

Baumert, Jona-Frederik

Article — Published Version

Auswirkungen staatlicher Parteienfinanzierung und parlamentarischer Repräsentanz bei Landtagswahlen: Eine Regressions-Diskontinuitäts-Analyse

Politische Vierteljahresschrift

Provided in Cooperation with:

Springer Nature

Suggested Citation: Baumert, Jona-Frederik (2024) : Auswirkungen staatlicher Parteienfinanzierung und parlamentarischer Repräsentanz bei Landtagswahlen: Eine Regressions-Diskontinuitäts-Analyse, Politische Vierteljahresschrift, ISSN 1862-2860, Springer Fachmedien Wiesbaden GmbH, Wiesbaden, Vol. 66, Iss. 2, pp. 275-302,
<https://doi.org/10.1007/s11615-024-00553-y>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/323500>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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



<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/deed.de>



Auswirkungen staatlicher Parteienfinanzierung und parlamentarischer Repräsentanz bei Landtagswahlen: Eine Regressions-Diskontinuitäts-Analyse

Jona-Frederik Baumert 

Eingegangen: 9. April 2024 / Überarbeitet: 5. Juni 2024 / Angenommen: 12. Juni 2024 / Online publiziert: 19. August 2024
© The Author(s) 2024

Zusammenfassung In diesem Beitrag werden die Auswirkungen der staatlichen Parteienfinanzierung und parlamentarischen Repräsentanz auf den politischen Wettbewerb bei deutschen Landtagswahlen untersucht. Hierfür wird eine Regressions-Diskontinuitäts-Analyse auf bayesianischer Grundlage durchgeführt. Überschreitet eine Partei die Schwelle von einem Prozent der gültigen Stimmen, ab welcher sie Anspruch auf staatliche Gelder hat, steigt die Wahrscheinlichkeit eines erneuten Antretens bei der nächsten Wahl von 60 % auf 82 %. Parteien, welche die Fünf-Prozent-Hürde knapp überwinden und dadurch parlamentarische Repräsentanz erlangen, haben gegenüber knapp an der Hürde gescheiterten Parteien eine um 14 Prozentpunkte erhöhte Chance, bei der nächsten Wahl (erneut) im Parlament vertreten zu sein. Bei Durchführung von Robustheitstests reduziert sich dieser Effekt auf ca. 6 Prozentpunkte. Zwar sind die beiden Effekte nicht unmittelbar miteinander vergleichbar, da sie nur in der Nähe der jeweiligen Schwelle Gültigkeit besitzen und unterschiedliche abhängige Variablen betrachtet werden. Dennoch deuten die Ergebnisse darauf hin, dass der Einfluss der staatlichen Parteienfinanzierung bei Landtagswahlen bedeutender ist als derjenige der Fünf-Prozent-Hürde. Im Gegensatz zu der Wiederantritts- und Wiedereinzugswahrscheinlichkeit lässt sich weder an der Ein-Prozent-Schwelle noch der Fünf-Prozent-Schwelle ein signifikanter Effekt auf den Stimmenanteil bei der nächsten Wahl feststellen.

Schlüsselwörter Fünf-Prozent-Hürde · Bundesländer · Kleine Parteien · Überleben von Parteien · Wiederwahl

✉ Jona-Frederik Baumert

Institut für Politikwissenschaft, Leibniz Universität Hannover, Schneiderberg 50, 30167 Hannover, Deutschland

E-Mail: j.baumert@ipw.uni-hannover.de

Effects of Public Party Funding and Parliamentary Representation in German State Elections: A Regression Discontinuity Analysis

Abstract This paper examines the effects of public party financing and parliamentary representation on political competition in German state elections. For this purpose, a regression discontinuity analysis was conducted on a Bayesian basis. If a party exceeds the threshold of 1% of valid votes, above which it is entitled to public funds, the probability of running again in the next election increases from 60% to 82%. Parties that narrowly overcome the 5% threshold and thus gain parliamentary representation have a 14-percentage-point higher chance of being (re)represented in parliament at the next election compared to parties that narrowly fail to reach the threshold. When robustness tests are carried out, this effect is reduced to around six percentage points. The two effects are not directly comparable, as they are only valid in the vicinity of the respective threshold, and different dependent variables are considered. Nevertheless, the results indicate that the influence of public party funding in state elections is more significant than that of the 5% threshold. In contrast to the probability of recandidacy and reentry, there is no significant effect on the share of the vote in the next election at either the 1% threshold or the 5% threshold.

Keywords Electoral threshold · German Länder · Small parties · Party survival · Re-election

1 Einleitung

Bei deutschen Landtagswahlen gibt es zwei relevante Schwellenwerte: Ab einem Prozent der gültigen Stimmen sind Parteien berechtigt, am System der staatlichen Parteienfinanzierung teilzunehmen. Ab fünf Prozent der gültigen Stimmen dürfen sie Abgeordnete ins Parlament entsenden. Die Kontinuitätsbrüche, welche an den beiden Schwellenwerten erfolgen, lassen sich zur Untersuchung der Effekte der staatlichen Parteienfinanzierung und parlamentarischen Repräsentanz auf den politischen Wettbewerb nutzen. Hierfür wird in diesem Beitrag eine Regressions-Diskontinuitäts-Analyse durchgeführt, welche es ermöglicht, den lokalen Effekt am Schwellenwert zu schätzen (Skovron und Titiunik 2015). Zum einen wird der Effekt der staatlichen Parteienfinanzierung auf die Wiederantrittswahrscheinlichkeit der Parteien sowie ihr Wahlergebnis bei der folgenden Wahl ermittelt. Zum anderen wird untersucht, ob parlamentarische Repräsentanz (wie sie infolge des Überwindens der Fünf-Prozent-Hürde entsteht) die Chancen einer Partei steigert, bei der nächsten Wahl die Fünf-Prozent-Hürde erneut zu überwinden und einen höheren Stimmenanteil zu erzielen.

Wahlschwellen besitzen eine hohe normative Relevanz, da sie die Chancengleichheit zwischen Parteien und damit ein wesentliches Qualitätsmerkmal von Demokratien betreffen. Entstehen einer Partei durch Überschreitung eines (letztlich willkürlich gesetzten) Schwellenwertes bedeutende Wettbewerbsvorteile, wirft dies die Frage nach der Legitimität eines solchen Vorteils auf. Zudem stellt sich aus systemischer Perspektive die Frage, inwieweit die bestehenden Regelungen den Aufstieg

neuer Parteien erleichtern oder erschweren und damit zu einer Dynamisierung bzw. Stabilisierung des Parteiensystems beitragen.

Dieser Artikel verfolgt jedoch ausdrücklich nicht das Ziel, im Sinne eines y-zentrierten Forschungsdesigns die Etablierung neuer Parteien umfassend zu erklären. Vielmehr fokussiert er sich im Sinne eines x-zentrierten Designs auf die Auswirkungen der staatlichen Parteienfinanzierung und parlamentarischen Repräsentanz. Die Ergebnisse dieser Studie erlauben es somit nicht, Aussagen darüber zu treffen, wann es Parteien gelingt, sich dauerhaft im Parteiensystem zu etablieren (vgl. hierzu Naßmacher 2009); allerdings können anhand von ihnen Rückschlüsse auf die kurzfristigen Folgen staatlicher Parteienfinanzierung und parlamentarischer Repräsentanz gezogen werden. Hierdurch wird zugleich ein Beitrag zur Debatte über staatliche Parteienfinanzierung als auch über gesetzliche Sperrklauseln geleistet.

Die Vorgehensweise ist wie folgt: Zunächst wird die bestehende Literatur zu den Auswirkungen staatlicher Parteienfinanzierung und gesetzlicher Sperrklauseln aufgearbeitet. Auf dieser Grundlage werden insgesamt vier Hypothesen aufgestellt. Anschließend werden die Regressions-Diskontinuitäts-Methode sowie die Spezifika der verwendeten Daten erläutert. Im nächsten Abschnitt folgt die Darstellung der Ergebnisse und Durchführung verschiedener Robustheits- und Spezifikations-tests. Zuletzt werden die normativen Implikationen der Ergebnisse diskutiert und Potenziale für künftige Forschung aufgezeigt.

2 Forschungsstand und Hypothesen

Dieser Abschnitt geht zunächst auf die bestehende Literatur zu den Effekten staatlicher Parteienfinanzierung ein und wendet sich anschließend der Forschung über die Auswirkungen gesetzlicher Sperrklauseln zu. Am Ende der beiden Teilabschnitte werden jeweils zwei Hypothesen aufgestellt.

2.1 Staatliche Parteienfinanzierung

Das Ausmaß, in welchem Parteien finanzielle Zuwendungen durch den Staat erhalten, variiert im internationalen Vergleich stark (Alexander und Shiratori 2018; Scarrow 2007; Naßmacher 1997; Koß 2008). Deutschland zeichnet sich traditionell durch hohe öffentliche Zuwendungen aus (van Biezen und Kopecký 2007; Pinto-Duschinsky 2002). Der genaue Betrag der staatlichen Unterstützung ergibt sich unter anderem durch den Stimmenanteil bei der jeweils letzten Bundestags-, Europa- oder Landtagswahl, die Mitgliedsbeiträge sowie die Gesamtsumme an Spenden. Hinzu kommen indirekt Formen staatlicher Finanzierung wie Mandatsträgerbeiträge, Zahlungen an parteinahe Stiftungen und kostenlose Sendezeit für Wahlwerbespots (von Alemann et al. 2018). Voraussetzung für die Teilnahme am System der staatlichen Parteienfinanzierung ist, dass eine Partei bzw. ein Landesverband einen bestimmten Anteil an gültigen (Zweit-)Stimmen erhält. Bei Bundestags- und Europawahlen beträgt dieser 0,5 %, bei Landtagswahlen 1 % der gültigen Stimmen (PartG 1994, § 18, Abs. 4).

In Deutschland wurde erstmals 1959 eine Form der staatlichen Parteienfinanzierung eingeführt (Koß 2021). Dies geschah im Rahmen einer Auseinandersetzung über die Finanzierungspraktiken bürgerlicher Parteien, welche in den 1950er- und 1960er-Jahren aufgrund einer nur geringen Mitgliederbasis auf Spenden aus der Wirtschaft angewiesen waren. Zuständig für die Akquirierung der Spenden war der sogenannte Staatsbürgerliche Verein. Jene Finanzierungspraxis bewegt sich von Anfang an im halblegalen Bereich und ging mit Korruptionsvorwürfen einher (Koß 2008). Nachdem das Bundesverfassungsgericht in einem Urteil von 1958 die steuerliche Absetzbarkeit von Spenden negiert hatte, einigten sich die Parteien 1966 schließlich im Konsens auf die Einführung der Wahlkampfkostenerstattung (Koß 2008). Es folgten mehrere Jahrzehnte mit einem „Katz-und-Maus-Spiel zwischen Parteien und [Bundesverfassungs-]Gericht [...], in dem erstere beständig ausloteten, wie weit sie gehen konnten“ (Koß 2008, S. 161). Dieses „Spiel“ mündete 1992 schließlich in einem Urteil des Verfassungsgerichts, in welchem der sogenannte Sockelbetrag, der kleinere Parteien im Verhältnis zu ihrer Stimmenzahl bevorteilte, als verfassungswidrig erklärt wurde. Daraufhin wurde das Parteiengesetz umfassend reformiert. So wurden alle bestehenden Formen der Parteienfinanzierung zusammengefasst und auch erstmals offiziell als solche bezeichnet. Hierbei umgingen die Parteien das Urteil des Verfassungsgerichts faktisch, da die Stimmen kleinerer Parteien nach wie vor stärker vergütet wurden als die Stimmen größerer Parteien (Koß 2008).

Der Erhalt zusätzlicher finanzieller Mittel durch die staatliche Parteienfinanzierung kann sich auf vielfältige Weise vorteilhaft für eine Partei auswirken. So lassen sich finanzielle Ressourcen in zahlreiche andere Ressourcen transferieren (vgl. Naßmacher 2009, S. 335ff.). Beispielsweise sind Parteien eher in der Lage, sich einen festen Mitarbeiterstab zu leisten, kostenintensive Wahlkampagnen zu fahren oder sich professionelle Beratung einzukaufen. Zusätzlich eröffnen sich die Möglichkeiten, verstärkt in mediale Präsenz zu investieren, bei öffentlichen Ereignissen durch Infostände Sichtbarkeit zu generieren oder kostenintensive Informations- und Recherchetätigkeiten durchzuführen. Zudem sind Parteien weniger von Großspendern abhängig, was ihnen größere programmatische Spielräume verschafft und somit eher erlaubt, ihre Wahlprogramme auf Stimmenmaximierung auszurichten.

Die Literatur ist sich uneins, welche Parteien besonders von staatlicher Unterstützung profitieren. Einige Forschende gehen davon aus, dass staatliche Mittel vor allem die Wettbewerbschancen kleinerer Parteien erhöhen (Ikstens et al. 2002; Gunklicks 2018). Für diese stellten staatliche Zahlungen oftmals die Haupteinnahmequelle dar, weil sie im Gegensatz zu den größeren Parteien kaum Aussichten auf bedeutende Spenden von Privatpersonen oder Unternehmen haben (Morlok 2002). Demgegenüber vertreten andere im Anschluss an Katz und Mairs (1995) Kartellparteienhypothese die Auffassung, dass die staatliche Parteienfinanzierung den etablierten Parteien dazu diene, den Aufstieg neuer Parteien zu verhindern (Gillespie 1998; Paltiel 1981). So erhielten zumeist nur Parteien, die bereits eine nennenswerte Wählerschaft besitzen, staatliche Unterstützung. Diese verschaffe ihnen gegenüber neuen Parteien einen kaum zu kompensierenden Wettbewerbsvorteil, was letztlich zu einem Einfrieren des bestehenden Parteiensystems führe.

