau, M., Solé-Ollé, A. und Sorribas-Navarro, P. (2012) 'Partisan Targetting of Intergovernmental Transfers & State Interference in Local Elections: Evidence from Spain', *Documents de Treball de l'IEB* 2012/31.
- Dahlberg, M. und Johansson, E. (2002) 'On the Vote-Purchasing Behavior of Incumbent Governments', *American Political Science Review*,96(01).
- Dal Bó, E. und Rossi, M. (2008) *Term Length and Political Performance*, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Deutschland (2010) *Grundgesetz*, München: Dt. Taschenbuch-Verl. [u.a.].
- Diermeier, D., Keane, M. und Merlo, A. (2005) 'A Political Economy Model of Congressional Careers', *American Economic Review*,95(1): 347–373.
- Djankov, S., Glaeser, E., La Porta, R., et al. (2003) 'The new comparative economics', *Journal of Comparative Economics*,31(4): 595–619.
- Downs, A. (1957) 'An economic theory of democracy', Boston: Addison-Wesley.
- Drazen, A. (2002) 'Political economy in macroeconomics', Princeton (N.J.): Princeton University Press.
- Egger, P. und Koethenbueger, M. (2010) 'Government Spending and Legislative Organization: Quasi-Experimental Evidence from Germany', *American Economic Journal: Applied Economics*,2(4): 200–212.
- Eggers, A. C., Fowler, A., Hainmueller, J., et al. (2015) 'On the Validity of the Regression Discontinuity Design for Estimating Electoral Effects: New Evidence from Over 40,000 Close Races', *American Journal of Political Science*,59(1): 259–274.
- Ferraz, C. und Finan, F. (2009) 'Motivating Politicians: The Impacts of Monetary Incentives on Quality and Performance', *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*(14906).
- Ferreira, F. und Gyourko, J. (2009) 'Do Political Parties Matter? Evidence from U.S. Cities', *The Quarterly Journal of Economics*,124(1): 399–422.
- Fiva, J. H. und Natvik, G. J. (2013) 'Do re-election probabilities influence public investment?', *Public Choice*,157(1-2): 305–331.
- Freier, R. (2011) 'Incumbency as the Major Advantage: The Electoral Advantage for Parties of Incumbent Mayors', *DIW Berlin Discussion Paper No. 1147*.
- Freier, R. und Odendahl, C. (2012) 'Do absolute majorities spend less', *German Institute for Economic Research*(No. 1239).
- Freier, R. und Thomasius, S. (2012) 'Voters prefer more qualified mayors, but does it matter for public finances? Evidence for Germany'.

- Fryer, R. G., Goeree, J. K. und Holt, C. A. (2005) 'Experience-Based Discrimination: Classroom Games', *The Journal of Economic Education*,36(2): 160–170.
- Funk, P. und Gathmann, C. (2011) 'Does Direct Democracy Reduce the Size of Government? New Evidence from Historical Data, 1890-2000\*', *The Economic Journal*,121(557): 1252–1280.
- Gagliarducci, S. und Nannicini, T. (2013) 'Do better paid politicians perform better? Disentangling incentives from selection', *Journal of the European Economic Association*,11(2): 369–398.
- Gneezy, U. und Rustichini, A. (2000) 'Pay Enough or Don't Pay at All\*', *Quarterly Journal of Economics*,115(3): 791–810.
- Grembi, V., Nannicini, T. und Ugo, T. (2012) 'Policy responses to fiscal restraints: A difference-in-discontinuities design', *CESifo Working Paper*(No. 3999).
- Grimmer, J., Hirsh, E., Feinstein, B., et al. (2012) 'Are Close Elections Randomly Determined'.
- High, C. und Nemes, G. (2007) 'Social Learning in LEADER: Exogenous, Endogenous and Hybrid Evaluation in Rural Development', *Sociologia Ruralis*,47(2): 103–119.
- Hirota, H. und Yunoue, H. (2013) 'Does local council size affect land development expenditure? Quasi-experimental evidence from Japanese municipal data', *Munich Personal RePEc Archive*(43723).
- Imbens, G. W. und Lemieux, T. (eds) (2008) *The regression discontinuity design: Theory and applications*.
- Jaime-Castillo, A. M. (2008) 'ELECTOOL: Stata module containing toolkit to analyze electoral data'.  
Abzurufen unter: <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s456973.html>.
- Johansson, E. (2003) 'Intergovernmental grants as a tactical instrument: empirical evidence from Swedish municipalities', *Journal of Public Economics*,87(5-6): 883–915.
- Kirsch, G. (2004) *Neue politische Ökonomie*, Stuttgart: Lucius und Lucius.
- Kotakorpi, K. und Poutvaara, P. (2011) 'Pay for politicians and candidate selection: An empirical analysis', *Journal of Public Economics*,95(7–8): 877–885.
- Lambsdorff, J. G. (2002) 'Corruption and Rent-Seeking', *Public Choice*,113(1/2): 97–125.
- Larcinese, V., Snyder, J. M. und Testa, C. (2013) 'Testing Models of Distributive Politics using Exit Polls to Measure Voters' Preferences and Partisanship', *British Journal of Political Science*,43(04): 845–875.
- Lee, D. S. (2008) 'Randomized experiments from non-random selection in U.S. House elections', *Journal of Econometrics*,142(2): 675–697.
- Lee, D. S. und Lemieux, T. (2010) 'Regression Discontinuity Designs in Economics', *Journal of Economic Literature*(48): 281–355.
- Lemieux, T. und Milligan, K. (2008) 'Incentive effects of social assistance: A regression discontinuity approach', *Journal of Econometrics*,142(2): 807–828.



- Levitt, S. D. und Snyder, J. M. (1995) 'Political parties and the Distribution of Federal Outlays', *American Journal of Political Science*, Vol. 39(No. 4): 958–980.
- Lizzeri, A. und Persico, N. (2005) 'A Drawback Of Electoral Competition', *Journal of the European Economic Association*, 3(6): 1318–1348.
- Mechtel, M. (2014) 'It's the occupation, stupid! Explaining candidates' success in low-information elections', *European Journal of Political Economy*, 33: 53–70.
- Miller, G. J. (2005) 'THE POLITICAL EVOLUTION OF PRINCIPAL-AGENT MODELS', *Annual Review of Political Science*, 8(1): 203–225.
- Mueller, D. C. (2003) *Public choice III*, Cambridge: Cambridge University Press.
- muenchen.de (2014) Oberbürgermeister und Bürgermeister seit 1818. Abzurufen unter: <http://www.muenchen.de/rathaus/Stadtpolitik/Stadtspitze/Oberbuergermeister-und-Buergermeister-seit-1818.html>.
- Nielsen, H. S., Sørensen, T. und Taber, C. (2010) 'Estimating the Effect of Student Aid on College Enrollment: Evidence from a Government Grant Policy Reform', *American Economic Journal: Economic Policy*, 2(2): 185–215.
- Palfrey, T. R. (2009) 'Laboratory Experiments in Political Economy', *Annual Review of Political Science*, 12(1): 379–388.
- Palfrey, T. R. (2013) 'Experiments in Political Economy', California Institute of Technology Social Science Working Paper 1382.
- Paola, M. de und Scoppa, V. (2011) 'Political competition and politician quality: evidence from Italian municipalities', *Public Choice*, 148(3-4): 547–559.
- Pedersen, M. N. (1979) 'The Dynamics of European Party Systems; Changing Patterns of Electoral Volatility', *European Journal of Political Research*, 7(1): 1–26.
- Persson, T. und Tabellini, G. (2000) *Political Economics*: The MIT Press.
- Petttersson-Lidbom, P. (2008) 'Do Parties matter for Economic Outcomes? A Regression-Discontinuity Approach', *Journal of the European Economic Association*, 6(5): 1037–1056.
- Petttersson-Lidbom, P. (2012) 'Does the size of the legislature affect the size of government? Evidence from two natural experiments', *Journal of Public Economics*, 96(3–4): 269–278.
- Petttersson-Lidbom, P. und Tyrefors, B. (2007) 'The Policy Consequences of Direct versus Representative Democracy: A Regression-Discontinuity Approach', Working Paper.
- Rae, D. W. (1967) The political consequences of electoral laws. Abzurufen unter: <http://www.getcited.org/pub/101243877>.
- Repetto, L. und Carozzi, F. (2014) 'Sending the Pork Home: Birth Town Bias in Transfers to Italian Municipalities', *SSRN Electronic Journal*.
- Snyder, J. (2005) 'Detecting Manipulation in U.S. House Elections', Unpublished manuscript.

- Solé-Ollé, A. und Sorribas-Navarro, P. (2008) 'The effects of partisan alignment on the allocation of intergovernmental transfers. Differences-in-differences estimates for Spain', *Journal of Public Economics*,92(12): 2302–2319.
- Solé-Ollé, A. und Viladecans-Marsal, E. (2013) 'Do political parties matter for local land use policies?', *Journal of Urban Economics*,78: 42–56.
- Süddeutsche Zeitung (2013) 'Parteienkritiker Arnim legt in Verwandtenaffäre nach'. Abzurufen unter: <http://www.sueddeutsche.de/bayern/verwandtenaffaere-parteienkritiker-arnim-legt-nach-1.1704758>.
- Svaleryd, H. und Vlachos, J. (2009) 'Political rents in a non-corrupt democracy', *Journal of Public Economics*,93(3-4): 355–372.
- Thistlethwaite, D. L. und Campbell, D. T. (1960) 'Regression-Discontinuity Analysis: An Alternative to the Ex-Post Facto Experiment', *Journal of Educational Psychology*,51: 309–317.
- Vogl, T. S. (2014) 'Race und the politics of close elections', *Journal of Public Economics*,109: 101–113.
- Weingast, B. R., Shepsle, K. A. und Johnsen, C. (1981) 'The Political Economy of Benefits and Costs: A Neoclassical Approach to Distributive Politics', *Journal of Political Economy*,89(4): p 642-664.
- Worthington, A. C. und Dollery, B. E. (1998) 'The political determination of intergovernmental grants in Australia', *Public Choice*,94(3/4): 299–315.
- Wynn, G. (2010) 'U.S. corn ethanol "was not a good policy": Gore'. Abzurufen unter: <http://www.reuters.com/article/2010/11/22/us-ethanol-gore-idUSTRE6AL3CN20101122>.

## Appendix

**Tabelle 6 Direkte Demokratie in bayerischen Kommunen**

Bevölkerungsschwelle	unterhalb	oberhalb
Anzahl	125	124
Erfolgsquote	44,8%	39,5%
Scheitern am Quorum (Teilnehmerzahl)	8,8%	5,6%
Themen:		
Infrastruktur (öffentlich und sozial)	36	32
Kultur	5	13
Entsorgung	10	10
Wirtschaft	24	20
Mobilfunk	4	2
Verkehr	23	30
Abgabe	2	2
Wohngebiet und andere Bauleitplanung	17	10
Sonstiges	4	5

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt Werte für Gemeinden "knapp" unterhalb und Gemeinden "knapp" oberhalb von Bevölkerungsschwellen (10% Bandbreite).

Quelle: Datenbank Bürgerbegehren; eigene Berechnungen

**Tabelle 7 Bevölkerungsschwellen und deren Folgen für Gemeinden**

Bevölkerungsschwelle	Standard Status	Ehrenamtliche Bürgermeister			Standard Status	Hauptamtliche Bürgermeister		
		Bezahlung	Gemeinderatsgröße	Verkehrssteuer		Bezahlung	Gemeinderatsgröße	Verkehrssteuer
1.000	ehrenamtlich	ja	ja	nein	ehrenamtlich	nein	ja	nein
2.000	ehrenamtlich	nein	ja	nein	ehrenamtlich	ja	ja	nein
3.000	ehrenamtlich	ja	ja	nein	ehrenamtlich	ja	ja	nein
5.000	hauptamtlich	ja	ja	ja	hauptamtlich	ja	ja	ja
Bevölkerungsschwelle	Auswirkungen einer Überschreitung							
10.000	Gemeinderatsgröße, Bezahlung Bürgermeister, Bestimmungen Bürgerbegehren, Bestimmungen Bürgerversammlungen, Finanzausgleich.							
15.000	Bezahlung berufsmäßiger Gemeinderatsmitglieder.							
20.000	Gemeinderatsgröße, Bestimmungen Bürgerbegehren.							
30.000	Gemeinderatsgröße, Bezahlung berufsmäßiger Gemeinderatsmitglieder, Bezahlung Bürgermeister, Bestimmungen Bürgerbegehren, Stadtstatus (Große Kreisstadt).							
50.000	Gemeinderatsgröße, Bezahlung berufsmäßiger Gemeinderatsmitglieder, Bezahlung Bürgermeister, Bestimmungen Bürgerbegehren und -entscheid, Stadtstatus (Kreisfreie Stadt), Finanzausgleich.							

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Konsequenzen des Überquerens einer Bevölkerungsschwelle. Die aufgeführten Bevölkerungsschwellen sind seit 1990 in Kraft (Bestimmungen zu Bürgerbegehren seit 1995).

Quelle: eigene Nachforschungen, Ade und Freier (2011)

# Artikel II: Parteipolitischer Einfluss auf kommunale Budgetentscheidungen. Quasi-experimentelle Ergebnisse für Bayern.

Lukas Schötz\*

**Abstract** Vor allem eine unterschiedliche Auffassung von der Rolle des Staates gilt als ein die politischen Lager westlicher Demokratien trennendes Merkmal. So konnten zahlreiche Studien Korrelationen zwischen Wahlergebnissen und der Grundausrichtung der Fiskal- und Wirtschaftspolitik aufdecken. Dieser Artikel untersucht nun, in welchem Ausmaß tatsächlich zugrundeliegende Wertvorstellungen sozialdemokratischer und konservativer Parteipolitiker die politische Linie der Kommunalpolitik festlegen. Um kausal abschätzen zu können, ob die parteipolitische Prägung von Politikern Einfluss entfaltet, untersucht die vorliegende Arbeit mit Hilfe eines quasi-experimentellen Ansatzes Kommunaldaten des deutschen Bundeslandes Bayern. Es kann gezeigt werden, dass sich bei zugrundeliegenden gleichen Wählerpräferenzen die Regierungsentscheidungen unabhängig von parteipolitischen Zugehörigkeiten angleichen. Nur für vereinzelte Haushaltsposten wie der Wirtschaftsförderung, staatlichen Wirtschaftsunternehmungen und der Unternehmensbesteuerung treten signifikante Differenzen bei der Politikgestaltung zutage.

**Schlagwörter** Parteeinfluss - Kommunalpolitik - Kommunalhaushalt - Regressions-Diskontinuitäts-Analyse

---

\* Lukas Schötz ist Doktorand der Universität Passau

## 1. Einleitung

Die anhaltende wirtschaftliche Krise verschiedener Mitgliedsstaaten der Europäischen Union zeigt, dass Regierungen gleich welchen politischen Lagers nicht per Handstreich komplexe gesellschaftliche und wirtschaftliche Herausforderungen meistern und auch fiskal- und wirtschaftspolitische Zustände nicht radikal verbessern können. Eine Frage, welcher sich auch viele theoretische und empirische Untersuchungen der Politischen Ökonomie seit geraumer Zeit widmen, ist somit, inwieweit Parteien in Regierungsverantwortung die resultierende Fiskal- und Wirtschaftspolitik tatsächlich beeinflussen. Da eine Zuteilung der Regierungsverantwortung an Parteipolitiker nicht per Zufall stattfindet, zeigen viele der bisherigen empirischen Studien lediglich Korrelationen zwischen Wahlergebnissen und Politikschwerpunkten auf.

Der vorliegende Artikel untersucht, ob für Gemeinden des Freistaates Bayern ein kausaler Effekt der persönlichen Wertvorstellungen von Politikern auf die kommunalen Budgetentscheidungen nachzuweisen ist. Erste Evidenz für den kausalen Einfluss parteipolitischer Machtverhältnisse in Gemeinderäten bzw. der Parteizugehörigkeit von Bürgermeistern auf die Politikgestaltung liegt vor. Während Pettersson-Lidbom (2008) bei der Analyse schwedischer Gemeinderäte signifikante Effekte findet, verursacht nach Ferreira und Gyourko (2009) die Parteizugehörigkeit US-amerikanischer Bürgermeister keine Effekte. Wie diese beiden Autoren so wende auch ich das quasi-experimentelle Regressions-Diskontinuitäts-Verfahren (engl. regression discontinuity design; RDD) an. In Verbindung mit einem neuen Ansatz zur Darstellung des politischen Wettbewerbs ermöglicht das Verfahren, Beobachtungseinheiten mit quasi-zufällig verteilter Regierungsverantwortung zu vergleichen. Als Datengrundlage dienen bayerische Gemeinden, in denen nach der Süddeutschen Ratsverfassung eine Mischform aus präsidialer und repräsentativer Demokratie gültig ist. Neben den in der Literatur bereits dargestellten spezifischen Teileffekten für Bürgermeister und Gemeinderäte, kann somit der Gesamteffekt der politischen Repräsentanz aufgezeigt werden. Dieser Artikel hebt sich von der bestehenden Literatur des Weiteren dadurch ab, dass mit Hilfe eines sehr detaillierten Datensatzes nicht nur übergeordnete Haushaltsposten analysiert, sondern auch nachgelagerte Einzelposten betrachtet werden.

Bayerische Gemeindedaten bieten sich gerade deshalb als Beobachtungseinheiten an, da sie gute Voraussetzungen für eine Regressions-Diskontinuitäts-Analyse bieten. Die 2056 bayerischen Gemeinden sind in eine gefestigte Demokratie eingebunden, unterstehen einem homogenen rechtlichen Rahmen und besitzen weitreichende Selbstverwaltungsrechte. Datenreihen stehen ab dem Jahr 1983 zur Verfügung und garantieren genügend Daten für das RDD. Zusätzlich liegen für den Zeitraum von 1998 bis 2006 detailreiche Aufschlüsselungen sämtlicher Haushaltsposten bayerischer Gemeinden vor, was eine genauere Analyse der politischen Schwerpunktsetzung ermöglicht.

Es zeigt sich, dass unterschiedliche Couleur der Regierungspartei kaum kausalen Einfluss auf hart messbare ökonomische Kennwerte hat. Tatsächlich kann ein Einfluss parteipolitischer Ideologie nur dahingehend festgestellt werden, dass sich Gemeinden abhängig vom Regierungsblock unterschiedlich stark am Markt beteiligen. So greifen konservative Regierungen durch geringere Wirtschaftsförderung und weniger staatliche Unternehmungen in kleinerem Umfang in den Markt ein, zudem setzen sie geringere Steuerhebesätze für Gewerbetreibende an. Vergleicht man dieses Ergebnis mit der Literatur wird klar, dass kaum Unterschiede in der Politikgestaltung auftreten sobald direkt gewählte Bürgermeister mit weitreichenden Befugnissen gewählt werden (vgl. Ferreira und Gyourko, 2009; vorliegender Artikel). Wenn dagegen eine gewählte Ratsversammlung für politische Entscheidungen alleinverantwortlich ist, ist die Politik parteipolitisch geprägt (Pettersson-Lidbom, 2008).

Der Artikel ist wie folgend gegliedert. Abschnitt 2 geht auf theoretische Grundlagen ein und stellt bisherige empirische Evidenz vor. Abschnitt 3 erläutert die rechtlichen und politischen Rahmenbedingungen der bayerischen Kommunalpolitik, stellt sie statistische Methodik vor und beschreibt den verwendeten Datensatz. Während Abschnitt 4 die Analyseresultate sowie Robustheitstests liefert, schließt Abschnitt 5 mit einer Einordnung der gewonnenen Erkenntnisse.

## **2. Theoretische Grundlagen und empirische Evidenz**

Die Parteienlandschaft in Demokratien wird meist vereinfachend mit Hilfe eines eindimensionalen Links-Rechts-Spektrums charakterisiert, diese Einteilung geht zurück auf die französische Nationalversammlung. In der Nationalversammlung sammelten sich die revolutionären Parteien vom Rednerpult aus gesehen links, während die bewahrenden, konservativen Parteien rechts saßen. In modernen Demokratien unterscheiden sich die Parteien vor allem in Bezug auf die angestrebte Rolle des Staates. Während ‚linke‘ Parteien in einem marktwirtschaftlichen Wirtschaftssystem vor allem Marktversagen befürchten und deshalb auf eine starke Rolle des Staates drängen, befürchten ‚rechte‘ Parteien vor allem Staatsversagen und wollen die staatlichen Aktivitäten minimieren.<sup>1</sup> Die Anwendung dieses vereinfachenden, eindimensionalen „links-rechts“ Modells auf das komplexe, vielschichtige politische Wertesystem verschiedener Länder wird von Forschern heftig debattiert (vgl. Sartori, 1976; Laponce, 1981). Poole und Rosenthal (2001) zeigen, dass eine derartige Vereinfachung auf nur eine politische Dimension in der Praxis recht gute Ergebnisse liefert.<sup>2</sup>

---

<sup>1</sup> Eine deutliche Abweichung von dieser Annahme tritt beim Militär zutage, wo die Rollen oft vertauscht sind.

<sup>2</sup> Die Praktikabilität konnte sowohl für ein Zwei-Parteiensystem als auch für ein Mehr-Parteiensystem gezeigt werden.

Unter der Annahme eines eindimensionalen Wertesystems gibt Downs (1957) mit einer einflussreichen Arbeit zu bedenken, dass in einem Zwei-Parteiensystem, in welchem die Parteien als „Stimmen-Maximierer“ auftreten, eine starke Annäherung der politischen Parteien zu erwarten ist.<sup>3</sup> Nur mit einer politischen Plattform, welche die Mitte der Gesellschaft (den Median-Wähler) überzeugt, kann ein Wahlsieg errungen werden. Kleinere Unterschiede in den politischen Plattformen könnten in der Praxis zum Beispiel durch unvollständige Informationen der Parteien zutage treten oder aufgrund der Parteihistorie überdauern. Mittlerweile tendieren Forscher mehr zu der Ansicht, dass Parteistrategen ihren Fokus gezielt auf klar abgrenzbare Gruppen mit homogenen Präferenzen richten (vgl. Lindbeck und Weibull, 1987). Durch konkrete Zugeständnisse können diese Gruppen als Wähler gewonnen werden.

Begleitend zu den theoretischen Abhandlungen entwickelte sich auch eine umfangreiche empirische Literatur. Während ein Strang der Literatur Evidenz für die Konvergenz der politischen Parteien präsentiert (vgl. Dye, 1966), zeigt ein zweiter Strang der Literatur den vorhandenen Einfluss und die Bedeutung von Parteien auf (vgl. Castles, 1982).<sup>4</sup> Da sich für beide Positionen über viele Jahre hinweg Unterstützer und empirische Evidenz finden, versucht eine Meta-Studie von Imbeau et al. (2001) einen Überblick über das Forschungsfeld zu schaffen.<sup>5</sup>

Imbeau et al. (2001) zeigen in ihrer Studie, dass in den überwiegenden Fällen die Hypothese einer von parteipolitischen Ideologien unabhängigen Politikgestaltung nicht verworfen werden kann. Die Studie stützt somit die Konvergenz-Theorie, jedoch berücksichtigen die Autoren nur Veröffentlichungen, welche ihre Ergebnisse durch die Analyse mit Querschnittsdaten von OECD-Ländern erreichten. Die Analyse des Einflusses von politischen Parteien auf Haushaltsposten durch den Vergleich verschiedener Länder ist jedoch kritisch zu sehen. Sie kann insofern verzerrt sein, da sich linke bzw. rechte Parteien auch landesspezifisch entwickelt haben. Ländervergleiche können deshalb unter Umständen real existierende Unterschiede zwischen Parteipräferenzen nicht offenbaren. Um diesen Bedenken Rechnung zu tragen und die Zahl der Beobachtungen zu steigern, benutzen manche Forscher alternativ auch Längsschnittdaten für ausgewählte Länder bzw. kombinieren Quer- und Längsschnittdaten für ihre Analyse (vgl. Blais et al., 1993). Eine weitere vielversprechende Möglichkeit, die Zahl der Beobachtung zu steigern, bietet sich durch die Analyse der bundesstaatlichen (Caplan, 2001; Besley und Case, 2003; Reed, 2006) oder der kommunalen Ebene (Pettersson-Lidbom, 2008). Viele dieser Studien stellen einen Unterschied in der Gestaltung

---

<sup>3</sup> Während Dixit und Londregan (1995) Parteien als „Stimmen-Maximierer“ auffassen, könnten Parteien auch als „Macht-Maximierer“ oder als Durchsetzer eigener Ideologien (vgl. Alesina und Rosenthal, 1995) auftreten.

<sup>4</sup> Ausführliche Literaturüberblicke zur Diskussion um parteipolitischen Einfluss finden sich bei Blais et al. (1993), bei Caramani und Hug (1998), sowie bei Besley und Case (2003).

<sup>5</sup> Die Autoren finden mehr als 600 Arbeiten zur Thematik. Aus Gründen der Vergleichbarkeit beachten sie in ihrer Meta-Studie nur 43 Artikel, welche Querschnittsdaten von OECD-Ländern auswerten und sich dabei auf Variablen wie Staatsausgaben und Besteuerung konzentrieren. Diese Variablen haben den Vorteil, dass sie von Regierungen sehr direkt beeinflusst werden können (im Gegensatz zu makroökonomischen Variablen).

von Steuern und Ausgaben fest, laut Besley und Case (2003) ist die Evidenz für Parteieinfluss mittlerweile überzeugend. Caplan (2001) bemerkt aber, dass es unabhängig von der parteipolitischen Ideologie immer einen Hang zu einem großen, finanzkräftigen Regierungsapparat geben wird, da Parteien durch hohe Staatsausgaben und evtl. durch „Pork Barrel Politics“ ihre Machtposition auszubauen suchen. Von Interesse ist deshalb gerade, ob die beiden Regierungsblöcke ihre Haushaltsmittel unterschiedlichen Verwendungszwecken zuführen.

Grundsätzlich haben sich viele bisherige Forschungsansätze darauf beschränkt, Korrelationen zwischen resultierenden Wahlergebnissen und getroffenen Politikentscheidungen bzw. gemessenen Wirtschaftsindikatoren aufzuzeigen. Diesen Analysen mangelt es jedoch an kausaler Aussagekraft, klare Effekte z.B. von bestehenden Präferenzen einzelner Parteien konnten so nicht quantifiziert werden. Ermittelte Korrelationen können zwar unter Umständen die Veränderung bzw. Beibehaltung der Staatsquote nach einem Regierungswechsel anzeigen. Wie genau diese Konsequenzen in demokratischen Systemen aber von Wählerwille oder Parteiinteresse, von Politikerpersönlichkeiten oder exogenen, weltpolitischen Schocks abhängen, wurde in der Vergangenheit jedoch kaum untersucht. Letztlich spiegeln Wahlergebnisse die zugrundeliegenden politischen Anschauungen und Präferenzen der Bürgerschaft wider, der gewählte Parteiblock setzt die von der Wählerschaft vorgegebene Richtlinie unter Beteiligung des bürokratischen Apparates um. Wenn die Wählerschaft durch ihre Wahl konservative Grundwerte ausgedrückt hat, bedient die resultierende Regierung in der Regel auch konservative Anliegen wie die innere Sicherheit. Die Rolle der Parteien könnte sich im Extremfall also darauf beschränken, dem Wählerwillen ein Antlitz zu verleihen und die Bürokratie zu überwachen.

Zu dem beschriebenen Problem nicht direkt zu beobachtender Variablen (Parteipräferenzen in Abgrenzung zu Wählerpräferenzen) gesellt sich zudem ein Endogenitätsproblem bezüglich des Parteizuspruchs. Falls die Wählerschaft ihre Wahlentscheidungen auch von den wirtschaftlichen Zukunftserwartungen beeinflussen lässt, besteht die Gefahr einer umgekehrten Kausalität (engl. reverse causality).<sup>6</sup> Eine Partei könnte so eine wirtschaftliche Abkühlung nicht verantworten, sondern aufgrund der schon vorhergesehenen wirtschaftlichen Abkühlung an die Macht gelangen. Faust und Irons (1999) stellen zudem unter Zuhilfenahme eines vektorautoregressiven Modells fest, dass sich viele bisherige Erkenntnisse zum Zusammenhang zwischen makroökonomischen Variablen und parteipolitischen Machtverhältnissen nicht bestätigen lassen.

Die bestehenden Schwierigkeiten zur Bestimmung kausaler Effekte könnten theoretisch durch experimentelle Untersuchungen umschifft werden. Ein Experiment könnte zum Beispiel darin bestehen, die politische Führungsposition von Gemeinden unabhängig von Wählerpräferenzen an zufällig ausgewählte Politiker zu vergeben. Obwohl ein solches Experiment in demokratischen

---

<sup>6</sup> Pettersson-Lidbom (2008) behandelt diese Problematik ausführlich.



Staaten aus gutem Grund nicht möglich ist, können viele Probleme früherer Forschungsbemühungen durch die Anwendung quasi-experimenteller Methodik vermieden werden.

Eine aktuelle Studie von Ferreira und Gyourko (2009) konzentriert sich auf den Einfluss US-amerikanischer Bürgermeister. Sie können unter Anwendung des quasi-experimentellen Regressions-Diskontinuitäts-Verfahrens zeigen, dass die Parteizugehörigkeit der Bürgermeister kaum Einfluss auf die Politikausrichtung in den Gemeinden ausübt.<sup>7</sup> Pettersson-Lidbom (2008) dagegen stellt fest, dass die Zusammensetzung des gewählten Rates schwedischer Kommunen eine signifikante Rolle für die wirtschaftspolitische Ausrichtung der Gemeinden bedeutet. In der schwedischen Kommunalpolitik hat der Rat die zentrale Rolle inne, eine „linke“ Regierungsmehrheit verantwortet höhere Ausgaben und höhere Steuereinnahmen als „rechte“ Regierungen. Zudem beschäftigen „linke“ Regierungen mehr öffentliche Angestellte, was sich wiederum auch auf die allgemeine Beschäftigungslage auszuwirken scheint. Die unterschiedlichen Kommunalverfassungen scheinen zu beeinflussen, inwieweit parteipolitischer Einfluss zur Geltung kommt. Eine Untersuchung deutscher Gemeindedaten durch Freier und Odendahl (2012) lässt den Schluss zu, dass auch kleinere Parteien Einfluss auf Entscheidungen und Akzentuierungen in Gemeinden nehmen können. In einem Mehr-Parteien-System scheint nicht nur der Anteil an Wählern, sondern auch die Fähigkeit zur Beschaffung politischer Mehrheiten die Machtposition zu definieren. Auch Folke (2010) stellt fest, dass in Schweden der Wahlerfolg kleiner ökologischer oder kleiner fremdenfeindlicher Parteien direkte politische Konsequenzen nach sich zieht.

