GENDER OPEN REPOSITORIUM

Die Wahl von Bürgermeister_innen in Deutschland – Ursachen der Unterrepräsentanz von Frauen

Holtkamp, Lars; Garske, Benjamin; Wiechmann, Elke

2020

https://doi.org/10.25595/2839

Veröffentlichungsversion / published version
Zeitschriftenartikel / journal article

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Holtkamp, Lars; Garske, Benjamin; Wiechmann, Elke: *Die Wahl von Bürgermeister_innen in Deutschland – Ursachen der Unterrepräsentanz von Frauen*, in: Gender : Zeitschrift für Geschlecht, Kultur und Gesellschaft, Jg. 12 (2020) Nr: 1, 127–145. DOI: https://doi.org/10.25595/2839.

Erstmalig hier erschienen / Initial publication here: https://doi.org/10.3224/gender.v12i1.09

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer CC BY SA 4.0 Lizenz (Namensnennung - Weitergabe unter gleichen Bedingungen) zur Verfügung gestellt. Nähere Auskünfte zu dieser Lizenz finden Sie hier:

https://creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0/deed.de

Terms of use:

This document is made available under a CC BY SA 4.0 License (Attribution - ShareAlike). For more information see:

https://creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0/deed.en

GenderOpen – Repositorium für die Geschlechterforschung: www.genderopen.de

FREIE UNIVERSITÄT BERLIN

HUMBOLDT-UNIVERSITÄT ZU BERLIN

Lars Holtkamp, Benjamin Garske, Elke Wiechmann

Die Wahl von Bürgermeister_innen in Deutschland – Ursachen der Unterrepräsentanz von Frauen

Zusammenfassung

Das Bürgermeister_innenamt ist die höchste kommunalpolitische Position in Deutschland. Hier herrscht eine extreme Unterrepräsentanz von Frauen. Für die ca. 80 Großstädte (über 100.000 Einwohner_innen) liegt der Frauenanteil 2017 bei 8 %. Der Beitrag geht unter Einbezug von deskriptiven und bivariaten Analysen der Frage nach, welche Einflussfaktoren für dieses Ergebnis verantwortlich sind. Der Analyse liegt eine Vollerhebung aller Kandidaturen (N = 2.113) und Parteien von Kommunen über 20.000 Einwohner_innen (N = 665) zum Stichtag 31.10.2018 zugrunde. Der relative Wahlerfolg von Frauen und Männern hat sowohl mit dem Nominierungsverfahren der Parteien als auch mit weiteren in der Analyse berücksichtigten Faktoren zu tun. Die Annahmen und Ergebnisse werden im Spiegel aktueller Forschungsergebnisse diskutiert.

Schlüsselwörter
Frauenrepräsentanz, Bürgermeister_innenwahl, Relativer Wahlerfolg, Wähler_innenverhalten, Politische Parteien

Summary

Mayoral elections in Germany – reasons for the under-representation of women

The office of mayor is the highest political post in local government in Germany, in which women are extremely under-represented. In 2017, the proportion of women mayors in the approx. 80 large cities (with more than 100,000 inhabitants) was 8%. Using a descriptive and bivariate analysis, the article investigates which factors are responsible for this. The analysis is based on a full survey of all candidates (N = 2,113) and parties in municipalities with more than 20,000 inhabitants (N = 665) on 31 October 2018. The relative electoral success of women and men is linked both to the parties' nomination processes and other factors which were included in the analysis. The assumptions and results are discussed in the light of current research results.

Keywords
female representation, mayoral election, relative electoral success, voting behaviour, political parties

Einleitung

Mit den in den 1990er-Jahren einsetzenden Kommunalverfassungsreformen hat sich die Kommunalpolitik in vielen Bundesländern grundlegend verändert. Die Kommunalvertretungen haben ihre Kompetenzen mithin abgeben müssen. Die nun direkt gewählten Bürgermeister_innen haben sich in nicht wenigen Fällen zur ‚exekutiven Führerschaft' aufschwingen können. Trotz dieser Entwicklung erstaunt die geringe Anzahl der aktuellen Forschungsbeiträge zur Bürgermeister_innenwahl. Diese haben bisher „Seltenheitswert" (Glock 2017: 176).