Die empirischen Befunde diesbezüglich sind nicht eindeutig. Scarrow (2006) findet keine Evidenz für das Zutreffen der Kartellparteihypothese. Stattdessen spricht ihre Analyse, die sowohl west- als auch osteuropäische Staaten umfasst, eher dafür, dass eine staatliche Parteienfinanzierung zu einer zunehmenden Fragmentierung der Parteienlandschaft beiträgt. So seien viele Parteien ohne staatliche Zuwendungen nicht in der Lage, sich die Aufrechterhaltung eines kostspieligen Organisationsapparates zu leisten. Zu ähnlichen Ergebnissen gelangen van Biezen und Rashkova (2014), die eher dem Ausmaß staatlicher Regulierung einen Einfluss auf das Parteiensystem zuschreiben (vgl. auch van Biezen 2004). Pierre et al. (2000) sehen ebenfalls keine Belege dafür, dass staatliche Parteienfinanzierung eine Versteinerung der Parteienlandschaft bewirkt. Stattdessen entwickle sich das Parteiensystem in jedem der betrachteten, westlichen Staaten auf unterschiedliche Weise. Diesem Befund pflichtet auch Naßmacher (2009) bei. In seiner qualitativ-vergleichenden Untersuchung etablierter Demokratien zeigt sich kein systematischer Zusammenhang zwischen der Einführung von Parteienfinanzierung und einer Veränderung des Parteiensystems. Die wesentliche Determinante dafür, ob sich neue Parteien dauerhaft durchsetzen können, sei vielmehr in den durch das Wahlsystem gestellten Zugangshürden zu suchen. Sofern Parteien bereits mit einem relativ geringen Stimmenanteil Anspruch auf Parteienfinanzierung erwerben können, würde eine staatliche Finanzierung zudem den Aufstieg neuer Parteien begünstigen. So ist laut Naßmacher (2020; 2023) die erfolgreiche Etablierung der Parteien Die Grünen und Alternative für Deutschland zu erheblichen Teilen auf den Erhalt staatlicher Gelder zurückzuführen.

Booth und Robbins (2010) gelangen zu anderen Ergebnissen. Ihrer Regressionsanalyse zufolge reduziert in postkommunistischen Staaten die Verfügbarkeit staatlicher Mittel das Ausmaß, in dem Parteien durch andere ersetzt werden, und die Volatilität im Parteiensystem. Dies gilt vor allem für Staaten, in denen andere potenzielle Einnahmequellen einer strikten gesetzlichen Regulierung unterliegen. Ähnliche Resultate werden von Casal Bértoa und Spirova (2017) erzielt, die ebenfalls den postkommunistischen Raum untersuchen. Ihr Hauptargument besteht darin, dass viele vorherige Studien keine Effekte der staatlichen Parteienfinanzierung finden konnten, weil sie alle Parteien im Aggregat betrachtet haben. Staatliche Parteienfinanzierung sei jedoch vor allem für Parteien *zwischen* den Hürden relevant. Dies sind Parteien, die zwar die gesetzliche Sperrklausel nicht überwunden haben und somit nicht im Parlament vertreten sind, jedoch ausreichend viele Stimmen erhalten haben, um am System der staatlichen Parteienfinanzierung teilzunehmen. Jene Parteien wiesen signifikant höhere Überlebensraten auf, als Parteien ohne staatliche Finanzierung. Als Erklärung hierfür kommen mehrere Mechanismen in Betracht. Zum einen bieten staatliche Zahlungen einen Anreiz für Parteien, sich nicht aufgrund interner Streitigkeiten aufzulösen. Ebenso können sie ihren Organisationsapparat und ihre Öffentlichkeitsarbeit weiterhin finanzieren und sind in der Lage, die Kosten eines Wahlkampfs aufzubringen.

Casal Bértoas und Spirovas Studie kommt dem in diesem Paper verfolgten Vorhaben am nächsten. Zudem passt ihr Argument gut zum Fall der deutschen Landtagswahlen, da bei diesen die Finanzierungsschwelle mit einem Prozent der Stimmen vergleichsweise niedrig angesetzt ist und somit verhältnismäßig viele Parteien „zwi-

schen die Hürden“ fallen. Aufgrund dieses Umstands relativieren sich auch die Diskrepanzen zwischen der Kartellparteihypothese und dem Literaturstrang, welcher hauptsächlich kleine Parteien als Profiteure einer staatlichen Parteienfinanzierung sieht: Wenn die Finanzierungsschwelle sehr niedrig angesetzt wird, kann dies sowohl einen erheblichen Wettbewerbsvorteil für Parteien oberhalb der Schwelle bedeuten als auch für kleine Parteien von besonderer Relevanz sein. Daher wird im Anschluss an Casal Bértoa und Spirova (2017) folgende Hypothese aufgestellt:

H1: Parteien, welche staatliche Finanzierung erhalten, haben *ceteris paribus* eine höhere Wiederantrittswahrscheinlichkeit bei der nächsten Wahl als Parteien ohne staatliche Unterstützung.

Die zweite Hypothese geht noch einen Schritt weiter. Hier wird angenommen, dass Parteien mit staatlicher Unterstützung nicht nur eine höhere Überlebenswahrscheinlichkeit haben, sondern auch innerhalb der Gruppe der „Überlebenden“ Vorteile gegenüber nicht öffentlich finanzierten Parteien haben. Jene Vorteile sollten sich an einem höheren Stimmenanteil bei der nächsten Wahl niederschlagen. Folglich wird postuliert:

H2: Parteien, welche staatliche Finanzierung erhalten, können *ceteris paribus* ihren Stimmenanteil bei der nächsten Wahl stärker steigern bzw. eher bewahren als Parteien ohne staatliche Unterstützung.

2.2 Gesetzliche Sperrklauseln

Gesetzliche Sperrklauseln sollen in Staaten mit einem Verhältniswahlssystem verhindern, dass kleine Parteien ins Parlament einziehen und dort die Mehrheitsbildung durch zu starke Fragmentierung behindern (vgl. Linhart et al. 2019; Linhart und Eichhorn 2022). Sie werden in der Regel dort eingeführt, wo nicht bereits eine hohe „natürliche Hürde“ infolge der Verwendung von kleinen Wahlkreisen existiert (Lijphart 1999, S. 140). Üblicherweise wird die Hürde auf Ebenen des gesamten Wahlgebiets angewandt, in einigen Fällen auch auf Ebene der Wahlkreise (Nohlen 2014, S. 121). Häufig besteht für kleine Parteien mit regional stark ausgeprägten Hochburgen die Möglichkeit, durch zusätzliche Regelungen die Sperrklausel zu umgehen (Dinas et al. 2015). Vor allem in osteuropäischen Staaten wird zudem zwischen einer Sperrklausel für einzelne Parteien und einer für Listenverbindungen differenziert (Nohlen 2014, S. 120). Die empirische Spannweite gesetzlicher Sperrklauseln reicht gegenwärtig von 0,67 % (= 1/150) in den Niederlanden bis 8 % in Liechtenstein (bis 1962 galt ein Wert von 18 %; Waschkuhn 2004; Nohlen 2014, S. 121). Weltweit am häufigsten treten Sperrklauseln in der Höhe von 5 % auf (Nohlen 2014, S. 120). Auch bei deutschen Landtagswahlen werden in allen Bundesländern von Parteien mindestens fünf Prozent der Stimmen verlangt, um in das Landesparlament einziehen zu können. Mit der Ausnahme von Bremen, wo sie separat in der Stadt Bremen und Bremerhaven gilt, findet die Fünf-Prozent-Hürde jeweils auf Landesebene Anwendung (Probst 2022). Vier Bundesländer erlauben Parteien, die einen oder zwei

Wahlkreise direkt gewonnen haben, mit einer sogenannten Grundmandatsklausel die Umgehung der Sperrklausel¹.

Entsprechend ihrer angedachten Funktion konzentriert sich ein Großteil der Forschung zu Sperrklauseln darauf, ob sie die Fragmentierung von Parlamenten verhindern (z. B. Reuchamps et al. 2014; Górecki und Kukołowicz 2018). Demgegenüber existieren vergleichsweise wenige Studien, die in den Blick nehmen, inwieweit parlamentarische Repräsentanz durch Überwinden der Sperrklausel Vorteile für eine Partei mit sich bringt. Als einer der ersten befasste sich Pedersen (1982) in seinem Partei-Entwicklungs-Modell theoretisch mit dieser Frage. Ihm zufolge hängt die Lebenserwartung kleiner und neuer Parteien davon ab, ob es ihnen gelingt, vier Hürden zu überwinden. Bei einer dieser Hürden handelt es sich um den Einzug in das Parlament. Parlamentarische Repräsentanz verschafft einer Partei Zugang zu einer Vielzahl an Ressourcen. Neben zusätzlichen finanziellen Mitteln wie der Finanzierung von Mitarbeitern sind die Möglichkeiten zu nennen, parlamentarische Anfragen zu stellen und parlamentarische Recherchestellen, wie z. B. den wissenschaftlichen Dienst, in Anspruch zu nehmen. Weitere wesentliche Faktoren stellen die erhöhte mediale Aufmerksamkeit und Einladungen zu verschiedenen Diskussions- und Talkshowformaten dar.

In Übereinstimmung mit diesen Erwartungen findet Zur (2019) einen negativen Zusammenhang zwischen der Höhe der Zugangshürde und der parlamentarischen Überlebensdauer von neuen Parteien. Seine Untersuchung umfasst 37 Demokratien und basiert auf einem Event-History-Modell. Zu ähnlichen Ergebnissen gelangen Bolleyer und Bytzek (2013). Im Rahmen einer Mehrebenenanalyse, die 17 fortgeschrittene demokratische Staaten berücksichtigt, stellen sie fest, dass ein permissives Wahlsystem die Wiedereintrittswahrscheinlichkeit einer Partei nach einem vorherigen „Durchbruch“ erhöht. Kritikwürdig ist hierbei jedoch die Operationalisierung der Permissivität, welche am Grad der parlamentarischen Fragmentierung festgemacht wird. Damit wird streng genommen ein von der Permissivität wesentlich beeinflusster Outcome gemessen und nicht die Permissivität selbst. Obert und Müller (2017) untersuchen die Überlebenswahrscheinlichkeit neuer Parteien bei tschechischen Regional- und Kommunalwahlen. Bei diesen müssen Parteien ebenfalls fünf Prozent der gültigen Stimmen erlangen, um Abgeordnete in die jeweilige Vertretungskörperschaft entsenden zu dürfen. Obert und Müllers Untersuchungsdesign weist stellenweise ähnliche Elemente auf wie eine Regressions-Diskontinuitäts-Analyse. Sie gelangen zu dem Fazit, dass keine einfache lineare Beziehung zwischen dem Stimmenanteil und der Wiederwahlwahrscheinlichkeit besteht. Vielmehr steige die Überlebenswahrscheinlichkeit mit Überwindung der Fünf-Prozent-Hürde stark an. Die bisher einzige Studie, welche die Auswirkungen von Wahlhürden mit einer Regressions-Diskontinuitäts-Analyse untersucht, stammt von Dinas et al. (2015). Den Autoren stellen die Daten aller nationalen Wahlergebnisse in demokratischen Staaten seit dem Zweiten Weltkrieg zur Verfügung, in denen eine gesetzliche Sperrklausel zur Anwendung gelangte. Ihr Hauptergebnis besteht darin, dass Parteien, die die Sperrklausel knapp überwunden haben, gegenüber Parteien, die knapp an der Sperrklausel gescheitert sind, bei der nächsten Wahl ihre Stimmenzahl um durch-

¹ Dies sind Berlin, Brandenburg, Sachsen und Schleswig-Holstein (Zicht 1999).

schnittlich zwei Drittel steigern konnten. Besonders stark profitierten dabei Parteien in neu etablierten Demokratien.

Die Literatur ist sich also weitgehend einig darin, dass sich parlamentarische Repräsentanz vorteilhaft für Parteien auswirkt. Entsprechend werden folgende zwei Hypothesen aufgestellt:

H3: Parteien, welche im Parlament vertreten sind, haben *ceteris paribus* eine höhere Wahrscheinlichkeit bei der nächsten Wahl die Fünf-Prozent-Hürde zu überwinden als nicht im Parlament vertretene Parteien.

H4: Parteien, welche im Parlament vertreten sind, können *ceteris paribus* bei der nächsten Wahl ihren Stimmenanteil stärker steigern bzw. eher bewahren als nicht im Parlament vertretene Parteien.