### **3. Rahmenbedingungen, Methodik und Daten**

Der kommunalen Selbstverwaltung bayerischer Gemeinden liegt die Süddeutsche Ratsverfassung zu Grunde, die eine Mischform aus präsidialer und repräsentativer Demokratie begründet. Bayerische Gemeinden müssen im Sinne einer Daseinsvorsorge gewisse Pflichtaufgaben wie Bauleitplanung und Schulträgerschaft selbstverantwortlich übernehmen. Darüber hinaus können Gemeinden durch freiwillige Bemühungen das wirtschaftliche, kulturelle und soziale Wohl ihrer Einwohner fördern. Kommunalpolitiker haben durch selbstverantwortliche finanzpolitische Weichenstellungen wie die Festsetzung des Gewerbesteuerhebesatzes und der Schaffung von Gewerbegebieten durchaus Spielräume bei der Ausgestaltung einzelner Budgetposten. Die Bedeutung der Gemeinden für die

---

<sup>7</sup> Die Autoren Coate und Knight (2011) sowie Gerber und Hopkins (2011) stellen ähnliche Untersuchungen an, kommen teilweise jedoch zu andern Ergebnissen.

Ökonomie Bayerns ist dabei nicht zu unterschätzen, die Gesamtausgaben der Kommunen im Jahr 2013 entsprachen gut 7 % des bayerischen BIP.<sup>8</sup>

### 3.1. Rechtliche und politische Rahmenbedingungen

Die Wählerschaft legt die politische Machtverteilung in den Gemeinden mit zwei unabhängigen, aber zeitgleich stattfindenden Wahlen fest. Der oberste Repräsentant einer Gemeinde, der Bürgermeister, wird in direkter Wahl von den Bürgern bestimmt. Dazu benennen die Parteien oder Wählergruppierungen im Vorfeld einen Kandidaten. Der gewählte Bürgermeister führt die Geschäfte der Kommune, hat aber zudem durch Vorsitz und Stimmrecht im Gemeinderat auch großen Einfluss auf die Legislative.<sup>9</sup> Falls der Bürgermeister frühzeitig aus dem Amt ausscheidet, wird eine außerordentliche Bürgermeisterwahl durchgeführt. Das letztlich beschlussfassende Gremium einer Gemeinde, der Gemeinderat, wird durch eine repräsentative Wahl bestimmt. Die Wähler haben bei der Gemeinderatswahl abhängig von der Gemeinderatsgröße eine Vielzahl von Stimmen abzugeben, welche sie auf einzelne Kandidaten aufteilen (panaschieren) oder an eine Parteiliste vergeben (kumulieren) können.<sup>10</sup> Die Umrechnung der Wählerstimmen in Gemeinderatssitze erfolgt nach dem D'Hondt-Verfahren, welches die Zuteilung einer ganzzahligen Menge an Sitzen für jede Gruppierung garantiert.<sup>11</sup>

Alle bundesweit bedeutenden Parteien (CSU, SPD, FDP, Bündnis90/Die Grünen, Die Linke) sind in Bayern aktiv, wobei kleinere Parteien nur in Städten eine Rolle spielen. In der Kommunalpolitik kleinerer Gemeinden haben neben der Christlich Sozialen Union in Bayern e.V. (CSU) und der Sozialdemokratischen Partei Deutschlands (SPD) gerade parteiunabhängige Wählervereinigungen und auch Ein-Themen-Bündnisse eine signifikante Rolle inne. Der lokale Charakter dieser unabhängigen Bürgergruppierungen begründet jedoch Schwierigkeiten mit deren politischer Verordnungsgebung. Dieses Problem kann immer dann gelöst werden, wenn eine Wählervereinigung gemeinsam mit einer etablierten Partei einen Bürgermeisterkandidaten benennt. Dies wird als klares Indiz ähnlicher politischer Präferenzen aufgefasst und als Koalitionsvereinbarung gedeutet.<sup>12</sup>

Eine zusätzliche Schwierigkeit ergibt sich dadurch, dass die bereitgestellten Daten von Gemeinderatswahlen, bei welchen verschiedene politische Gruppierungen gemeinsame Kandidatenlisten aufstellen, mit Unklarheiten verbunden sind. Die Ratssitze, welche in den Daten unter dem vagen Begriff „Gemeinsame Wahlvorschläge“ aufgeführt werden, können nur teilweise

---

<sup>8</sup> Für die eigene Berechnung dienten Daten des statistischen Bundesamtes und des Bayerischen Landesamtes für Statistik als Grundlage.

<sup>9</sup> Boettcher (2013) betont die machtvolle Stellung von Bürgermeister/innen in Bundesländern, in welchen die Süddeutsche Ratsverfassung gilt.

<sup>10</sup> Auch eine Kombination von Panaschieren und Kumulieren der Stimmen ist möglich.

<sup>11</sup> Mit den kommunalen Wahlen von 2014 wurde auf das Hare-Niemeyer Proporzverfahren umgestellt.

<sup>12</sup> Koalitionen auf kommunaler Ebene werden nicht amtlich erfasst.

zuverlässig einem politischen Lager zugeordnet werden, für andere Gemeinden stellt diese Unklarheit ein Ausschlusskriterium dar.

### 3.2. Statistische Methodik

Die Methodik der quasi-experimentellen Regressions-Diskontinuitäts-Analyse (RDD) hilft, die bereits thematisierten Selektions- und Endogenitätsprobleme zu umschiffen und Kausalitäten aufzudecken. Dieses Vorgehen ermöglicht es, Gemeinden mit sehr ähnlichen Wählerpräferenzen zu vergleichen, und festzustellen, inwiefern Parteien eine über die reine Umsetzung von Wählerpräferenzen hinausgehende, gestalterische Rolle innehaben. Vergleichbar mit dem Vorgehen bei Experimenten wird bei dieser quasi-experimentellen Untersuchung die Gesamtheit der Beobachtungseinheiten auf zwei Gruppen aufgeteilt, eine Gruppe ohne „Maßnahme“ ( $T=0$ ; Kontrollgruppe) und eine Gruppe mit „Maßnahme“ ( $T=1$ ; Treatment-Gruppe). Die Gruppenbildung erfolgt unter Beachtung einer Zuteilungsvariablen, wobei diese Zuteilungsvariable bei der scharfen Regressions-Diskontinuitäts-Analyse die Gruppeneinteilung perfekt determiniert. Die Grundvoraussetzung für die Benutzung des scharfen RDD lässt sich somit mit folgendem Zusammenhang beschreiben:

$$T_i = T(x_i) = 1[x_i > x_c],$$

wobei  $T_i$  eine Statusvariable,  $x_i$  eine Zuteilungsvariable und  $x_c$  einen Schwellenwert der Zuteilungsvariable darstellt. Die Indikatorfunktion  $1[.]$  drückt aus, dass eine gewisse Maßnahme immer Anwendung findet, sobald die Zuteilungsvariable über dem Schwellenwert liegt. Kontrollgruppe und Treatment-Gruppe, in welche sich die Beobachtungseinheiten aufteilen, unterscheiden sich dabei möglichst nur im Anwendungsstatus der Maßnahme. Alle anderen grundlegenden Charakteristika der Beobachtungseinheiten nahe dem Schwellenwert  $x_c$  sollten im Durchschnitt gleich sein, was durch eine Analyse überprüft werden kann. In der Regel wird davon ausgegangen, dass die Grundcharakteristika von Beobachtungseinheiten umso ähnlicher sind, je kleiner der Abstand zwischen den Werten der Zuteilungsvariablen ist. Gerade bei linearen Schätzungen beschränkt sich die Analyse deshalb auf einen Korridor rund um den Schwellenwert, in die Schätzung fließt auch die jeweilige Entfernung zum Schwellenwert mit ein. Im Idealfall ermöglicht ein Vergleich der abhängigen Werte das Aufspüren eines kausalen Effektes, da die Beobachtungen der Gruppe knapp unterhalb des Schwellenwertes kontrafaktische Ergebnisse für die Beobachtungen der Gruppe knapp oberhalb des Schwellenwertes darstellen.<sup>13</sup> Neben einer deterministischen Statuszuteilung und vergleichbaren Gemeindecharakteristika ist dafür zusätzlich vorauszusetzen, dass eine perfekte Manipulation der Zuteilungsvariablen nicht möglich ist.

---

<sup>13</sup> Vgl. Pettersson-Lidbom (2008).

Die allgemeine Schätzformel für die scharfe Regressions-Diskontinuitäts-Analyse misst somit sowohl dem Behandlungsstatus als auch dem Abstand zum Schwellenwert Bedeutung bei:

$$Q_i = \beta_0 + \tau T_i + \beta_1 (x_i - x_c) + \gamma (x_i - x_c) * T_i + \epsilon_i,$$

wobei  $Q_i$  die abhängige Variable,  $x_i$  die Zuteilungsvariable und  $x_c$  den Schwellenwert darstellt.  $T_i$  ist eine Statusvariable, die den Wert 1 annimmt, sobald der Schwellenwert überschritten ist, und ansonsten dem Wert 0 entspricht. Der Schätzer  $\beta_1$  bildet stetige Effekte ab, welche mit einem Anstieg der Zuteilungsvariablen einhergehen.  $\tau$  bildet den Effekt ab, welchen das Inkrafttreten einer Behandlung bzw. Maßnahme auf die abhängige Variable entfaltet, wenn alle anderen Variablen konstant gehalten werden. Der Interaktionsterm zwischen Entfernung zum Schwellenwert und Statusvariablen ermöglicht es, dass unterschiedliche Steigungen links und rechts des Schwellenwertes geschätzt werden.

Bei linearen Schätzungen wird eine Einschränkung der verwendeten Beobachtungsdaten bezüglich der Entfernung zum Schwellenwert vorgenommen. Die konkrete Ausgestaltung der Beobachtungskorridore um den Schwellenwert muss vom spezifischen Kontext abhängig gemacht werden, wobei das Anwenden mehrerer unterschiedlicher Korridore die gewonnenen Erkenntnisse absichert.<sup>14</sup> Aufgrund potenziell relativ enger Beobachtungskorridore rund um den Schwellenwert ist ein lineares Schätzverfahren mit hohen Anforderungen an die Beobachtungszahl verbunden. Dies führt bei der Anwendung des RDD im Bereich der Politischen Ökonomie oftmals dazu, dass Analysen auf der Kommunalebene durchgeführt werden.<sup>15</sup>

### 3.3. Daten und Messmethodik

Die 2056 bayerischen Gemeinden bilden die erste Ebene der kommunalen Struktur im deutschen Bundesland Bayern und ermöglichen dank umfangreicher Daten zu den Themen Bevölkerung, Wahlen und Öffentliche Finanzen empirische Untersuchungen. Das Bayerische Landesamt für Statistik stellt lückenlose Datenreihen ab dem Jahr 1983 zur Verfügung, Wahldaten für die im sechsjährigen Rhythmus stattfindenden Kommunalwahlen stehen ab dem Jahr 1978 zur Verfügung. Da sich das Bayerische Landesamt auf Daten relativ hoher Aggregationsebene beschränkt, wird zusätzlich die von den Forschungsdatenzentren der statistischen Ämter des Bundes und der Länder bereitgestellte Jahresrechnungsstatistik der Gemeinden als Datenquelle in die Analyse

<sup>14</sup> Es gibt verschiedene Methoden um Beobachtungskorridore rund um den Schwellenwert auszuwählen. Vgl. Lee und Lemieux (2010) für eine ausführliche Diskussion.

<sup>15</sup> Alternativ zur Auswahl der Bandbreiten um die Zuteilungsschwellen kann auch die Form der geschätzten Funktion geändert werden, was die Benutzung aller verfügbaren Beobachtungsdaten ermöglicht. Eine Schätzung mit Polynomen kann wie folgt dargestellt werden:

$$Q_i = \beta_0 + \tau T_i + \beta_1 (x_i^n - x_c) + \beta_2 (x_i^n - x_c)^2 + \dots + \gamma_1 (x_i^n - x_c) \cdot T_i + \gamma_1 (x_i^n - x_c)^2 \cdot T_i + \dots + \epsilon_i$$

miteinbezogen. Dieser Datensatz enthält für den Zeitraum von 1998 bis 2006 eine detailreiche Aufschlüsselung sämtlicher Haushaltsposten bayerischer Gemeinden. Dies ist insofern ein Mehrwert, da bei der angespannten Haushaltslage vieler Kommunen die Vermutung nahe liegt, dass sich die parteiideologischen Präferenzen mehr im Verwendungszweck als im Gesamtumfang des Budgets widerspiegeln.

Als die abhängigen Variablen, auf welche parteipolitische Präferenzen möglicherweise Einfluss ausüben, werden kommunale Ausgaben, kommunale Einnahmen, verschiedene Steuerhebesätze sowie die Veränderung des Schuldenstandes betrachtet. Die Veränderung des Schuldenstandes wird dabei nicht auf jährlicher Basis gemessen, vielmehr wird die Veränderung während einer kompletten Regierungsperiode festgehalten. Als Regierungskonstellation wird ein Zeitraum zwischen Wahlen aufgefasst, in welchem die politischen Machtverhältnisse unverändert bleiben. Außerplanmäßige Neuwahlen der Bürgermeister können in den Gemeinden zu einer unterschiedlichen Anzahl von Regierungskonstellationen führen. Für alle Variablen werden je Regierungskonstellation Durchschnittswerte berechnet, dabei werden in der Berechnung Werte aus den Jahren mit Gemeinderatswahlen nicht berücksichtigt, da ein Regierungswechsel immer während eines laufenden Jahres stattfindet. Neben einer Beachtung von Durchschnittswerten werden auch jährliche Werte analysiert, wobei auch hier auf Werte aus Wahljahren verzichtet wird.

Um vergleichbare Gemeinden zu finden muss der Unterschied in den politischen Präferenzen von Gemeinden gemessen werden. Für die konkrete Bestimmung einer Zuteilungsvariablen für das RDD bieten sich bei kommunalen Wahlen verschiedene Möglichkeiten an. In der Literatur wird gerne auf die Zusammensetzung der kommunalen Gemeinderäte zurückgegriffen, da diese die politische Machtverteilung einer Gemeinde gut messbar widerspiegelt (vgl. Pettersson-Lidbom, 2008). Der zu bestimmende Schwellenwert wird dahingehend definiert, dass er die Verschiebung der politischen Macht vom sozialdemokratischen Block (Kontroll-Gruppe) hin zum konservativen Block (Treatment-Gruppe) anzeigt. Ein von der Größe des Gemeinderates unabhängiger Wert der Zuteilungsvariablen für das scharfe Regressions-Diskontinuitäts-Verfahren kann mit folgender Formel berechnet werden:

$$\frac{\text{Anzahl der Mandate des rechten Lagers} - 50\% \text{ der Gemeinderatssitze}}{\text{Gesamtanzahl der Mandate}}$$

Auch die Abstimmungsergebnisse von Bürgermeisterwahlen lassen sich nutzen, um eine geeignete Zuteilungsvariable zu finden (vgl. Ferreira und Gyourko, 2009). Dieses Vorgehen erscheint gerade dann sinnvoll, wenn ein Bürgermeister direkt von der Bevölkerung gewählt ist und eine starke machtpolitische Position innehat.<sup>16</sup> Analog zum Mandatsansatz werden die Beobachtungseinheiten

---

<sup>16</sup> Es werden nur Gemeinden mit mindestens zwei Bewerbern um das Bürgermeisteramt beachtet.

durch das Festlegen eines Schwellenwertes in zwei Gruppen eingeteilt, der Schwellenwert wird auf 50% der Stimmen festgelegt:

$$\frac{\text{Stimmen rechter Kandidat} - 50\% \text{ der abgegebenen Stimmen}}{\text{abgegebene Stimmen}}$$

Für beide Formeln gilt, dass berechnete Werte nahe der Null auf Gemeinden hindeuten, in denen die politischen Lager bzw. politischen Kandidaten eine ähnliche Anzahl an Unterstützern auf sich vereinen. Große absolute Werte der Zuteilungsvariablen deuten wiederum auf klare Wahlsiege und die Dominanz spezifischer Wählerpräferenzen in einer Gemeinde hin.

Eingedenk der bayerischen Konstitution verletzen jedoch die beiden soeben vorgestellten Berechnungsmethoden Anforderungen an geeignete Zuteilungsvariablen für das RDD. Bezüglich der Bürgermeister-Variable ist zu bedenken, dass die abgegebenen Einzelstimmen bei einer Bürgermeisterwahl die allgemeinen Wählerpräferenzen einer Gemeinde nicht exakt widerspiegeln, da Bürgermeisterwahlen als stark personenbezogen angesehen werden. Zudem bildet die Entscheidung über das Bürgermeisteramt nicht die komplette politische Machtstruktur einer Gemeinde ab. Der Bürgermeister leitet zwar die Geschäfte einer Gemeinde, die Regierungsentscheidungen werden jedoch im Gemeinderat getroffen. Durch die Beachtung der Gemeinderatsmandate (inkl. Mandat des Bürgermeisters) bei der Berechnung der Zuteilungsvariablen wird diese Machtstruktur besser abgebildet.

Die Mandats-Variable wiederum spiegelt speziell bei kleineren Gemeinden die Unterschiede in den Wählerpräferenzen nur unzureichend wider, da es nur eine beschränkte Anzahl von Gemeinderäten gibt. Durch die ganzzahlige Menge an Gemeinderatsmandaten für jede Partei, welche durch die Anwendung des D'Hondt-Verfahrens sichergestellt wird, sind die durch Stimmenabgabe ausgedrückten Unterschiede nicht mehr klar nachvollziehbar. Andererseits ist auch die Verteilung der abgegebenen Stimmen als Zuteilungsvariable problematisch, da eine Mehrheit an Stimmen bei Gemeinderatswahlen nicht automatisch eine Mehrheit an Mandaten garantiert. Aufgrund dieser Ungenauigkeiten, welche in bisherigen Studien (vgl. Gerber und Hopkins, 2011; Ferreira und Gyourko, 2009; Freier und Odendahl, 2012) kaum thematisiert werden, liegt es nahe, eine aussagekräftigere Zuteilungsvariable zu suchen. Diese muss sowohl die durch Stimmabgabe ausgedrückte politische Präferenz wie auch die Verteilung der politischen Macht berücksichtigen.

Um den Anforderungen des RDD besser zu entsprechen, wird in Anlehnung an das Vorgehen von Curto-Grau et al. (2012) für die bayerischen Gemeinden eine neue Zuteilungsvariable definiert. Unter Beachtung des D'Hondt-Algorithmus wird zuerst die Menge an Wählerstimmen berechnet, welche der Regierungsblock theoretisch bei der Gemeinderatswahl verlieren muss, um auch ein

**Tabelle 1 Überblick Datensatz und politische Machtverhältnisse**

	Regierungskonstellationen	konservative Regierung (in %)
Datensatz	10300	27
Mandate im Gemeinderat	3184	88
Stimmen Bürgermeisterwahl	3736	73
Analyse D'Hondt-Algorithmus	1154	83
Jahresrechnungsstatistiken (D'Hondt)	351	85

Anmerkungen: Tabelle 1 beschreibt, wie viele Beobachtungen für unterschiedliche Analysen zur Verfügung stehen. Der Beobachtungszeitraum erstreckt sich von 1983 bis 2009, Daten der Jahresrechnungsstatistik stehen nur für die Jahre 1998 - 2006 zur Verfügung. Konservative Regierungen gibt an, wie häufig aus den Daten gesichert hervorgeht, dass die politische Macht der Regierungskonstellationen in konservativer Hand lag.

Mandat zu verlieren.<sup>17</sup> Mit Hilfe dieser Zahl an zu verlierenden Wählerstimmen wird für jede Gemeinde ein Index berechnet (zu verlierende Stimmen / gültige Stimmen), der die Knappheit der Wahlentscheidung abbilden kann. Für den Fall, dass der Bürgermeister dem Regierungslager angehört, wird entsprechend ein zweiter Index berechnet. Für Gemeinden mit zwei Indizes wird der kleinere absolute Wert benutzt. Da der Fokus auf knappen Wahlen liegt, wird die weitere Analyse auf die Gemeinden beschränkt, bei welchen der Verlust eines Mandates auch den Machtverlust für den Regierungsblock nach sich zieht. Die Daten werden so codiert, dass negative Indexwerte für sozialdemokratische Regierungsmehrheiten (bzw. Bürgermeister) stehen, positive Indexwerte für konservative Regierungen (bzw. Bürgermeister). Die so für alle Gemeinden bestimmten Indexwerte dienen als Zuteilungsvariable der Regressions-Diskontinuitäts-Methode. Für Werte nahe dem Schwellenwert (i.e. Null) wird wiederum die Vermutung getroffen, dass nicht spezifische Gemeindebesonderheiten, sondern der Zufall zur tatsächlichen Machtverteilung geführt hat.

In der vorliegenden Arbeit wird durch das Anwenden aller drei der soeben angesprochenen Methoden (Zuteilungsvariable Bürgermeisterwahl, Zuteilungsvariable Gemeinderatswahl, Zuteilungsvariable D'Hondt-Index) aufgezeigt, inwieweit sich die Ungenauigkeiten des Mandats- und Bürgermeisteransatzes im Vergleich zum sehr exakten, jedoch auch aufwendigen D'Hondt-Ansatzes auf gefundene Ergebnisse auswirken. Dies ermöglicht auch, die in der Literatur sich unterscheidenden Ergebnisse einzuordnen.

Tabelle 1 zeigt Regierungskonstellationen des gesamten Datensatzes, für Unterstichproben verschiedener Zuteilungsvariablen sowie für eine Stichprobe der Jahresrechnungsstatistik auf. Pro Gemeinde werden alle in diesem Zeitraum vorhandenen Regierungskonstellationen als Datenpunkte verwendet, wobei jede Wahl eine neue Konstellation begründet. Beobachtungen werden ausgeschlossen, falls aufgrund unzureichender Datenlage die politischen Machtverhältnisse nicht klar sind.

<sup>17</sup> Die zu verlierenden Stimmen werden in Enthaltungen umgewandelt. Beachtet werden nur Situationen, in welchen der Verlust eines Mandates den Verlust der Regierungsmehrheit bedeutet.

**Tabelle 2 Durchschnittswerte für unterschiedliche Machkonstellationen**

	Regierungskonstellationen			Bürgermeisterperioden			
	Alle	rechte RM	linke RM	Alle	rechter BGM	linker BGM	BGM FW
Einnahmen (gesamt)	1885.0	1843.0	1992.6	1880.7	1859.6	1955.0	1880.3
Steuereinnahmen	573.3	562.4	668.5	568.4	554.7	644.8	552.9
Ausgaben (gesamt)	1863.3	1821.0	1987.2	1858.9	1838.3	1940.8	1853.3
Schulden (gesamt)	0.702	0.716	0.827	0.697	0.703	0.780	0.640
Δ Schuldenstandes (%)	0.038	0.045	0.032	0.065	0.067	0.117	0.030
Hebesatz (Grundsteuer A)	312.2	305.5	291.0	312.9	312.6	305.9	317.1
Hebesatz (Grundsteuer B)	307.8	302.5	289.1	308.2	307.7	301.7	312.5
Hebesatz (Gewerbsteuer)	320.0	317.4	321.7	319.9	318.7	323.4	320.2
Beobachtungen (gesamt)	10040	2739	376	9485	5216	1501	2768

Anmerkungen: Tabelle 2 zeigt durchschnittliche Werte unter verschiedenen politischen Verhältnissen an. (Steuer-)Einnahmen, Ausgaben und Schulden sind in € pro Einwohner angegeben. Die Anzahl an Beobachtungen ist für die Gemeindeeinnahmen angegeben, die Anzahl der Beobachtungen für die anderen Variablen variiert teilweise leicht.

#### 4. Ergebnisse

Eine deskriptive Analyse der Daten des statistischen Landesamtes Bayern spiegelt allgemeine Erwartungen an rechte bzw. linke Politik wider. Tabelle 2 zeigt, dass Durchschnittswerte zu Einnahmen, Ausgaben und Schulden (pro Kopf) bei linken Machthabern größer sind. Zudem fällt auf, dass die Steuerhebesätze für Gewerbetreibende in ‚linken‘ Gemeinden höher sind (Hebesatz Gewerbesteuer), jedoch Steuern auf Grundstücke der Land- und Forstwirtschaft (Grundsteuer A) sowie für andere Grundstücke (Grundsteuer B) mit niedrigem Satz besteuert werden. Diese Werte treffen sowohl für die Beachtung der Ratsmehrheiten als auch für die Beachtung der Bürgermeistermehrheiten zu.<sup>18</sup>

Diese deskriptiven Ergebnisse werden teilweise auch von OLS-Regressionen bestätigt (siehe Tabelle 3), welche den Zusammenhang zwischen der Zustimmungsrates konservativer Parteien (bzw. konservativer Bürgermeisterkandidaten) und den unterschiedlichen Haushaltsvariablen schätzen. So reduzieren sich z.B. die Einnahmen einer Gemeinde um 2% und die Ausgaben um 1,8%,<sup>19</sup> sobald die Zustimmungsrates der konservativen Partei um eine Standardabweichung zunimmt. Auch die Hebesätze für Grundsteuer A und B sind unter konservativen Regierungen niedriger, was dem

<sup>18</sup> Die angegebenen Werte von rechten und linken Ratsmehrheiten bzw. Bürgermeistern unterscheiden sich statistisch signifikant voneinander.

<sup>19</sup>  $[\exp(-0,108) - 1] * 0,201 = 2\%$  bzw.  $[\exp(-0,093) - 1] * 0,201 = 1,8\%$ . Die Standardabweichung, welche hier bei 0,201 liegt, kann aus Tabelle 12 im Appendix abgelesen werden.



**Tabelle 3 OLS Regression**

	Einnahmen	Steuer- einnahmen	Ausgaben	Schulden	Δ Schulden- stand	Hebesatz Grundsteuer A	Hebesatz Grundsteuer B	Hebesatz Gewerbe- steuer
Regierungskonstellation								
Effekt	-0.106*** (0.030)	0.044 (0.033)	-0.093*** (0.031)	0.199* (0.119)	0.011 (0.057)	-16.755*** (6.290)	-11.135** (5.491)	4.494 (2.906)
N	4016	4016	4016	3924	3782	3897	3897	3897
F	74.86	350.69	76.62	25.17	4.71	52.14	31.57	9.70
Bürgermeister								
Effekt	-0.102*** (0.030)	0.053 (0.033)	-0.092*** (0.030)	0.176 (0.120)	0.062 (0.076)	-10.608* (6.110)	-6.242 (5.093)	4.900* (2.799)
N	3770	3770	3770	3682	2565	3686	3686	3686
F	77.34	392.63	77.14	20.91	6.15	55.45	42.94	7.33

Anmerkungen: Tabelle 3 zeigt den Zusammenhang zwischen Wahlerfolgen konservativer Parteien (prozentuale Zustimmung) und verschiedenen kommunalen Haushaltsposten (logarithmierte pro-Kopf-Werte; Durchschnitt während Regierungskonstellation bzw. Amtszeit). Als Kontrollvariablen sind das Arbeitsplätze/Einwohner-Verhältnis, der Quadratmeterpreis für Bauland sowie die Gemeindefläche aufgenommen. Standardfehler sind in Klammern angegeben und sind robust gegen Clustereffekte auf Gemeindeebene. \*\*\*, \*\* und \* signalisieren, dass sich die Schätzkoeffizienten signifikant von Null unterscheiden, bei einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 1%, 5% bzw. 10%.

Eindruck aus Tabelle 2 widerspricht. Die hier gefundenen Korrelationen lassen sich jedoch nur insofern deuten, dass ein Zusammenspiel aus konservativen Wählerpräferenzen und einer konservativen Regierung zu eingeschränkter staatlicher Aktivität führt. Für das Aufdecken kausaler Effekte bietet sich der Vergleich ähnlicher Gemeinden mit unterschiedlicher politischer Führung an.

#### 4.1. Gemeinderats- und Bürgermeisterwahl als Maßstab für Wählerpräferenzen

Als eine erste Möglichkeit, ausgeglichene politische Präferenzen in einer Gemeinde aufzuspüren, wird die Verteilung von Gemeinderatsmandaten als Zuteilungsvariable für das RDD genutzt. Da in Bayern der konservative Parteienblock und insbesondere die CSU dominieren, wird untersucht, welchen Effekt die Regierungsmehrheit des rechten politischen Lagers entfaltet. Lokale lineare RDD Schätzungen deuten an, dass die pro-Kopf Verschuldung in Gemeinden mit konservativem Regierungslager sehr viel höher sind, der Schuldenstand steigt im Laufe einer konservativen Legislaturperiode um knapp 40% stärker als bei einer sozialdemokratischen Regierung (siehe Tabelle 4) an. Eine Polynom-Regression dritten Grades deckt auf, dass kommunale Gesamteinnahmen, kommunale Steuereinnahmen sowie kommunale Gesamtausgaben um ca. 13,2%, 20,9% bzw. 12,6% kleiner sind, sobald eine eindeutige, jedoch knappe Regierungsmehrheit für das rechte politische Lager vorhanden ist. Ein Ansteigen des Schuldenstandes während konservativer Legislaturperioden wird bestätigt, zudem deuten sich Effekte bei den Steuerhebesätzen an. Danach steigen durch konservative Regierungsmacht die Hebesätze für die agrarische Grundsteuer A um knapp 23 Einheiten oder 7,4%, die für die bauliche Grundsteuer B um 18 Basispunkte bzw. 5,9%.