Noch größer ist die Forschungslücke in der Genderforschung. Hier gibt es meist nur qualitative Fallstudien, die es kaum zulassen, Hypothesen zu den möglichen Ursachen der Unterrepräsentanz von Frauen im höchsten kommunalen Amt systematisch

zu testen. Das ist auch für die Praxis problematisch, insofern anders als auf Bundes- und Landesebene Frauen nicht zunehmend in den politischen Spitzenpositionen ankommen, sondern der niedrige Frauenanteil unter den Bürgermeister_innen sogar noch zurückgeht. In unserem Genderranking deutscher Großstädte beträgt der Frauenanteil beim Oberbürgermeister_innenamt im Jahr 2017 nur noch 8,2 %, während er im ersten Genderranking 2008 noch bei 17,7 % lag (Holtkamp/Wiechmann/Schnittke 2009; Holtkamp/Wiechmann/Buß 2017).

Deshalb wollen wir im Folgenden der Frage nachgehen, welche Einflussfaktoren für diese extreme Frauenunterrepräsentanz im höchsten kommunalen Amt verantwortlich sind. Zunächst werden die theoretischen Ansätze und der Forschungsstand zu Bürgermeisterinnen in Deutschland sowie die allgemeinen Auswirkungen des Mehrheitswahlrechts aus der Genderperspektive (unter Einschluss des Konzepts der ‚gläsernen Klippe' bzw. der ‚Glass Cliff') skizziert. Daraus lassen sich Hypothesen zu den Ursachen der Unterrepräsentanz entwickeln, die anschließend in bivariaten und multivariaten Analysen getestet werden.

1 Theoretische Ansätze und Forschungsstand

Zur Erklärung der Unterrepräsentanz von Frauen wird zunehmend auch der Rational-Choice-Institutionalismus zur Hypothesenbildung herangezogen. Hierbei wird der Einfluss von Institutionen (Wahlrecht und Quoten) und ihrer Kombination auf die Frauenrepräsentation besonders hervorgehoben (Norris 2004). Diese Institutionen wirken auf das Kandidat_innenmarktmodell ein, das die Interaktion zwischen dem Kandidat_innenpool, den Parteien als ‚Gatekeeper' und den Wahlberechtigten auf der Nachfrageseite erfasst. Diese Institutionen führen gerade bei den Parteien zu unterschiedlichen Anreizen, Frauen als Kandidatinnen aufzustellen. In unserem Fall der Bürgermeister_innenwahlen sind das Mehrheitswahlrecht[1] und die kaum anwendbaren Frauenquoten die zentralen Institutionen, die nur wenig Anreize für eine ausgewogenere geschlechterparitätische Repräsentanz setzen als das Verhältniswahlrecht. Aus dieser Perspektive sind vorrangig zwei Mechanismen verantwortlich.

Erstens besteht bei der Verhältniswahl für die Parteien ein Anreiz, den Wahlberechtigten eine sozial ausbalancierte Liste vorzulegen (‚ticket balancing'), um alle sozialen Gruppen innerhalb der Wahlberechtigten anzusprechen (Arbeiter_innen, Migrant_innen, Katholik_innen und Protestant_innen etc.) (Norris 2004). Das Verhältniswahlrecht lenkt aufgrund der Transparenz der Kandidat_innenliste die Aufmerksamkeit der Wahlberechtigten direkt auf ein etwaiges diskriminierendes Nominierungsverhalten. Bei der