Anders als im Fall der Finanzierungsschwelle ist es weder sinnvoll noch möglich, statt der Wiedereinzugswahrscheinlichkeit die Wiederantrittswahrscheinlichkeit zu betrachten. So sind im Untersuchungszeitraum von allen Parteien, die bei einer Landtagswahl die Fünf-Prozent-Hürde überwunden haben, lediglich zwei bei der nachfolgenden Wahl nicht mehr angetreten². Dies entspricht einer Wiederantrittswahrscheinlichkeit von 99,5 % in der Gruppe der parlamentarisch repräsentierten Parteien.

3 Methode und Daten

Bei einer Regressions-Diskontinuitäts-Analyse (RDA) handelt es sich um Verfahren zur Auswertung eines bestimmten Typus von natürlichen Experimenten (Titunik 2021). Dieser Typus zeichnet sich dadurch aus, dass das Überschreiten eines Schwellenwertes darüber bestimmt, ob eine Untersuchungseinheit der Behandlungs- oder Kontrollgruppe zugeordnet wird. Die RDA basiert auf der Annahme, dass der genaue Wert einer Einheit auf der Schwellenwert-Variable von zufälligen Faktoren beeinflusst wird und es daher für Einheiten nahe der Schwelle vom Zufall abhängt, ob sie das Treatment erhalten. Man spricht in diesem Zusammenhang auch von lokaler Randomisierung (Skovron und Titunik 2015). Im hiesigen Fall kann davon ausgegangen werden, dass lokale Randomisierung vorliegt. So entscheidet häufig nur eine verschwindend geringe Anzahl an Stimmen darüber, ob eine Partei in den Landtag einzieht oder nicht. Beispielsweise fehlten Bündnis90/Die Grünen 2022 im Saarland lediglich 24 Stimmen, um die Fünf-Prozent-Hürde zu überwinden. Demgegenüber wäre die FDP 2019 nicht in den Thüringer Landtag eingezogen (und ihr Spitzenkandidat daraufhin nicht kurzzeitig zum Ministerpräsidenten gewählt worden), wenn

² Dies betrifft die Deutsche Volksunion bei der Landtagswahl in Sachsen-Anhalt 2002, die 1998 noch 12,9 % der Stimmen erhalten hatte, und die Alternative für Deutschland (AfD) bei der Bremer Bürgerschaftswahl 2023, welche 2019 insgesamt 6,1 % der Stimmen errungen hatte. Die Gründe waren in beiden Fällen interne Querelen, wobei die Bremer AfD nicht zugelassen wurde, da sie zwei Listen zur Landtagswahl eingereicht hatte und kein legitimer AfD-Landesvorstand existierte (Radio Bremen 2023).

71 ihrer Wähler und Wählerinnen eine andere Partei gewählt hätten. Ähnliche Beispiele lassen sich auch für die Ein-Prozent-Finanzierungsschwelle finden. In Bayern fehlte der Partei Die Republikaner 2013 beispielsweise die Unterstützung von 253 Wahlberechtigten, um anspruchsberechtigt zu sein. Die Familien-Partei Deutschlands hingegen verdankte den Erhalt staatlicher Gelder dem Votum von 50 Wählern und Wählerinnen bei der saarländischen Landtagswahl im Jahr 1999. Wenn nur derart geringe Margen³ darüber entscheiden, ob eine Partei die Ein-Prozent-Schwelle oder die Fünf-Prozent-Hürde überschreitet, können zufällige Faktoren wie das Wetter oder das gleichzeitige Stattfinden eines Sportereignisses am Wahltag über Erfolg oder Misserfolg bestimmen.

Soweit mir bekannt ist, wurden abgesehen von Dinas et al. (2015) bisher noch keine RDA anhand von Wahlschwellen durchgeführt. Allerdings existieren verschiedene Untersuchungen, in denen – zumeist im US-amerikanischen Kontext – ein knapper Wahlausgang in Einpersonenwahlkreisen für eine RDA verwendet wird (z. B. Lee 2008; Eggers und Hainmüller 2009; Gerber und Hopkins 2011). Caughey und Sekhon (2011) sowie Snyder et al. (2015) kritisieren an solchen Untersuchungsdesigns, dass es entgegen den Annahmen der Studienautoren nicht vom Zufall abhängig sei, ob ein umkämpfter Wahlkreis an die Demokraten oder Republikaner gehe. Vielmehr seien diese in Vorbehandlungscharakteristika der Wahlkreise begründet. Eggers et al. (2014) finden jedoch keine Evidenz dafür, dass dieser Effekt auch außerhalb der Vereinigten Staaten existiert. Hinzu kommt, dass im hiesigen Beitrag kein Zweiparteisystem mit lediglich einer Variablen (Anteil der Stimmen der Demokraten an der Gesamtstimmenzahl von Demokraten und Republikaner) betrachtet wird, sondern ein Mehrparteiensystem. In einem solchen stellt jede Partei eine eigene Variable dar. Je mehr Variablen ein System aufweist, desto mehr „Angriffsfläche“ bietet sich dem Zufall, da der anteilige Wert einer Variablen nicht nur von ihrer eigenen Ausprägung, sondern auch den Ausprägungen aller anderen Zufallsvariablen abhängig ist. So bestimmt nicht nur die Stimmenzahl einer einzelnen Partei darüber, ob sie eine Wahlschwelle überwindet, sondern auch die Stimmenzahlen aller anderen Parteien. Diese Komplexität erschwert insbesondere bei geringen Stimmenanteilen eine exakte Prognose. Daher kann davon ausgegangen werden, dass im Fall der deutschen Landtagswahlen die Voraussetzungen für eine lokale Randomisierung gegeben sind.

Ein weiterer Grund, der hierfür spricht, ist, dass es sich bei Landtagswahlen um „second order elections“ handelt. Einer „second order election“ wird in der Regel weniger öffentliche Aufmerksamkeit zuteil, als Wahlen auf nationaler Ebene (Reif und Schmitt 1980). Zudem ist bei ihnen oftmals nicht die jeweilige regionale politische Situation ausschlaggebend für den Wahlausgang. Stattdessen nutzen viele Wählerinnen die Möglichkeit, ein Signal an die Regierungsparteien auf nationaler

³ In absoluten Zahlen machen fünf Prozent im Bundesländervergleich zwischen 357.000 und 12.600 Stimmen aus. Ein Prozent entspricht 71.000–2500 Stimmen. Die Angaben beziehen sich jeweils auf die Zahl der gültigen Stimmen bei der letzten Wahl in Nordrhein-Westfalen (2022) und Bremen (2023). In Bremen ist aufgrund der getrennten Anwendung der Fünf-Prozent-Hürde in der Stadt Bremen und Bremerhaven der Einzug in die Bürgerschaft sogar mit noch weniger Stimmen möglich. Da in Bremen jedem Wähler und jeder Wählerin insgesamt fünf Stimmen zustehen, wurde die erforderliche Stimmenzahl durch fünf geteilt.

Ebene zu senden, um ihre Zustimmung oder Ablehnung zum Handeln der nationalen Regierung zum Ausdruck zu bringen (Simon et al. 1991; Anderson und Ward 1996; Decker und von Blumenthal 2002). In den Medien ist entsprechend die Rede davon, dass eine Partei bei der Landtagswahl für ihren bundespolitischen Kurs „abgestraft“ wurde oder aber „Rückenwind“ aus Berlin erhielt. Wenn es vielen Wählern hauptsächlich darum geht, ein Signal zu senden, und weniger darum, welche Parteien die nächste Landesregierung stellen, und zudem die öffentliche Aufmerksamkeit gering ist, erschwert dies den Landesparteien, aktiv Einfluss auf ihr Wahlergebnis zu nehmen. Dies ist vor allem für Parteien relevant, die sich in der Nähe einer der Wahlschwellen befinden. Für sie bieten sich besonders starke Anreize, zu versuchen, durch Aufrufe zum strategischen Wählen oder ein stark auf „vote seeking“ zugeschnittenes Wahlprogramm die Schwellen zu überwinden. Es ist davon auszugehen, dass die besonderen Gegebenheiten einer „second order election“ eine derartige Selbstselektion ins Treatment weniger wahrscheinlich machen.

Es existieren zwei Subvarianten der RDA (Imbens und Lemieux 2008): Beim scharfen Design bestimmt allein der Wert der Schwellenwert-Variable darüber, ob eine Behandlung erfolgt oder nicht. Im unscharfen (engl. „fuzzy“) Design weichen hingegen einige Einheiten von ihrem intendierten Treatment-Status ab: entweder weil sich Einheiten oberhalb des Schwellenwertes dem Treatment entziehen oder weil es Einheiten unterhalb des Schwellenwertes trotzdem gelingt, das Treatment zu erhalten. Im Fall der Fünf-Prozent-Hürde ist von einem scharfen, im Fall der Parteienfinanzierung von einem nahezu scharfen Design auszugehen. So konnte keine Partei identifiziert werden, die jemals den Einzug ins Parlament verweigert hat. Staatliche Parteienfinanzierung wurde lediglich in 9 von 252 Fällen nicht gewährt oder beantragt, da es sich formal um keine Partei, sondern eine Wählergruppe oder Listenvereinigung handelte⁴. Dies führt dazu, dass der Effekt um 3,6 % unterschätzt wird, was jedoch von der Größenordnung her zu vernachlässigen ist. Ein Ausschluss von der staatlichen Finanzierung wurde zwar mit einer Grundgesetzänderung von 2017 ermöglicht. Jedoch hat dies keine Auswirkungen auf die Analyse. So wurde infolge eines Urteils des Bundesverfassungsgerichts von 2024 (was außerhalb des Untersuchungszeitraums liegt) mit der Partei „Die Heimat“ (vormals NPD) erst eine Partei ausgeschlossen, die aufgrund ihrer Wahlergebnisse ohnehin keinen Anspruch mehr auf staatliche Gelder besitzt (Klasen 2024). Parteien ethnischer Minderheiten sind von der Ein-Prozent-Finanzierungsschwelle ebenso ausgenommen wie von der Fünf-Prozent-Hürde. Daher wurde der „Südschleswigsche Wählerverband“, der als einzige Partei von dieser Regelung betroffen ist, von der Analyse ausgeschlossen. Die Partei „BVB/Freie Wähler“ wurden ebenfalls ausgeschlossen, weil ihr 2014 in Brandenburg als einziger Partei innerhalb des Untersuchungszeitraums der Einzug in ein Landesparlament aufgrund einer Grundmandatsklausel gelang.

Der Untersuchungszeitraum beginnt 1994, dem Jahr der Einführung der Ein-Prozent-Schwelle, und endet am 8. Oktober 2023. An diesem Tag fanden Landtagswahlen in Bayern und Hessen statt. Deutsche Landtagswahlen sind zu einer

⁴ Dies betrifft: Freie Wähler (BY 1998, RP 2001), REGENBOGEN (HH 2001 und 2004), Die Konservativen (HB 2007), Zusammen für Brandenburg: Freie Wähler (BB 2009), Bürger in Wut (HB 2011, 2015, 2019).

Untersuchung der Auswirkungen von Wahlschwellen besonders geeignet, weil sie ausreichend viele, gut miteinander vergleichbare Fälle in einem institutionell fast identischen Kontext bieten. Zudem lässt sich durch ein innerstaatliches Sample die Endogenitätsproblematik, wie sie oftmals mit vergleichenden Studien auf internationaler Ebene einhergeht, vermeiden. So liefert Koß (2008) Evidenz dafür, dass eine staatliche Parteienfinanzierung vor allem in konsensualen Demokratien eingeführt wird, in denen viele institutionelle Vetopunkte bestehen. Hierzu zählt unter anderem ein Verhältniswahlssystem. Da das Wahlsystem wiederum die Aufstiegschancen kleiner Parteien beeinflusst, lassen sich die Auswirkungen staatlicher Parteienfinanzierung nicht ohne Weiteres aus der Volatilität des Parteiensystems ableiten.

Die verwendeten Wahlergebnisse stammen von der Bundeswahlleiterin (2024). Es wurden jeweils nur die Stimmen berücksichtigt, welche für die Sitzverteilung im Parlament relevant sind. Da es sich bei den Daten um eine Vollerhebung handelt, wurde ein bayesianische Ansatz gewählt. Dieser ermöglicht – anders als eine frequentistische Herangehensweise – bei Vollerhebungen eine sinnvolle Interpretation von Wahrscheinlichkeiten als subjektives Ausmaß an Vertrauen in die Ergebnisse (Gill und Traummüller 2020). Im Sinne eines möglichst starken Tests wurde auf die Festlegung informativer Priors verzichtet. Um die statistische Signifikanz der Ergebnisse beurteilen zu können, wird in den Regressionstabellen das 95 %-Kreditintervall⁵ sowie das Ergebnis eines einseitigen Hypothesentests angegeben. Bei letzterem wird überprüft, mit welcher Wahrscheinlichkeit der Regressionskoeffizient größer als Null ist, sodass Werte nahe Null für die Signifikanz eines negativen Koeffizienten sprechen.

Die Hypothesen 1 und 3 werden anhand von logistischen Regressionen, die Hypothesen 2 und 4 anhand von linearen Regressionen überprüft. Es wird jeweils ein Modell mit einem Interaktionseffekt zwischen dem prozentualen Stimmenanteil bei der vorherigen Wahl und einer Dummy-Variable geschätzt, die angibt, ob eine Partei die Wahlschwelle überwunden hat⁶. Um zu verhindern, dass die Effekte einer Schwelle die Analyseergebnisse der anderen Schwelle verfälschen, werden die Analyseintervalle so festgelegt, dass sie jeweils nur eine Schwelle umfassen. Im Fall der Ein-Prozent-Schwelle fallen alle Parteien zwischen 0 % und weniger als 5 % der Stimmen in das Intervall. Das Analyseintervall der Fünf-Prozent-Hürde umfasst alle Parteien zwischen 1 % und 10 % der Stimmen. Die Obergrenze von 10 % gewährleistet, dass weit von der Fünf-Prozent-Hürde entfernte Parteien die Ergebnisse nicht verfälschen können.