**Tabelle 4** Effekte konservativer Regierungsmacht - Abstimmungen zu Gemeinderat und Bürgermeistern

	Ein- nahmen	Steuer- einnahmen	Ausgaben	Schulden	Δ Schulden- stand	Hebesatz Grund- steuer A	Hebesatz Grund- steuer B	Hebesatz Gewerbe- steuer
LLR - Regierungskonstellationen								
Effekt	-0.155 (0.102)	-0.022 (0.116)	-0.13 (0.103)	0.927** (0.369)	0.386*** (0.142)	18.61 (17.361)	11.069 (15.820)	-6.43 (8.768)
N	1352	1352	1352	1330	1092	1315	1315	1315
F	8.38	107.72	8.23	6.19	3.01	11.83	7.93	3.21
Polynom dritten Grades - Regierungskonstellation								
Effekt	-0.141* (0.076)	-0.234*** (0.084)	-0.135* (0.076)	0.143 (0.251)	0.320*** (0.098)	22.862** (10.925)	17.961* (9.530)	-4.719 (6.651)
N	3115	3115	3115	3075	2336	3017	3017	3017
F	6.49	17.80	6.29	1.80	3.50	4.64	3.17	2.63
LLR - Bürgermeister								
Effekt	-0.026 (0.033)	-0.05 (0.046)	-0.035 (0.033)	0.021 (0.106)	0.003 (0.087)	-2.21 (5.792)	-0.339 (5.161)	-5.625** (2.787)
N	1415	1415	1415	1392	899	1363	1363	1363
F	1.07	8.59	1.22	0.32	1.26	1.16	1.92	2.27
Polynom dritten Grades - Bürgermeister								
Effekt	-0.022 (0.027)	-0.070* (0.036)	-0.03 (0.027)	0.018 (0.092)	0.016 (0.077)	1.871 (4.693)	2.657 (4.159)	-3.527 (2.356)
N	4246	4246	4246	4177	2685	4114	4114	4114
F	2.79	8.78	2.76	1.32	1.28	1.22	1.83	3.31

Anmerkungen: Tabelle 4 zeigt Effekte einer konservativen Mehrheit/konservativen Regierung auf verschiedene kommunale Haushaltsvariablen. Für die verschiedenen Haushaltsposten werden logarithmierte pro-Kopf-Werte benutzt, welche durchschnittlich während einer Regierungsperiode zu beobachten waren. Die Änderung des Schuldenstandes ist in Prozent der Gesamtverschuldung angegeben, für die Steuerhebesätze werden Durchschnittswerte gebildet. Die Ergebnisse linearer RDD Schätzung sowie einer RDD Schätzung mit Polynom dritten Grades sind abzulesen. Als Zuteilungsvariable für das RDD werden die Mandats-Variable sowie die Bürgermeister-Variable benutzt. Standardfehler sind in Klammern angegeben und robust gegen Clustereffekte auf Gemeindeebene. \*\*\*, \*\* und \* geben an, dass sich die Schätzkoeffizienten signifikant von Null unterscheiden, bei einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 1%, 5% bzw. 10%.

Neben Schätzungen mit den Gemeinderatsmandaten als Zuteilungsvariablen sind in Tabelle 4 auch Schätzungen aufgeführt, welche die Abstimmungsergebnisse der Bürgermeisterwahlen als Zuteilungsvariable benutzen. Sowohl die lineare als auch die polynome Schätzung bestätigen die Wirkrichtung des Einflusses konservativer Regierungen, jedoch fallen die Schätzkoeffizienten kleiner aus und sind mit jeweils einer Ausnahme statistisch nicht signifikant.

#### 4.2. Wählerpräferenzen unter Beachtung des D'Hondt-Algorithmus

Wie bereits erläutert, weisen sowohl die Mandatsanalyse als auch die Bürgermeisteranalyse gewisse Ungenauigkeiten auf. Eine Schätzung anhand der D'Hondt-Zuteilungsvariablen weist diese Probleme nicht auf und kann zudem helfen, die unklaren Ergebnisse der Tabelle 4 zu konkretisieren.

**Tabelle 5 Effekte konservativer Regierungsmacht - D'Hondt Datengrundlage**

	Einnahmen	Steuer- einnahmen	Ausgaben	Schulden	Δ Schulden- stand	Hebesatz Grund- steuer A	Hebesatz Grund- steuer B	Hebesatz Gewerbe- steuer
Regierungskonstellationen								
Effekt	-0.183 (0.372)	-1.081** (0.482)	-0.13 (0.387)	0.249 (1.232)	-0.052 (0.959)	-191.121 (147.677)	-208.034 (127.766)	-6.005 (80.312)
N	1130	1130	1130	1114	898	1116	1116	1116
F	4.68	52.39	5.11	4.51	1.23	6.16	4.68	6.16
Bürgermeister								
Effekt	-0.154** (0.068)	-0.018 (0.104)	-0.175** (0.068)	0.015 (0.311)	0.135 (0.165)	25.768** (10.576)	16.076* (9.342)	2.508 (5.909)
N	687	687	687	676	437	677	677	677
F	1.41	1.94	1.83	1.13	3.67	3.10	3.12	2.54
D'Hondt-Algorithmus								
Effekt	-0.055 (0.072)	-0.042 (0.100)	-0.088 (0.075)	-0.266 (0.192)	0.081 (0.130)	15.635 (9.636)	16.413* (8.722)	7.111 (5.054)
N	1130	1130	1130	1114	898	1116	1116	1116
F	1.63	7.06	1.67	1.39	1.51	3.25	2.86	1.06

Anmerkungen: Tabelle 5 zeigt Effekte einer konservativen Mehrheit / konservativen Regierung auf verschiedene kommunale Haushaltsvariablen. Für die verschiedenen Haushaltsposten werden logarithmierte pro-Kopf-Werte benutzt, welche durchschnittlich während einer Regierungsperiode zu beobachten waren. Auch für die Steuerhebesätze werden Durchschnittswerte gebildet. Die Ergebnisse einer RDD Schätzung (Polynom dritten Grades) ist abzulesen. Als Zuteilungsvariable für das RDD wird ein Index nach dem D'Hondt-Algorithmus gewählt. Um die drei verwendeten Zuteilungsvariablen vergleichen zu können, werden Schätzungen für die Mandats-Variable sowie die Bürgermeister-Variable wiederholt, jedoch auf der durch den D'Hondt-Algorithmus vorgegebenen, beschränkten Datenbasis. Standardfehler sind in Klammern angegeben und sind robust gegen Clustereffekte auf Gemeindeebene. \*\*\*, \*\* und \* geben an, dass sich die Schätzkoeffizienten signifikant von Null unterscheiden, bei einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 1%, 5% bzw. 10%.

Um eine Vergleichbarkeit der durch die drei unterschiedlichen Methoden generierten Schätzergebnisse gewährleisten zu können, führt Tabelle 5 Schätzungen auf der neuen, durch die Anforderungen an das D'Hondt-Verfahren bedingt reduzierten Datengrundlage auf. Während sich die Größe und statistische Signifikanz der Koeffizienten für Gemeinderat und Bürgermeister ändern, bleibt die Wirkrichtung von konservativen Mehrheiten identisch. Diese Wirkrichtung zeigt sich überwiegend auch bei den Schätzungen mit Hilfe der D'Hondt Zuteilungsvariablen, statistisch signifikante Effekte können jedoch nicht aufgedeckt werden.

Allgemein muss festgestellt werden, dass keine gesicherten Effekte unterschiedlicher Regierungslager in Bezug auf aggregierte Werte kommunaler Haushaltsposten festzustellen sind. Eine mögliche Erklärung dafür ist, dass politischer Einfluss bei der Betrachtung aggregierter Haushaltsposten nicht deutlich zutage tritt, sondern dass sich der Einfluss eher durch unterschiedliche Verwendungsbereiche der öffentlichen Mittel zeigt. Um diese Hypothese zu überprüfen, werden die Jahresrechnungsstatistiken der Gemeinden ausgewertet, welche sämtliche Haushaltsposten sehr detailliert aufschlüsseln.

**Tabelle 6 Effekte rechter Regierungsmacht auf kommunale Steuereinnahmen**

	Einnahmen Grundsteuer A	Einnahmen Grundsteuer B	Einnahmen Gewerbesteuer
Effekt	2.153*** (0.640)	-0.076 (0.137)	0.059 (0.314)
N	352	352	352
F	5.096	0.510	1.967

Anmerkungen: Tabelle 6 zeigt den Effekt einer konservativen Mehrheit/ konservativen Regierung auf verschiedene kommunale Steuereinnahmen (logarithmierte pro-Kopf-Werte). Eine RDD Schätzung mit Polynom dritten Grades wird mit Daten der Jahresrechnungsstatistiken der Länder durchgeführt, als Zuteilungsvariable dient der D'Hondt-Index. Standardfehler sind in Klammern angegeben und sind robust gegen Clustereffekte auf Gemeindeebene. \*\*\*, \*\* und \* zeigen an, dass sich die Schätzkoeffizienten mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 1%, 5% bzw. 10% signifikant von Null unterscheiden.

### 4.3. Jahresrechnungsstatistiken der Gemeinden

Durch das Benutzen detaillierter kommunaler Haushaltsdaten wird im Folgenden nicht vornehmlich auf die Größe des Haushalts geachtet, sondern darauf, in welche Bereiche die Ausgaben fließen bzw. in welchem Bereich Einnahmen generiert werden. Die Jahresrechnungsstatistik der Gemeinden erlaubt es, verschiedene Arten der Kommunaleinnahmen und Kommunalausgaben zu untersuchen. Konkret werden die Steuereinnahmen unter kommunaler Selbstbestimmung, die Verwaltungseinnahmen sowie Verwaltungs- und Personalausgaben analysieren. Für die RDD Analyse wird die D'Hondt Zuteilungsvariable benutzt.

Tabelle 6 zeigt, dass die Steuereinnahmen der Grundsteuer A bei konservativen Regierungen höher sind, was aufgrund der zuvor festgestellten höheren Hebesätze der agrarischen Grundsteuer plausibel erscheint. Aus Tabelle 7 ist zudem abzulesen, dass der in der Literatur oft aufgedeckte Zusammenhang von linken Regierungen und einer hohen Zahl öffentlicher Angestellter nicht generell zutrifft. Rechte Regierungsmehrheiten scheinen aber Personalausgaben in den Bereichen Wissenschaft/Kulturpflege sowie Gesundheit/Sport einzusparen. Zudem beschäftigen rechte Regierungen vermutlich weniger Personal im Bereich kommunaler Unternehmen. Dies spiegelt sich auch in den Verwaltungseinnahmen und –ausgaben des Bereichs wirtschaftliche Unternehmungen wider, welche im Vergleich zu sozialdemokratischen Regierungen kleiner sind. Zudem scheint die Wirtschaftsförderung in kleinerem Umfang betrieben zu werden. Die Ausgaben für Wirtschaftsförderung sind in Gemeinden mit konservativen Regierungen um 36%, die Einnahmen um 47% niedriger. Diese Erkenntnis entspricht der allgemeinen Annahme, wonach konservative Regierungen die Rolle des Staates in der Wirtschaft möglichst klein halten wollen.

**Tabelle 7 Effekte rechter Regierungsmacht auf spezifische kommunale Ausgaben**

	Verwaltung	Öffentliche Sicherheit	Schulen	Wissenschaft, Kulturpflege	Soziale Sicherung	Gesundheit, Sport	Bau, Wohnungswesen, Verkehr	Öffentliche Einrichtungen, Wirtschaftsförderung	wirtschaftliche Unternehmungen	Finanzwirtschaft
	RDD - Polynom dritten Grades - Personalausgaben									
Effekt	0.03 (0.374)	0.021 (0.703)	-0.751 (0.667)	-2.370*** (0.867)	1.998 -1.988	-1.698*** (0.591)	-0.175 (0.433)	-0.492 (0.529)	-1.350* (0.706)	-0.173 (0.223)
N	352	352	183	234	201	219	317	348	295	352
F	2.89	3.24	8.84	3.09	11.25	5.42	1.16	1.20	1.28	5.42
	RDD - Polynom dritten Grades - Ausgaben Verwaltungshaushalt									
Effekt	0.056 (0.347)	0.155 (0.394)	-0.175 (0.143)	-0.823 (0.681)	0.135 (0.192)	-0.749 (0.623)	-0.056 (0.261)	-0.453* (0.246)	-1.480** (0.687)	0.119 (0.111)
N	352	352	352	352	352	352	352	352	352	352
F	3.28	2.02	0.79	2.54	4.82	2.25	0.74	1.64	0.93	0.93
	RDD - Polynom dritten Grades - Einnahmen Verwaltungshaushalt									
Effekt	-0.829** (0.396)	-0.051 (0.733)	1.319 (1.467)	-1.478 (1.047)	1.071 (1.241)	0.111 (0.777)	0.39 (0.286)	-0.643** (0.297)	-0.902** (0.406)	0.017 (0.097)
N	352	351	316	317	330	297	352	351	352	352
F	3.27	2.61	0.63	4.04	0.84	5.09	1.00	2.10	0.92	1.10

Anmerkungen: Tabelle 7 zeigt Effekt einer konservativen Mehrheit/ konservativen Regierung auf verschiedene kommunale Haushaltsposten (logarithmierte; pro-Kopf-Werte). Eine RDD Schätzung mit Polynom 3. Grades wird anhand der Daten der Jahresrechnungsstatistiken der Länder durchgeführt, als Zuteilungsvariable dient der D'Hondt-Index. Standardfehler sind in Klammern angegeben und sind robust gegen Clustereffekte auf Gemeindeebene. \*\*\*, \*\* und \* geben an, dass sich die Schätzkoeffizienten signifikant von Null unterscheiden, bei einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 1%, 5% bzw. 10%.

#### 4.4. Robustheits-Tests und Diskussion

Im Bestreben gesicherte Ergebnisse zu erlangen, wurden zur Überprüfung der Hypothese einer parteipolitischen Einflussnahme bisher drei unterschiedliche Zuteilungsvariablen benutzt. Es bleibt festzuhalten, dass die Effekte in die gleiche Richtung weisen, dass die statistische Signifikanz jedoch nur wenige gesicherte Erkenntnisse zulässt. Für die bisher präsentierten Ergebnisse werden weitere Robustheits-Checks angestellt.

Für die Anwendung der LLR ist es im Zusammenhang mit der Regressions-Diskontinuitäts-Analyse üblich, verschiedene Knappheits-Bandbreiten um den Schwellenwert zu definieren. Die in Tabelle 4 durch LLR gefundenen Zusammenhänge können durch die Benutzung einer neuen Bandbreite, gewählt entsprechend den Empfehlungen McCrary (2008), nicht bestätigt werden (siehe Tabelle 10 im Appendix). Dagegen stimmen diese neuen Ergebnisse gut mit den auch in Tabelle 4 angegebenen Schätzungen einer Polynom-Regression überein.

Eine weitere Standardüberprüfung der Ergebnisse liefern Placebo-Regressionen. Dafür werden Schwellenwerte (im Allgemeinen auf null normiert) auf der Zuteilungsvariablen-Achse sowohl ins Negative als auch ins Positive verschoben. Diese neuen Schwellenwerte kennzeichnen keinen politischen Machtwechsel und sollten somit auch keine Effekte erzeugen. Werden tatsächlich keine Effekte festgestellt, sichert dies die gewonnenen Erkenntnisse ab. Werden dagegen vermeintliche Effekte festgestellt, ist davon auszugehen, dass die Werte der unabhängigen Variablen an verschiedenen Stellen, ohne begründbaren exogenen Einfluss, Sprünge aufweisen. Dies wiederum verhindert, dass gefundene Ergebnisse kausale Erklärungsmacht besitzen. Die Überprüfung der Effekte unter Benutzung der Daten der Jahresrechnungsstatistik der Gemeinden zeigt, dass für einzelne Variablen Effekte aufgezeigt werden, im Allgemeinen jedoch die vorherigen Erkenntnisse nicht revidiert werden müssen (siehe Tabelle 8).

Die in Tabelle 7 beobachteten Effekte, wonach rechte Regierungsmehrheiten die Rolle der Gemeinden am wirtschaftlichen Markt möglichst gering halten, könnten direkt in der Größe der Gemeinden begründet sein. Da in Bayern das linke Lager gerade in größeren Gemeinden in Regierungsverantwortung ist, kann eine Selektion den Effekt hervorrufen. Große Städte besitzen in der Regel mehr Unternehmen als kleine Gemeinden, vermutlich spielt auch staatliche Wirtschaftsförderung in Städten eine größere Rolle. Diese Problematik ist durch die betrachteten pro-Kopf-Werte schon teilweise berücksichtigt, mit einer Analyse, welche sich auf relativ kleine Gemeinden mit weniger als 10000 Einwohnern beschränkt, könne die Ergebnisse (siehe Tabelle 11 im Appendix) bestätigt werden.

**Tabelle 8 Placebo Regression**

	Ausgaben			Einnahmen			
	Personal Sport	öffentl. Einrichtungen, Wirtschaftsförderung	wirtschaftl. Unternehmungen	allgemeiner Verwaltungshaushalt	öffentl. Einrichtungen, Wirtschaftsförderung	wirtschaftl. Unternehmungen	Grundsteuer A
	Placebo plus 1%						
Effekt	-13.538 (8.604)	-0.16 (0.338)	-0.312 (1.233)	-1.049** (0.480)	-0.359 (0.470)	-0.468 (0.678)	1.820* (0.963)
N	222	352	352	352	351	352	352
F	1.92	1.30	0.22	3.45	1.31	0.33	4.13
	Placebo plus 5%						
Effekt	10.089 (7.568)	0.001 (0.264)	0.365 (0.988)	0.863 (0.534)	0.546 (0.378)	-0.262 (0.525)	-0.807 (0.692)
N	222	352	352	352	351	352	352
F	1.62	1.33	0.38	4.11	1.55	0.27	3.59
	Placebo minus 1%						
Effekt	-6.84 (5.093)	-0.530** (0.225)	0.067 (0.396)	-0.081 (0.252)	-0.348 (0.223)	0.03 (0.181)	0.08 (0.247)
N	222	352	352	352	351	352	352
F	1.35	1.84	0.21	2.53	1.39	0.27	3.52
	Placebo minus 5%						
Effekt	-0.809 (7.028)	0.029 (0.139)	-0.121 (0.302)	0.101 (0.234)	0.08 (0.179)	-0.153 (0.138)	0.018 (0.209)
N	222	352	352	352	351	352	352
F	1.16	1.33	0.23	2.52	1.18	0.47	3.56

Anmerkungen: Tabelle 8 zeigt die Ergebnisse von Placebo Regressionen. Als Zuteilungsvariable dient der D'Hondt-Index, wobei die Schwellenwerte so verschoben sind, dass keine Maßnahme (wie z.B. eine konservative Mehrheit im Gemeinderat) eintritt. Eine RDD Schätzung mit Polynom 3. Grades wird anhand der Daten der Jahresrechnungsstatistiken der Länder durchgeführt, die Werte sind logarithmierte pro-Kopf Werte. Standardfehler sind in Klammern angegeben und sind robust gegen Clustereffekte auf Gemeindeebene. \*\*\*, \*\* und \* geben an, dass sich die Schätzkoeffizienten signifikant von Null unterscheiden, bei einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 1%, 5% bzw. 10%.

Generell muss angemerkt werden, dass die für Gemeinden mit hohem politischem Wettbewerb gefundenen Ergebnisse nur eine untere Grenze bilden.<sup>20</sup> Politischer Wettbewerb, welcher ja viele konkrete Konsequenzen mit sich bringt, könnte Parteien dazu veranlassen, auf die Umsetzung politischer Herzensanliegen zu verzichten, um spätere Wahlniederlagen zu vermeiden. Somit können quasi-experimentelle RDD Ergebnisse, die unter der Prämisse enger Wahlen aufgedeckt werden, als sehr robust angesehen werden.

<sup>20</sup> Vgl. Pettersson-Lidbom (2008).

## 5. Zusammenfassung

Dieser Artikel untersucht Daten der kommunalen Wirtschafts- und Finanzpolitik in Bayern um den Einfluss parteipolitischer Überzeugungen auf die Kommunalpolitik aufzudecken. In Übereinstimmung mit der Konvergenztheorie und verschiedenen empirischen Untersuchungen können bei aggregierten Budgetposten keine signifikanten Effekte aufgedeckt werden. Dies stützt die in der Literatur schon gezeigten Ergebnisse, wonach ein starkes Bürgermeisteramt parteipolitische Sonderwege verhindert.

Die Betrachtung von Budgetposten auf niedriger Aggregationsebene deckt jedoch auf, dass konservative Mehrheiten auf ein kleineres Engagement der öffentlichen Hand in der Wirtschaft drängen. Als Beitrag des vorliegenden Artikels ist dabei zu nennen, dass der Einfluss von Parteien mittels Regressions-Diskontinuitäts-Verfahren erstmals unter Zuhilfenahme einer neuen und sehr exakten Zuteilungsvariablen untersucht wurde. Zudem konnten nicht nur überfachliche Aggregate, sondern detaillierte Einzelposten des kommunalen Budgets untersucht werden.

Generell muss angemerkt werden, dass die Schätzungen lokale Effekte aufgedeckt haben. Ein Verallgemeinerung der Effekte auf Situationen ohne großen politischen Wettbewerb ist somit nicht ohne weiteres möglich (vgl. Hahn et al., 2001). Die aufgezeigten Ergebnisse lassen sich jedoch als eine Untergrenze für die kausale Einflussnahme von Parteien auf die Haushaltspolitik anerkennen (vgl. Pettersson-Lidbom, 2008).

Möglichkeiten für zukünftige Forschung im Bereich der kommunalen Haushaltspolitik bieten gerade die je nach deutschem Bundesland variierenden Amtsbefugnisse der Bürgermeister. Eine derartige Untersuchung kann bestehende Evidenz bezüglich der unterschiedlichen Haushaltsdisziplin gewählten Bürgermeistern bzw. bestellten Kommunalmanagern (vgl. Coate und Knight, 2011) komplementieren. Weitere Forschungsanstrengungen, speziell zu Fragen der Präferenzbildung von Wählern und zu den Anreizwirkungen hohen Wettbewerbs auf Politiker, können in Zukunft die Erkenntnisse der vorliegenden Studie erweitern.



## References

- Alesina, A. und Rosenthal, H. (1995) *Partisan politics, divided government, and the economy*, Cambridge [England], New York: Cambridge University Press.
- Besley, T. und Case, A. (2003) 'Political Institutions and Policy Choices: Evidence from the United States', *Journal of Economic Literature*,41(1): 7–73.
- Besley, T. und Preston, I. (2007) 'Electoral Bias and Policy Choice: Theory and Evidence', *The Quarterly Journal of Economics*,122(4): 1473–1510.
- Blais, A., Blake, D. und Dion, S. (1993) 'Do Parties Make a Difference? Parties and the Size of Government in Liberal Democracies', *American Journal of Political Science*,37(1): 40–62.
- Boettcher, F. (2013) *Ursachen kommunaler Haushaltsdefizite: Eine finanz- und politikwissenschaftliche Untersuchung am Beispiel der nordrhein-westfälischen Gemeinden*, Berlin, Münster: Lit.
- Caplan, B. (2001) 'Has Leviathan Been Bound? A Theory of Imperfectly Constrained Government with Evidence of the States', *Southern Economic Journal*,67(4): 825–847.
- Caramani, D. und Hug, S. (1998) 'The literature on European parties and party systems since 1945: A quantitative analysis', *European Journal of Political Research*,33(4): 497–524.
- Castles, F. G. (1982) *The impact of parties: Politics and policies in democratic capitalist states.*, Beverly Hills, Calif: Sage Publications.
- Coate, S. und Knight, B. (2011) 'Government Form and Public Spending: Theory and Evidence from US Municipalities', *American Economic Journal: Economic Policy*,3(3): 82–112.
- Curto-Grau, M., Solé-Ollé, A. und Sorribas-Navarro, P. (2012) 'Partisan Targetting of Intergovernmental Transfers & State Interference in Local Elections: Evidence from Spain', *Documents de Treball de l'IEB* 2012/31.
- Dixit, A. und Londregan, J. (1995) 'Redistributive Politics and Economic Efficiency', *The American Political Science Review*,89(4): 856.
- Downs, A. (1957) 'An Economic Theory of Political Action in a Democracy', *The Journal of Political Economy*,65(2): 135–150.
- Dye, T. R. (1966) *Politics, economics, and the public: Policy outcomes in the American states*, Chicago: Rand McNally.
- Faust, J. und Irons, J. S. (1999) 'Money, politics and the post-war business cycle', *Journal of Monetary Economics*,43(1): 61–89.
- Ferreira, F. und Gyourko, J. (2009) 'Do Political Parties Matter? Evidence from U.S. Cities', *The Quarterly Journal of Economics*,124(1): 399–422.
- Folke, O. (2010) 'Shades of Brown and Green. Party Effects in Proportional Election Systems', *Documents de Treball de l'IEB* 2010/25.

- Freier, R. und Odendahl, C. (2012) 'Do parties matter? Estimating the effect of political power in multi-party systems', Discussion Papers, German Institute for Economic Research, DIW Berlin, No. 1205.
- Gerber, E. R. und Hopkins, D. J. (2011) 'When Mayors Matter: Estimating the Impact of Mayoral Partisanship on City Policy', *American Journal of Political Science*, 55(2): 326–339.
- Hahn, J., Todd, P. und Klaauw, Wilbert Van der (2001) 'Identification and Estimation of Treatment Effects with a Regression-Discontinuity', *Econometrica*, 69(1): 201–209.
- Imbeau, L. M., Pétry, F. und Lamari, M. (2001) 'Left-right party ideology and government policies: A meta-analysis', *European Journal of Political Research*, 40(1): 1–29.
- Laponce, J. A. (1981) *Left and right: The topography of political perceptions*, Toronto, Buffalo: University of Toronto Press.
- Lee, D. S. und Lemieux, T. (2010) 'Regression Discontinuity Designs in Economics', *Journal of Economic Literature* 48(3): 281–355.
- Lindbeck, A. und Weibull, J. W. (1987) 'Balanced-budget redistribution as the outcome of political competition', *Public Choice*, 52(3): 273–297.
- McCrary, J. (2008) 'Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test', *Journal of Econometrics*, 142(2): 698–714.
- Pettersson-Lidbom, P. (2008) 'Do Parties matter for Economic Outcomes? A Regression-Discontinuity Approach', *Journal of the European Economic Association*, 6(5): 1037–1056.
- Poole, K. T. und Rosenthal, H. (2001) 'D-NOMINATE after 10 Years: A Comparative Update to Congress: A Political-Economic History of Roll-Call Voting', *Legislative Studies Quarterly*, 26(1): 5–29.
- Reed, W. R. (2006) 'Democrats, republicans, and taxes: Evidence that political parties matter', *Journal of Public Economics*, 90(4-5): 725–750.
- Sartori, G. (1976) *Parties and party systems: A framework for analysis*. Vol. 1, Cambridge: Cambridge Univ. Press.

## Appendix

**Tabelle 9 Deskriptive Statistik**

	N	Mittelwert	Median	SD	Min	Max
Einnahmen	10040	1884.99	1760.46	860.02	336.15	28369.08
Einnahmen (Steuer)	10040	573.35	511.79	335.93	43.01	11492.27
Ausgaben	10040	1863.26	1746.17	851.07	536.31	28226.90
Schulden	9867	0.70	0.61	0.52	0.00	7.93
Δ Schuldenstand	8176	0.04	-0.07	0.58	-1.00	2.98
Hebesatz Grundsteuer A	9856	312.22	300	50.56	150	700
Hebesatz Grundsteuer B	9856	307.83	300	43.50	150	700
Hebesatz Gewerbesteuer	9856	319.98	320	22.55	240	520
Zustimmungsrate Konservative	10300	0.34	0.34	0.20	0.00	0.91
Arbeitsplätze/Einwohner-Verhältnis	7067	0.22	0.18	0.17	0.01	2.08
Baulandpreis (pro m <sup>2</sup> )	4110	102.12	65.66	103.21	0.70	1296.84
Gemeindefläche (m <sup>2</sup> )	7073	359326	295717	272394	13899	3104098

Anmerkungen: Tabelle 9 zeigt zusammenfassende Statistiken. Einnahmen, Ausgaben und Schulden pro Einwohner berechnet (€). Hebesätze sind in Punkten angegeben, Zustimmungsrate für Konservative und das Arbeitsplätze/Einwohner-Verhältnis in Prozent, der Preis für Bauland ist in €.

**Tabelle 10 Effekte 'rechter' Regierungsmacht - LLR - Bandbreiten nach McCrary**

	Ein- nahmen	Steuer- einnahmen	Ausgaben	Schulden	Δ Schulden- stand	Hebesatz Grund- steuer A	Hebesatz Grund- steuer B	Hebesatz Gewerbe- steuer
LLR - Regierungskonstellationen Bandbreite McCrary								
Effekt	-0.077*	-0.076	-0.078*	-0.05	0.071	13.63***	13.48***	-0.624
	(0.040)	(0.050)	(0.040)	(0.127)	(0.061)	(5.076)	(4.582)	(2.832)
N	2446	2446	2446	2409	1937	2357	2357	2357
F	3.04	11.05	2.82	1.97	0.48	4.18	4.64	1.99
LLR - Bürgermeister Bandbreite McCrary								
Effekt	-0.019	-0.072**	-0.026	0.026	-0.035	1.186	2.515	-2.492
	(0.024)	(0.032)	(0.024)	(0.083)	(0.068)	(4.068)	(3.617)	(2.081)
N	2469	2469	2469	2429	1581	2376	2376	2376
F	1.50	11.67	1.66	1.92	0.77	1.48	2.33	3.78

Anmerkungen: Tabelle 10 zeigt Effekte einer konservativen Mehrheit/ konservativen Regierung auf verschiedene kommunale Variablen, bei Durchführung lokaler lineare RDD Schätzungen. Die Bandbreiten betragen 0.135 für den Mandatsindex und 0.125 für den Bürgermeisterindex, Berechnung nach McCrary. Standardfehler sind in Klammern angegeben und sind robust gegen Clustereffekte auf Gemeindeebene. \*\*\*, \*\* und \* geben an, dass sich die Schätzkoeffizienten signifikant von Null unterscheiden, bei einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 1%, 5% bzw. 10%.