1 Zu unterscheiden ist zunächst das Mehrheitswahlrecht vom Verhältniswahlrecht. Im Mehrheitswahlsystem werden Abgeordnete durch die Mehrheit der Wähler_innenstimmen in ihrem Bezirk gewählt, während die Stimmenanteile der unterlegenen Kandidat_innen nicht in die Vergabe der Parlamentsmandate eingehen. Wie bei der uns stärker interessierenden Bürgermeister_innenwahl werden die Stimmen der Wahlverlierer_innen also nicht repräsentiert. Im Verhältniswahlrecht gilt das entgegengesetzte Repräsentationsprinzip. Alle Wähler_innenstimmen sollen anteilig repräsentiert werden. Wer 20 % der Wähler_innenstimmen errungen hat, soll auch ungefähr 20 % der Parlamentssitze bekommen. Das personalisierte Verhältniswahlrecht, wie es z. B. bei Bundestagswahlen angewendet wird, kombiniert Elemente des Mehrheits- und des Verhältniswahlrechts.

dezentralen Bestimmung einzelner Kandidat_innen für das Amt der/des Bürgermeister_in nach dem Mehrheitswahlrecht hingegen kann die Frauenunterrepräsentanz eher ‚verschleiert' werden.

Zweitens können Frauenquoten mit dem Verhältniswahlrecht bei zentraler Aufstellung umstandslos berücksichtigt werden, während sie beim Mehrheitswahlrecht auf einzelne Direktkandidaturen kaum angewendet werden können (Matland 2006: 290). Beim Verhältniswahlrecht hat damit die Parteiführung die (auch öffentlich wahrgenommene) Verantwortung für die Umsetzung der Frauenquoten und damit erheblich mehr Anreize, diese auch zu implementieren. Wird hingegen nur ein_e Kandidat_in durch das Mehrheitswahlrecht dezentral aufgestellt, wie im Fall des Stadtoberhauptes, können dies häufiger Männer sein, ohne dass der Parteiführung oder den dezentralen Parteieinheiten in starkem Maße zum Vorwurf gemacht wird, die Quote nicht anzuwenden.

In empirischen Analysen werden die Institutionen allerdings in Heuristiken, wie dem akteurzentrierten Institutionalismus (Scharpf 2000), häufig um andere zu betrachtende Erklärungsvariablen ergänzt, und der Einfluss von Institutionen auf das Akteurshandeln wird als kontingent eingeordnet (Holtkamp/Schnittke 2010). Hierbei geht es insbesondere um Ansätze, die erklären können, warum sich bei dezentraler Aufstellung Männer in der Duellsituation eher als Frauen durchsetzen können. Herausgehobene Einzelkandidaturen werden z. B. oft vorher bereits in informellen Verhandlungen in Old-Boys-Networks relativ verbindlich festgelegt. Diese Netzwerke tendieren häufig zu homosozialer Kooptation[2]. Die Aufstellung von Kandidat_innen für das Amt des Stadtoberhauptes in Einerwahlkreisen nimmt einen Nullsummencharakter an – „entweder ein Mann oder eine Frau wird nominiert. Solange Politik auf lokaler Ebene noch immer ein vorwiegend männlich dominierter Bereich ist, sind die Chancen von Frauen, sich in einem solchen Nullsummenspiel durchzusetzen, gering" (Kaiser/Hennl 2008: 172).

Unter welchen Bedingungen sich Frauen auch beim Mehrheitswahlrecht durchsetzen können und welche Folgen diese Ausgangslage hat, wird durch das Konzept der gläsernen Klippe[3] (‚Glass Cliff') thematisiert, das zunächst vor allem auf weibliche Führungspositionen in Unternehmen bezogen wurde. Danach drohen Managerinnen, denen es zum Teil gelungen ist aufzusteigen und die gläserne Decke (‚Glass Ceiling') zu überwinden, in ihrer Amtszeit weitere Hürden. Häufig kommen sie eher in einer schwierigen Unternehmenssituation an die Spitze, in der die Wahrscheinlichkeit des Scheiterns hoch ist (Ryan et al. 2016).