Sofern die Ergebnisse statistisch signifikant sind, werden zur Überprüfung ihrer Robustheit verschiedene Tests durchgeführt (vgl. Skovron und Titiunik 2015). Den Anfang machen zwei Placebo-Tests. Hierbei wird vorgegeben, dass sich die Schwelle an einer anderen Stelle befindet, als es eigentlich der Fall ist. Werden die Ergebnisse nicht signifikant, stärkt dies das Vertrauen in die ursprünglichen Ergeb-

⁵ Das Kreditintervall ist das bayesianische Äquivalent zum frequentistischen Konfidenzintervall. Ein 95 %-Kreditintervall wird als der Bereich interpretiert, innerhalb dessen der wahre Werte mit 95 % Wahrscheinlichkeit liegt (Gill und Traummüller 2020).

⁶ Die Berechnungen wurden anhand der Statistiksoftware R unter Verwendung des brms-Packages (Bürkner 2017) durchgeführt.

nisse. Anschließend wird untersucht, ob die Ergebnisse sensibel gegenüber einer Veränderung des untersuchten Intervalls sind. Weiterhin wird ein t-Test berechnet, der alle Fälle innerhalb eines 20%-Intervalls ober- und unterhalb der jeweiligen Wahlschwelle berücksichtigt. Hierdurch soll gezeigt werden, dass die Effekte nicht nur ein Artefakt der Modellannahmen sind, sondern sich auch für die Parteien in unmittelbarer Nähe des Schwellenwertes nachweisen lassen. Um auszuschließen, dass es in der Nähe der Schwellen zu einer Selbstselektion der Parteien in die Behandlungsgruppe kam, wird die kumulative Verteilungsfunktion ermittelt. Zudem soll überprüft werden, ob sich durch Einbeziehung weiterer Variablen, von denen zu vermuten ist, dass sie das Outcome ebenfalls beeinflussen, die Regressionsergebnisse verändern.

Im Fall der Parteienfinanzierung bieten sich folgende Variablen an: (1) Eine Dummy-Variable, die angibt, ob eine Partei bei einer Wahl in einem anderen Land, einer Bundestags- oder Europawahl Anspruch auf staatliche Parteifinanzierung erworben hat; sowie zwei weitere Dummy-Variablen, die den Wert 1 annehmen, wenn eine Partei (2) in einem anderen Landtag bzw. (3) im Bundestag vertreten ist. Durch Einbeziehung der drei Kontrollvariablen soll ausgeschlossen werden, dass Spillover-Effekte die Ergebnisse verfälschen. So könnten Landesverbände, die in ihrem Land keinen Anspruch auf staatliche Finanzierung haben, trotzdem von staatlichen Geldern profitieren, wenn sie im Zuge eines parteiinternen Finanzausgleichs von anspruchsberechtigten Landesverbänden oder der Bundespartei unterstützt werden. Der Grund für die Einbeziehung von (2) und (3) ist, dass Landesverbände von im Bundestag vertretenen Parteien über einen Bekanntheitsbonus verfügen und – wenn sie an der Fünf-Prozent-Hürde scheitern – erfahrungsgemäß eine höhere Überlebenschance als andere Parteien aufweisen. Es ist zu vermuten, dass Ähnliches in schwächerem Ausmaß auch für die in einem anderen Landesparlament vertretenen Parteien gilt.

Im Fall der parlamentarischen Repräsentanz soll ebenfalls auf (2) und (3) kontrolliert werden. Des Weiteren wird überprüft, ob (4) die Beteiligung an der Landesregierung und (5) die Beteiligung an der Bundesregierung die vorhergesagte Wiedereinzugswahrscheinlichkeit beeinflusst. So konnte die Koalitionsforschung zeigen, dass Juniorpartner in einer Koalition häufig Stimmverluste bei der nächsten Wahl hinnehmen müssen. Ursächlich hierfür ist laut Klüver und Spoon (2020), dass kleine Parteien nur wenige ihrer Wahlversprechen umsetzen können und sich nicht hinreichend vom größeren Koalitionspartner abgrenzen können. Weiterhin in Betracht gezogen wurde, eine Kontrollvariable zu erstellen, welche angibt, ob eine Partei jemals im Landesparlament vertreten war. Sollten Parteien, die einmal in das Landesparlament eingezogen sind, auch nach mehreren Legislaturperioden einen Bekanntheitsbonus gegenüber anderen Parteien aufweisen, könnte dies ihre Wiedereinzugswahrscheinlichkeit ebenfalls vergrößern. Allerdings gelang es im Untersuchungszeitraum nur den Parteien FDP, Die Linke und Bündnis 90/Die Grünen – nachdem sie einmal aus dem Landtag ausgeschieden waren – bei einer der nachfolgenden Wahlen erneut die Fünf-Prozent-Hürde zu überwinden. Da diese drei Parteien mit nur kurzen Unterbrechungen zugleich im Bundestag vertreten waren und die Bundestagsrepräsentanz bereits mit einer eigenen Variablen erfasst wird, wird auf die Erstellung einer eigenen Kontrollvariable verzichtet.

4 Ergebnisse

Die Ergebnisse der logistischen Regression mit der Wiederantrittswahrscheinlichkeit bei der nächsten Wahl als abhängige Variable (AV) sind in Tab. 1 zu finden. Alle Effekte sind hochsignifikant. Wie erwartet hat die Überwindung der Ein-Prozent-Schwelle einen positiven Effekt. Die Wiederantrittswahrscheinlichkeit für Parteien mit einem Prozent der gültigen Stimmen beträgt ohne staatliche Finanzierung 60 % und steigt bei staatlicher Finanzierung auf 82 %. In Abb. 1 sind die Regressionsergebnisse grafisch dargestellt. Die Kreise repräsentieren die Parteien, die rote durchgezogene Linie die vorhergesagte Wiederantrittswahrscheinlichkeit und die gestrichelten roten Linien die Grenzen des 90 %-Kredibilitätsintervalls. Weist ein Kreis auf der y-Achse den Wert 1 auf, so bedeutet dies, dass die dazugehörige Partei erneut angetreten ist. Der Wert 0 steht entsprechend dafür, dass eine Partei nicht wieder angetreten ist. Bereits mit bloßem Auge ist erkennbar, dass es ab der Ein-Prozent-Schwelle zu einem starken Abfall der Anzahl nicht wieder antretender Parteien kommt, was jedoch nicht für die erneut kandidierenden Parteien gilt. Die Kredibilitätsintervalle (KI) überlappen einander nicht. Nach der Ein-Prozent-Schwelle steigert ein höherer Stimmenanteil die Wiederantrittswahrscheinlichkeit nur noch geringfügig.

Tab. 9 im Anhang beinhaltet die Ergebnisse eines Placebo-Tests im Intervall (0; 1) mit einem Schwellenwert von 0,5 %, Tab. 10 die Ergebnisse eines Placebo-Test im Intervall [1; 5) mit einem Schwellenwert von 3 %. Beide Tests führen zu keinen signifikanten Effekten und bestärken damit das Vertrauen in das ursprüngliche Modell. Bei Verkleinerung der untersuchten Bandbreite auf das Intervall [0,3; 3) bleibt die statistische Signifikanz der Effekte hingegen bestehen (Tab. 11). Bezieht man die Kontrollvariablen (KV; Bundestagrepräsentanz, Repräsentanz in einem anderen Landtag, staatliche Finanzierung andere Landesverbände derselben Partei und/oder der Bundespartei), lässt sich der Effekt nach Subgruppen differenzieren (Tab. 2). Im Bundestag vertretene Parteien haben eine Wiederantrittswahrscheinlichkeit von 100 %, unabhängig davon, ob sie mehr oder weniger als ein Prozent der gültigen Stimmen erhalten haben⁷. Ist ein anderer Landesverband in einem Landtag vertreten⁸, erhöht sich die Wiederantrittswahrscheinlichkeit eines Landesverbandes bei Überquerung der Ein-Prozent-Schwelle von 71 % auf 89 %. Noch deutlicher ist der Effekt für Parteien ausgeprägt, die in einem anderen Land im Parlament vertreten sind. Hier erhöht sich die Wahrscheinlichkeit, bei der nächsten Wahl erneut anzutreten, an der Ein-Prozent-Schwelle von 57 % auf 82 % Prozent. Ein Anstieg von 40 % auf 69 % ist zu verzeichnen, wenn eine Partei weder im Bundestag oder einem Landesparlament vertreten ist noch in einer anderen Wahl Anspruch auf staatliche Finanzierung erworben hat. Im Modell mit Kontrollvariablen sind sowohl die Effekte aller Kontrollvariablen sowie der Effekt der Ein-Prozent-Schwelle statistisch signifikant.

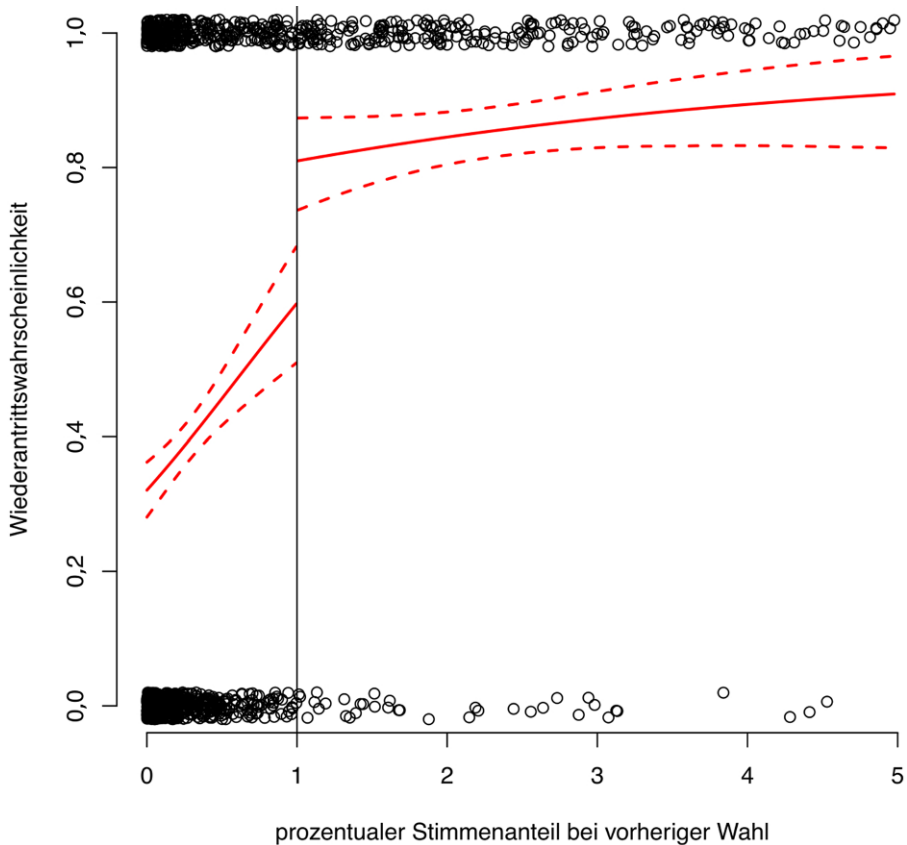
Die Differenz zwischen der mittleren Wiederantrittswahrscheinlichkeit von Parteien zwischen 0,8 % und 1 % der Stimmen und Parteien zwischen 1 % und 1,2 %

⁷ Von den im Bundestag vertretenen Parteien hat lediglich die PDS bzw. Die Linke bei einigen westdeutschen Landtagswahlen weniger als ein Prozent der gültigen Stimmen erhalten.

⁸ Wenn ein Landesverband Anspruch auf Parteienfinanzierung hat, erhält die Bundespartei automatisch einen Anteil daran.