**Tabelle 11 Effekte rechter Regierungsmacht auf spezifische kommunale Ausgaben**

	Verwaltung	Öffentliche Sicherheit	Schulen	Wissenschaft, Kulturpflege	Soziale Sicherung	Gesundheit, Sport	Bau, Wohnungswesen, Verkehr	Öffentliche Einrichtungen, Wirtschaftsförderung	wirtschaftliche Unternehmungen	Finanzwirtschaft
RDD - Polynom dritten Grades - Personalausgaben										
Effekt	0.049 (0.409)	-0.376 (0.672)	-0.506 (0.758)	-2.521*** (0.795)	1.115 (1.704)	-2.007*** (0.660)	-0.22 (0.430)	-0.617 (0.578)	-0.753 (0.655)	-0.218 (0.222)
N	309	309	145	191	162	179	274	305	253	309
F	2.49	1.52	6.99	4.34	20.91	5.15	1.29	2.12	3.18	3.97
RDD - Polynom dritten Grades - Ausgaben Verwaltungshaushalt										
Effekt	0.062 (0.380)	-0.068 (0.388)	-0.168 (0.152)	-0.981 (0.650)	-0.021 (0.184)	-1.178* (0.672)	-0.137 (0.256)	-0.547** (0.259)	-1.274* (0.745)	-0.032 (0.099)
N	309	309	309	309	309	309	309	309	309	309
F	2.72	1.06	0.65	3.17	2.60	1.79	0.70	1.76	0.76	0.69
RDD - Polynom dritten Grades - Einnahmen Verwaltungshaushalt										
Effekt	-0.981** (0.431)	-0.222 (0.743)	1.429 (1.621)	-1.214 (0.990)	0.62 (1.334)	-0.083 (0.827)	0.361 (0.263)	-0.692** (0.307)	-0.793* (0.428)	-0.119 (0.088)
N	309	308	273	274	287	254	309	308	309	309
F	2.88	1.68	0.54	4.36	0.74	4.30	2.37	2.19	0.67	0.75

Anmerkungen: Tabelle 11 zeigt Effekt einer konservativen Mehrheit/ konservativen Regierung auf verschiedene kommunale Haushaltsposten (logarithmierte; pro-Kopf-Werte). Eine RDD Schätzung mit Polynom 3. Grades wird anhand der Daten der Jahresrechnungsstatistiken der Länder durchgeführt, als Zuteilungsvariable dient der D'Hondt-Index. Es werden nur Gemeinden bis 10000 Einwohner berücksichtigt. Standardfehler sind in Klammern angegeben und sind robust gegen Clustereffekte auf Gemeindeebene. \*\*\*, \*\* und \* geben an, dass sich die Schätzkoeffizienten signifikant von Null unterscheiden, bei einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 1%, 5% bzw. 10%.

# Artikel III: Macht und Renten – politischer Einfluss auf die kommunale Politikerbesoldung? Quasi-experimentelle Ergebnisse für Bayern.

Lukas Schötz\*

**Abstract** Das Streben politischer Repräsentanten nach individuellen Renten wird als eines der großen Mankos politischer Systeme anerkannt. Während durch politische Entscheidungen Renten legaler und illegaler Art verteilt werden, beschäftigt sich die Forschungsliteratur überwiegend mit dem illegalen Rentenstreben. Der vorliegende Artikel untersucht, in welchem Ausmaß gewählte bayerische Bürgermeister legale politische Renten beziehen. Ob starker politischer Wettbewerb die Rentenzuteilung im politischen System beschränkt, kann insofern untersucht werden, da in bayerischen Kommunen ein in unabhängiger Wahl bestimmter Gemeinderat die Besoldung der Bürgermeister festlegt. Mittels des quasi-experimentellen Regressions-Diskontinuitäts-Ansatzes wird gezeigt, dass politischer Wettbewerb und parteipolitische Erwägungen für die Zuteilung legaler Renten an lokale Spitzenpolitiker einen signifikanten Einfluss ausüben. Dieser Effekt tritt jedoch nicht auf, wenn Politiker schon vor der Wahl mit hohen Renten bedacht wurden.

**Schlagwörter** Politische Renten - Kommunalpolitik - Regressions-Diskontinuitäts-Analyse

---

\* Lukas Schötz ist Doktorand der Universität Passau.

## 1. Einleitung

Das individuelle Rentenstreben gewählter, politischer Repräsentanten gilt als Gefahr für das Vertrauen in und die Funktionsfähigkeit von politischen Systemen. Ihre Machtposition bietet Politikern die Möglichkeit, bei kontinuierlich zu treffenden Entscheidungen sich selbst oder enge Bekannte mit Renten zu bedenken. Trotz der vielen legalen Möglichkeiten, persönlichen Nutzen aus Amt und Würden zu ziehen, konzentriert sich die empirische Forschungsliteratur zumeist auf das illegale Rentenstreben von Politikern. Die bisher veröffentlichten theoretischen und empirischen Forschungsarbeiten zum Thema der legalen politischen Renten legen den Untersuchungsschwerpunkt auf Rentenbegünstigte, welche sich selbst mit Renten bedenken.

Der vorliegende Artikel untersucht, welche Entscheidung ein kommunales Gremium gewählter Repräsentanten bezüglich der Besoldung lokaler Spitzenpolitiker trifft. Im Detail wird analysiert, inwieweit parteipolitische Bande ein großzügiges Verteilen von monetären Renten fördern. Der Artikel hebt sich insofern von der bestehen Forschungsliteratur ab, dass ein politisches Gremium eine binäre Entscheidung zur Besoldung hauptamtliche Politiker (hoch/niedrig) fällen muss. Da es legalen politischen Renten keine umfassende Berichterstattung der lokalen Presse gibt, wird diese Entscheidung nicht durch Beschränkungsanreize bezüglich der öffentlichen Wahrnehmung verzerrt.

Mit der Analyse bayerischer Gemeindedaten ist ein homogener rechtlicher Rahmen und eine gefestigte demokratische Struktur für alle Beobachtungseinheiten gewährleistet. Offizielle Gemeindedaten und amtliche Wahldaten zu vier Kommunalwahlen (1990, 1996, 2002, 2008) konnten mit einer eigenständigen Erhebung zur Besoldung der Gemeindebürgermeister kombiniert werden. Es zeigt sich, dass steigender politischer Wettbewerb die legalen Renten reduziert und dass eine für den Bürgermeister günstige Machtkonstellation im Gemeinderat zu einer großzügigen Zuteilung von legalen Renten führt. Des Weiteren deuten die Daten auf einen Zusammenhang von vor den Wahlen (ex ante) und nach den Wahlen (ex post) zugestanden Renten hin. Ex ante gewährte Renten mäßigen die ex post Rentenaussschüttung, weitere Forschungsanstrengungen in diese Richtung sind künftig noch zu leisten. Eine mögliche Endogenitätsproblematik wird durch die Anwendung des quasi-experimentellen Regressions-Diskontinuitäts-Designs bedacht.

Der Artikel ist wie folgend gegliedert. Abschnitt 2 beschreibt theoretische Grundlagen und bestehende empirische Evidenz. Abschnitt 3 schildert die bestehenden rechtlichen Rahmenbedingungen, erläutert die statistische Methodik und stellt den benutzten Datensatz vor. Die gewonnenen Erkenntnisse der Analyse sowie Robustheitstests und Einschränkungen sind in Abschnitt 4 zu finden. Abschnitt 5 schließt den Artikel mit einer Einordnung der Ergebnisse und einer Zusammenfassung ab.

## 2. Theoretische Grundlagen und empirische Evidenz

In Demokratien überträgt die Allgemeinheit Befugnisse an gewählte Politiker, damit diese Entscheidungen zum Wohle der Allgemeinheit treffen. Bei der Ausübung ihrer Amtsgeschäfte kommen Politiker zwangsläufig in Situationen, in welchen über die Aufteilung ökonomischer Renten zu entscheiden ist. Beginnend mit einem Beitrag von Tullock (1967) entstand eine umfangreiche Literatur, welche sich dem Rentenstreben (engl. rent seeking) von Politikern widmet.<sup>1</sup> Allgemein lassen sich politische Renten in monetäre und nicht-monetäre Renten einteilen, dabei werden unter nicht-monetären Renten Aspekte wie Macht, Einfluss und Ansehen zusammengefasst (vgl. McChesney, 1997). Wie hoch diese nicht-monetären Renten ausfallen und welche Wertschätzung sie bei den einzelnen Individuen genießen, lässt sich kaum messen oder objektiv beurteilen.

Monetäre Renten dagegen sind messbar und zumindest in Bezug auf die Größenordnung vergleichbar. So sind der politischen Korruption und dem Aneignen illegaler monetärer Renten bereits eine große Anzahl von Studien gewidmet worden (vgl. z.B. Lambsdorff, 2002). Erst seit kurzer Zeit befasst sich die empirische Forschung mit der Verteilung legaler politischer Renten,<sup>2</sup> die nach Persson und Tabellini (2000) als die legalen monetären Mittelzuweisungen für Politiker und politische Parteien zu verstehen sind. Da die offiziellen, legalen monetären Renten aufgrund klarer gesetzlicher Rahmenbedingungen im Vergleich zu illegalen Renten gut zu beobachten sind, bietet dieses Feld vielversprechende Forschungsmöglichkeiten.

Die gesetzlichen Rahmenbedingungen sehen teilweise vor, dass nach Wahlen die neu gewählten Politiker auch die monetären politischen Renten neu festlegen (ex post), beispielsweise setzen deutsche Politiker in Bundes- und Landesparlamenten die Höhe ihre Diäten selbst fest. Die kritische öffentliche Rezeption dieses wiederkehrenden Vorgangs ist eingedenk der Prinzipal-Agent-Problematik durchaus angebracht, eine steigende Bezahlung für Politiker ist zwangsläufig im Interesse der Wählerschaft (vgl. Persson et al., 1997). Im System der selbst zu bestimmenden Renten gibt es jedoch auch Gründe, welche für eine Selbstbeschränkung des Rentenstrebens von Politikern sprechen. So zeigt die theoretische Literatur auf, dass steigende Rentenextraktion die Wiederwahlwahrscheinlichkeit verringert. Dies führt letztlich auch dazu, dass mit steigendem politischem Wettbewerb die Rentenextraktion sinkt.<sup>3</sup>

Den Einfluss, welchen Politikberichterstattung und politische Machtverhältnisse auf selbst bewilligte Renten in der schwedischen Kommunalpolitik haben, decken Svaleryd und Vlachos (2009) auf. Ihre empirische Untersuchung zeigt, dass die von einem politischen Gremium zum Zweck der Parteienfinanzierung verteilten Renten mit sinkendem politischem Wettbewerb und sinkendem

---

<sup>1</sup> Vgl. Congleton (2008) für eine Übersicht zur Forschungsliteratur.

<sup>2</sup> Vgl. Svaleryd und Vlachos (2009), Benito et al. (2014), Peichl et al. (2013) sowie Di Tella und Fisman (2004).

<sup>3</sup> Vgl. Persson und Tabellini (2000) sowie Besley (2007) für verschiedene Anreizmodelle politischer Akteure.

Informationsgrad der Wählerschaft signifikant ansteigen. Zudem werden die festzulegenden Regelungen zur Rentenzuteilung im Rahmen der gesetzlichen Vorschriften stets so gewählt, dass das regierende Lager am meisten von der Rentenzuteilung profitiert. In einer vergleichbaren Analyse stellen Benito et al. (2014) in den größten spanischen Gemeinden fest, dass sich deren Spitzenpolitiker umso höhere Gehälter bewilligen, je kleiner der politische Wettbewerb und je kleiner der Informationsgrad der Öffentlichkeit.

Neben der Selbstzuteilung von Renten gibt es auch gesetzliche Regelungen, wonach ein gewähltes Gremium die Besoldung für herausgehobene politische Ämter ex post bestimmt. Svaleryd und Vlachos (2009) zeigen auch für diese Konstellation, dass bei geringem Medieninteresse und geringer politischer Konkurrenz die bewilligten Renten für lokale schwedische Spitzenpolitiker auf ein hohes Niveau gesetzt werden. Di Tella und Fisman (2004) können zeigen, dass sich eine oppositionelle Mehrheit im Senat der US-amerikanischen Bundesstaaten negativ auf das Gehalt der amtierenden Gouverneure auswirkt.<sup>4</sup> Diese Ergebnisse unterstützen die These von Persson et al. (1997), wonach sich ein politisches Gremium umso schwerer von einem Spitzenpolitiker beeinflussen und für eigene Zwecke instrumentalisieren lässt, je stärker ausgeprägt die Opposition in dem Gremium ist. Einen vergleichbaren Effekt zeigen Newman und Mozes (1999) bei der vom ‚Board of Directors‘ festgelegten Bezahlung der CEO’s US-amerikanischer Unternehmen. Je mehr der CEO den Charakteristika der Gremiumsmitglieder entspricht, desto höher ist sein Gehalt.

Sowohl die Effizienzlohntheorie (vgl. Shapiro und Stiglitz, 1984), die Wettbewerbstheorie (vgl. Lazear und Rosen, 1981) als auch Modelle der politischen Ökonomie bieten rationale Argumente an, welche ein hohes Besoldungsniveau rechtfertigen.<sup>5</sup> Auch empirische Ergebnisse zu ex ante festgelegten politischen Renten weisen darauf hin, dass höhere Bezahlungschancen zu mehr und besser qualifizierten Bewerbern führen (Quellen), sowie dass die gewählten Politiker mehr Engagement zeigen und länger im Amt bleiben (Quellen). Diese rationalen Argumente scheinen bei Entscheidungen teils nur bedingt Wirkung zu zeigen, die realpolitischen Machtverhältnisse in den Gremien sind von hervorgehobener Bedeutung für die Entscheidungen.

### **3. Rahmenbedingungen, Methodik und Daten**

Der vorliegende Artikel führt eigenständige empirische Untersuchungen durch, bayerische Gemeinden stellen die Beobachtungseinheiten zur Analyse des politischen Rentenstrebens dar. Im

---

<sup>4</sup> Allgemein sinkt das Gehalt von Gouverneuren mit höheren Steuern und steigt mit höherem Pro-Kopf Einkommen. Bei einer oppositionellen Mehrheit sinkt einerseits die Einkommenselastizität der Bezahlung, während die Steuerelastizität der Bezahlung steigt.

<sup>5</sup> Vgl. Besley (2004), Caselli und Morelli (2004) sowie Gneezy und Rustichini (2000).



folgenden Abschnitt wird dargestellt, warum die rechtlichen Rahmenbedingungen in Bayern eine lohnende Analyse ermöglichen, die angewandte statistische Methodik wird erläutert und der benutzte Datensatz und die verwendeten Variablen werden beschrieben.

### **3.1. Rahmenbedingungen**

Die insgesamt 2056 bayerischen Gemeinden repräsentieren die erste Ebene der Kommunalpolitik Bayerns und haben, wie die beiden weiteren Ebenen (Landkreise und Bezirke), spezielle Rechte und Pflichten zu erfüllen. Die verschiedenen Ebenen stehen nicht in einem hierarchischen Bezug zueinander, sie sind jeweils weitgehend autonom und unterscheiden sich hinsichtlich ihrer Kompetenzen.

Über die Belange der Kommunen entscheiden demokratisch gewählte Repräsentanten, nach der gültigen Süddeutschen Ratsverfassung ist eine Mischform aus präsidialer und repräsentativer Demokratie in Anwendung. Bürger wählen in direkter Wahl einen Bürgermeister mit weitreichenden Kompetenzen (vgl. Boettcher, 2013) sowie durch eine davon unabhängige, aber zeitgleich abgehaltene Wahl einen Gemeinderat.<sup>6</sup> Der Gemeinderat ist das beschlussfassende Gremium einer Gemeinde, seine Größe hängt von der Anzahl der Gemeindeglieder ab. Der Bürgermeister ist Mitglied und Vorsitzender des Gemeinderates, zudem ist er für die Ausführung der getroffenen Beschlüsse und die Gemeindeverwaltung verantwortlich. Es kann durchaus zu Spannungen zwischen ausführendem und beschlussfassendem Organ der Gemeindepolitik kommen, gerade dann wenn sich der gewählte Bürgermeister eines politischen Blocks im Gemeinderat mit einer Mehrheit des konkurrierenden politischen Blocks auseinandersetzen muss. Eine mögliche Aufteilung der Macht zwischen unterschiedlichen politischen Blöcken kann aber auch als ein selbstkontrollierendes Element des politischen Systems begriffen werden.

Bayerische Gemeinden haben eine durchaus beachtliche ökonomische Relevanz, die Gesamtausgaben der bayerischen Gemeinden entsprachen im Jahr 2013 gut 7 % des bayerischen BIP.<sup>7</sup> Verantwortlich sind die Gemeinden vor allem für die Daseinsvorsorge der Bevölkerung. Neben verschiedenen Pflichtaufgaben (Bauleitplanung, Schulträgerschaft) können Gemeinden freiwillig weitere Aufgaben übernehmen, um das wirtschaftliche, kulturelle und soziale Wohl der Bevölkerung zu unterstützen. Gemeinden besitzen auch finanzpolitische Rechte, so können sie die kommunale Gewerbesteuer und Bodensteuern festlegen, auch die Neuausweisung von Baugebieten beschließt der Gemeinderat. Das Gremium legt darüber hinaus fest, welche legalen monetären Renten dem

---

<sup>6</sup> In Einzelfällen wie dem frühzeitigen Ausscheiden eines Bürgermeisters kommt es zu abweichenden Wahlterminen, die Amtszeit beträgt davon unabhängig jeweils sechs Jahre.

<sup>7</sup> Eigene Berechnung auf Grundlage von Daten des statistischen Bundesamtes und des Bayerischen Landesamtes für Statistik.

gewählten Bürgermeister zustehen. Konkret kann der Gemeinderat die Besoldung eines bayerischen Bürgermeisters, welcher als Beamter auf Zeit gilt, sowohl vor als auch nach Wahlen signifikant beeinflussen.

Vor der Wahl (ex ante) können Gemeinden mit bis zu 10 000 Einwohnern festlegen, ob ihr Bürgermeister im Haupt- oder im Ehrenamt tätig ist. Als Standard ist vorgesehen, dass Gemeinden mit bis zu 5 000 Einwohnern von einem ehrenamtlichen Bürgermeister vertreten werden. Durch einen Gemeinderatsbeschluss mit einfacher Mehrheit kann diese Einteilung vor der Wahl geändert werden. Nach der Wahl (ex post) muss der gesamte Gemeinderat die Besoldung des gewählten Bürgermeisters unter Beachtung gesetzlicher Rahmenbedingungen festlegen. Bei hauptamtlichen Bürgermeistern wird aus zwei möglichen Besoldungsgruppen jeweils eine gewählt,<sup>8</sup> für ehrenamtliche Bürgermeister ist der Besoldungsbetrag jeweils aus einem fest vorgegebenen Intervall zu wählen. Die unterschiedlichen Möglichkeiten haben durchaus eine ökonomische Signifikanz für die Betroffenen, so bedeutet eine höhere Eingruppierung für einen hauptamtlichen Bürgermeister mindestens einen Anstieg der Besoldung um knapp 9 %.<sup>9</sup>

Für die Gemeinderatswahl können Wählergruppierungen und Parteien Wahllisten mit potenziellen Gemeinderäten aufstellen. In Abhängigkeit von der Größe des Gemeinderates haben Wähler eine Vielzahl von Stimmen abzugeben, welche sie komplett einer Wahlliste zusprechen (kumulieren) oder auch an Personen verschiedener Wahllisten verteilen können (panaschieren). Obwohl die Gemeinderäte durch eine repräsentative Wahl bestimmt werden, spielen mit CSU und SPD nur zwei politische Parteien eine bedeutende Rolle in der bayerischen Kommunalpolitik. Die politische Landschaft wird jedoch vielfach durch ortsspezifische Bürgergruppierungen bereichert. Eine politische Verordnungsgebung der Gruppierungen ist per se nicht möglich, vor allem weil diese freien Wählergruppierungen auf Gemeindeebene unabhängig agieren. Da Informationen über kommunale Koalitionen nicht zentral erfasst werden, erscheint eine Zuordnung zu einem der politischen Blöcke schwierig. Aus den Daten zu Bürgermeisterwahlen ist jedoch ersichtlich, dass die lokalen Wahlgruppierungen häufig in Kooperation mit einer Partei einen Bürgermeisterkandidaten benennen. Dadurch können diese Gruppierungen politisch verortet werden, eine Einschätzung der politischen Machtverhältnisse in den Gemeinden ist möglich.

---

<sup>8</sup> Siehe Grafik 2 im Appendix.

<sup>9</sup> Gemäß der Besoldungstabelle zum 1. März 2010, bei höchstmöglicher Einstufung (vgl. Bayerisches Gesetz- und Verordnungsblatt, 2009b). Für ehrenamtliche Bürgermeister liegt der Maximalwert in den Stufen um 73,4%, 18,8% bzw. 7,9% höher als der Minimalwert (vgl. Bayerisches Gesetz- und Verordnungsblatt, 2009a).

### 3.2. Statistische Methodik

Theoretische Modellierung und empirische Ergebnisse deuten darauf hin, dass das Ausmaß des politischen Wettbewerbs die Verteilung politischer Renten beeinflusst. Somit kann ein einfacher Vergleich von Gemeinden mit und ohne eine eigene Mehrheit des Bürgermeisters im Gemeinderat potenzielle Effekte falsch darstellen. Um im Sinne eines kontrafaktischen Denkens Gemeinden mit vergleichbaren politischen Verhältnissen zu identifizieren, wird deshalb eine politische Zuteilungsvariable gebildet, indem von den Mandaten des Bürgermeisterblocks die zur Erreichung der Mehrheit nötigen Gemeinderatssitze abgezogen werden.<sup>10</sup> Positive Werte der so gewonnenen Zuteilungsvariablen zeigen eine Regierungsmehrheit des Bürgermeisters im Gemeinderat an, wobei gerade bei betragsmäßig kleinen Werten der Zuteilungsvariablen die Regierungsmehrheit fast zufällig erfolgte. Betragsmäßig große Werte der Zuteilungsvariablen zeigen dagegen wenig politische Konkurrenz an, d.h. die Machtfülle der Bürgermeisterfraktion ist umso größer, je größer der Wert der Zuteilungsvariablen ist.

Eine Schätzgleichung der Regressions-Diskontinuitäts-Analyse stellt sich wie folgt dar:

$$Q_i = \beta_0 + \tau T_i + \beta_1 \tilde{M} + \gamma_1 \tilde{M} T_i + \varepsilon_i,$$

wobei  $Q_i$  für die abhängigen legalen Renten steht,  $\tilde{M}$  stellt die Zuteilungsvariable dar und ergibt sich aus der Differenz der Mandate der Bürgermeisterpartei ( $M_i$ ) und der Hälfte der Gesamtmandate ( $M_c$ ).  $\tilde{M}$  bildet einen möglichen kontinuierlichen Zusammenhang zwischen Bürgermeisterbezahlung und parteipolitischer Repräsentanz ab. Der Schwellenwert der Zuteilungsvariablen liegt bei null, die Dummy-Variable  $T_i$  nimmt den Wert eins an, sobald die Zuteilungsvariable über dem Schwellenwert liegt und der Bürgermeister eine Mehrheit im Gemeinderat hinter sich weiß. Der aufgenommene Interaktionsterm ermöglicht unterschiedliche Steigungen auf beiden Seiten des Schwellenwertes,  $\varepsilon_i$  repräsentiert den Fehlerterm.

Der RDD Ansatz ermöglicht es, unabhängig von den Leistungen und Charakteristika der jeweiligen Bürgermeister den Einfluss einer quasi-zufällig bestehenden eigenen politischen Mehrheit kausal nachzuweisen. Somit kann die omnipräsente Endogenitätsproblematik umschifft werden. Auch eine mögliche umgekehrte Kausalität (engl. reverse causality), wonach z.B. auf gute politische Amtsführung bzw. guter politischer Wahlkampf eine eigene Mehrheit und eine hohe Bezahlung folgt, kann durch den quasi-experimentellen Charakter der Methode ausgeschlossen werden.

---

<sup>10</sup> Da Gemeinden unterschiedlicher Größe eine unterschiedliche Anzahl an Gemeinderatsmandaten besitzen, werden letztlich zwei Zuteilungsvariablen gebildet. Eine mit absoluten Zahlen, eine die mit Anteilen rechnet (normalisiert).

### 3.3. Daten und Messmethodik

Im Wahljahr 1990 betrug die Anzahl der zu beobachtenden Gemeinden 2051, im Zeitraum von 1996 bis 2008 lag sie konstant bei 2056. Für Gemeinden, welche zu regulären Terminen Wahlen abhielten (1990; 1996; 2002; 2008), standen im Beobachtungszeitraum somit vier Entscheidungen zur Verteilung legaler politischer Renten an. Informationen zu Gemeindecharakteristika, zu kommunalen Haushaltsposten und zu kommunalen Wahlergebnissen stellt das bayerische Landesamt für Datenverarbeitung und Statistik zur Verfügung.

Die Verteilung politischer Renten wird in der vorliegenden Analyse durch die legale Grundbesoldung bayerischer Bürgermeister gemessen. Die Höhe dieser Rente ist jedoch nicht nur durch egoistische Motiven der Politiker beeinflusst. Auch die Wählerschaft kann ein Interesse an hoher politischer Besoldung zeigen. Zum einen ist mit hohem Lohn ein entsprechend hoher persönlicher Einsatz eines Politikers zu erwarten, zum anderen führen hohe Gehälter zu einer Selbstselektion geeigneter Kandidaten in den Bewerberpool. Beide Argumente sprechen aber in der bayerischen Kommunalpolitik gerade auf ex ante Rentenentscheidung, also die Entscheidung über eine Tätigkeit im Haupt- oder Ehrenamt, an. Mit einer hauptamtlichen Tätigkeit sind höhere Verdienstmöglichkeiten verbunden, der Status eines Bürgermeisters ist es auch, worüber die Bevölkerung informiert ist. Die ex post Rentenentscheidung ist gerade insofern interessant, da die abstimmenden Mitglieder des Gemeinderates (mit Ausnahme des Bürgermeisters) kein persönliches finanzielles Interesse an der Rentenverteilung besitzen. Die Renten für Bürgermeister im Hauptamt werden durch eine entsprechende Eingruppierung festgelegt. Dass die Rentenzuteilung bei hauptamtlichen Bürgermeistern durch eine binäre Entscheidung gefällt wird, hat zudem den Reiz, dass sie eine klare Positionierung erzwingt. Diese Umstände eignen sich, um die Möglichkeit einer Rentenzahlung aus parteipolitischer Verbundenheit zu untersuchen.

Da die Entscheidungen zur Rentenzuteilung nach den Wahlen nicht zentral erfasst werden, konnten Informationen zur konkreten Zuteilung der Besoldungshöhe von Bürgermeistern durch eine Umfrage unter allen 2056 bayerischen Gemeinden generiert werden. Die im Jahr 2011 durchgeführte Erhebung fragte dabei jeweils das Ergebnis der vier zurückliegenden Entscheidungen ab. Aus den Rückmeldungen konnten insgesamt Beobachtungen zu 605 Rentenentscheidungen gewonnen werden, 461 dieser Beobachtungen enthalten Angaben zu hauptamtlichen Bürgermeistern. Insgesamt haben gut 17% der bayerischen Gemeinden für mindestens eine Wahlperiode die Gemeinderatsentscheidung zur Rentenzuteilung offengelegt. Bedenken einer vorliegenden Selbstselektionsproblematik konnten mittels einer Unit Non-Response Analyse ausgeschlossen werden, die Gruppe der antwortenden Gemeinden weist keine für die Analyse kritischen Abweichungen zur Gesamtgruppe der Gemeinden auf (siehe Tabelle 6 im Appendix).

Daten zu Gemeinderatswahlen und Bürgermeisterwahlen, mit welchen der politische Wettbewerb in den Gemeinden dargestellt werden kann, stehen dank der bayerischen Kommunalwahlstatistik zur Verfügung. Die Daten sind umfangreich und detailliert, warten jedoch teils mit ungenauer Kategorisierung der Gemeinderatssitze auf.<sup>11</sup> Um gegebenenfalls eine zweifelsfreie Blockzuordnung zu ermöglichen, wurden umfangreiche zusätzliche Recherchen zu den auf die Befragung antwortenden Gemeinden durchgeführt. Dennoch mussten verschiedene Beobachtungen ausgeschlossen werden, um eine ausreichende Datenqualität zu garantieren. Insgesamt werden 325 Beobachtungen für die Analyse verwendet. Zur Messung des politischen Wettbewerbs werden in der Literatur verschiedene Verfahren angewandt. Für eine erste Analyse folge ich dem Vorgehen von Benito et al. (2014), welche einen Wettbewerbs-Dummy generiert. Dieser Dummy nimmt den Wert 1 an, sobald der Bürgermeister keine eigene Mehrheit im Gemeinderat besitzt, ansonsten den Wert 0.

Für eine zweite Darstellung des politischen Wettbewerbs wird ein Vorgehen gewählt, welches eine Regressions-Diskontinuitäts-Analyse ermöglicht. Die Mehrheitsverhältnisse im Gemeinderat können anhand der absoluten oder der prozentualen Sitzverteilung dargestellt werden.<sup>12</sup> Die Zuteilungsvariablen für das RDD werden generiert, indem von der Mandatszahl des Bürgermeisterblocks die Hälfte der Gesamtmandate bzw. von dem Mandatsanteil 0,5 abgezogen wird.<sup>13</sup> Werte über Null signalisieren somit für beide Zuteilungsvariablen eine eigene Mehrheit des Bürgermeisterblocks. Hohe Werte zeigen dabei klare Wahlsiege und eine sichere Machtbasis an. Der Abstand zum Schwellenwert ist insofern von Bedeutung, da bei Annahme einer ein-gipfligen, um den Medianwähler symmetrischen Wählerdichtefunktion die Anzahl der swing voters mit der Höhe des Wahlsieges sinkt.<sup>14</sup> Die theoretische Modellierung sagt somit eine umso kleinere Anzahl verlorener Wählerstimmen durch unpopuläre politische Entscheidungen voraus, je höher der Wahlsieg.

Von den insgesamt 325 Beobachtungen stammen 264 aus Gemeinden, welche den Bürgermeister im Hauptamt beschäftigen. Aufgrund der klareren Besoldungsinformationen für hauptamtliche Bürgermeister, konzentriert sich die Analyse auf diese Gruppe. Tabelle 1 zeigt, dass in knapp der Hälfte dieser Gemeinden der Bürgermeisterblock über genügend Gemeinderatssitze verfügt, um Entscheidungen mit absoluter Mehrheit zu treffen. Dies wird sowohl durch die Variable

---

<sup>11</sup> Unklarheiten ergeben sich beispielsweise, wenn verschiedene Gruppierungen im Wahlkampf kooperieren. Alle erreichten Sitze von Kooperationen werden unter der Kategorie „Gemeinsame Wahlvorschläge“ aggregiert.

<sup>12</sup> Durch das D'Hondt Verfahren werden abgegebene Stimmen in eine ganzzahlige Anzahl von Gemeinderatssitzen umgerechnet. Eine Mehrheit an Wählerstimmen sichert somit nicht zwangsläufig eine Mehrheit im Gemeinderat.

<sup>13</sup> Die beiden Zuteilungsvariablen unterscheiden sich insofern, da Gemeinden aus unterschiedlichen Gemeindegrößenkategorien über eine unterschiedliche Anzahl an Gemeinderatsmandaten verfügen.

<sup>14</sup> Vgl. Solé-Ollé und Viladecans-Marsal (2013) für eine ausführliche Darstellung.