Tab. 1 Logit-Modell mit Wiederantrittswahrscheinlichkeit als AV (1 %-Schwelle)

Kovariaten	Schätzer	Fehler	95 % KI		Pr(b>0)
Konstante	-0,76	0,11	-0,98	-0,53	0,000
Stimmenanteil	1,15	0,29	0,58	1,73	1,000
Über-1 %-Schwelle	2,00	0,44	1,14	2,88	1,000
Stimmenanteil * Über-1 %-Schwelle	-0,92	0,34	-1,58	-0,23	0,004
N	986				
Pseudo-R ²	0,177	0,017	0,143	0,210	
Effekt an 1 %-Schwelle	0,217				

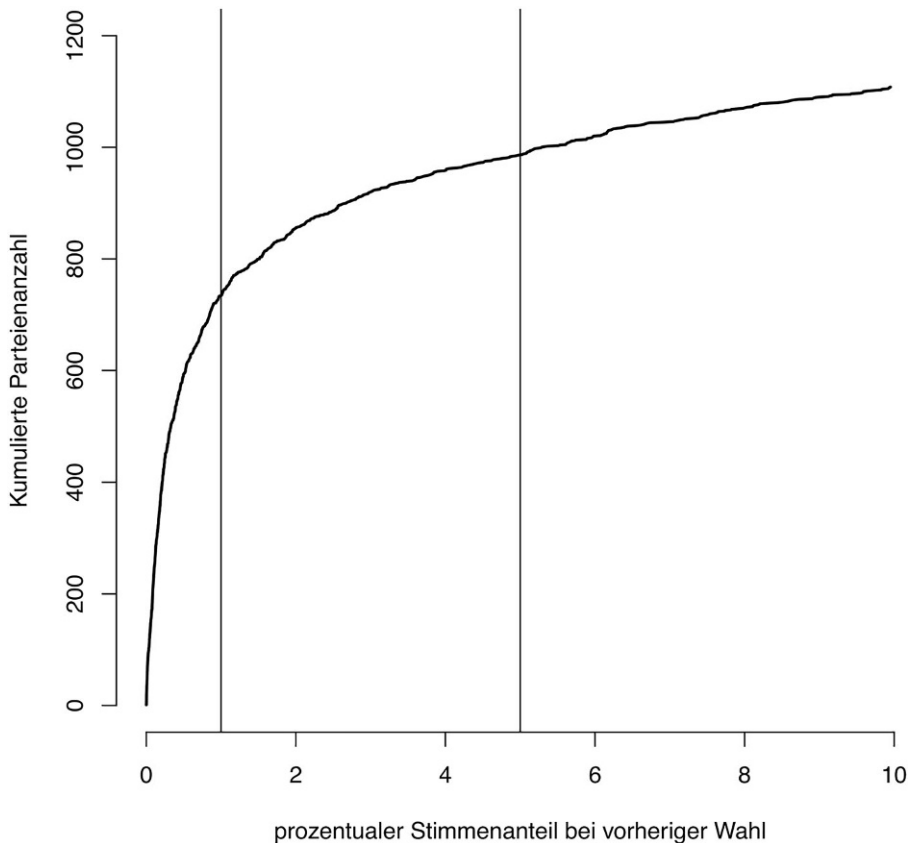
**Abb. 1** Effekt der staatlichen Parteienfinanzierung auf die Wiederantrittswahrscheinlichkeit bei der nächsten Wahl

beträgt 21,6 Prozentpunkte und ist – wie sich anhand eines t-Tests feststellen lässt – ebenfalls statistisch signifikant. Dies deutet darauf hin, dass der Schätzwert des Treatment-Effekts nicht wesentlich durch Fälle, die weit vom Schwellenwert entfernt sind, beeinflusst wurde. In Abb. 2 ist die kumulierte Anzahl an Parteien in Abhängigkeit von ihrem Stimmenanteil aufgetragen. Zu Beginn vollzieht sich ein steiler Anstieg der Parteizahl, welcher sich mit zunehmendem Stimmenanteil immer wei-

Tab. 2 Logit-Modell mit Wiederantrittswahrscheinlichkeit als AV und KV (1 %-Schwelle)

Kovariaten	Schätzer	Fehler	95 % KI		Pr(b > 0)
Konstante	-0,83	0,12	-1,06	-0,60	0,000
Stimmenanteil	0,41	0,33	-0,23	1,06	0,894
Über-1 %-Schwelle	1,79	0,47	0,88	2,71	1,000
Stimmenanteil * Über-1 %-Schwelle	-0,58	0,38	-1,32	0,15	0,062
Staatsgelder in anderem Land/Bund	0,71	0,17	0,37	1,04	1,000
Repräsentanz in anderem Landtag	0,62	0,26	0,11	1,15	0,991
Bundestagsrepräsentanz	37,08	36,86	3,99	132,06	1,000
N	986				
Pseudo-R ²	0,216	0,015	0,186	0,246	
Effekt an 1 %-Schwelle (Alles = 0) ^a	0,291				
Effekt an 1 %-Schwelle (SLB = 1)	0,246				
Effekt an 1 %-Schwelle (RAL = 1)	0,180				
Effekt an 1 %-Schwelle (BTR = 1)	0,000				

^aStaatsgelder in anderem Land/Bund (SLB), Repräsentanz in anderem Landtag (RAL), Bundestagsrepräsentanz (BTR); wenn RAL = 1, dann auch SLB = 1; wenn BTR = 1, dann auch RAL = 1 und SLB = 1; die Wiederantrittswahrscheinlichkeit für BTR = 1 beträgt über und unter der 1 %-Schwelle annähernd 100 %, sodass die Differenz Null ist

**Abb. 2** Kumulierte Parteienanzahl in Abhängigkeit vom Stimmenanteil

Tab. 3 Lineares Modell mit Stimmenanteil bei nächster Wahl als AV (1 %-Schwelle)

Kovariaten	Schätzer	Fehler	95 % KI		Pr(b > 0)
Konstante	0,08	0,17	−0,24	0,40	0,679
Stimmenanteil	1,34	0,38	0,60	2,08	1,000
Über-1 %-Schwelle	0,13	0,35	−0,55	0,82	0,650
Stimmenanteil * Über-1 %-Schwelle	−0,21	0,40	−0,99	0,56	0,301
N	505				
R ²	0,386	0,026	0,332	0,435	
Effekt an 1 %-Schwelle	−0,070				

Tab. 4 Lineares Modell mit Stimmenanteil bei nächster Wahl als AV und KV (1 %-Schwelle)

Kovariaten	Schätzer	Fehler	95 % KI		Pr(b > 0)
Konstante	0,09	0,16	−0,21	0,40	0,726
Stimmenanteil	1,32	0,39	0,56	2,07	0,999
Über-1 %-Hürde	0,69	0,35	−0,00	1,39	0,974
Stimmenanteil * Über-1 %-Hürde	−0,72	0,40	−1,51	0,06	0,036
Staatsgelder in anderem Land/Bund	−0,02	0,21	−0,43	0,38	0,455
Repräsentanz in anderem Landtag	−0,32	0,23	−0,78	0,13	0,081
Bundestagsrepräsentanz	2,81	0,29	2,24	3,37	1,000
N	505				
R ²	0,489	0,023	0,442	0,531	
Effekt an 1 %-Schwelle	−0,03				

ter abschwächt. Dies ist nicht weiter überraschend, da erfahrungsgemäß ein Großteil der Parteien bei einer Wahl nur sehr geringe Stimmenanteile erhält. Weder bei der Ein-Prozent-Finanzierungsschwelle noch der Fünf-Prozent-Hürde lassen sich bedeutende Abweichungen vom Trendverlauf in Form von Sprüngen oder Knicken beobachten, wie sie für eine Selbstselektion der Parteien in die Behandlungsgruppe sprechen würden. Hypothese 1 kann folglich angenommen werden.

Anders verhält es sich im Fall von Hypothese 2. Abgesehen vom Stimmenanteil bei der vorherigen Wahl erweist sich keiner der Koeffizienten als statistisch signifikant. Der Effekt der Schwelle ist mit −0,07 Prozentpunkten zu vernachlässigen (Tab. 3). Bei Einbeziehung von Kontrollvariablen (Tab. 4) wird die Interaktion zwischen Stimmenanteil und Überwindung der Schwelle zwar signifikant; der Gesamteffekt der Schwelle bleibt mit −0,03 Prozentpunkten jedoch marginal. Den stärksten Einfluss der Kontrollvariablen hat die Bundestagsrepräsentanz, welche den Stimmenanteil um 2,81 Prozentpunkte erhöht. Die Teilnahme eines Landesverbands der gleichen Partei oder der Bundespartei hat keinen Einfluss auf den Stimmenanteil. Parteien mit Landtagsrepräsentanz in einem anderen Bundesland erhalten durchschnittlich 0,32 Prozentpunkte weniger Stimmen. In Abb. 3 gehen die Regressionsgeraden vor und nach der Schwelle nahezu perfekt ineinander über, wobei die Kreditintervalle vollständig einander überlappen. Somit lässt sich innerhalb der Gruppe von Parteien, die bei der nächsten Wahl erneut antreten, kein Effekt der staatlichen Parteienfinanzierung auf den Stimmenanteil bei der nächsten Wahl feststellen.

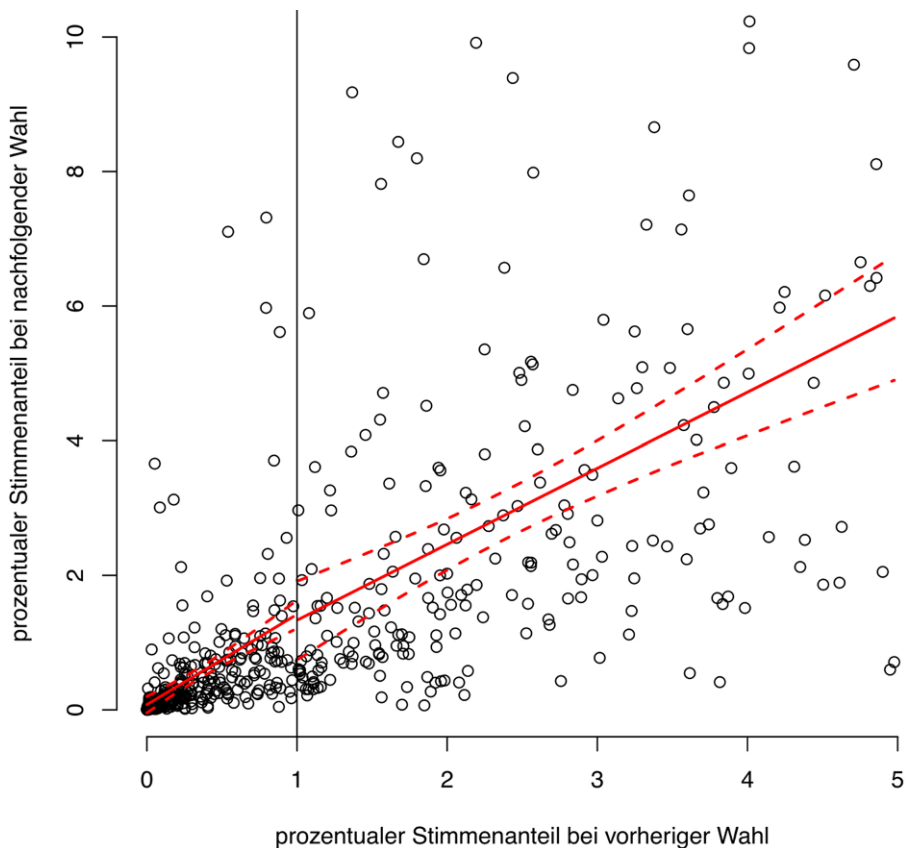
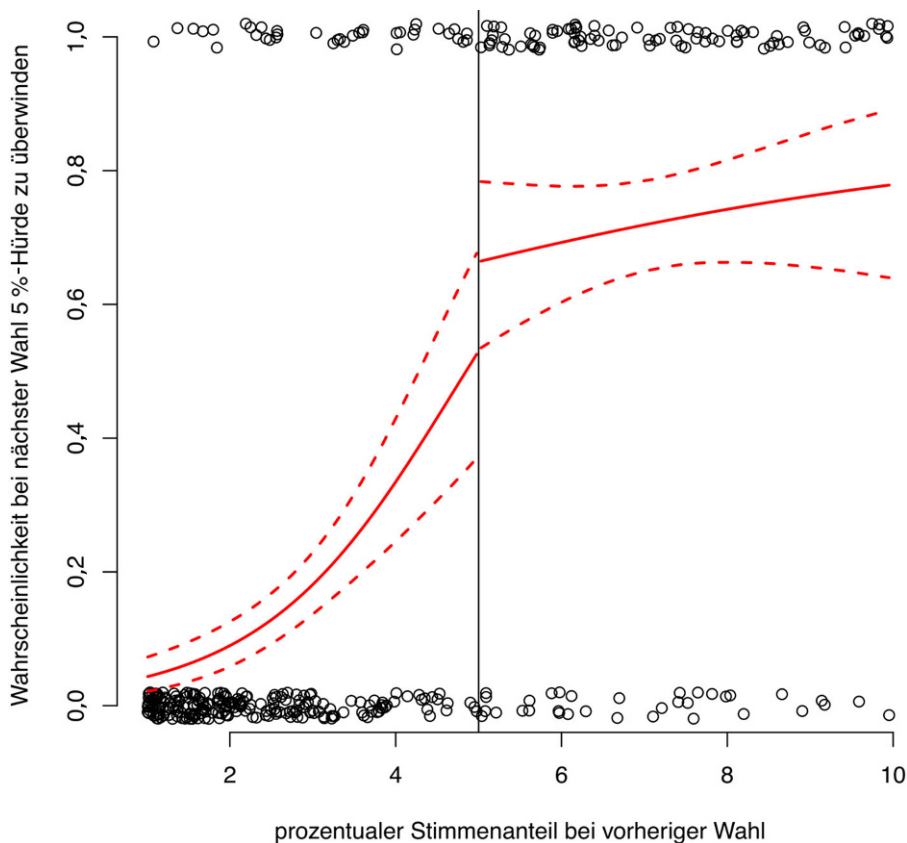


Abb. 3 Effekt der staatlichen Parteienfinanzierung auf den prozentualen Stimmenanteil bei der nächsten Wahl

Das Modell, mit welchem die Effekte des Überwindens der Fünf-Prozent-Hürde auf die Wiedereinzugswahrscheinlichkeit geschätzt werden (Tab. 5), liefert wiederum substantielle und signifikante Effekte. Für eine Partei, die fünf Prozent der Stimmen erhalten hat und im Parlament vertreten ist, wird eine Wiedereinzugswahrscheinlichkeit von 68 % vorhergesagt. Ohne parlamentarische Repräsentanz beträgt dieser Wert ceteris paribus nur 53 %. Allerdings überlappen sich, wie in Abb. 4 zu sehen ist, die Kreditibilitätsintervalle der Regressionskurven so, dass die Regressionskurven jeweils den gleichen Wert aufweisen, wie eine der Grenzen der Kreditibilitätsintervalle der anderen Regressionskurve. Aufgrund der Tatsache, dass es sich um eine Vollerhebung handelt, muss der Effekt deshalb nicht zwangsläufig verworfen werden. Jedoch deutet die Überlappung darauf hin, dass der Einfluss der Fünf-Prozent-Hürde schwächer ausgeprägt ist als derjenige der Ein-Prozent-Schwelle. Hierfür spricht auch, dass die Ausdünnung der nicht wieder eingezogenen Parteien nach der Fünf-Prozent-Hürde weniger abrupt ist als im Fall der Ein-Prozent-Schwelle (für die nicht wieder angetretenen Parteien). Aus dieser Beobachtung lässt sich darüber hinaus schlussfolgern, dass die geringere Deutlichkeit des Effekts nicht

Tab. 5 Logit-Modell mit Wiedereinzugswahrscheinlichkeit als AV (5 %-Hürde)

Kovariaten	Schätzer	Fehler	95 % KI		Pr(b > 0)
Konstante	-4,01	0,54	-5,10	-2,99	0,000
Stimmenanteil	0,83	0,17	0,50	1,16	1,000
Über-5 %-Hürde	4,10	1,15	1,85	6,39	1,000
Stimmenanteil * Über-5 %-Hürde	-0,70	0,22	-1,13	-0,27	0,001
N	374				
Pseudo-R ²	0,372	0,031	0,304	0,428	
Effekt an 5 %-Hürde	0,142				

**Abb. 4** Effekt parlamentarischer Repräsentanz auf die Wahrscheinlichkeit, die 5 %-Hürde bei der nächsten Wahl zu überwinden

allein auf die kleinere Fallzahl des dritten Modells ($n=374$ gegenüber $n=986$ im ersten Modell) zurückzuführen ist.

Parteien unterhalb der Fünf-Prozent-Hürde treten in 85,3 %, Parteien oberhalb der Hürde in 99,5 % der Fälle erneut an. Um auszuschließen, dass die höhere Mortalitätsrate der Parteien unterhalb von fünf Prozent zu einer Verzerrung der Ergebnisse führt, wurde das Modell ohne die ausgeschiedenen Parteien erneut berechnet

Tab. 6 Logit-Modell mit Wiedereinzugswahrscheinlichkeit als AV und KV (5 %-Hürde)

Kovariaten	Schätzer	Fehler	95 % KI		Pr(b > 0)
Konstante	-4,32	0,67	-5,71	-3,07	0,000
Stimmenanteil	0,57	0,20	0,19	0,96	0,998
Über-5 %-Hürde	1,59	1,34	-1,02	4,19	0,885
Stimmenanteil * Über-5 %-Hürde	-0,26	0,26	-0,76	0,24	0,154
Repräsentanz in anderem Landtag	0,07	0,55	-0,99	1,16	0,548
Beteiligung an Landesregierung	0,31	0,61	-0,84	1,56	0,687
Bundestagsrepräsentanz	2,21	0,44	1,38	3,09	1,000
Beteiligung an Bundesregierung	-1,31	0,42	-2,13	-0,49	0,001
N	374				
Pseudo-R ²	0,459	0,025	0,405	0,503	
Effekt an 5 %-Hürde (Alles = 0) ¹	0,048				
Effekt an 5 %-Hürde (RAL = 1)	0,050				
Effekt an 5 %-Hürde (BLR = 1)	0,057				
Effekt an 5 %-Hürde (BTR = 1)	0,058				
Effekt an 5 %-Hürde (BBR = 1)	0,070				

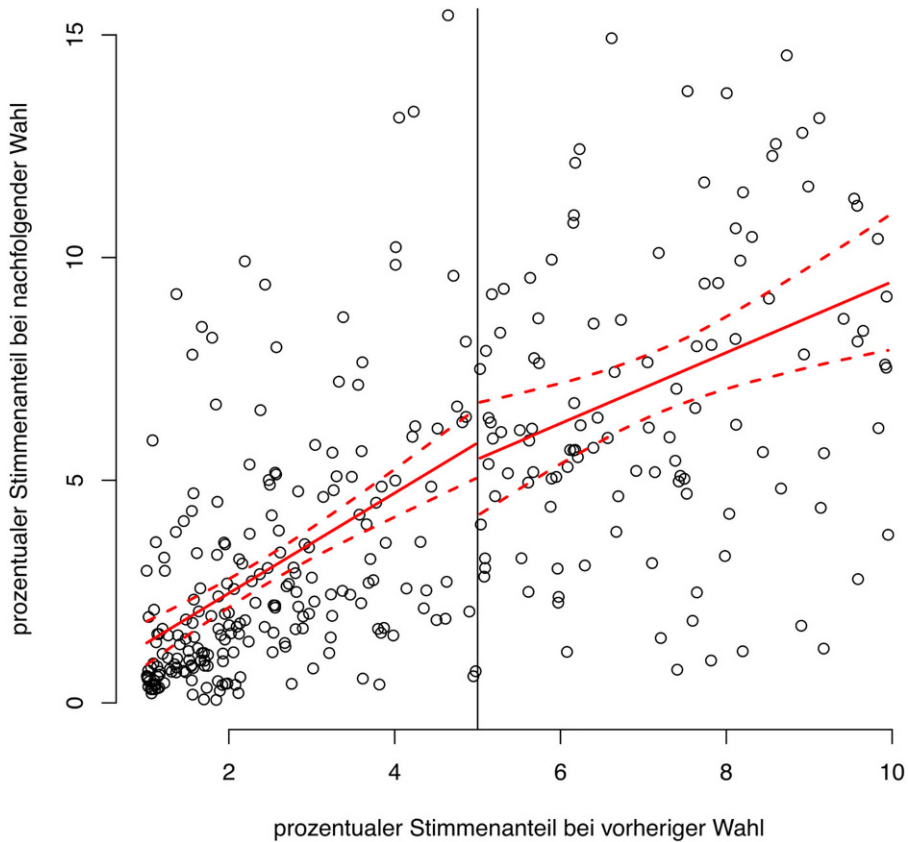
^aRepräsentanz in anderem Landtag (RAL), Beteiligung an Landesregierung (BLR), Bundestagsrepräsentanz (BTR), Beteiligung an Bundesregierung (BBR); wenn BTR = 1, dann auch RAL = 1; wenn BBR = 1, dann auch BTR = 1 und RAL = 1. Sowohl die Placebo-Tests mit einer fingierten 3 %-Hürde (Tab. 12) und 7 %-Hürde (Tab. 13) als auch ein Bandbreiten-Test mit dem Intervall [2; 8) (Tab. 14) stützen die Resultate des ursprünglichen Modells. Bei Einbeziehung der Kontrollvariablen (Repräsentanz in einem anderen Landtag, Beteiligung an der Landesregierung, Bundestagsrepräsentanz, Beteiligung an der Bundesregierung) sinkt die Wahrscheinlichkeit eines positiven Effekts durch Überschreiten der Fünf-Prozent-Hürde auf 88,5 % (Tab. 6). Parteien, die an der Bundesregierung beteiligt sind, weisen mit 7 Prozentpunkten den größten Effekt auf. Den geringsten Effekt haben Parteien zu verzeichnen, die bei allen Kontrollvariablen die Ausprägung Null aufweisen. Hier beträgt der Effekt knapp 5 Prozentpunkte. Parteien mit Bundestagsrepräsentanz (einschließlich Repräsentanz in einem anderen Landtag) weisen insgesamt eine deutlich höhere (Wieder-)Einzugswahrscheinlichkeit auf als alle anderen Subgruppen. Diese beträgt für Parteien, die bei der vorherigen Wahl knapp unterhalb der Fünf-Prozent-Hürde geblieben sind, 69 %, und für Parteien, die die Fünf-Prozent-Hürde knapp überwunden haben, 75 %. Für Parteien, die in keinem anderen Parlament auf Landes- oder Bundesebene vertreten sind, lauten die entsprechenden Wahrscheinlichkeiten 19 % und 24 %. Die Repräsentanz in einem anderen Landtag verändert diese Werte nur unwesentlich. Dies spricht dafür, dass fast keine Spillover-Effekte vorhanden sind. Während die Beteiligung an der Bundesregierung die (Wieder-)Einzugswahrscheinlichkeit wie erwartet senkt, hat eine Beteiligung an der jeweiligen Landesregierung einen nichtsignifikanten positiven Effekt

(Tab. 15). Dies führt im Wesentlichen zu den gleichen Ergebnissen wie im ursprünglichen Modell. Ein t-Test ergibt, dass Parteien zwischen 4 % und 5 % der Stimmen eine um 18 Prozentpunkte niedrigere Einzugswahrscheinlichkeit besitzen als Parteien zwischen 5 % und 6 % der Stimmen. Die Irrtumswahrscheinlichkeit beträgt 7,8 %. Für eine Vollerhebung ist dies ein ausreichend hoher Wert. Somit liegt – vorsichtig formuliert – insgesamt genügend Evidenz vor, um Hypothese 3 nicht zu verwerfen.

Hypothese 4 muss hingegen eindeutig abgelehnt werden. Wie schon im Fall von Hypothese 2 lassen sich keine signifikanten Effekte feststellen (Tab. 7). Bei der grafischen Analyse (Abb. 5) zeigt sich zudem, dass die Regressionsgeraden nahezu perfekt ineinander übergehen und die zugehörigen Kreditintervalle vollständig überlappen. Auch bei Einbeziehung der Kontrollvariablen (Tab. 8) deutet nichts auf einen Stimmenzuwachs durch Parlamentsrepräsentanz hin; vielmehr gibt

Tab. 7 Lineares Modell mit Stimmenanteil bei nächster Wahl als AV (5 %-Hürde)

Kovariaten	Schätzer	Fehler	95 % KI		Pr(b > 0)
Konstante	0,21	0,53	-0,82	1,24	0,658
Stimmenanteil	1,13	0,20	0,73	1,52	1,000
Über-5 %-Hürde	1,29	1,52	-1,67	4,29	0,800
Stimmenanteil * Über-5 %-Hürde	-0,33	0,28	-0,88	0,22	0,120
N	336				
R ²	0,364	0,033	0,296	0,425	
Effekt an 5 %-Hürde	-0,360				

**Abb. 5** Effekt parlamentarischer Repräsentanz auf den prozentualen Stimmenanteil bei der nächsten Wahl

es Anzeichen für einen leicht negativen Effekt in Höhe von $-0,45$ Prozentpunkten. Während eine Bundestagsrepräsentanz den Stimmenanteil um $3,47$ Prozentpunkte steigert, müssen an der Bundesregierung beteiligten Parteien durchschnittlich mit $-1,62$ Prozentpunkten weniger rechnen. Eine Beteiligung an der Landesregierung hat einen Effekt von $-1,11$ Prozentpunkten, Repräsentanz in einem anderen Landtag von $-0,84$ Prozentpunkten.

Tab. 8 Lineares Modell mit Stimmenanteil bei nächster Wahl als AV und KV (5 %-Hürde)

Kovariaten	Schätzer	Fehler	95 % KI		Pr(b > 0)
Konstante	0,92	0,52	-0,10	1,94	0,962
Stimmenanteil	0,62	0,20	0,22	1,02	0,999
Über-5 %-Hürde	-2,25	1,52	-5,24	0,73	0,068
Stimmenanteil * Über-5 %-Hürde	0,36	0,28	-0,18	0,91	0,903
Repräsentanz in anderem Landtag	-0,84	0,46	-1,73	0,05	0,033
Beteiligung an Landesregierung	-1,11	0,68	-2,46	0,24	0,052
Bundestagsrepräsentanz	3,47	0,46	2,57	4,37	1,000
Beteiligung an Bundesregierung	-1,62	0,52	-2,64	-0,60	0,001
N	336				
R ²	0,463	0,029	0,402	0,516	
Effekt an 5 %-Hürde	-0,450				

5 Diskussion und Forschungsausblick

In diesem Beitrag wurden mittels einer Regressions-Diskontinuitäts-Analyse die Auswirkungen der staatlichen Parteienfinanzierung und parlamentarischen Repräsentanz bei deutschen Landtagswahlen untersucht. Es zeigte sich, dass Parteien, welche die Ein-Prozent-Finanzierungsschwelle überwinden, eine signifikant höhere Wahrscheinlichkeit haben, bei der nächsten Wahl erneut anzutreten. Zudem konnte Evidenz dafür gefunden werden, dass parlamentarische Repräsentanz die Chancen einer Partei erhöhen, bei der nächsten Wahl erneut im Parlament vertreten zu sein. Bedeutende Effekte auf den Stimmenanteil bei der nächsten Wahl konnten jedoch weder für die staatliche Parteienfinanzierung noch die parlamentarische Repräsentanz gefunden werden.