**Tabelle 1 Deskriptive Statistik Hauptamtliche Bürgermeister**

	N	Mittelwert	Median	SD	Min	Max
Hauptamtliche Bürgermeister						
pol. Wettbewerb	264	0.545	1	0.499	0	1
Zuteilungsvariable (absolut)	264	- 0.261	-0.5	2.070	- 5.5	7.5
Zuteilungsvariable (anteilig)	264	-0.0124	-0.024	0.105	-0.264	.5
Sitze (Gemeinderat)	264	20.007	21	5.117	13	41
Sitze Frauen (absolut)	264	2.890	3	2.666	0	12
Sitze Frauen (anteilig)	264	0.141	0.143	0.112	0	0.48
Machtwechsel Gemeinderat	67	0.373	0	0.487	0	1
Machtwechsel Bürgermeisteramt	67	0.253	0	0.438	0	1
Besoldungsgruppe Hoch	264	0.723	1	0.448	0	1
Grundgehalt (absolut)	264	4717.07	4730.7	878.1	2587.38	7381.62
Grundgehalt (pro Kopf)	264	0.9168	0.893	0.460	0.147	2.781
Bevölkerung	264	7793.985	5082	7364.72	1226	44255
Bevölkerungs-Index (standardisiert)	264	0.485	0.5027	0.286	0.002	0.991
Steuereinnahmen (pro Kopf)	264	384.01	205.247	1078.42	25.58	16422.9
Preis Bauland (pro Quadratmeter)	189	119.040	88.760	110.519	12.96	899.76
Qualität (Bürgermeister)	264	3.344	4	0.826	2	4
Alter (Bürgermeister)	264	50.155	51	7.043	29	65
Männlich (Bürgermeister)	264	0.946	1	0.224	0	1
Konservativ (Bürgermeister)	264	0.595	1	0.492	0	1

Anmerkungen: Tabelle 1 zeigt zusammenfassende Statistiken zu Gemeinden mit hauptamtlichen Bürgermeistern. Die Erläuterungen zu den Variablen finden sich im Text. Quellen: Bayerisches Landesamt für Statistik; eigene Erhebung

„pol. Wettbewerb“ als auch durch die beiden Zuteilungsvariablen deutlich. Im Durchschnitt setzt sich ein Gemeinderat aus 20 Mandatsträgern zusammen, wobei es knapp 3 weibliche Ratsmitglieder gibt. Für 67 Gemeinden, für welche Besoldungsdaten für mindestens zwei Wahlperioden zur Verfügung stehen, konnte gezeigt werden, dass in ca. 37% der Gemeinderäte der herrschende Block die Mehrheit verlor, in 25% der Fälle wechselte die Couleur des Bürgermeisters.

Zudem wird deutlich, dass über 70% aller hauptamtlichen Bürgermeister mit hohen Renten bedacht werden. Unter Beachtung der verschiedenen Besoldungsgruppen ergibt sich für die Grundbesoldung ein Mittelwert von € 4717.<sup>15</sup> Pro Einwohner wird ein hauptamtlicher Bürgermeister mit durchschnittlich knapp einem Euro besoldet, wobei sich große Unterschiede in den von der Kommune an Spitzenpolitiker ausgeschütteten Renten offenbaren. Unterscheidet man Gemeinden mit eigener Bürgermeistermehrheit und Gemeinden ohne diese, scheinen Bürgermeister mit eigener Mehrheit in der Regel höhere Renten zu erhalten (siehe Tabelle 2).

Die Bevölkerungsgröße determiniert die Möglichkeiten bei der Zuteilung monetärer politischer Renten. Gemeinden werden entsprechend ihrer Einwohnerzahl in verschiedene Größenklassen

<sup>15</sup> Für die Einstufung innerhalb der Gruppe wurde das Alter der Bürgermeister berücksichtigt. Die Werte sind inflationsbereinigt zum Basisjahr 2005 angegeben.

**Tabelle 2 Bezahlung von Bürgermeistern**

	BGM	BGM CSU	BGM SPD	BGM WG
	Sämtliche hauptamtliche Bürgermeister			
Gemeinden	264	157	80	27
% max. Rente	0.72	0.73	0.71	0.7
	Hauptamtliche Bürgermeister mit eigener Mehrheit			
Gemeinden	120	98	17	5
% max. Rente	0.76	0.75	0.94	0.4
	Sämtliche ehrenamtliche Bürgermeister			
Gemeinden	60	37	13	10
% max. Rente	0.88	0.86	0.92	0.9
	Ehrenamtliche Bürgermeister mit eigener Mehrheit			
Gemeinden	33	28	3	2
% max. Rente	0.88	0.86	1	1

Anmerkungen: Tabelle 2 gibt einen Überblick zur Zuteilung legaler Renten. Der Gemeinderat wählt für hauptamtliche Bürgermeister aus zwei möglichen Besoldungsgruppen, bei ehrenamtlichen Bürgermeistern aus einem vorgegebenen Bezahlsintervall. Sobald die Werte im mittleren und hohen Bereich des Intervalls liegen, wird dies als die Zuteilung hoher Renten aufgefasst.

eingruppiert, in ihrer Gruppe können sie somit relativ klein oder auch relativ groß sein.<sup>16</sup> Dies mag für Gemeinderäte bei ihrer Entscheidung zur Zuteilung von politischen Renten eine Orientierungshilfe darstellen. Um diese relative Größe in der Analyse zu beachten, wird ein Index mit Werten zwischen 0 und 1 konstruiert, der die Entfernung einer Gemeinde von ihren Gruppengrenzen angibt. Der „Bevölkerungs-Index“ wird nach der Formel  $\frac{N_i - N_{min}}{N_{max} - N_{min}}$  berechnet, wobei  $N_i$  die Einwohneranzahl der Gemeinde darstellt,  $N_{min}$  den Wert für die Untergrenze der Gemeindegrößenkategorie anzeigt und  $N_{max}$  den Wert für die Obergrenze der Gemeindegrößenkategorie. Tabelle 1 zeigt, dass in den Daten Gemeinden aller relativen Größen enthalten sind.

Als ein weiterer Einflussfaktor für die Vergabe legaler politischer Renten kommen die Steuereinnahmen in Frage, welche die Möglichkeiten der Rentenentnahme beeinflussen. Auch das in der Gemeinde vorhandene Preisniveau wird, mit dem Proxy Quadratmeterpreis für Bauland, in Betracht gezogen. Persönliche Eigenschaften der Politiker wie deren berufliche Erfahrung und Bildung, also deren „Qualität“, könnten im Kalkül der Rentenvergabe eine Rolle spielen. Das Alter der Bürgermeister wird vom Gesetzgeber bei hauptamtlichen Bürgermeistern durch unterschiedliche Besoldungsstufen bereits berücksichtigt, könnte aber dennoch Einfluss ausüben. Ein Block-Dummy „Konservativ“ nimmt den Wert 1 an, sobald ein konservativer Politiker das Bürgermeisteramt innehat.

<sup>16</sup> Gemeinden werden je nach Einwohnerzahlen in Kategorien eingeteilt. Für das hauptamtliche Bürgermeisteramt gelten folgende Kategorien (Angaben beziehen sich auf Einwohner): 0 bis 1999, 2000 bis 2999, 3000 bis 4999, 5000 bis 9999, 10000 bis 14999, 15000 bis 29999, sowie 30000 bis 49999.

#### 4. Ergebnisse

Eine Probit Schätzung bestätigt die aus theoretischer Modellierung abzuleitenden Erwartungen. Tabelle 3 macht deutlich, dass politische Opposition im Gemeinderat die Renten des Bürgermeisters beschränkt. Bei größeren Gemeinden mit mindestens 5000 und bis zu 9999 Einwohnern bewirkt politischer Wettbewerb, dass die Wahrscheinlichkeit hohe Renten zu erlangen um ca. 25% zurückgeht. In Übereinstimmung zu den Ergebnissen von Benito et al. (2014) zeigt sich zudem für alle Gemeinden, dass sich hohe Steuereinnahmen positiv auf die Rentenzuteilung auswirken. Deutlich wird außerdem, dass sich die Entscheidungsgremien der Kommunalpolitik von der relativen Größe der Gemeinden beeinflussen lassen. Je größer der Bevölkerungs-Index, d.h. je näher Gemeinden der oberen Grenze ihrer Eingruppierung kommen, desto wahrscheinlicher ist eine hohe Besoldung. Bildung, Geschlecht, Alter und auch die Partei des Bürgermeisters spielen keine Rolle für die Besoldungshöhe. Auch Svaleryd und Vlachos (2009) stellen fest, dass die Rentenverteilung keine parteispezifischen Einflüssen unterworfen ist. Der Preis für neu erschlossenes Bauland, welcher als Proxy für Lebenshaltungskosten dient, beeinflusst die Besoldungsentscheidung nicht.

In Tabelle 4 werden der Effekt des politischen Wettbewerbs und insbesondere der Effekt des Vorhandenseins einer eigenen Mehrheit auf die Bürgermeisterbesoldung mittels RDD geschätzt. Für zwei unterschiedliche Zuteilungsvariablen wird deutlich, dass eine eigene Mehrheit im beschlussfassenden Gremium die Wahrscheinlichkeit einer höheren Besoldung ansteigen lässt. Tabelle 4 zeigt wieder, dass der Effekt nur bei größeren Gemeinden mit Einwohnerzahlen zwischen 5000 und 10000 auftritt. Dort lässt bei Beachtung der kleinsten Bandbreiten um den Schwellenwert eine eigene Bürgermeistermehrheit die Quote der Maximalbezahlung um 31,3 ansteigen. Für größere Bandbreiten um den Schwellenwert nimmt der Effekt erwartungsgemäß zu.<sup>17</sup>

Für kleinere Gemeinden wird kein signifikanter Anstieg der Besoldung hauptamtlicher Bürgermeister festgestellt. Dies mag in der unterschiedlichen Ausgangslage begründet sein, da diese Gemeinden das Bürgermeisteramt standardmäßig als Ehrenamt vergeben. Das Bürgermeisteramt dieser Gemeinden wurde somit ex ante bewusst mit hohen politischen Renten versehen, dies scheint einen regulierenden Effekt zu haben. Die ex post Renten steigen in diesem Fall trotz eigenständiger Machtbasis nicht weiter an.

Die Probit Schätzung zeigt, dass der Bevölkerungs-Index in die Entscheidung der Gremien hineinspielt. Auch Grafik 1 verdeutlicht diesen Zusammenhang. Umso wichtiger ist es, dass die Indexwerte am Schwellenwert keine signifikanten Unterschiede aufweisen, welche jedoch bei einer

---

<sup>17</sup> Die Auswahl der unterschiedlichen Bandbreiten erfolgt nach Berücksichtigung der Empfehlungen von Imbens und Kalyanaraman (2012).



**Tabelle 3 Probit Regression**

(I)	Gemeinden : 5000 - 10000 Einwohner							
	pol. Wettbewerb	-0.555 (0.365)	-0.642* (0.343)	-0.577 (0.381)	-0.639* (0.363)	-0.653* (0.377)	-0.690* (0.385)	-0.683* (0.376)
Qualität		0.253 (0.232)	0.258 (0.245)	0.194 (0.255)	0.250 (0.264)	0.258 (0.267)	0.278 (0.267)	0.226 (0.311)
Bevölkerungs-Index			2.416*** (0.727)	2.428*** (0.728)	2.677*** (0.801)	2.695*** (0.792)	2.685*** (0.809)	3.877*** (1.075)
Steuereinnahmen (ln)				0.573** (0.246)	0.509** (0.240)	0.522** (0.237)	0.522** (0.243)	0.605** (0.268)
Mann					1.354 (0.854)	1.389* (0.822)	1.453* (0.839)	1.578 (1.011)
Konservativ-Dummy						-0.166 (0.428)	-0.178 (0.440)	-0.244 (0.531)
Alter							0.107 (0.303)	0.413 (0.386)
Alter <sup>2</sup>							-0.001 (0.003)	-0.004 (0.004)
Landpreise								-0.413 (0.292)
Pseudo R <sup>2</sup>	0.033	0.054	0.220	0.274	0.292	0.294	0.295	0.383
N	80	80	80	80	80	80	80	67
chi <sup>2</sup>	2.31	4.34	13.76	20.54	18.96	21.68	21.59	26.47
(II)	Gemeinden: 0 - 4999 Einwohner							
pol. Wettbewerb	0.124 (0.233)	0.096 (0.235)	0.205 (0.246)	0.237 (0.247)	0.230 (0.245)	0.420 (0.294)	0.418 (0.307)	0.473 (0.338)
Berufsniveau		0.175 (0.134)	0.158 (0.140)	0.179 (0.140)	0.202 (0.147)	0.212 (0.144)	0.240 (0.152)	0.078 (0.193)
Bevölkerungs-Index			1.188** (0.535)	1.183** (0.527)	1.182** (0.528)	1.258** (0.528)	1.359** (0.573)	0.654 (0.686)
Steuereinnahmen (ln)				0.280* (0.152)	0.296* (0.152)	0.299** (0.152)	0.259* (0.155)	0.282 (0.225)
Mann					0.265 (0.311)	0.277 (0.314)	0.145 (0.300)	-0.477 (0.519)
CSU-Dummy						0.437 (0.285)	0.480 (0.299)	0.616* (0.370)
Alter							-0.022 (0.182)	-0.227 (0.238)
Alter <sup>2</sup>							0.001 (0.002)	0.003 (0.002)
Landpreise								0.180 (0.213)
Pseudo R <sup>2</sup>	0.002	0.012	0.055	0.076	0.078	0.093	0.112	0.107
N	130	130	130	130	130	130	130	75
chi <sup>2</sup>	0.28	2.06	6.70	11.90	11.98	15.21	15.95	13.68

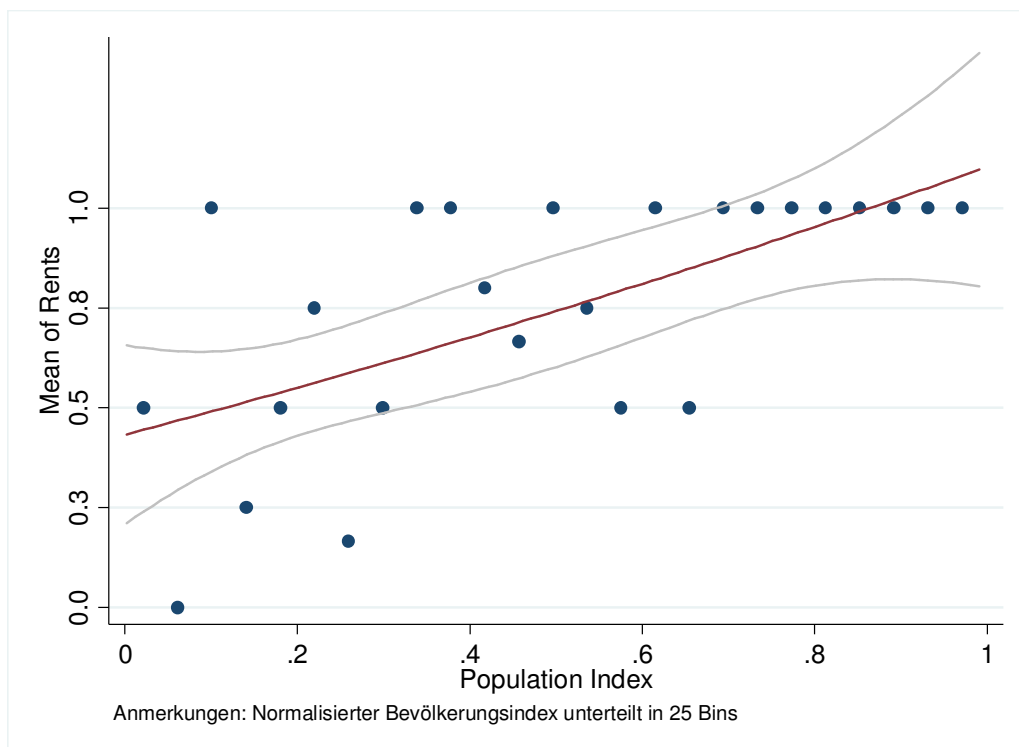
Anmerkungen: Politische Renten sind die abhängige Variable. (I) bezieht sich auf Gemeinden mit mindestens 5000 und maximal 9999 Einwohnern. (II) bezieht sich auf Gemeinden mit bis zu 4999 Einwohnern. Die Standardfehler sind nach Gemeinden geclustert. \*\*\* p<0.01; \*\* p<0.05; \* p<0.1.

**Tabelle 4 Effekte einer Bürgermeistermehrheit auf legale politische Rente von Bürgermeistern**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Hauptamtliche Bürgermeister - Gemeinden zw. 5000 und 10000 Einwohnern								
Effekt	0.313**	0.416**	0.360**	0.237*	2.450**	2.450**	0.452**	0.378**
	(0.120)	(0.191)	(0.142)	(0.137)	(0.900)	(0.900)	(0.176)	(0.171)
Kontrollvariable	-	-	-	ja	-	-	-	ja
Beobachtungen	32	55	79	79	32	32	68	68
R <sup>2</sup>	0.143	0.09	0.126	0.264	0.171	0.171	0.085	0.169
F	6.73	2.37	5.76	9.51	.	.	2.79	4.36
Hauptamtliche Bürgermeister - Gemeinden bis 5000 Einwohner								
Effekt	-0.061	-0.162	0.018	0.013	-0.147	-1.736	-0.186	-0.232
	(0.132)	(0.210)	(0.157)	(0.156)	(0.186)	(1.240)	(0.213)	(0.210)
Kontrollvariable	-	-	-	ja	-	-	-	ja
Beobachtungen	63	105	128	128	40	63	105	105
R <sup>2</sup>	0.004	0.011	0.01	0.072	0.022	0.03	0.013	0.087
F	0.21	0.43	0.33	2.03	0.62	0.86	0.52	1.91

Anmerkungen: Die Zuteilung der Rente ist die abhängige Variable. In (1) bis (4) werden lineare Schätzungen mit verschiedenen Bandbreiten um den Grenzwert von 50% politischer Repräsentation durchgeführt, die Zuteilungsvariable mit der absoluten Anzahl der Sitze wird benutzt. In den Schätzungen zu (5) und (8) werden wiederum lineare Schätzungen durchgeführt, die Zuteilungsvariable mit anteiligen Mandaten wird benutzt. Als Kontrollvariablen wird die Bevölkerungszahl (standardisiert) aufgenommen. Die Standardfehler sind nach Gemeinden geclustert. \*\*\* p<0.01; \*\* p<0.05; \* p<0.1; Konstante und Zuteilungsvariable (Interaktionsterm(e)) sind nicht aufgeführt.

**Graphik 1 Bevölkerungsindex und Rentenquote**



**Tabelle 5 Verhalten von Kontrollvariablen am Schwellenwert zur Bürgermeistermehrheit**

	(1)	(2)	(3)
	Hauptamtliche Bürgermeister - Gemeinden zw. 5000 und 10000 Einwohnern		
Bevölkerung-Index	0.167** (0.071)	0.229* (0.129)	0.212** (0.082)
Beobachtungen	32	55	79
R <sup>2</sup>	0.069	0.049	0.049
F	5.622	2.098	2.702
	Hauptamtliche Bürgermeister - Gemeinden bis 5000 Einwohner		
Qualität	0 (0.330)	0.273 (0.527)	0.16 (0.338)
Kontrollvariablen	-	-	-
Beobachtungen	32	55	79
R <sup>2</sup>	0	0.058	0.059
F	0	0.972	1.101
	Hauptamtliche Bürgermeister - Gemeinden zw. 5000 und 10000 Einwohnern		
pol. Erfahrung	-4.063 (2.384)	-3.579 (3.677)	-4.017 (2.739)
Beobachtungen	32	55	79
R <sup>2</sup>	0.095	0.155	0.081
F	2.903	5.766	2.310
	Hauptamtliche Bürgermeister - alle Gemeinden		
Amtsinhaber	-0.188 (0.163)	-0.118 (0.259)	-0.300* (0.176)
Beobachtungen	32	55	79
R <sup>2</sup>	0.043	0.082	0.052
F	1.331	2.081	1.514

Anmerkungen: Die Variablen Bevölkerungs-Index, Qualität des Bürgermeisters, politische Erfahrung des Bürgermeisters (i.e. vor wie vielen Jahren wann erstmals als Bürgermeisterkandidat angetreten) und Amtsinhaber-Status sind die abhängigen Variablen. Es werden lineare Schätzungen mit verschiedenen Bandbreiten um den Grenzwert von 50% politischer Repräsentation durchgeführt. Die Standardfehler sind nach Gemeinden geclustert. \*\*\* p<0.01; \*\* p<0.05; \* p<0.1; Konstante und Zuteilungsvariable (Interaktionsterm(e)) sind nicht aufgeführt.

Überprüfung zu Tage treten. Gemeinden, die knapp über dem Schwellenwert liegen und somit eine knappe Bürgermeistermehrheit aufweisen, besitzen höhere Indexwerte. Dies reduziert die Aussagekraft von Tabelle 4, was nach der Beachtung des standardisierten Bevölkerungs-Index als Kontrollvariable verlangt. Im Allgemeinen bedarf es bei einer RDD Analyse nicht zwingend der Beachtung von Kontrollvariablen, da die Gemeindecharakteristiken um den Schwellenwert ja als zufällig verteilt gelten. Da diese Vermutung für den Bevölkerungs-Index nicht erfüllt ist, wird er als Kontrollvariable mit aufgenommen. Die relative Gemeindegröße reduziert zwar den Effekt der parteipolitisch gefärbten Rentenzuteilung, dieser ist jedoch weiterhin statistisch signifikant vorhanden.

## 5. Zusammenfassung

Dieser Artikel wertet Daten der legalen Besoldung führender Kommunalpolitiker Bayerns aus, um den Einfluss politischer Machtverhältnisse auf die Zuteilung legaler politischer Renten aufzudecken. In Übereinstimmung mit der theoretischen Modellierung beeinflusst eine eigene Mehrheit im

beschlussfassenden Gremium die ausgelobten Renten positiv. Dieser Zusammenhang wurde nicht für jene Gemeinden aufgedeckt, welche dem kommunalen Spitzenpolitiker schon vor den Wahlen hohe Renten zuweisen. Der Artikel zeigt somit, dass hohe ex ante Renten eine Mäßigung bei den ex post Renten nach sich ziehen. Dieser Umstand wie auch die Erkenntnis, dass die relative Gemeindegröße sowie die Steuereinnahmen die Besoldung beeinflussen, könnten auf das Einfließen objektiver Kriterien in das Kalkül der Rentenverteilung hinweisen.

Durch die Anwendung einer Regression-Diskontinuitäts-Analyse zeigt sich, dass die politischen Mehrheitsverhältnisse in den Gemeinden kausalen Einfluss auf die Besoldung haben. Die Wahrscheinlichkeit mit hohen legalen monetären Renten bedacht zu werden steigt für einen Bürgermeister um gut 30%, sobald er eine eigene Mehrheit im Gemeinderat hinter sich vereint.

Der in diesem Artikel aufgedeckte Zusammenhang zwischen Renten, welche vor (ex ante) und nach Wahlen (ex post) zugesprochen werden, bietet Potenzial für weiterführende Forschungsbemühungen. Eine formale Modellierung sowie die Schaffung weiterer empirischer Evidenz stehen an. Zeitgleich bietet eine aktuelle Änderung in den Bestimmungen zur Besoldung bayerischer Spitzenpolitiker die Gelegenheit, den Wirkmechanismus von ex post Renten auf ex ante Renten zu untersuchen. Zu den Kommunalen Wahlen im Jahr 2014 wurden die ex post Auswahlmöglichkeiten für hauptamtliche Bürgermeister abgeschafft, die Eingruppierung ist nun fest vorgegeben. Es bietet sich nun an, zu untersuchen ob diese gesetzliche Änderung Auswirkungen auf die Verteilung von ex ante Renten hat.

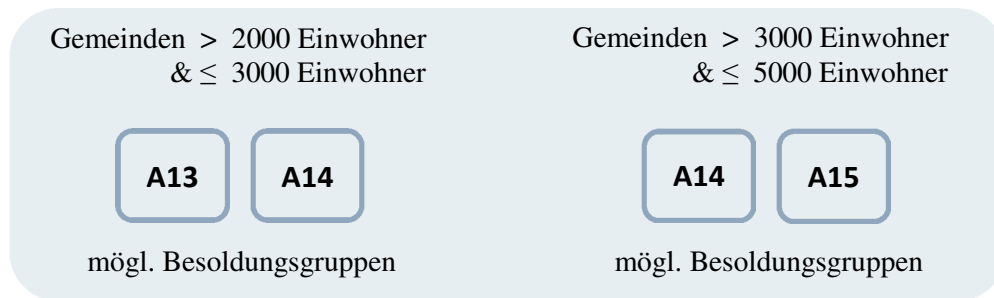
## References

- Bayerisches Gesetz- und Verordnungsblatt (2009a) ‚Bekanntmachung der Neufassung der Anlagen 1 und 2 zum Gesetz über kommunale Wahlbeamte‘: GVBl.
- Bayerisches Gesetz- und Verordnungsblatt (2009b) ‚Besoldungsordnung A und Besoldungsgruppe B (Anlagen zu Artikel 4)‘: GVBl.
- Benito, B., Bastida, F., Ríos, A.-M., et al. (2014) ‚The causes of legal rents extraction: evidence from Spanish municipalities‘, *Public Choice*, 161(3-4): 367–383.
- Besley, T. (2004) ‚Paying Politicians: Theory and Evidence‘, *Journal of the European Economic Association* (2): 193–215.
- Besley, T. (2007) ‚Principled agents? The political economy of good government‘, Oxford: Oxford University Press.
- Boettcher, F. (2013) ‚Ursachen kommunaler Haushaltsdefizite: Eine finanz- und politikwissenschaftliche Untersuchung am Beispiel der nordrhein-westfälischen Gemeinden‘, Berlin, Münster: Lit.
- Caselli, F. und Morelli, M. (2004) ‚Bad politicians‘, *Journal of Public Economics*, 88(3-4): 759–782.
- Congleton, R. D. (2008) 40 years of research on rent seeking, Berlin [u.a.]: Springer.
- Di Tella, R. und Fisman, R. (2004) ‚Are Politicians really paid like bureaucrats?‘, *Journal of Law and Economics*, XLVII.
- Gneezy, U. und Rustichini, A. (2000) ‚Pay Enough or Don't Pay at All\*‘, *Quarterly Journal of Economics*, 115(3): 791–810.
- Imbens, G. und Kalyanaraman, K. (2012) ‚Optimal Bandwidth Choice for the Regression Discontinuity Estimator‘, *The Review of Economic Studies*, 79(3): 933–959.
- Lambsdorff, J. G. (2002) ‚Corruption and Rent-Seeking‘, *Public Choice*, 113(1/2): 97–125.
- Lazear, E. P. und Rosen, S. (1981) ‚Rank-Order Tournaments as Optimum Labor Contracts‘, *Journal of Political Economy* (89(5)): 841–864.
- McChesney, F. S. (1997) ‚Money for nothing: Politicians, rent extraction, and political extortion‘, Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
- Newman, H. A. und Mozes, H. A. (1999) ‚Does the composition of the compensation committee influence CEO compensation practices?‘, *Financial Management*, 28(3): 41–53.
- Peichl, A., Pestel, N. und Sieglöcher, S. (2013) ‚The politicians' wage gap: insights from German members of parliament‘, *Public Choice*, 156(3-4): 653–676.
- Persson, T. und Tabellini, G. (2000) ‚Political Economics‘, The MIT Press.
- Persson, T., Roland, G. und Tabellini, G. (1997) ‚Separation of Powers and Political Accountability‘, *The Quarterly Journal of Economics*, 112(4): 1163–1202.

- Shapiro, C. und Stiglitz, J. E. (1984) 'Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device', *The American Economic Review*, 74(3): 433–444.
- Solé-Ollé, A. und Viladecans-Marsal, E. (2013) 'Do political parties matter for local land use policies?', *Journal of Urban Economics*, 78: 42–56.
- Svaleryd, H. und Vlachos, J. (2009) 'Political rents in a non-corrupt democracy', *Journal of Public Economics*, 93(3-4): 355–372.
- Tullock, G. (1967) 'The welfare costs of tariffs, monopolies, and theft', *Economic Inquiry*, 5(3): 224–232.

## Appendix

**Graphik 2: Vorgaben zur Bezahlung hauptamtlicher Bürgermeister**



**Hinweis: Seit den Wahlen im Jahr 2014 ist für hauptamtliche Bürgermeister eine einzige Besoldungskategorie vorgegeben.**

**Table 6 Unit Non-Response Analyse**

Antwortende Gemeinden	Koeffizienten	Standardfehler
pol. Wettbewerb	-0.184*	(0.098)
Berufsniveau	0.116**	(0.055)
Bevölkerungs-Index	0.154	(0.168)
Steuereinnahmen (ln)	0.107	(0.151)
Mann	0.0208	(0.221)
CSU-Dummy	0.095	(0.096)
Alter	0.003	(0.007)
Landpreise (Quadratmeter)	-0.001	(0.001)
Beobachtungen	1018	
Pseudo R <sup>2</sup>	0.012	

Anmerkungen: Tabelle 6 zeigt die Ergebnisse einer non-response Analyse (Wahlperiode 2008 - 2014).

Quelle: eigene Erhebung

# **Paper IV: Mayor Games in Bavaria: Self Selection of Local Politicians is not influenced by constitutionally defined remuneration increases! Quasi-experimental evidence from Germany**

Lukas Schötz\*

**Abstract** Remuneration for politicians has been discussed frequently and thus, has been the subject of many reforms in recent decades. Remuneration has an influence on whether or not citizens choose to run for office as well as the amount of effort they might invest once elected. In this paper, I investigate the impact of variations in remuneration on the quality of politicians. It is well known that the amount of remuneration of a Bavarian mayor is regulated by constitutionally defined population thresholds. Utilizing this exogenous variation in the remuneration of politicians, I apply the quasi-experimental regression discontinuity design to six different population thresholds. My analysis demonstrates that positive or negative correlations between remuneration and quality of politicians are found for all six thresholds when simple ordinary least squares regression analysis is used. However, further analysis using regression discontinuity design shows that, in fact, no causal relationship between remuneration and quality exists. This result holds when using the Difference-in-Discontinuities approach. When comparing my results to other empirical findings, one possible explanation for the absence of effects might be rooted in the fact that Bavarian mayors do not face term limits.

**Keywords** politician remuneration - political selection - regression discontinuity design

---

\* Lukas Schötz is doctoral scholar at the University of Passau.