Im Fall der Ein-Prozent-Schwelle lässt sich die Diskrepanz zwischen dem logistischen und linearen Modell gut anhand von Selektionseffekten erklären. So ist davon auszugehen, dass wenn alle Parteien mit weniger als einem Prozent der Stimmen bei der nächsten Wahl erneut kandidiert hätten, die tatsächlich wieder angetretenen Parteien im Mittel mehr Stimmen als die nicht wieder kandidierenden Parteien erhalten hätten. Allein die Tatsache, dass es Parteien ohne staatliche Unterstützung schaffen, wieder anzutreten, zeugt von einer gewissen organisationalen Stabilität und einer Mitgliederschaft, die einen erneuten Versuch nicht im Vorhinein als zum Scheitern verurteilt erachten.

Deutlich schwieriger ist es, die Diskrepanz zwischen logistischem und linearem Modell für die Fünf-Prozent-Hürde zu erklären. Hier können Selektionseffekte lediglich für einen Teil des Effektes verantwortlich gemacht werden. Am naheliegendsten wäre es, die Ursache in den unterschiedlichen Eigenschaften der verwendeten Modelle zu suchen. Allerdings erscheinen die Unterschiede bereits in den Daten angelegt zu sein. So ist die Varianz bezüglich der Frage, ob eine Partei (erneut) ins Parlament einzieht oder nicht, im Verhältnis zur Spannweite deutlich größer als in Hinblick auf den Stimmenanteil bei der nächsten Wahl. Dies könnte darauf hindeuten, dass die binäre Erfassung von „Einzug“ oder „kein Einzug“ ein „schärferes Schwert“ darstellt als die Betrachtung von (kontinuierlichen) Stimmen-

anteilen. Gleichwohl wäre zur vollständigen Aufklärung des Widerspruchs zwischen den Modellen weitere Forschung wünschenswert. Beispielsweise ließe sich untersuchen, ob sich bei Kommunalwahlen, die weit größere Fallzahlen als Landtagswahlen ermöglichen, ein vergleichbarer Befund ergibt. In Deutschland existieren infolge der Rechtsprechung verschiedener Verfassungsgerichte mittlerweile in keinem (Flächen-)Bundesland mehr Sperrklauseln auf lokaler Ebene. Jedoch könnte man genauso die Effekte der natürlichen Hürden, also den Stimmenanteil, den es im Mittel braucht, um mindestens ein Mandat zu erhalten, analysieren oder sich mit Kommunalwahlen in anderen Staaten befassen.

Zwar sind die Effekte an der Ein-Prozent-Schwelle und Fünf-Prozent-Hürde nicht direkt miteinander vergleichbar, da jeweils unterschiedliche abhängige Variablen betrachtet werden. Dennoch implizieren die Ergebnisse, dass es für Parteien auf Landesebene wichtiger ist, staatliche Finanzierung zu erhalten, als im Landtag vertreten zu sein. Dieser Befund ist insofern unerwartet, als dass sich ein Großteil der Literatur mit den Auswirkungen von Sperrklauseln und nur ein geringer Teil mit den Effekten staatlicher Parteienfinanzierung befasst. Eine mögliche Erklärung für den unerwartet schwachen Effekt an der Fünf-Prozent-Hürde ist, dass sich parlamentarische Repräsentanz auf Landesebene weit weniger auszahlt als auf Bundesebene. So ist gemäß dem „second order elections“-Theorem anzunehmen, dass sich die Aufmerksamkeit der Öffentlichkeit hauptsächlich auf die nationale Ebene beschränkt. Während beispielsweise die Äußerungen von Bundespolitikern großen Widerhall in nahezu allen medialen Verbreitungskanälen finden, beschränkt sich die Besprechung des landespolitischen Geschehens im Regelfall auf weit weniger stark konsumierte Medien wie regionale Tageszeitungen, Fernsehsender oder Radiostationen. Folglich können im Landtag vertretene Parteien im Vergleich zu außerparlamentarischen Parteien weniger stark durch zusätzliche Aufmerksamkeit profitieren. Eine weitere mögliche Erklärung ist, dass Parteien knapp oberhalb der Fünf-Prozent-Marke nur wenige ihrer politischen Forderungen durchsetzen bzw. ihnen Gehör verschaffen können und daher von den Wählerinnen und Wähler bei der nächsten Wahl „abgestraft“ werden. Eine fundiertere Antwort auf die Frage, weshalb parlamentarische Repräsentanz auf Landesebene nur einen vergleichsweise schwachen Effekt ausübt, bleibt jedoch weiterer Forschung vorbehalten.

Die normativen Implikationen der Ergebnisse sind nicht eindeutig. Formale Chancengleichheit zwischen den Parteien besteht weitestgehend, da über den Erhalt von Geldern oder den Einzug ins Parlament allein der Stimmenanteil und keine andere Eigenschaft einer Partei entscheidet (einmal abgesehen vom Ausschluss extremistischer Parteien von der Parteienfinanzierung). Allein der Ausschluss von Wählergruppen erscheint fragwürdig, wenngleich es für die betroffenen Gruppierungen vermutlich keine Schwierigkeit darstellen dürfte, den Parteistatus zu erlangen. So dürfte das Beibehalten des Status einer Wählergruppe eher als Ausdruck der ideologisch-begründeten Ablehnung von Parteiendemokratie zu verstehen sein, womit vermutlich zumeist auch die Ablehnung von Parteienfinanzierung einhergeht.

Setzt man ein umfassenderes Verständnis von Chancengleichheit voraus, könnte man argumentieren, dass Parteien durch die Wahlhürden, die in ihrer Höhe letztlich willkürlich gesetzt sind, in Hinblick auf ihre Wiederantritts- und Wiedereinzugschancen ungerechtfertigt bevor- und benachteiligt werden. In der Tat erscheint

es schwierig zu rechtfertigen, weshalb z.B. eine Partei mit 1,03 % der Stimmen Anspruch, aber eine Partei mit 0,95 % der Stimmen keinen Anspruch auf staatliche Finanzierung hat. Diesem Vorwurf ließe sich entgegentreten, indem man statt einer scharfen Hürde einen kontinuierlichen Übergangsbereich festlegt. Beispielsweise könnte eine Partei mit 0,51 % der Stimmen 1 % der regulären Summe erhalten, mit 0,52 % der Stimmen 2 % der regulären Summe etc., sodass eine Partei mit 1 % der Stimmen Anspruch auf den halben und eine Partei mit 1,5 % der Stimmen Anspruch auf den vollen Betrag hätte. In Analogie hierzu wäre es bei der Sitzvergabe denkbar, einen Teil der Sitze ohne Hürde zu verteilen oder – ähnlich wie in Estland (Grofman et al. 1999) – ein Sitzverteilungsverfahren zu nutzen, dass große Parteien zwar deutlich bevorteilt, aber auch kleineren einige wenige Sitze zugesteht. Viele Länder erreichen einen vergleichbaren Effekt durch Kombination kleinerer Wahlkreise und der D'Hondt-Methode, ohne dass die Notwendigkeit einer Sperrklausel besteht (z. B. Portugal, Finnland oder die Schweiz; Nohlen 2014, S. 239ff., S. 403 f.).

Natürlich hat aus normativer Sicht auch eine solche Vorgehensweise ihre Nachteile. Zudem ließe sich zugunsten des Status quo einwenden, dass die Stimmenanteile nicht durch die Wahlschwellen beeinflusst werden. Dies gilt insbesondere für die Fünf-Prozent-Hürde, bei welcher das Nichtvorhandensein eines Effekts nicht durch Selektionseffekte erklärt werden kann. Auch erscheint der Effekt der Fünf-Prozent-Hürde auf die (Wieder-)Einzugswahrscheinlichkeit mit 14 Prozentpunkten als vergleichsweise gering. An dieser Stelle ist jedoch erneut darauf hinzuweisen, dass es sich um einen lokalen Effekt handelt, der nur für Parteien in der Nähe der Hürde gilt. So kann keineswegs ausgeschlossen werden, dass die Fünf-Prozent-Hürde durch „psychologische Effekte“ (Duverger 1959) Wähler von der Wahl kleiner Parteien abhält und dadurch verhindert, dass diese je in die Nähe von fünf Prozent der Stimmen gelangen.

Zukünftige Forschung könnte sich eingehender damit befassen, ob Unterschiede zwischen verschiedenen Parteien und Parteifamilien bestehen. Ebenso lohnenswert erscheint eine Untersuchung der Frage, inwieweit sich auch nach mehreren Wahlen noch Effekte des Überschreitens einer Wahlschwelle feststellen lassen. Zudem wäre es wünschenswert zu erforschen, ob und inwieweit staatliche Parteienfinanzierung und parlamentarische Repräsentanz mit anderen Faktoren, die zur dauerhaften Etablierung einer Partei beitragen, interagieren. Hier ist vor allem die erfolgreiche Besetzung eines bestimmten Themas als Alleinstellungsmerkmal, die Existenz eines politischen Unternehmers sowie der Wandel von Wählermilieus zu nennen (Naßmacher 2023). Alles in allem besteht noch viel Potenzial zur weiteren Erforschung der Auswirkungen von Wahlschwellen.

6 Anhang

Tab. 9 Placebo-Test mit 0,5 %-Finanzierungsschwelle im Intervall (0; 1)

Kovariaten	Schätzer	Fehler	95 % KI		Pr(b > 0)
Konstante	-0,62	0,14	-0,89	-0,35	0,000
Stimmenanteil	0,20	0,64	-1,05	1,44	0,626
Über-0,5 %-Schwelle	0,06	0,93	-1,80	1,88	0,526
Stimmenanteil * Über-0,5 %-Schwelle	0,87	1,40	-1,84	3,66	0,733
N	734				
Pseudo-R ²	0,030	0,012	0,010	0,055	
Effekt an 0,5 %-Schwelle	0,121				

Tab. 10 Placebo-Test mit 3 %-Finanzierungsschwelle im Intervall [1; 5)

Kovariaten	Schätzer	Fehler	95 % KI		Pr(b > 0)
Konstante	1,41	0,66	0,13	2,74	0,984
Stimmenanteil	0,14	0,36	-0,55	0,85	0,653
Über-1 %-Schwelle	-0,97	2,90	-6,71	4,68	0,367
Stimmenanteil * Über-3 %-Schwelle	0,34	0,82	-1,24	2,00	0,655
N	252				
Pseudo-R ²	0,017	0,012	0,002	0,045	
Effekt an 3 %-Schwelle	0,005				

Tab. 11 Bandbreiten-Test mit 1 %-Finanzierungsschwelle im Intervall [0,3; 3)

Kovariaten	Schätzer	Fehler	95 % KI		Pr(b > 0)
Konstante	-1,28	0,41	-2,09	-0,50	0,001
Stimmenanteil	1,97	0,66	0,69	3,31	0,998
Über-1 %-Schwelle	2,68	0,78	1,15	4,23	1,000
Stimmenanteil * Über-1 %-Schwelle	-1,82	0,75	-3,32	-0,34	0,008
N	440				
Pseudo-R ²	0,167	0,028	0,112	0,222	
Effekt an 1 %-Schwelle	0,169				

Tab. 12 Placebo-Test mit 3 %-Hürde im Intervall [1; 5)

Kovariaten	Schätzer	Fehler	95 % KI		Pr(b > 0)
Konstante	-4,09	0,99	-6,13	-2,23	0,000
Stimmenanteil	0,84	0,47	-0,07	1,76	0,966
Über-3 %-Hürde	0,95	2,11	-3,22	5,08	0,680
Stimmenanteil * Über-3 %-Hürde	-0,23	0,66	-1,53	1,07	0,362
N	252				
Pseudo-R ²	0,124	0,043	0,049	0,214	
Effekt an 3 %-Hürde	0,040				

Tab. 13 Placebo-Test mit 7 %-Hürde im Intervall [5; 10)

Kovariaten	Schätzer	Fehler	95 % KI		Pr(b > 0)
Konstante	-1,86	3,34	-8,47	4,61	0,287
Stimmenanteil	0,48	0,57	-0,62	1,62	0,801
Über-7 %-Hürde	-0,15	4,35	-8,75	8,34	0,487
Stimmenanteil * Über-7 %-Hürde	-0,11	0,67	-1,41	1,19	0,430
N	122				
Pseudo-R ²	0,036	0,024	0,004	0,096	
Effekt an 7 %-Hürde	-0,177				

Tab. 14 Bandbreiten-Test mit 5 %-Hürde im Intervall [2; 8)

Kovariaten	Schätzer	Fehler	95 % KI		Pr(b > 0)
Konstante	-3,37	0,88	-5,18	-1,71	0,000
Stimmenanteil	0,66	0,25	0,18	1,16	0,996
Über-5 %-Hürde	4,62	1,94	0,85	8,50	0,992
Stimmenanteil * Über-5 %-Hürde	-0,72	0,37	-1,45	-0,00	0,024
N	215				
Pseudo-R ²	0,231	0,041	0,147	0,307	
Effekt an 5 %-Hürde	0,239				

Tab. 15 Wiedereinzugswahrscheinlichkeit ohne nicht wieder angetretene Parteien (5 %-Hürde)

Kovariaten	Schätzer	Fehler	95 % KI		Pr(b > 0)
Konstante	-3,81	0,56	-4,95	-2,77	0,000
Stimmenanteil	0,82	0,17	0,49	1,17	1,000
Über-5 %-Hürde	4,02	1,17	1,71	6,31	0,999
Stimmenanteil * Über-5 %-Hürde	-0,71	0,23	-1,15	-0,27	0,001
N	336				
Pseudo-R ²	0,355	0,032	0,286	0,412	
Effekt an 5 %-Hürde	0,109				

Danksagung Ich möchte mich für die Hilfe von Sam Känner sowie die hilfreichen Kommentare von Dominic Nyhuis und der zwei anonymen Gutachter/innen bedanken.