## 1. Introduction

Selection and payment mechanisms for politicians have differed greatly throughout the history of democracy. In ancient Athens, the constitution excluded most Athenian inhabitants from the political process, and only a few politicians received remuneration. When democratic movements began in western countries, the newly created constitutions gave the majority of political rights and powers to wealthy citizens and nobleman. Equal political rights were only recently given to ordinary (male) citizens. Beginning in 1906, the German constitution granted remuneration to each elected politician to assure material independence while working in the parliament (Braun et al., 2002).<sup>1</sup> Today, legal rules and regulations based, in part, on population thresholds limit the amount of remuneration politicians are allowed to receive, whereas the salaries of executive staff in the private sector are determined through negotiation. Nevertheless, the media and society as a whole frequently criticize current remuneration and pension allowances for politicians as being too high, too low, or altogether badly designed. This continual criticism leads to frequent reforms of the remuneration systems at various levels of political representation.

Whereas US reporter Vardis Fisher argued in the 1950s that citizens running for political office should be intrinsically motivated [from Besley (2004)], Max Weber argued at the beginning of the 19<sup>th</sup> century that there exist different types of politicians, those who live ‘for’ politics and those who live ‘off’ politics [from Gerth and Mills (1946)]. Researchers in the field of political economics follow Weber’s thinking and consider politicians to be regular economic agents, and therefore, are susceptible to various incentives.<sup>2</sup> As investigative stories uncovering corrupt politicians often appear in the media, at least some politicians do seem to pursue egoistic goals while in office. In addition to remuneration, the quality of politics is frequently debated and evaluated. By quality of politicians, I refer here to the degree to which politicians are capable of performing their jobs effectively (skills), whereas I use the term integrity to refer to the degree to which they can be trusted to act in the best interest of their constituents and not in their own best interest.<sup>3</sup>

Theoretical work in the field does yield ambiguous results when modelling the response of potential political candidates to increasing (legal) monetary rewards.<sup>4</sup> Some theoretical models predict a rise in the overall quality of the pool of candidates whenever rewards increase, while others report an expected drop in the quality of the candidate pool and therefore (due to imperfect

---

<sup>1</sup> Material independence was especially important for politicians of the working class.

<sup>2</sup> The economist Josef Schumpeter introduced this idea into economics.

<sup>3</sup> In the literature, quality sometimes refers to all characteristics of politicians, and sometimes just to certain abilities. I define quality based only on skills that can be determined from available data.

<sup>4</sup> Cf. Besley (2004), Mattozzi and Merlo (2008), Messner and Polborn (2004), Ferraz and Finan (2009), Gagliarducci and Nannicini (2013); see Gagliarducci and Nannicini (2013) for broad overview on related work.

information) a decrease in the overall quality of politics. Level of remuneration, personal integrity,<sup>5</sup> and individual quality<sup>6</sup> of politicians are key variables in the theoretical model created by Caselli and Morelli (2001). Assuming that highly qualified citizens have higher earning potential in the private sector, less qualified citizens hold a comparative advantage when engaging in politics. Different opportunity costs of holding office for citizens with differing labor market qualifications translate to heterogeneous effects from increases in remuneration. Depending on the relative importance and power of a given office, highly qualified persons might abstain from running for public office and opt instead to stay in the private sector.

In this paper, I empirically analyze the impact of remuneration increases on the characteristics of politicians running for mayor in the German federated state of Bavaria. In particular, I examine whether an increase in remuneration of politicians has differing effects for different clusters of municipalities (with respect to size, employment, expenditures, etc.), as predicted by the theoretical model created by Caselli and Morelli (2001).<sup>7</sup> An important feature of the Bavarian system is that constitutionally determined population thresholds set the remuneration cap for mayors. By applying the quasi-experimental (fuzzy) regression discontinuity design, data from six exogenous remuneration increases can be used to identify causal effects. Whereas existing literature (e.g. Gagliarducci and Nannicini, 2013) analyzes the effects of rising remuneration on the quality of the candidate pool at only one specific threshold, this paper contributes to the literature by providing specific results for six different remuneration increases. In addition, enabled through changes in the constitutionally defined Bavarian population thresholds in 1989, this paper is the first to apply a difference-in-discontinuities approach on the analysis of remuneration increases in local politics.

Using a sample of Bavarian municipalities for 1978-2008, I find that the quality of political candidates is not causally affected by the level of remuneration. The effects predicted by Caselli and Morelli (2001) are not found for either the pool of candidates or for those candidates who actually obtained the office they sought. My results, however, do confirm previously published results showing that the presence of an incumbent running for a particular office has significant negative effects on the level of political competition, on the quality of political candidates and on the quality of elected officials.

My results are contrary to findings by Gagliarducci and Nannicini (2013) and Ferraz and Finan (2009). Similar to my approach, Gagliarducci and Nannicini (2013) use the quasi-experimental regression discontinuity design to analyze the consequences of remuneration increases in Italian municipalities. The authors focus on municipalities of a similar size (close to 5,000 inhabitants) and

---

<sup>5</sup> Personal integrity refers to the willingness to accept bribes or to do prominent donors a favor.

<sup>6</sup> Personal skills include education, working experience, negotiating skills, and the like.

<sup>7</sup> Theory predicts differing effects of increases in remuneration due to the heterogeneity of incentives among a heterogeneous pool of potential candidates.

with similarities in other characteristics. The authors show that an exogenous variation in the remuneration at the 5,000 inhabitants population threshold leads to an increase in the average years of education among mayoral candidates and elected mayors. Another empirical study conducted by Ferraz and Finan (2009) analyzes the influence of increases in the remuneration caps of Brazilian mayors. The authors apply the fuzzy regression discontinuity design on a normalized population threshold and show that higher level of quality of political candidates and a greater amount of political competition follow from higher remuneration caps. However, other recent evidence by Fisman et al. (2012) and Hoffman and Lyons (2013) is in line with my results, whereat their studies do not analyze local data.

This paper is organized as follows. Section 2 gives information on the institutional framework that governs how municipalities function as defined by the Bavarian constitution. The section also contains a detailed description of the data used in this analysis, the justification for choosing these particular data and the survey instrument and method used for data collection. Section 3 describes my empirical strategy, while section 4 presents and discusses the main findings from this research and explores the validity and robustness of these findings. Conclusions are elaborated in section 5.

## **2. Institutional Framework and Data**

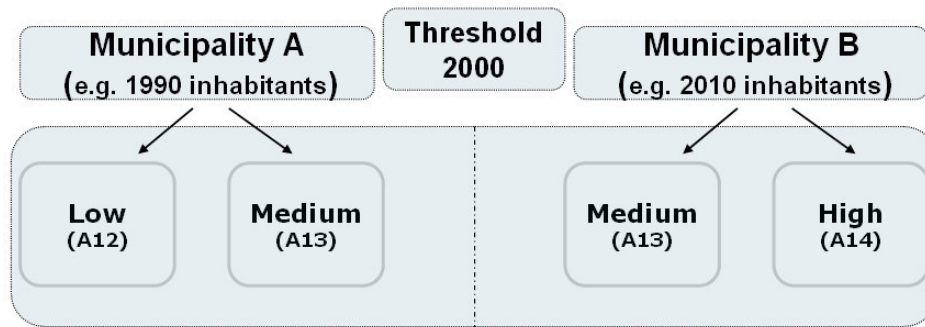
The data used for the empirical research presented are from municipalities located in the German federated state of Bavaria. One benefit of analyzing data on local politics is the relative ease with which normal citizens can become candidates. Even though political parties are active in Bavarian municipalities, the process of becoming part of the candidate pool is often short in comparison to the process of achieving candidacy for the national or state assembly (especially because of the possibility for independent candidates to run for office).

A second justification for using data on local politics in this analysis is that most national and state parliaments are dominated by academics. As education is one of the proxies for politician quality used in this analysis, data on members of the German national parliament, for example, would not likely be a source of sufficient heterogeneity. Furthermore, Caselli and Morelli (2004) emphasize that monetary rents might especially play a role on local level because ego-rents might be great at state level.<sup>8</sup> Restricting data analysis to one federated state ensures a relatively homogeneous political and economic landscape with the same legal requirements for voting, uniform regulations regarding remuneration, and identical rights and duties of politicians.

---

<sup>8</sup> Other incentives might be power, reputation, connections, and the like. Categorization into monetary rents (e.g. remuneration, pension plans, and accommodation) and ego-rents (e.g. power, social respect) is appropriate.

**Figure 1: Thresholds and Remuneration**



Notes: The figure shows the effect of constitutionally defined thresholds on the remuneration of full-time mayors. Source: Bayerisches Gesetz- und Verordnungsblatt (1989); own design

Observations for political candidates, mayors, and municipal councils of 2.056 Bavarian municipalities were obtained from the Bayerisches Landesamt für Statistik und Datenverarbeitung.<sup>9</sup> Elections are held every six years in Bavaria, and, in general, municipal councils and mayors are elected in simultaneous, but independent elections. Council seats are allocated according to proportional representation;<sup>10</sup> mayoral candidates must achieve an absolute majority of votes to be elected.<sup>11</sup> The direct election method of the mayor and the mayor's role as both leader of the administration and head of the municipal council make Bavarian mayors particularly appropriate subjects for my research question.<sup>12</sup>

The legal framework of the Bavarian Constitution ties the remuneration level of mayors to the size of the municipalities they govern. All of the municipalities in Bavaria are divided into eleven categories based on population size. For each of these categories, a set of possible remuneration amounts has been defined.<sup>13</sup> The municipal council can choose from one of two remuneration categories for full-time mayors and can fix remuneration within well-defined limits for part-time mayors (see figure 1). The two categories for full-time mayors and the limits for part-time mayors change at each population threshold; and, therefore, the maximum possible remuneration amount rises significantly whenever a population threshold is crossed.<sup>14</sup> As previously mentioned, the council is free to assign remuneration within the official limits defined by the constitution. Therefore it is

<sup>9</sup> In addition, the main statistical body of Bavaria did provide data for all mayor elections since 1948. Because of several constitutional changes in 1989, the four elections since 1990 are considered for main analysis. Data of mayoral elections from 1966 – 1984 are considered in section IV.4 for robustness checks (Difference-in-Discontinuities).

<sup>10</sup> Votes are converted to seats with the d'Hondt method.

<sup>11</sup> If no candidate gets majority of votes in the first round, a run-off election is held.

<sup>12</sup> Boettcher (2013) states, that Bavarian mayors are the second-most powerful in Germany. (Besley, 2004) discusses the adequacy of using data on mayors when analyzing the response of politicians to economic incentives.

<sup>13</sup> These thresholds remained unchanged after a constitutional reform concerning the remuneration of mayors that occurred in 1989. An individual remuneration amount is defined by the constitution for each of the three largest cities in Bavaria (Munich, Nuremberg and Augsburg).

<sup>14</sup> There are ten population thresholds for the eleven population categories.

possible that a municipality with a population just above a given threshold and a municipality just below the same threshold pay their mayors exactly the same amount. Likewise, a huge payment gap is possible if a municipality below a given threshold pays the minimum and another municipality above the same threshold pays the maximum. When both municipalities pay either the minimum or the maximum, a wage gap also exists.

As data on the actual remuneration categories and remuneration amounts that mayors receive are not compiled by the state, I developed and conducted my own survey to gather data on categories and amounts.<sup>15</sup> For this purpose I contacted all Bavarian municipalities in 2011 and requested information on the actual amount of remuneration received by incumbent mayors (for the period from 2008-2014) and the remuneration levels of mayors in the past.<sup>16</sup>

The key variables used to address my research question are political rents and political quality. In the context of local politics, some rents, such as power, respect, prestige, or level of responsibility,<sup>17</sup> have a non-monetary character. The decision to seek a leadership position in a municipality might depend to a large extent on such “ego-rents”, but these are difficult to observe and even harder to measure objectively. As the basic remuneration received by Bavarian mayors represents the largest portion of their compensation,<sup>18</sup> I chose to use it alone as a proxy for political rents as a whole.

As a proxy for the quality of politicians, I use education level and working experience. To capture not only academic skills but also leadership abilities and working experience, I took into account the former professions of candidates and office holders.<sup>19</sup> Following the definitions used by the Bundesagentur für Arbeit (2011),<sup>20</sup> each political candidate in my data set was assigned to one of four categories, depending on his or her most recently practiced profession. According to this employment office ranking, unskilled workers and skilled workers represent stage one and two, respectively. Working on the level of a master craftsman or work which includes a high level of responsibility is equivalent to stage three. Everyone with an academic degree or a leading role in business is assigned to the category with the highest skill-level (see table 1). The consideration of both education and working experience is preferred to other quality proxies such as the well-being of the governed municipality. Household proxies have severe drawbacks, as welfare functions can differ

---

<sup>15</sup> This information must be made available to the citizens of a municipality and thus, can normally be obtained from each individual city hall.

<sup>16</sup> 353 municipalities (17.2% of all municipalities) responded to my query. Most responses contained information for the election period beginning in 2008. Questions differed for full-time (one out of two possible categories) and part-time Mayors (concrete figure or categorization (low, medium, or high remuneration)).

<sup>17</sup> A higher level of responsibility might be either a positive or a negative incentive

<sup>18</sup> Attendance fees, pension plans, travel expenses, and per head allowance are continuously increasing with municipal population; bribes and illegal grants are possible but not observed.

<sup>19</sup> Gagliarducci and Nannicini (2013) apply a similar method.

<sup>20</sup> The German federal employment office.

**Table 1** Quality level of Bavarian Politicians running for election as a Mayor

Time period	N	Population (mean)	SD (Population)	Quality (mean)	SD (Quality)	share candidates basic quality	share candidates high quality
1990 - 1996	3900	9124.549	58962.71	3.43	0.83	0.35	0.65
1996 - 2002	3780	10198.27	64670.91	3.46	0.81	0.34	0.66
2002 - 2008	3776	9509.404	54350.84	3.27	0.86	0.46	0.54
1990 - 2008	11456	9605.993	59475.45	3.38	0.84	0.38	0.62
1948 - 1966	16321	-	-	3.07	0.95	0.48	0.52
1966 - 1978	6986	9294.709	74582.09	3.31	0.88	0.41	0.59
1978 - 1990	7371	8284.975	51365.2	3.41	0.85	0.35	0.65

Notes: Quality is appointed according to the Federal Employment Office - taking education and experience into account. Basic quality stands for quality levels 1, 2, and 3. High Quality stands for quality level 4. Findings are given for different time periods. Population data available from 1972 onwards. Note that between 1948 and 1960 elections were held every 4 years, since than every 6 years.

among municipalities; observed levels of municipal spending and municipal tax revenues do not clearly reflect a mayor's quality. This means that using simple economic outcome variables as proxies for the quality of municipal mayors is insufficient. Moreover, the economic situation of a municipality is, to a certain extent, predetermined by a mayor's predecessors. Changing a municipality's situation (for the better or the worse) might not happen in the short-run.

The compiled data set contains information on each of the candidates themselves (e.g. gender, age, profession [self-declared], party affiliation, incumbency, vote share, full-time / part-time occupation, majority in city council, remuneration category) and on each municipality's political and financial situation (e.g. expenditures, revenues, debt, population). Due to the fact that various legal differences appear for the municipalities at population thresholds above the 5,000 threshold (see table 2), analysis concentrates on a subset of 1,645 small communities with up to 6,500 inhabitants. This subset represents about 80% of Bavarian municipalities and includes three population thresholds for full-time mayors and three population thresholds for part-time mayors. Analyzing bigger thresholds would disallow causal interpretation because besides remuneration other incentives might influence politicians' behavior.

**Table 2** Population Thresholds and Consequences defined by Constitution

Population Threshold	Default Status	Part-time Mayor			Default Status	Full-time Mayor		
		remuneration	council size	vehicle tax		remuneration	council size	vehicle tax
1,000	Part-time	yes (73.4%)	yes	no	Part-time	no	yes	no
2,000	Part-time	no	yes	no	Part-time	yes (10.75%)	yes	no
3,000	Part-time	yes (18.8%)	yes	no	Part-time	yes (10.75%)	yes	no
5,000	Full-time	yes (7.9%)	yes	yes	Full-time	yes (11.4%)	yes	yes

Population Threshold	Consequences when crossing threshold
10,000	Council size, wage of elected civil servants, wage of full-time mayor, petition for referendum, open council, fiscal equalization.
20,000	Council size, petition for referendum.
30,000	Council size, wage of elected civil servants, wage of full-time mayor, petition for referendum, status of larger city.
50,000	Council size, wage of elected civil servants, wage of full-time mayor, petition for referendum, referendum quota, county free city, fiscal equalization.

Notes: Table shows whether crossing a threshold does have consequences for municipality. All mayors in municipalities smaller than 5000 inhabitants normally are part-time mayors. Municipalities with more than 5000 inhabitants normally have full-time mayors. Council does define status before election. The listed thresholds are in effect since 1990. Threshold can have influence on remuneration of mayors; increase of remuneration cap is given in parenthesis (in effect in March 2010). Thresholds do increase size of municipal council; municipalities with more than 5,000 inhabitants get a share of vehicle taxes. For bigger thresholds, consequences are given. Source: own research; Ade and Freier (2011)

### 3. Empirical Strategy

To uncover causal relationships, I apply the quasi-experimental regression discontinuity design (RDD). The RDD exploits the fact that the treatment status for a particular observation unit often depends on exogenously determined decision rules (e.g. crossing population thresholds). Whenever treatment is perfectly determined by a population threshold, entities which are very similar in all respects but the treatment status are analyzed using the sharp form of the RDD.

RDD can be used whenever a single variable is decisive for the determination of treatment status, where marginal disparity can change that status. The idea is that entities close to a threshold<sup>21</sup> are more or less randomly divided into a treatment group and a control group. Therefore, sharp RDD is similar to a social experiment and is understood to be quasi-experimental.

As previously mentioned, population thresholds ( $N_{ci}$ ) are commonly used by the legislator to govern municipalities. With the given data for Bavarian municipalities, treatment status (i.e. higher maximal remuneration) changes whenever a population threshold  $N_{ci}$  is exceeded. Thus, mayoral

<sup>21</sup> 'Close to a threshold' is not very concrete! There exist some methods for bandwidth selection (as discussed in Section 4.3). Recommendation in general is that a researcher has to adapt the selection of the bandwidth on each individual situation.

remuneration amounts for full-time mayors follow a step function which can lead to payment discrepancies of up to 12%, in cases where population sizes are nearly identical. To analyze the general effect of this trend, population thresholds  $N_{ci}$  can be normalized to the single threshold  $N_c$ .<sup>22</sup> A dummy variable which indicates treatment,  $T_i$ , can then be adopted. It takes the value of one for each municipality whose normalized population  $N_i^n$  is greater than  $N_c$ , and a value of zero for smaller municipalities.<sup>23</sup> This approach allows for the separation of the discontinuous effect on quality caused by the increased level of remuneration (due purely to the exogenously determined population thresholds) from possible continuous effect caused by higher responsibilities, more competition, or a rising share of highly educated citizens.

The following equation formulates the simple local linear regression of the sharp regression discontinuity approach:

$$Q_{it} = \beta_0 + \tau T_{it} + \beta_1 (\log N_{it}^n - \log N_c) + \gamma (\log N_{it}^n - \log N_c) * T_{it} + \epsilon_{it}, \quad (1)$$

where  $Q_{it}$  is the dependent variable measuring quality of a politician,  $\beta_1$  captures some continuous effects and  $\tau$  measures the discontinuous effect of interest. With a very small bandwidth around the threshold, a linear representation of the correlation might be a good approximation. For certain research settings widening the bandwidth and including more observations can be reasonable; in such situations it makes sense to use some type of polynomial equation to increase the robustness of the results.<sup>24</sup>

Whenever assignment status is not absolutely deterministic (e.g. two possibilities exist) but the probabilities change significantly at certain thresholds, the fuzzy form of the RDD is more appropriate. In contrast to the sharp design, the fuzzy RDD is a more general form that can handle situations in which for example an applicable decision rule is not fully implemented. Here, the probability of treatment does not jump discontinuously from zero to one at a given population threshold, but rather increases continuously with increases in the decisive variable, whereas a probability gap (discontinuous increase) at the threshold exists. The fuzzy regression discontinuity approach can handle such deviations as long as data about the actual treatment status are available. As Angrist and Pischke (2009) note, the fuzzy RDD can be interpreted as an instrumental variable approach, usually a two stage least squares (2SLS) estimation can be applied:

<sup>22</sup> Normalization means that all observations below (above) any of the thresholds  $N_{ci}$  are rearranged in such a way to be below (above) a single threshold  $N_c$ , that the relative distance to threshold is maintained.

<sup>23</sup>  $T_i = 1[N_i \geq N_c]$ .

<sup>24</sup> polynomial equation:  $Q_{it} = \beta_0 + \tau T_{it} + \beta_1 (\log N_{it}^n - \log N_c) + \beta_2 (\log N_{it}^n - \log N_c)^2 + \dots + \gamma_1 (\log N_{it}^n - \log N_c) * T_{it} + \gamma_2 (\log N_{it}^n - \log N_c)^2 * T_{it} + \dots + \epsilon_{it}$  (3)



$$Q_{it} = \beta_{0t} + \tau T_{it} + \beta_{1t} (\log N_{it}^n - \log N_c) + \epsilon_{it} ; \quad (2)$$

$$T_{it} = \gamma_t + \delta D_{it} + \zeta (\log N_{it}^n - \log N_c) + \eta_{it} ,$$

where  $D_{it} = 1[N_{it}^n \geq N_c]$  is the excluded instrument and indicates whether the forcing variable exceeds the threshold.

In the first stage, the correlation between crossing a given threshold and higher remuneration is estimated. The resulting information with regard to correlation allows for the generation of the estimated treatment variable. The second stage identifies the causal effects of the treatment variable (i.e. higher remuneration) on politician quality. This strategy also accounts for possible fuzziness of the treatment effect around thresholds.

## 4. Results

A preliminary analysis using ordinary least squares (OLS) regression finds some positive correlations between population size and politician quality in Bavarian municipalities. Using all sample data indicates that a rise of population by 10% leads to a unit change in the quality of running candidates by 0.025 (specification (1) in table 3). This positive correlation is robust over several specifications (see other specifications of table 3; see figure 2 in appendix). As rising remuneration comes with rising population, it seems reasonable that highly qualified citizens react on given monetary incentives and become political candidates. But simple OLS cannot depict causal effects; the differences in politician quality might result on differences in the municipalities. Because Bavarian municipalities of different sizes fall into different categories with respect to responsibilities, tasks, rights, and political rents, the personal and professional requirements for politicians might differ between big cities and small villages. These differences render OLS unable to determine a causal effect of increased remuneration on politician quality. Restricting data to municipalities with fewer than 6,500 inhabitants might help, but still existing correlation (see specifications (5)-(6) in table 3) does not proof a causal relationship. As discussed in section IV.3, regression discontinuity design can help identify causal effects.

### 4.1. Sharp Regression Discontinuity Design

The simple local linear regression of the sharp regression discontinuity design first concentrates on observations that were close to a given population threshold and compares the outcomes on either side of that threshold. Estimating equation (1) table 4 shows that political candidates, running for a part-time office in a municipality that has a population size close to 1000 inhabitants, below and

**Table 3** Quality of Candidates and Mayors increases with population size – OLS Regression

	Candidates		Mayors	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Effect	0.260*** (0.015)	0.155*** (0.035)	0.328*** (0.014)	0.198*** (0.047)
Covariates	no	yes	no	yes
N	16,371	11,523	8,264	6,897
R <sup>2</sup>	0.090	0.094	0.112	0.116
F	302.5	100.5	534	104
	(5)	(6)	(7)	(8)
Effect	0.304*** (0.019)	0.161*** (0.044)	0.299*** (0.027)	0.140** (0.058)
Covariates	no	yes	no	yes
N	12,335	9,097	6,843	5,865
R <sup>2</sup>	0.040	0.042	0.040	0.047
F	251.8	43.2	127.2	29.8

Notes: Effect of population size (log of inhabitants) on the quality of Mayors and Candidates. Quality is appointed according to the Federal Employment Office - taking education and experience into account. Data of four elections are used (1990, 1996, 2002, and 2008). (1) and (2) use all data in the Candidates Pool, (3) and (4) use only data for elected mayors. (5) and (6) use data of candidates pool for municipalities with less than 6,500 inhabitants; (7) and (8) use data of elected mayors for municipalities with less than 6,500 inhabitants. In (2), (4), (6), and (8) covariates (status of mayor, age of candidate, surface, county dummies, debt, expenditures) are part of the regression. Standard errors robust to clustering at the municipality level are in parentheses. \*\*\*, \*\* and \* indicate that coefficients are significantly different from zero at 1%, 5% and 10% level, respectively.

**Table 4** Effect of Crossing Population Threshold on Politicians Quality - Sharp RDD Estimate – Municipalities with Part-time Mayors - Bandwidth 10%

	Quality	Highly Qualified	Age	Female	No. Candidates	Jurisdic. Service	Public Service
Threshold 1,000							
Effect	-0.083 (0.089)	-0.057 (0.043)	-0.273 (1.005)	-0.001 (0.019)	-0.178** (0.089)	0.003 (0.012)	-0.005 (0.046)
N	1 288	1 319	1 312	1 319	1 319	1 319	1 319
Threshold 3,000							
Effect	-0.074 (0.102)	-0.042 (0.054)	-0.112 (1.021)	-0.031 (0.022)	-0.111 (0.119)	0.002 (0.016)	-0.035 (0.050)
N	1182	1203	1201	1203	1203	1203	1203
Threshold 5,000							
Effect	0.013 (0.142)	0.002 (0.076)	0.236 (1.390)	0.059* (0.031)	-0.192 (0.188)	-0.01 (0.020)	-0.083 (0.074)
N	652	673	669	673	673	673	673
Normalized Threshold							
Effect	-0.056 (0.062)	-0.036 (0.032)	-0.12 (0.640)	0 (0.013)	-0.135 (0.082)	0.001 (0.009)	-0.029 (0.031)
N	3 122	3 195	3 182	3 195	3 195	3 195	3 195

Notes: This table shows the effect of increased remuneration cap on Candidates. Sharp RDD estimate. Quality is appointed according to the Federal Employment Office - taking education and experience into account (four categories). Highly Qualified is a quality dummy which takes the value of one for candidates in the highest quality category and zero otherwise. Age is measured in years. Female is a sex dummy. Jurisdictional Service is a dummy for jobs including judges, lawyers and legal assistants. Public Service is a dummy for jobs including teachers and other public employees. All estimates are Local Linear Regression (LLR) as in equation (1), bandwidth is 10% around the thresholds. Standard errors robust to clustering at the municipality level are in parentheses. \*\*\*, \*\* and \* indicate that coefficients are significantly different from zero at 1%, 5%, and 10% level, respectively.

**Table 5** Effect of Crossing Population Threshold on Politicians Quality - Sharp RDD Estimate - Municipalities with Full-time Mayors - Bandwidth 10%

	Quality	Highly Qualified	Age	Female	No. Candidates	Jurisdic. Service	Public Service
Threshold 1,000							
Effect	0.018 (0.136)	0.024 (0.071)	-0.01 (1.292)	-0.007 (0.036)	-0.253* (0.150)	-0.026 (0.017)	-0.047 (0.072)
N	654	677	674	677	677	677	677
Threshold 2,000							
Effect	-0.01 (0.103)	-0.052 (0.055)	-1.618* (0.941)	-0.044 (0.027)	0.002 (0.118)	0.024 (0.018)	0.065 (0.056)
N	1201	1241	1238	1 241	1 241	1241	1241
Threshold 5,000							
Effect	-0.022 (0.089)	0.03 (0.050)	0.894 (0.828)	0.023 (0.020)	-0.11 (0.119)	0.003 (0.016)	-0.015 (0.049)
N	1 532	1 568	1 562	1 568	1 568	1568	1568
Normalized Threshold							
Effect	0.003 (0.061)	0.006 (0.033)	-0.096 (0.562)	-0.007 (0.015)	-0.089 (0.074)	0.005 (0.010)	0.007 (0.033)
N	3 387	3 486	3 474	3 486	3 486	3486	3486

Notes: This table shows the effect of increased remuneration cap on elected Mayors. Sharp RDD estimates are given. Quality is appointed according to the Federal Employment Office - taking education and experience into account. Highly Qualified is a quality dummy which takes the value of one for candidates in the highest quality category and zero otherwise. Age is measured in years. Female is a sex dummy. Jurisdictional Service is a dummy for jobs including judges, lawyers and legal assistants. Public Service is a dummy for jobs including teachers and other public employees. All estimates are Local Linear Regression (LLR) as in equation (1), bandwidth is 10% around the thresholds. Standard errors robust to clustering at the municipality level are in parentheses. \*\*\*, \*\* and \* indicate that coefficients are significantly different from zero at 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

above the remuneration threshold differ in their quality. The quality of candidates eligible for the higher remuneration cap is in average 0.08 units lower, however the effect is not significant. Table 4 (part-time) and table 5 (full-time) do show that the direction of the effects is different for municipalities of different size categories and different office status but none of the effects is statistically significant. Therefore, findings do not support the hypothesis that increased remuneration caps, which are indicated through the crossing of population thresholds, produce significant effects on politicians' quality (measured through education and working experience). Neither could robust effects on other communal variables such as the number of candidates be determined.

The sharp RDD estimations point at differing effects for different civil circumstances. Not finding statistically significant effects might be due to the fact that sharp regression discontinuity analysis does not perfectly fit to the analyzed data. For more reliable evidence on the differing effects of increasing remuneration caps, fuzzy regression discontinuity design seems adequate.

**Table 6** Population Thresholds and Treatment Status - Normalized Thresholds

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Full-time and Part-time Mayors					
Effect	0.534*** (0.147)	0.485*** (0.141)	0.529*** (0.112)	0.487*** (0.089)	0.393** (0.199)	0.367* (0.191)
Covariates	no	yes	no	yes	no	yes
N	135	128	302	286	302	286
	Full-time Mayors					
Effect	0.435*** (0.162)	0.362*** (0.134)	0.440*** (0.131)	0.414*** (0.113)	0.350* (0.208)	0.344* (0.187)
Covariates	no	yes	no	yes	no	yes
N	101	96	247	233	247	233
	Part-time Mayors					
Effect	0.843*** (0.165)	0.769*** (0.230)	0.939*** (0.129)	0.895*** (0.149)	0.893*** (0.159)	0.728*** (0.260)
Covariates	no	yes	no	yes	no	yes
N	34	32	55	53	55	53

Notes: Effect of population thresholds on treatment status. Estimates in (1) and (2) with 10% bandwidth (LLR), estimates (3) and (4) with 20% bandwidth (LLR), estimates (5) and (6) local polynomial regression. In (2), (4), and (6) covariates are part of the regression. Standard errors robust to clustering at the municipality level are in parentheses. \*\*\*, \*\* and \* indicate that coefficients are significantly different from zero at 1%, 5% and 10%, respectively.