Funding Open Access funding enabled and organized by Projekt DEAL.

Open Access Dieser Artikel wird unter der Creative Commons Namensnennung 4.0 International Lizenz veröffentlicht, welche die Nutzung, Vervielfältigung, Bearbeitung, Verbreitung und Wiedergabe in jeglichem Medium und Format erlaubt, sofern Sie den/die ursprünglichen Autor(en) und die Quelle ordnungsgemäß nennen, einen Link zur Creative Commons Lizenz beifügen und angeben, ob Änderungen vorgenommen wurden.

Die in diesem Artikel enthaltenen Bilder und sonstiges Drittmaterial unterliegen ebenfalls der genannten Creative Commons Lizenz, sofern sich aus der Abbildungslegende nichts anderes ergibt. Sofern das betreffende Material nicht unter der genannten Creative Commons Lizenz steht und die betreffende Handlung nicht nach gesetzlichen Vorschriften erlaubt ist, ist für die oben aufgeführten Weiterverwendungen des Materials die Einwilligung des jeweiligen Rechteinhabers einzuholen.

Weitere Details zur Lizenz entnehmen Sie bitte der Lizenzinformation auf <http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/deed.de>.

Literatur

- von Alemann, Ulrich, Philipp Erbentraut, und Jens Walther. 2018. Finanzierung: Woher kommt das Geld der Parteien? In *Das Parteiensystem der Bundesrepublik Deutschland: Eine Einführung*, Hrsg. Ulrich von Alemann, Philipp Erbentraut, und Jens Walther, 125–138. Wiesbaden: Springer.
- Alexander, Herbert E., und Rei Shiratori. 2018. *Comparative political finance among the democracies*. Routledge.
- Anderson, Christopher J., und Daniel S. Ward. 1996. Barometer elections in comparative perspective. *Electoral Studies* 15(4):447–460.
- van Biezen, Ingrid. 2004. Political parties as public utilities. *Party Politics* 10(6):701–722.
- van Biezen, Ingrid, und Petr Kopecký. 2007. The state and the parties: public funding, public regulation and rent-seeking in contemporary democracies. *Party Politics* 13(2):235–254.
- van Biezen, Ingrid, und Ekaterina R. Rashkova. 2014. Deterring new party entry? The impact of state regulation on the permeability of party systems. *Party Politics* 20(6):890–903.
- Bolleyer, Nicole, und Evelyn Bytzek. 2013. Origins of party formation and new party success in advanced democracies. *European Journal of Political Research* 52(6):773–796.
- Booth, Eric, und Joseph Robbins. 2010. Assessing the impact of campaign finance on party system institutionalization. *Party Politics* 16(5):629–650.
- Bundeswahlleiterin. 2024. Ergebnisse früherer Landtagswahlen. https://www.bundeswahlleiterin.de/dam/jcr/a333e523-0717-42ad-a772-d5ad7e7e97cc/ltw_erg_gesamt.pdf. Zugegriffen: 1. Febr. 2024.
- Bürkner, Paul-Christian. 2017. Brms: an R package for Bayesian multilevel models using Stan. *Journal of Statistical Software* 80:1–28.
- Casal Bértoa, Fernando, und Maria Spirova. 2017. Parties between thresholds: state subsidies and party behaviour in post-communist democracies. *Party Politics* 25(2):233–244.
- Caughey, Devin, und Jasjeet S. Sekhon. 2011. Elections and the regression discontinuity design: lessons from close U.S. House races, 1942–2008. *Political Analysis* 19(4):385–408.
- Decker, Frank, und Julia von Blumenthal. 2002. Die bundespolitische Durchdringung der Landtagswahlen. Eine empirische Analyse von 1970 bis 2001. *Zeitschrift für Parlamentsfragen* 33(1):144–165.
- Dinas, Elias, Pedro Riera, und Nasos Roussias. 2015. Staying in the first league: parliamentary representation and the electoral success of small parties. *Political Science Research and Methods* 3(2):187–204.
- Duverger, Maurice. 1959. *Die politischen Parteien*. Tübingen: Mohr. Hrsg. Siegfried Landshut.
- Eggers, Andrew C., Anthony Fowler, Jens Hainmueller, Andrew B. Hall, und James M. Snyder Jr. 2014. 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.
- Eggers, Andrew C., und Jens Hainmueller. 2009. MPs for sale? Returns to office in postwar British politics. *The American Political Science Review* 103(4):513–533.
- Gerber, Elisabeth R., und Daniel J. Hopkins. 2011. When mayors matter: estimating the impact of mayoral partisanship on city policy. *American Journal of Political Science* 55(2):326–339.
- Gill, Jeff, und Richard Traummüller. 2020. Bayesianische Inferenz als Alternative zur klassischen Statistik. In *Handbuch Methoden der Politikwissenschaft*, Hrsg. Claudius Wagemann, Achim Goerres, und Markus B. Siewert, 671–697. Wiesbaden: Springer.
- Gillespie, Richard. 1998. Party funding in a new democracy: Spain. In *Funding democratization*, Hrsg. Peter Burnell, Alan Ware. Routledge.
- Górecki, Maciej A., und Paula Kukulowicz. 2018. Electoral formula, legal threshold and the number of parties: a natural experiment. *Party Politics* 24(6):617–628.
- Grofman, Bernard, Evald Mikkil, und Rein Taagepera. 1999. Electoral systems change in Estonia, 1989–1993. *Journal of Baltic Studies* 30(3):227–249.
- Gunlicks, Arthur B. 2018. *Campaign and party finance in north America and western Europe*. Routledge.
- Ikstens, Jānis, Michael Pinto-Duschinsky, Daniel Smilov, und Marcin Walecki. 2002. Political finance in central eastern europe: an interim report. *Österreichische Zeitschrift für Politikwissenschaft* 31(1):21–39.
- Imbens, Guido W., und Thomas Lemieux. 2008. Regression discontinuity designs: a guide to practice. *Journal of Econometrics* 142(2):615–635.
- Katz, Richard S., und Peter Mair. 1995. Changing models of party organization and party democracy: the emergence of the cartel party. *Party Politics* 1(1):5–28.
- Klasen, Oliver. 2024. „Verfassungsgericht: NPD für sechs Jahre von staatlicher Parteienfinanzierung ausgeschlossen“. *Süddeutsche Zeitung*. <https://www.sueddeutsche.de/politik/bundesverfassungsgericht-npd-parteienfinanzierung-ausschluss-1.6337119>. Zugegriffen: 5. Apr. 2024.

- Klüver, Heike, und Jae-Jae Spoon. 2020. Helping or hurting? How governing as a junior coalition partner influences electoral outcomes. *The Journal of Politics* 82(4):1231–1242.
- Koß, Michael. 2008. *Staatliche Parteienfinanzierung und politischer Wettbewerb*. Wiesbaden: VS.
- Koß, Michael. 2021. Parteienfinanzierung. In *Handwörterbuch des politischen Systems der Bundesrepublik Deutschland*, Hrsg. Uwe Andersen, Jörg Bogumil, Stefan Marschall, und Wichard Woyke, 706–711. Wiesbaden: Springer.
- Lee, David S. 2008. Randomized experiments from non-random selection in U.S. House elections. *Journal of Econometrics* 142(2):675–697.
- Lijphart, Arend. 1999. *Patterns of democracy: government forms and performance in thirty-six countries*. Yale University Press.
- Linhart, Eric, und Kristin Eichhorn. 2022. Electoral systems and party systems in Germany on the local level. *German Politics*. <https://doi.org/10.1080/09644008.2022.2058495>.
- Linhart, Eric, Johannes Raabe, und Patrick Statsch. 2019. Mixed-member proportional electoral systems – the best of both worlds? *Journal of Elections, Public Opinion and Parties* 29(1):21–40.
- Morlok, Martin. 2002. Was kümmert den Staat die Parteienfinanzen? Leitlinien einer Verfassungstheorie der Parteienfinanzierung. In *Jahrbuch der Heinrich-Heine-Universität Düsseldorf*, 427–437.
- Naßmacher, Karl-Heinz. 1997. Parteienfinanzierung in Deutschland. In *Parteiendemokratie in Deutschland*, Hrsg. Oscar W. Gabriel, Oskar Niedermayer, und Richard Stöss, 157–176. Wiesbaden: VS.
- Naßmacher, Karl-Heinz. 2009. *The funding of party competition*. Nomos.
- Naßmacher, Karl-Heinz. 2020. Die Finanzen der AfD: Parteigründung aus der Staatskasse? *Zeitschrift für Parteienwissenschaften* (1):30–37.
- Naßmacher, Karl-Heinz. 2023. Vom Zweieinhalb- zum Sechs-Parteien-System. *Zeitschrift für Parteienwissenschaften* (1):58–76.
- Nohlen, Dieter. 2014. *Wahlrecht und Parteiensystem: Zur Theorie und Empirie der Wahlsysteme*. utb.
- Obert, Peter, und Jochen Müller. 2017. Representation and new party survival in multi-level systems. *Journal of Elections, Public Opinion and Parties* 27(4):413–432.
- Paltiel, Khayyam Z. 1981. Campaign finance: contrasting practices and reforms. In *Democracy at the polls: a comparative study of competitive national elections* AEI Studies., Hrsg. David Butler, Howard Rae Penniman, 138–173. Washington, DC.: American Enterprise Inst. for Public Policy Research.
- PartG. 1994. *Gesetz über die politischen Parteien*.
- Pedersen, Mogens N. 1982. Towards a new typology of party lifespans and minor parties. *Scandinavian Political Studies* 5(1):1–16.
- Pierre, Jon, Lars Svåsand, und Anders Widfeldt. 2000. State subsidies to political parties: confronting rhetoric with reality. *West European Politics* 23(3):1–24.
- Pinto-Duschinsky, Michael. 2002. Financing politics: a global view. *Journal of Democracy* 13(4):69–86.
- Probst, Lothar. 2022. Wahlrecht und Wahlsystem in Bremen. In *Politik und Regieren in Bremen*, Hrsg. Lothar Probst, Matthias Güldner, und Andreas Klee, 273–280. Wiesbaden: Springer.
- Radio Bremen. 2023. „AfD bei Bürgerschaftswahl nicht dabei – auch nicht in Bremerhaven“. *buten un binnen*. <https://www.butenunbinnen.de/nachrichten/afd-bremen-zulassung-wahl-bremerhaven-100.html>. Zugegriffen: 6. Apr. 2024.
- Reif, Karlheinz, und Hermann Schmitt. 1980. Nine second-order national elections – a conceptual framework for the analysis of European election results. *European Journal of Political Research* 8(1):3–44.
- Reuchamps, Min, François Onclin, Didier Caluwaerts, und Pierre Baudewyns. 2014. Raising the threshold, fighting fragmentation? Mechanical and psychological effects of the legal electoral threshold in Belgium. *West European Politics* 37(5):1087–1107.
- Scarrow, Susan E. 2006. Party subsidies and the freezing of party competition: do cartel mechanisms work? *West European Politics* 29(4):619–639.
- Scarrow, Susan E. 2007. Political finance in comparative perspective. *Annual Review of Political Science* 10:193–210.
- Simon, Dennis M., Charles W. Ostrom, und Robin F. Marra. 1991. The president, referendum voting, and subnational elections in the United States. *American Political Science Review* 85(4):1177–1192.
- Skovron, Christopher, und Rocío Titiunik. 2015. *A practical guide to regression discontinuity designs in political science*.
- Snyder, James M., Olle Folke, und Shigeo Hirano. 2015. Partisan imbalance in regression discontinuity studies based on electoral thresholds. *Political Science Research and Methods* 3(2):169–186.
- Titiunik, Rocío. 2021. Natural experiments. In *Advances in experimental political science*, Hrsg. James N. Druckman, Donald P. Green, 103–129. Cambridge: Cambridge University Press.

- Waschkuhn, Arno. 2004. Die politischen Systeme Andorras, Liechtensteins, Monacos, San Marinos und des Vatikan. In *Die politischen Systeme Westeuropas*, Hrsg. Wolfgang Ismayr, 759–777. Wiesbaden: VS.
- Zicht, Wilko. 1999. „Das Wahlrecht bei Landtagswahlen“. *Wahlrecht.de*. <https://www.wahlrecht.de/landtage/>. Zugegriffen: 4. Apr. 2024.
- Zur, Roi. 2019. Party survival in parliament: explaining party durability in lower-house parliaments. *European Journal of Political Research* 58(3):960–980.

Hinweis des Verlags Der Verlag bleibt in Hinblick auf geografische Zuordnungen und Gebietsbezeichnungen in veröffentlichten Karten und Institutsadressen neutral.