#### 4.2. Fuzzy Regression Discontinuity Design

As discussed above, at every population threshold, the cap for mayors' remuneration increases, and the decision as to whether or not giving the maximum possible remuneration to mayors is made by the municipal council. A survey was conducted to obtain information on the actual remuneration treatment status of municipal mayors. A remuneration variable with three possible values was created: value 0 stands for minimum remuneration in municipalities below threshold; value 1 stands either for maximum remuneration in municipalities below thresholds or for minimum remuneration in municipalities above thresholds; value 2 stand for maximum remuneration in municipalities above thresholds. As Table 6 shows crossing a threshold means that the average difference in remuneration status between municipalities just above and just below the threshold is approx. 0.5 points. This clearly indicates that population thresholds entail higher remuneration categories for mayors, whereas remuneration is obviously not perfectly determined by population thresholds. As the likelihood of receiving higher remuneration is increasing discontinuously when crossing the threshold, fuzzy regression discontinuity approach is applicable.<sup>25</sup>

Fuzzy RDD estimates the effects through a two-sample least squares regression. Third order polynomial estimation is used because this form of estimation allows for using all available

<sup>25</sup> See figure 4 and figure 5 in the appendix. Remuneration status 0 represents the fact that the minimum wage for municipalities below a given threshold is paid; status 1 represents either payment of the maximum wage for municipalities below a given threshold or payment of the minimum wage for municipalities above a given threshold; status 2 indicates payment of the maximum wage for municipalities above a given threshold.

Effect of Crossing Population Threshold on Politicians Quality - Fuzzy RDD Estimate - Third order Polynomial

	Quality	Highly Qualified	Age	Female	No. Candidates	Jurisdic. Service	Public Service
Municipalities with Part-time Mayors - Threshold 1,000							
Effect	1.446 (1.374)	0.721 (0.651)	-11.233 (7.472)	0.222 (0.281)	1.114* (0.599)	0.058 (0.131)	0.248 (0.435)
N	58	59	59	59	59	59	59
Municipalities with Part-time Mayors - Threshold 3,000							
Effect	0.913 (0.801)	0.306 (0.440)	23.221*** (7.805)	-0.098 (0.187)	-1.087 (0.803)	-0.343 (0.212)	-0.524 (0.536)
N	62	63	63	63	63	63	63
Municipalities with Full-time Mayors - Threshold 2,000							
Effect	-0.671 (0.965)	-0.099 (0.543)	-8.574 (14.162)	0.376 (0.405)	2.668 (2.381)	-	-0.633 (0.925)
N	111	114	114	114	114	-	114
Municipalities with Full-time Mayors - Threshold 3,000							
Effect	-0.462 (1.452)	-0.109 (0.552)	-1.751 (10.235)	-0.321 (0.349)	0.856 (1.667)	-	-0.002 (0.573)
N	270	276	276	276	276	-	276
Municipalities with Full-time Mayors - Threshold 5,000							
Effect	0.102 (0.623)	0.311 (0.327)	-0.193 (5.906)	0.225 (0.252)	0.126 (0.875)	-	-0.396 (0.298)
N	330	338	338	338	338	-	338
All Municipalities (Part- and Full-time) - Normalized Threshold							
Effect	0.192 (0.349)	0.236 (0.177)	0.01 (0.120)	-0.581 (3.217)	-0.042 (0.071)	0.136 (0.222)	0.117 (0.365)
N	689	705	705	705	705	705	390

Notes: Table 7 shows the effects of increasing remuneration on candidates' quality – estimating a Fuzzy RDD. For municipalities with part-time mayors close to the threshold 3,000 sharp RDD is estimated due to the fact that crossing the threshold indicates remuneration status perfectly. Quality is appointed according to the Federal Employment Office - taking education and experience into account. Highly Qualified is a quality dummy which takes the value of one for candidates in the highest quality category and zero otherwise. Age is measured in years. Female is a sex dummy. Jurisdictional Service is a dummy for jobs including judges, lawyers and legal assistants. Public Service is a dummy for jobs including teachers and other public employees. Estimation with Local Polynomial Regression (LPR) as in equation (3); LPR due to data limitations. Standard errors robust to clustering at the municipality level are in parentheses. \*\*\*, \*\* and \* indicate that coefficients are significantly different from zero at 1%, 5% and 10%, respectively.

observations. For responding municipalities all running candidates are considered in analysis.<sup>26</sup> Similar to the sharp RDD, table 7 shows that for none of the six analyzed thresholds statistically significant effects are found. When analyzing a normalized population threshold, positive but not significant effects are found. My results do not support the hypothesis of effects caused by remuneration increases in general and do not indicate significant effects at differing thresholds.<sup>27</sup>

<sup>26</sup> As independent pay steps account for qualifications and experience of elected politicians, the remuneration status is expected to be dependent only on the characteristics of the municipality.

<sup>27</sup> Figures 6, 7, and 8 in the appendix do support the empirical results.

Similar to the results found using the sharp RDD, no evidence was found that remuneration changes the quality in the political candidates' pool nor when focusing on elected mayors only.

### 4.3. Difference-in-Discontinuities Approach

For a second identification strategy several changes in the constitutionally defined thresholds that determine mayors' remuneration are utilized. Two threshold changes regarding full-time mayors are especially eligible for analysis: population threshold 2,000, newly introduced in 1990, and population threshold 7,000, which was in power for two election periods from 1978 to 1990.<sup>28</sup> These threshold changes allow to measure effects through comparing a treatment (after change) and a control group (before change). Causality is given because only the remuneration scheme changed, all other legal terms persisted. For both threshold analyses, municipalities were split in two groups, municipalities above the 2,000 (7,000) population threshold and municipalities below. Data of four election periods are considered (1978-2002), for both analyses two periods with and two periods without active treatment are analyzed. One scenario considers the candidates from all municipalities; another scenario considers only municipalities without a running incumbent.<sup>29</sup>

Because of the positive correlation of municipal size and quality of political candidates (see table 2), an adequate Difference-in-Differences approach must consider the size of municipalities. A first way to account for population issues is to restrict data to municipalities that are close to the thresholds (1,500 – 2,500 inhabitants and 5,250 – 8,750 inhabitants, respectively). Table 8 shows that the Difference-in-Differences regression does not uncover any significant effects for either of the two thresholds. An even better way to handle possible population issues is to use a Difference-in-Discontinuities approach, introduced by Grembi et al. (2012). Difference-in-Discontinuities combines the DD with the RDD. Whereas it seems that introducing a new population threshold (I) has a positive effect on the quality of political candidates and the suspension of a population threshold (II) has a negative effect on the quality of political candidates, the results are statistically not significant.<sup>30</sup>

<sup>28</sup> See table 17 in appendix for an overview of threshold changes over time.

<sup>29</sup> A running incumbent might have an intense effect on the desire to run for election as incumbents are getting reelected normally.

<sup>30</sup> Following regression is estimated:

$$Q_{it} = \delta_0 + \delta_1(\log N_{it} - \log N_c) + J_i \left( (\gamma_0 + \gamma_1(\log N_{it} - \log N_c)) + T_t \left[ \alpha_0 + \alpha_1(\log N_{it} - \log N_c) + J_i \left( \beta_0 + \beta_1(\log N_{it} - \log N_c) \right) \right] \right) + \epsilon_{it} \quad (4),$$

where  $N_c$  does represent the population threshold,  $N_{it}$  is the population in municipality  $i$  at time  $t$ ;  $J_i$  is a dummy with the value of one for municipalities bigger than  $N_c$  (zero otherwise),  $T_t$  is a dummy with the value of one when the year of observation does lie in the treatment period. For more details see Grembi et al. (2012).

**Table 8** Differences in population thresholds are utilized - Full-Time Mayors

	(1) Diff-in-Diff	(2) Diff-in-Dis	(3) Diff-in-Diff Incumbent	(4) Diff-in-Dis Incumbent
<u>I:</u> Threshold 2,000				
Effect	0.503* (0.294)	0.504 (0.530)	0.217 (0.179)	0.047 (0.339)
N	183	186	432	435
<u>II:</u> Threshold 7,000				
Effect	-0.221 (0.174)	-0.079 (0.321)	-0.023 (0.086)	-0.039 (0.159)
N	512	515	1619	1628

Notes: Table 8 shows results for Difference-in-Differences and Difference-in-Discontinuities estimations, comparing outcomes for treatment and control groups at times with and without treatment. The bandwidth around both population thresholds is 25%. Difference-in-Differences estimations in (1) and (3) include covariates (logarithm of average total expenditures and average total debt), in (1) all municipalities with running incumbents are excluded. Difference-in-Discontinuities approach is estimated for municipalities without running incumbents (2) and with running incumbents (4). Standard errors robust to clustering at the municipality level are in parentheses. \*\*\*, \*\* and \* indicate that coefficients are significantly different from zero at 1%, 5% and 10%, respectively.

#### 4.4. Validity, Robustness Tests and Discussion

A first test for robustness of RDD results is the adoption of different bandwidths around the thresholds. Lee and Lemieux (2010) presented some mechanisms for selection of the optimal bandwidth, but generally, it is widely-used to apply a variety of bandwidths. When using local polynomial regression, the choice of bandwidth is substituted by the choice of polynomial order. I followed both suggestions in my analysis, but have chosen to present only the regression results obtained using 10% bandwidth and local linear regressions for Sharp RD and the results obtained using third order polynomial regression for Fuzzy RD in the regression tables.<sup>31</sup>

One requirement for using RDD is that a considered threshold only determines one treatment.<sup>32</sup> The idea behind this requirement is that as soon as different treatments jump in to action with a crossed threshold causal effects cannot be deducted anymore. As constitutionally mandated population thresholds do affect a variety of rules and regulations in Bavaria, the population thresholds examined in the present analysis were restricted.<sup>33</sup> Still, all analyzed population thresholds (1,000; 2,000; 3,000; 5,000) are used to regulate the council size; most of them are used to regulate remuneration. Whenever two treatments come into effect because of an exogenous decision rule, identification of the causal implications of one treatment on its own is not

<sup>31</sup> Additional regression tables are available on request.

<sup>32</sup> My analysis does focus on the treatment of increasing remuneration that comes with crossed population thresholds.

<sup>33</sup> Only Thresholds of up to 5,000 citizens were considered in the analysis because various legal differences appear bigger population thresholds (table 1). For further discussion, see Ade and Freier (2011).

**Table 9** Effect of Crossing Population Threshold on Characteristics of Municipality and Politicians Quality - Sharp RDD Estimate - Municipalities with Part-time Mayors - Threshold 2,000

	Expenditure	Quality	Age	Female	No. Candidates	Jurisdic. Service	Public Service
LLR - bandwidth 20%							
Effect	0.009	-0.045	-0.008	-0.986	-0.156*	-0.017**	0.015
	-0.027	(0.071)	(0.014)	(0.704)	(0.081)	(0.007)	(0.037)
N	2407	2333	2407	2399	2 407	2407	2407
LPR - Third order - bandwidth 30%							
Effect	0.026	-0.045	-0.024	0.565	-0.139	-0.019	-0.045
	(0.051)	(0.134)	(0.019)	(1.335)	(0.144)	(0.011)	(0.071)
N	2407	2333	2407	2399	2 407	2407	2407

Notes: Effect of population threshold on characteristics of municipality. No remuneration increase with this threshold, only municipal council size increase. Sharp RDD. Expenditures stand for the total municipal expenditures. Quality is appointed according to the Federal Employment Office - taking education and experience into account. Age is measured in years. Female is a sex dummy. Jurisdictional Service is a dummy for jobs including judges, lawyers and legal assistants. Public Service is a dummy for jobs including teachers and other public employees. First estimate: Local Linear Regression (LLR) as in equation 1. Second estimate: Local Polynomial Regression (LPR) (third order); see footnote 24. Standard errors robust to clustering at the municipality level are in parentheses. \*\*\*, \*\* and \* indicate that coefficients are significantly different from zero at 1%, 5% and 10%, respectively.

possible.<sup>34</sup> In the present situation, increases in remuneration amounts and council size might each have independent influences on the characteristics of political candidates. A scenario in which the two treatments have opposite effects might conceal any existing influences. To test whether my empirical strategy is robust with regard to these concerns, I use a specific feature of the Bavarian constitution. Council size increases at each of the population thresholds analyzed (1,000; 2,000; 3,000; 5,000) but remuneration for part-time mayors does not increase at the population threshold of 2,000. This provides the opportunity to test whether an increase in council size has independent effects on the quality of political candidates. Table 9 shows that no effects were found for municipalities at the threshold at 2,000 residents with part-time mayors.

In addition to the overall similarity of constitutional status, all relevant covariates must follow a continuous trend around the threshold; relevant covariates for political selection in Bavarian municipalities might be expenditures, debt, and revenues. These variables were analyzed around population thresholds of 1,000, 2,000, 3,000 and 5,000 (for municipalities with full-time and half-time mayors, respectively). In addition, I generated a normalized threshold, as is common in this context. At thresholds 1,000 and 3,000, no significant gaps for linear or polynomial regression were found (see table 10 and figure 12 in the appendix). The regression table for threshold 2,000 reveals

<sup>34</sup> As stated in a recent paper by Egger and Koethenbueger (2010), there might be a relationship between spending and council size in Bavarian municipalities. If this finding holds in general, an increase in council size could indirectly influence mayor/candidate selection. While I found the effects predicted by Egger and Koethenbueger (2010) when using my entire data set, these effects disappeared when using municipalities with less than 6,000 inhabitants (see table 13 in the appendix).



**Table 10** Effects of population Thresholds on three covariates - Sharp RDD

	Expenditures	Debt	Revenues
	Threshold 1,000		
Effect	-0.039 (0.048)	0.045 (0.187)	-0.02 (0.049)
N	656	619	656
	Threshold 2,000		
Effect	0.221*** (0.073)	0.296 (0.18)	0.242*** (0.069)
N	198	189	198
	Threshold 3,000		
Effect	-0.04 (0.036)	0.115 (0.126)	-0.032 (0.033)
N	1348	1320	1348
	Threshold 5,000		
Effect	0.118*** (0.042)	0.386*** (0.141)	0.062 (0.042)
N	1163	1128	1163
	Normalized Threshold		
Effect	0.016 (0.048)	0.172* (0.091)	0.007 (0.047)
N	3365	3256	3365

Notes: Effects of population Thresholds on municipal expenditures, debt and revenues. When covariates have a gap at the threshold causal statements are not possible. Sharp RDD. Standard errors robust to clustering at the municipality level are in parentheses. \*\*\*, \*\* and \* indicate that coefficients are significantly different from zero at 1%, 5% and 10%, respectively.

significant discontinuous differences among the covariates for the individual municipalities, e.g. expenditures increased by 22% percent, holding other factors fixed. Similar results were found around the 5,000 threshold. That is remarkable on its own, but problematic for the intended analysis. Several motivations for political candidates might interfere at these two thresholds, and thus, a causal interpretation of potential results for thresholds of 2,000 and 5,000 might not be feasible. The problem is that discrepancy in the municipality's socioeconomic or financial situation (e.g. population size, age structure of population, female population share, expenditures, revenues, debt) could constitute incentives for potential candidates. These covariates can be used to control for the specific characteristics of the municipalities being compared.

Essential preconditions for using RDD are that treatment status is determined exogenously and that treatment assignment cannot be perfectly manipulated by the persons affected by possible treatment (i.e. candidates). These conditions are most easily fulfilled if the assignment rule is not known in advance. However, in the examination of the selection mechanisms for politicians, knowledge of the assignment rule is obviously necessary for there to be any causal effect. In order to manipulate the maximum remuneration cap of mayors, manipulation of population size would be necessary. Considering that it is not possible to perfectly predict population growth, manipulation threats in this context are small. To ensure that manipulation has not occurred, the distribution of

**Table 11:** McCrary Density Test - Municipalities near Thresholds

	Dataset 10%	Dataset 20%	Dataset 30%
	Threshold 1,000		
Effect	0.163 (0.174)	0.125 (0.148)	0.046 (0.118)
	Threshold 2,000		
Effect	-0.182 (0.488)	-0.335 (0.307)	-0.157 (0.254)
	Threshold 3,000		
Effect	0.218 (0.159)	0.041 (0.113)	-0.056 (0.087)
	Threshold 5,000		
Effect	0.301 (0.158)	0.2446 (0.127)	0.256 (0.108)
	Normalized Threshold		
Effect	0.151 (0.083)	0.121 (0.075)	0.060 (0.059)

Note: Point estimates. Datasets differ in the number of municipalities; e.g. Dataset 10% includes all municipalities within the range of 900 - 1100. For each dataset bandwidth selection for regression followed McCrary (2008). Standard errors robust to clustering at the municipality level are in parentheses. \*\*\*, \*\* and \* indicate that coefficients are significantly different from zero at 1%, 5% and 10%, respectively.

municipal populations around the thresholds was examined. Figure 11 of the appendix, illustrates that municipalities are, in fact, not unevenly distributed around these thresholds. This result was confirmed using a density test, as proposed by McCrary (2008). Thus, no evidence exists that manipulation of population size has occurred (see table 11).

For my Fuzzy RDD approach I surveyed data from Bavarian municipalities. With 12% responding municipalities the response rate is sufficient for analysis. Still, a selection bias might have occurred if only municipalities with specific characteristics chose to answer the query. To address this concern, I conducted a unit non-response analysis where I did contrast the characteristics of municipalities that did answer my query with the characteristics of non-responding municipalities. Considered variables are a qualification dummy (Highly Qualified), the incumbents age, population, age structure of population, municipal expenditures, municipal debt, municipal revenues and municipal tax revenues (mean of years 2009 till 2012), political competition (measured in candidates running for office of mayor), political interest of inhabitants (measured in turnout), approval rate of mayor (measured in vote share) and mayors status (part-time/full-time). Table 14 in appendix shows that mayors with higher qualifications and more support of voters tend to respond more often.

Many findings in the literature emphasize the relevance of the presence of incumbent candidates in analyses of the political domain (e.g. Freier, 2011). The results of my analysis underline the influence of incumbent politicians. Observations show that in 61.12 % of Bavarian mayoral election since 1990, the incumbent was running for reelection. What's more, in 91.45 % of these

Municipalities with at least two candidates and no incumbent running - Effect of Crossing Population  
**Table 12** Threshold on Politicians Quality - Sharp RDD Estimate - Bandwidth 10%

	Quality	Highly Qualified	Age	Female	No. Candidates	Jurisdic. Service	Public Service
Municipalities with Part-time Mayors - Threshold 1,000							
Effect	-0.115 (0.164)	-0.017 (0.077)	-2.886* (1.693)	-0.032 (0.033)	0.034 (0.127)	-0.004 (0.024)	-0.005 (0.081)
N	447	464	457	464	464	464	464
Municipalities with Part-time Mayors - Threshold 3,000							
Effect	0.12 (0.142)	0.038 (0.075)	-0.238 (1.333)	-0.027 (0.034)	-0.119 (0.139)	0.02 (0.022)	-0.066 (0.070)
N	643	656	655	656	656	656	656
Municipalities with Full-time Mayors - Threshold 2,000							
Effect	-0.027 (0.184)	-0.008 (0.094)	0.906 (1.582)	-0.043 (0.051)	-0.159 (0.176)	-0.032* (0.018)	-0.059 (0.094)
N	390	401	398	401	401	401	401
Municipalities with Full-time Mayors - Threshold 3,000							
Effect	0.016 (0.141)	-0.046 (0.077)	-1.192 (1.341)	-0.045 (0.040)	-0.08 (0.133)	0.041 (0.030)	0.095 (0.075)
N	623	642	641	642	642	642	642
Municipalities with Full-time Mayors - Threshold 5,000							
Effect	-0.028 (0.128)	0.053 (0.070)	0.917 (1.156)	0.023 (0.026)	0.118 (0.150)	0.001 (0.023)	-0.002 (0.071)
N	765	785	782	785	785	785	785
All Municipalities (Part- and Full-time) - Normalized Threshold							
Effect	0.009 (0.070)	0.017 (0.037)	-0.529 (0.657)	-0.015 (0.016)	-0.031 (0.070)	0.006 (0.011)	0.007 (0.037)
N	2 591	2 662	2 646	2 662	2 662	2662	2662

Notes: Municipalities with lack of political competition are excluded. Effect of remuneration increase on Candidates. Sharp RDD. Quality is appointed according to the Federal Employment Office - taking education and experience into account. Highly Qualified is a quality dummy which takes the value of one for candidates in the highest quality category and zero otherwise. Age is measured in years. Female is a sex dummy. Jurisdictional Service is a dummy for jobs including judges, lawyers and legal assistants. Public Service is a dummy for jobs including teachers and other public employees. Estimation with Local Polynomial Regression (LPR) as in equation (3); LPR due to data limitations. Standard errors robust to clustering at the municipality level are in parentheses. \*\*\*, \*\* and \* indicate that coefficients are significantly different from zero at 1%, 5% and 10%, respectively.

cases incumbents were re-elected. An incumbent running for reelection did have strong effects on several variables.<sup>35</sup> This could mean that potential candidates shy away from running against an incumbent, the selection mechanism might be less affected by monetary rewards. Another bias might result from municipalities in which only one person is running for office. Compared to municipalities with tough political competition, these single-candidate municipalities might be dominated by one political party (with unobserved selection mechanisms within that political party)

<sup>35</sup> See table 15 of the appendix.

or might simply be unattractive for potential candidates. If such municipalities were unequally distributed around the population thresholds, my analysis would clearly provide biased results. Excluding observations with either only one candidate or an incumbent candidate did slightly alter the results (see table 12), but still did not provide evidence of a causal relationship between remuneration and politician quality.

This paper tests the hypothesis that an increase in remuneration affects political selection very differently depending on the individual characteristics of municipalities (see Caselli and Morelli, 2001). My empirical findings on the influence of discontinuous remuneration changes do not support the hypothesis. My results show mostly positive, but insignificant effects on politicians' selection.

In contrast to my results Ferraz and Finan (2009) uncover positive rewards on higher payment for Brazilian legislators. Using a fuzzy regression discontinuity design they show that increased remuneration caps for Brazilian politicians at the communal level lead to increased numbers of candidates, better educated candidates, better support of common goods, and longer times in office. Nevertheless the research by Ferraz and Finan has some severe differences to my study. Whereas I study mayors with much power and managerial responsibilities they study municipal legislators with very limited decision-making powers. Even though legislators in Brazil do not face term limits, the more powerful mayors face term limits.<sup>36</sup> What's more, the authors analyze all Brazilian municipalities, using a normalized threshold. Differences between Bavarian and Brazilian local politics include that Brazilian legislators get relatively high remuneration (2.6 times the average wage for workers) whereas Bavarian council members only get attendance fees.

A comparison of my results with empirical findings from Italian municipalities points to the relevance of term limits. Gagliarducci and Nannicini (2013) show that a discontinuous increase in remuneration for mayors of Italian cities with close to 5,000 inhabitants effects politicians' quality positively. Moreover, Gagliarducci and Nannicini (2013) find that better performance of mayors was driven by better qualification and not by re-election concerns. The clearest difference between the Italian and Bavarian legal frameworks is that Italian mayors can be re-elected only once (five year terms), whereas Bavarian mayors do not face any term limits (six year terms).<sup>37</sup> As Bavarian incumbents generally get re-elected, log odds of winning an election against a running incumbent might lead to a selection of intrinsically motivated candidates not influenced by monetary rents. Whether or not missing term limits and remuneration caps interfere with each other in Bavarian local politics is a question for further research.

---

<sup>36</sup> Brazilian mayors have budgetary power, whereas the municipal budget must be approved by the legislators. Mayors can be reelected only once, for a second term of four years.

<sup>37</sup> Whereas full-time mayors face an age limit (not older than 65 when taking office), part-time mayor do not face any restrictions.

## 5. Conclusion

Contrary to the central prediction of the textbook citizen-candidate models, this paper does not find evidence that the rise in remuneration has a causal effect on the quality of political candidates in Bavaria. To establish causality, I rely on two identification strategies.

First, I use a regression discontinuity approach that exploits population threshold rules determining eligibility for higher remuneration caps. The RD approach can be seen as an instrumental variable 2SLS estimation which is based on rich communal-level data from the Bavarian statistical body. Increases in full-time mayors remuneration caps of 11 percent (threshold 2,000), of 13 percent (threshold 3,000), and of 11 percent (threshold 5,000) did not significantly increase quality. Several robustness checks confirm the validity of the empirical approaches.

Second, I apply Difference-in-Differences techniques exploiting the changes on population thresholds for full-time and part-time mayors in Bavaria from 1972 to 2002. The recently developed Difference-in-Discontinuities approach was applied in the context of politicians' selection mechanisms for the first time. Both identification strategies could yield neither positive nor negative statistically significant effects of increased remuneration caps on politicians' quality.

In sum, my results show that constitutionally defined population thresholds do not influence the quality in the candidates' pool of local politics in Bavaria. A comparison of the effects of increasing remuneration at the different layers of government might yield potential for future research. Also, it would appear worthwhile to more rigorously extend the scope of research on interactions of term limits and remuneration caps to separate overlaying effects on quality.

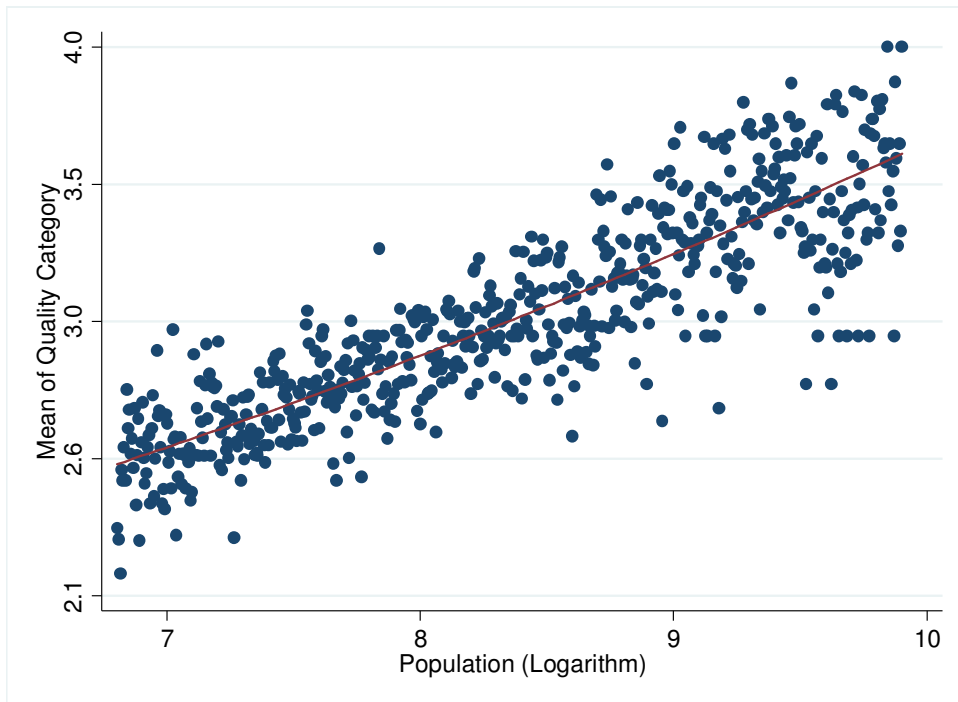
## References

- Ade, F. and Freier, R. (2011) 'When can we trust population thresholds in Regression discontinuity designs?', DIW Berlin Discussion Paper No. 1136.
- Angrist, J. D. and Pischke, J.-S. (2009) *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*, Princeton: Princeton University Press.
- Bayerisches Gesetz- und Verordnungsblatt (1989) *Verordnung zur Besoldung der kommunalen Wahlbeamten auf Zeit in Bayern*: GVBl.
- Besley, T. (2004) 'Paying Politicians: Theory and Evidence', *Journal of the European Economic Association*(2): 193–215.
- Boettcher, F. (2013) *Ursachen kommunaler Haushaltsdefizite: Eine finanz- und politikwissenschaftliche Untersuchung am Beispiel der nordrhein-westfälischen Gemeinden*, Berlin, Münster: Lit.
- Braun, W., Jantsch, M. and Klante, E. (2002) 'Abgeordnetengesetz des Bundes-unter Einschluß des Europaabgeordnetengesetzes und der Abgeordnetengesetze der Länder: Kommentar'.
- Bundesagentur für Arbeit (2011) *Klassifikation der Berufe 2010 – Band 1: Systematischer und alphabetischer Teil mit Erläuterungen*.
- Caselli, F. and Morelli, M. (2001) 'Bad Politicians', NBER Working Paper Series 8532.
- Caselli, F. and Morelli, M. (2004) 'Bad politicians', *Journal of Public Economics*, 88(3-4): 759–782.
- Egger, P. and Koethenbueger, M. (2010) 'Government Spending and Legislative Organization: Quasi-Experimental Evidence from Germany', *American Economic Journal: Applied Economics*,2(4): 200–212.
- Ferraz, C. and Finan, F. (2009) 'Motivating Politicians: The Impacts of Monetary Incentives on Quality and Performance', National Bureau of Economic Research Working Paper Series (14906).
- Fisman, R., Harmon, N., Kamenica, E., et al. (2012) 'Labor Supply of Politicians', NBER Working Paper Series 17726.
- Freier, R. (2011) 'Incumbency as the Major Advantage: The Electoral Advantage for Parties of Incumbent Mayors', DIW Berlin Discussion Paper No. 1147.
- Gagliarducci, S. and Nannicini, T. (2013) 'Do better paid politicians perform better? Disentangling incentives from selection', *Journal of the European Economic Association*,11(2): 369–398.
- Gerth, H. and Mills, C. W. (1946) *From Max Weber: Essays in Sociology*, New York: Oxford University Press.
- Grembi, V., Nannicini, T. and Ugo, T. (2012) 'Policy responses to fiscal restraints: A difference-in-discontinuities design', CESifo Working Paper(No. 3999).

- Hoffman, M. and Lyons, E. (2013) 'Do Higher Salaries Lead to Higher Performance? Evidence from State Politicians', SSRN Electronic Journal.
- Lee, D. S. and Lemieux, T. (2010) 'Regression Discontinuity Designs in Economics', *Journal of Economic Literature*(48): 281–355.
- Mattozzi, A. and Merlo, A. (2008) 'Political careers or career politicians?', *Journal of Public Economics*,92(3-4): 597–608.
- McCrary, J. (2008) 'Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test', *Journal of Econometrics*,142(2): 698–714.
- Messner, M. and Polborn, M. K. (2004) 'Paying politicians', *Journal of Public Economics*,88(12): 2423–2445.

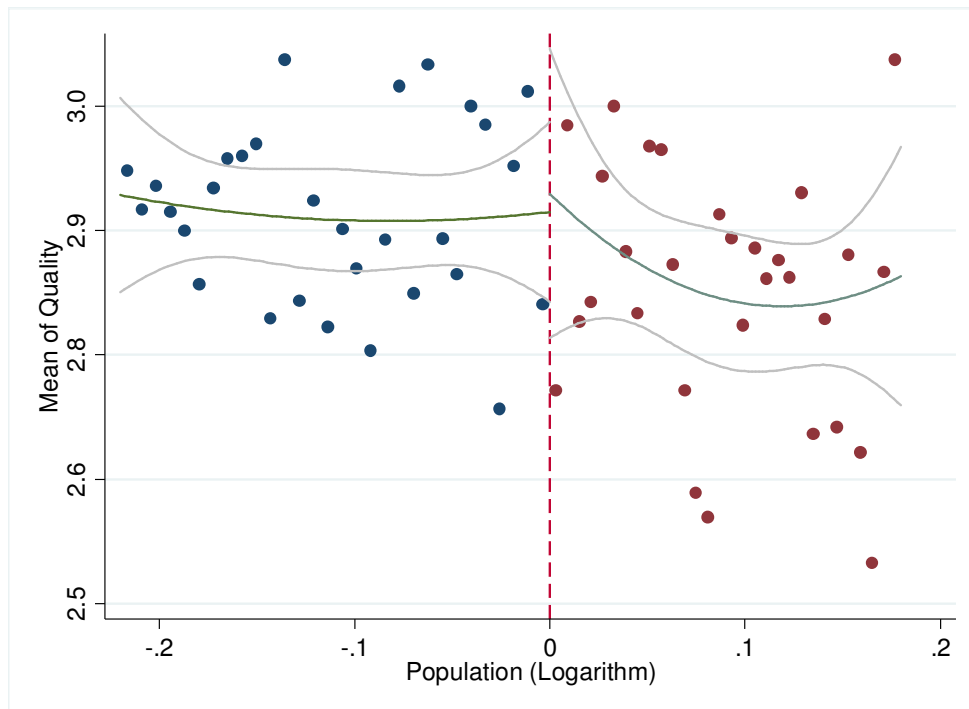
## Appendix - Figures

**Figure 2** Correlations of Quality and Population



Notes: The figure shows the correlation between the quality of political candidates and population using data from 1990 to 2012. Data restricted to municipalities with more than 900 and less than 20,000 inhabitants. Scatter points are averaged over 600 bins.

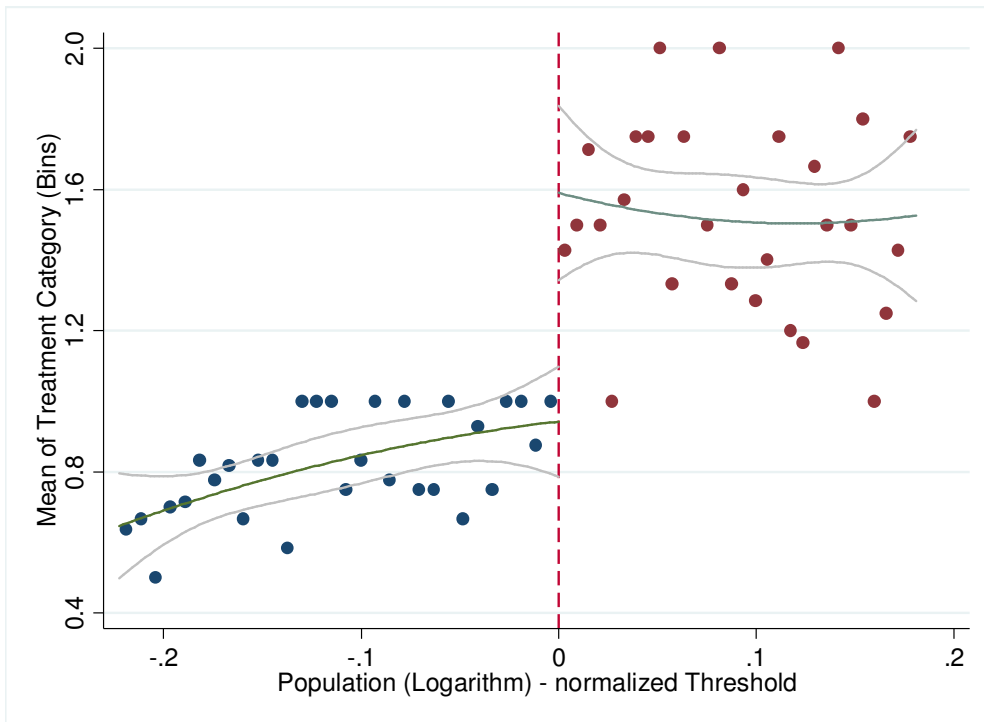
**Figure 3** Effect of Normalized Threshold on Quality of Political Candidates



Notes: The figure shows the quality of political candidates close to the normalized population threshold of municipalities up to 6,000 inhabitants. The central line is a spline linear fit; the lateral lines represent the 95% confidence interval. Scatter points are averaged over 60 bins.

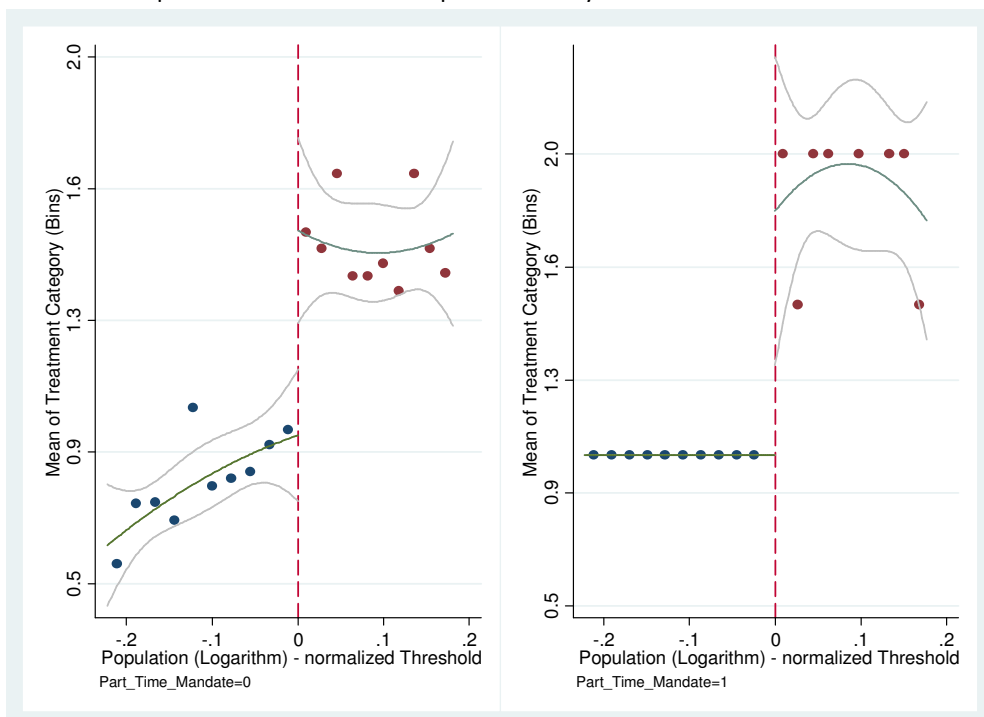


**Figure 4** Effect of Normalized Threshold on Treatment Status (remuneration increase)



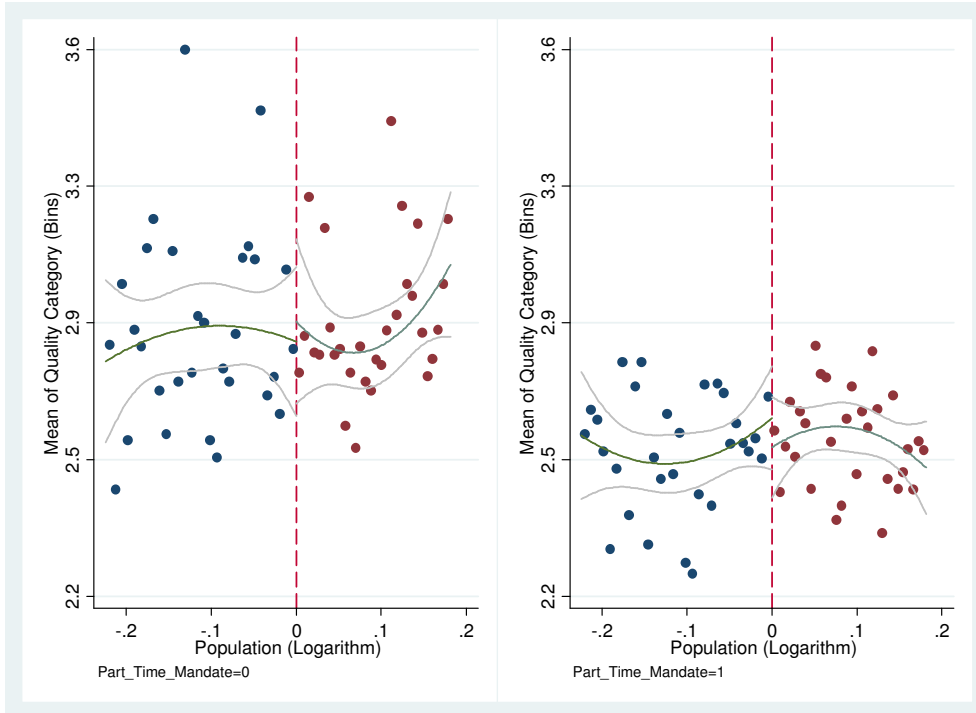
Notes: The figure shows values of the remuneration treatment category close to the normalized population threshold of municipalities up to 6,000 inhabitants. The central line is a line of best fit (quadratic); the lateral lines represent the 95% confidence interval. Scatter points are averaged over 60 bins.

**Figure 5** Effect of Normalized Threshold on Treatment Status (remuneration increase) for municipalities with full-time and part-time Mayors



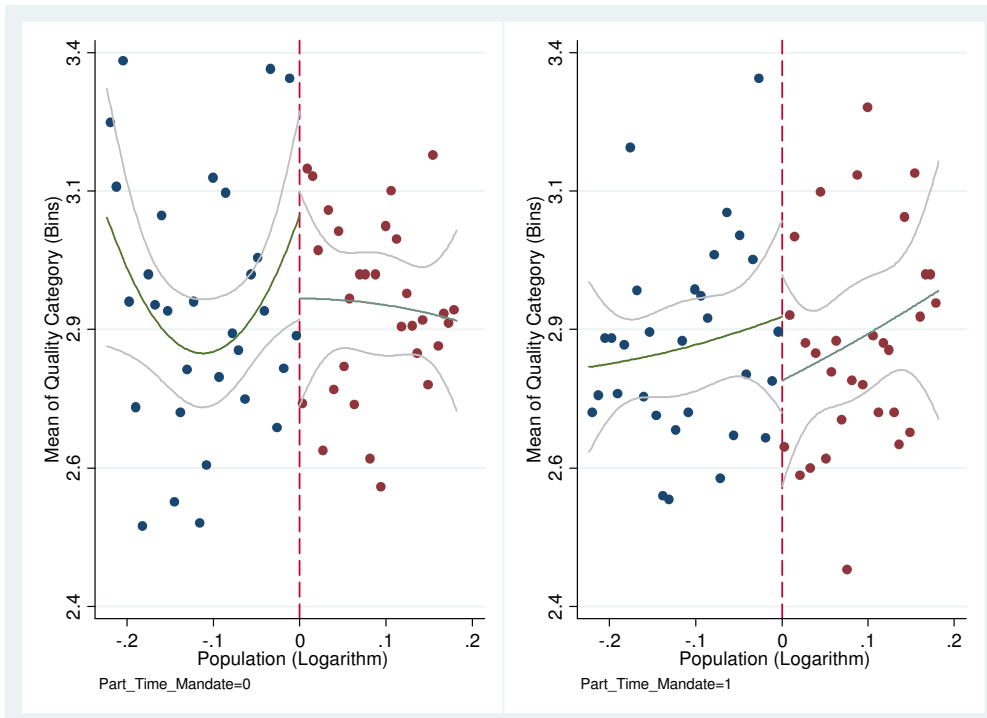
Notes: The figures show values of remuneration treatment category close to the normalized population threshold of municipalities up to 6,000 inhabitants – for municipalities with full-time and part-time mayors. The central line is a line of best fit (quadratic); the lateral lines represent the 95% confidence interval. Scatter points are averaged over 60 bins.

**Figure 6** Fuzzy RDD - Threshold 1,000 (Part-time Mandate) and Threshold 2,000 (Full-time Mandate)



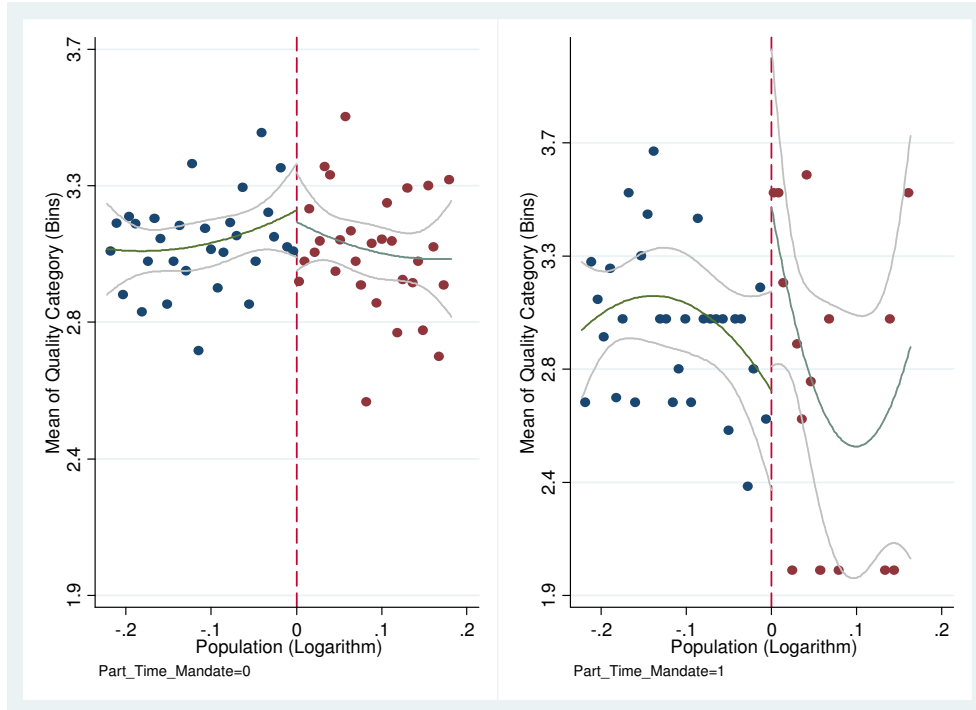
Notes: The figures show values of quality category close to the population threshold 1,000 and 2,000. The central line is a line of best fit (quadratic); the lateral lines represent the 95% confidence interval. Scatter points are averaged over 60 bins.

**Figure 7** Fuzzy RDD - Threshold 3,000 (Part-time Mandate and Full-time Mandate)



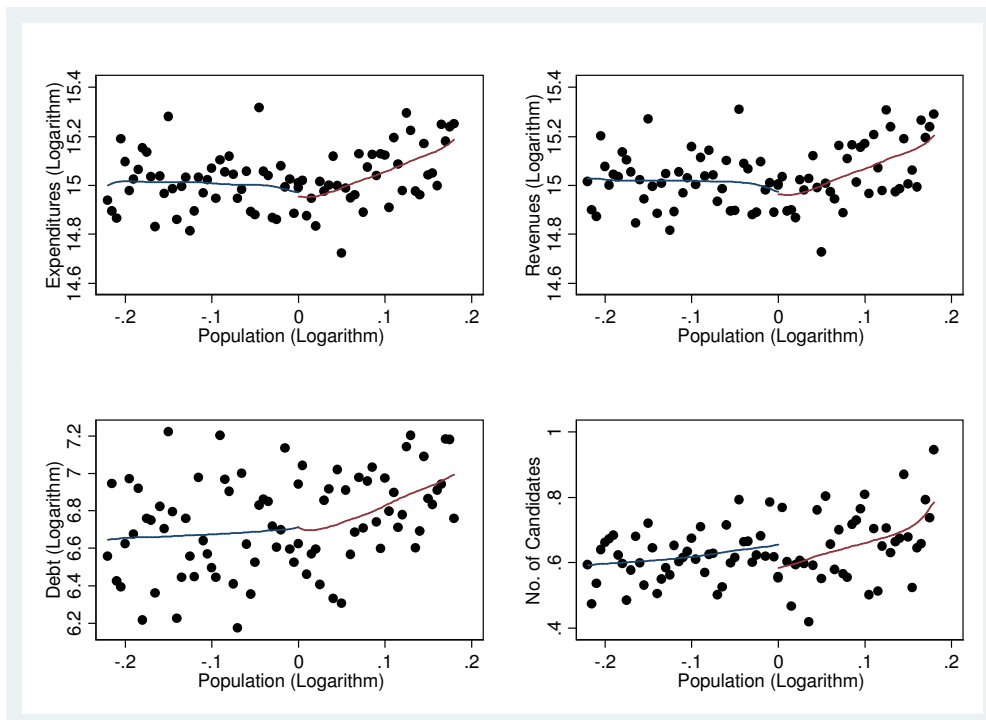
Notes: The figures show values of quality category close to the population threshold 3,000 – for municipalities with full-time and with part-time mayors. The central line is a line of best fit (quadratic); the lateral lines represent the 95% confidence interval. Scatter points are averaged over 60 bins.

**Figure 8** Fuzzy RDD - Threshold 5,000 (Part-time Mandate and Full-time Mandate)



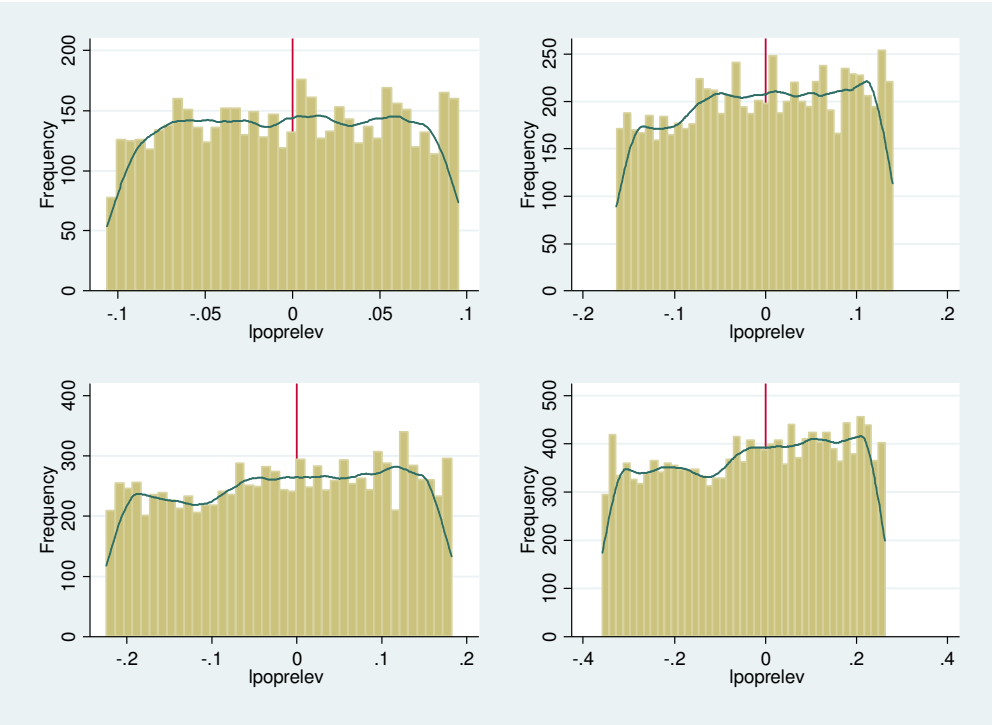
Notes: The figures show values of quality category close to the population threshold 5,000 – for municipalities with full-time and with part-time mayors. The central line is a line of best fit (quadratic); the lateral lines represent the 95% confidence interval. Scatter points are averaged over 60 bins.

**Figure 9** Covariates at Threshold



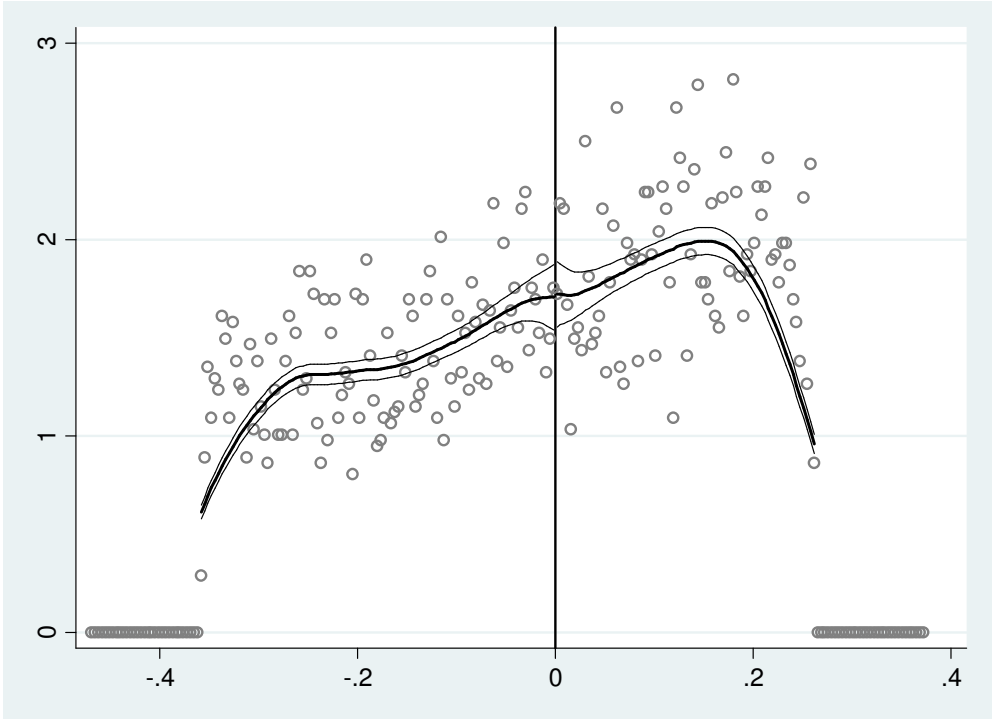
Notes: The figures show values of different municipal covariates (expenditures, revenues, debt, and number of candidates running) close to the normalized population threshold of municipalities up to 3,600 inhabitants.

**Figure 10** Histogram Densities around Normalized Threshold



Notes: The figures show the density of municipalities around population thresholds (bandwidth 10, 15, 20, and 30).

**Figure 11** McCrary Density Test



Notes: The figure shows the density test of McCrary. The central line is a spline 3<sup>rd</sup>-order polynomial fit; the lateral lines represent the 95% confidence interval.

## Appendix - Tables

**Table 13** Influence of council size on municipal expenditures

	Bandwidth around Population Thresholds			
	± 0.10	± 0.15	± 0.20	± 0.20 (polynomial)
(I) Egger and Koethenbuerger (2010)	0.176*** (0.032)	0.086*** (0.026)	0.043* (0.022)	0.121*** (0.045)
N	15137	22604	29768	29768
(II) All Municipalities	0.144*** (0.032)	0.080*** (0.025)	0.066*** (0.022)	0.100** (0.044)
N	15137	22805	30320	30320
(III) Municipalities < 6,000 inhabitants	0.040* (0.023)	0.004 (0.019)	0.023 (0.016)	0.052 (0.033)
N	13061	19751	26162	26162

Notes: Estimating the Effect of municipal size increase on expenditures in three different scenarios: (I) uses original data from Egger and Koethenbuerger (2010) and indicates strong significant effects. (II) follows the strategy of Egger and Koethenbuerger but using my own dataset. Fairly similar significant effects are uncovered. When restricting my dataset two small municipalities (last population threshold considered is 5,000) the strong effects disappear. Standard errors robust to clustering at the municipality level are in parentheses. \*\*\*, \*\* and \* indicate that coefficients are significantly different from zero at 1%, 5% and 10%, respectively.

**Table 14** Unit Non-Response Analysis

Responding to query	coeff.	std. err.
Highly Qualified	0.238**	(0.238)
Mayors Age	0.001	(0.000)
Threshold Dummy	-0.181	(0.181)
Expenditures	0.000	(0.000)
Debt	0.000	(0.000)
Revenues	0.000	(0.000)
Tax Revenues	0.000	(0.000)
Population (Logarithm)	0.624**	(0.215)
Population Structure	2.613	(1.95)
Part-Time Mandate	0.185	(0.167)
No. Candidates	-0.129	(0.116)
Turnout	3.381**	(1.06)
Mayors Vote Share	0.620	(0.656)
Regional dummies (8)		yes
N		845
R <sup>2</sup>		0.072

Notes: Table 14 shows the results of comparing characteristics of responding municipalities with characteristics of non-responding municipalities (election period 2008-2014). Source: own query

**Table 15** Effect of running Incumbents on other features of elections.

	Quality	Quality	Female	Female	No. of Candidates	No. of Candidates	Newcomer	Newcomer
Effect	-0.13*** (0.028)	-0.14*** (0.030)	-0.01*** (0.005)	-0.01** (0.006)	-0.31*** (0.025)	-0.32*** (0.027)	-0.22*** (0.011)	-0.22*** (0.012)
Covariates	no	yes	no	yes	no	yes	no	yes
N	4 482	3 843	4 532	3 887	4 532	3 887	4 532	3887

Notes: Effect on municipalities close to normalized thresholds (bandwidth 30%). Quality is appointed according to the Federal Employment Office - taking education and experience into account. Female is a sex dummy. No. of candidates gives the number of running politicians. Newcomer is a dummy for candidates running for the first time. Turnout stands for voter participation. Estimation with Local Linear Regression. Standard errors robust to clustering at the municipality level are in parentheses. \*\*\*, \*\* and \* indicate that coefficients are significantly different from zero at 1%, 5% and 10%, respectively.

**Table 16** Changes in Remuneration regulation over time

Election Year	1966	1972	1978	1984	1990
					2000
				3000	3000
	5000	5000	5000	5000	5000
Population Thresholds defining Remuneration				7000	
Thresholds for full-time Mayors		10000	10000	10000	10000
					15000
	20000	20000	20000	20000	
		30000		30000	30000
	50000	50000	50000	50000	50000
	250	250	250	250	
	500	500	500	500	
Population Thresholds defining Remuneration	1000	1000	1000	1000	1000
Thresholds for part-time Mayors	2000	2000			
	3000	3000	3000	3000	3000
	4000	4000			
	5000	5000	5000	5000	5000

Notes: Table 16 presents an overview of changes in the constitutionally defined population thresholds. Thresholds are unchanged since 1990.  
Source: Bayerisches Gesetz- und Verordnungsblatt; own research

## Abschließende Bemerkungen

*I do not believe that the solution to our problem is simply to elect the right people. The important thing is to establish a political climate of opinion which will make it politically profitable for the wrong people to do the right thing. Unless it is politically profitable for the wrong people to do the right thing, the right people will not do the right thing either, or if they try, they will shortly be out of office.<sup>1</sup>*

Politiker als *Homines Oeconomici* zu modellieren und die politische Willensbildung als analysierbar und aus dem Euckenschen Datenkranz lösbar zu begreifen, ist als Beginn des Fachgebietes Public Choice anzusehen. Die theoretische Auseinandersetzung mit Wahlmöglichkeiten, welche Grundlage der ökonomischen Mikrotheorie ist, wurde auf das politische System übertragen, um die Theorie der Politik durch eine wirtschaftswissenschaftliche Herangehensweise zu bereichern. Mittels logischer Analyse, empirischer Untersuchungen und auch aufgrund normativer Überlegungen konnten sich Forscher den Funktionsmechanismen kollektiver Entscheidungsprozesse annähern.<sup>2</sup>

Dennoch muss anerkannt werden, dass das Konstrukt des *Homo Oeconomicus* nicht allgemein und in jeder Lebenssituation tatsächlich den menschlichen Verhaltensmustern gerecht wird. Zu dieser Einsicht kam gerade die wirtschaftswissenschaftliche Zunft durch den Forschungsbereich der Verhaltensökonomie. Kirsch (1993) umschiffte diese Thematik in seinem Lehrbuch zur Neuen Politischen Ökonomie dadurch, dass er einen sehr weit gefassten Begriff der Rationalität anwendet. Die bestehenden Zweifel am *Homo Oeconomicus* müssen jedoch noch adäquat in die Forschungsrichtung der Neuen Politischen Ökonomie einbezogen werden.

Obgleich meine Untersuchungen zeigen, dass Anreize in den politischen Systemen wirksam sind, wird zugleich klar, dass sehr eng gefasster Eigennutzen nur als ein Aspekt in der Anreizstruktur von Politikern anzusehen ist. Meine Studien weisen für den Fall einer westlichen Demokratie darauf hin, dass sich trotz aller Wahlkampfstrategien parteipolitische Präferenzen manifestieren, dass legale monetäre Renten teilweise bewusst nicht in vollem Umfang ausgeschöpft werden und dass sich Bürger nicht vornehmlich durch zu erwartende Renten für die Politische Bühne motivieren lassen.

Mehr denn je sind in einer Welt internationaler Konferenzen und Verhandlungen Einsichten in die Abläufe der kollektiven Willensbildung nötig. Klare Regelungen und Rahmenbedingungen sind entscheidende Bausteine für weltpolitische Verhandlungsrunden. Dennoch muss auch ein Faktor ‚Mensch‘, also teils irrationales Verhalten antizipiert werden, damit zu drängenden Themen wie Klimawandel und Migration erfolgreiche Verhandlungsstrategien entwickelt werden können.

---

<sup>1</sup> Milton Friedman

<sup>2</sup> Vgl. Kirsch, G. (1993) ‚Neue Politische Ökonomie‘, Düsseldorf: Werner-Verlag.