Auf die Politik und das Mehrheitswahlrecht bezogen kann dies bedeuten, dass Frauen zwar von ihrer Partei als Kandidatin aufgestellt werden, aber tendenziell eher bei unsicheren Tickets in der Diasporasituation (vgl. O'Brian 2015: 136). Wenn Frauen in dieser Situation nicht gewählt werden, ist dies weniger auf ein diskriminierendes

2 In sozialen Netzwerken werden danach diejenigen aufgenommen, die sich ähnlich sind. Die Vertrautheit im Umgang mit dem eigenen Geschlecht reduziert empirisch belegt Unsicherheit. Darüber hinaus schafft Ähnlichkeit Vertrauen, das die zentrale Funktionsvoraussetzung für Tauschnetzwerke bildet, die nicht selten formale Organisationsregeln und Gesetze zum Zweck der Machtausübung und gemeinsamen Nutzenmaximierung ‚überbrücken'.

3 Ähnlich wie der akteurzentrierte Institutionalismus wird das Konzept der gläsernen Klippe nicht als Theorie im engeren Sinne eingeordnet (Ryan et al. 2016: 446f.). Es ist eher eine Heuristik mit multidimensionalen, kontextabhängigen Variablen, die sich gut mit anderen Heuristiken verbinden lässt.

Wahlverhalten, sondern eher auf die von Parteien zugewiesenen Tickets bzw. nicht vorhandenen Quotenregelungen zurückzuführen (Ryan/Haslam/Kulich 2010: 59). Männer meiden demgegenüber eher unsichere Tickets und lassen Frauen den Vortritt, um sich auf attraktivere Positionen zu bewerben (Funk 2017: 16). Kandidatinnen sehen demgegenüber häufiger in unsicheren Tickets oder Positionen die einzige (wenn auch unwahrscheinlichere) Möglichkeit aufzusteigen und sich auch in geschlechterhierarchischen Organisationen beweisen zu können (Ryan/Haslam/Kulich 2016: 451).

Geht man zu den wenigen empirischen Studien zur Bürgermeister_innenwahl über, so ist der Forschungsstand defizitär. Vom Mainstream der lokalen Politikforschung wird die Unterrepräsentanz von Frauen in diesem Amt meist damit erklärt, dass sich nicht genügend Frauen dafür interessieren oder die Wahlberechtigten Kandidatinnen reserviert gegenüberstehen (z. B. Wehling 2000: 205). Die Rolle von Parteien als die zentralen ‚Gatekeeper' wird zumeist ausgeblendet, obwohl schon für Ratswahlen dargelegt wurde, wie zentral die Nominierung durch die Parteien ist (Holtkamp/Schnittke 2010). Zentrales Ergebnis dieser Studien ist meist, dass es einen ausgeprägten Amtsinhaber_innenbonus zu verzeichnen gibt (Mielke/Benzner 2000; Gehne 2008; Kern 2008; Holzwarth 2016), wobei hier die Genderdimension oft ausgeblendet wird. Nur in seltenen Fällen wurde das ganze Kandidat_innenfeld berücksichtigt. In der Regel wird von den gewählten Bürgermeister_innen auf die Präferenzen der Wahlberechtigten geschlossen, ohne das Kandidat_innenfeld in die Analyse einzubeziehen. Lediglich David Gehne (2000) hat durch eine Befragung der Kandidat_innen in NRW dieses Feld in der Fläche untersucht. Danach kandidierten für das Amt des hauptamtlichen Stadtoberhauptes nur 14,4 % Frauen. Vergleicht man die Frauenanteile der Kandidat_innengruppen nach Nominierung, so lag er mit 36,4 % bei Bündnis 90/Die Grünen am höchsten, gefolgt von der FDP mit 20 % und den Wähler_innengruppen mit 18,2 %. Insbesondere „bei den beiden großen Parteien war der Anteil der Kandidatinnen mit 8,4 % und 5,5 % äußerst niedrig. Jedoch kandidierten mit steigender Gemeindegröße auch mehr Frauen […]. Der höchste Frauenanteil fand sich in den kreisfreien Städten mit 26,8 %" (Gehne 2000: 56).

In den wenigen Studien zu Bürgermeisterinnen aus der Genderforschung wird die Rolle der Parteien deutlich stärker berücksichtigt. In ihrer qualitativen Untersuchung der (Ober-)Bürgermeisterinnen in Deutschland verdeutlicht so zuerst Anja Scholz, dass die großen Parteien vorwiegend nur dann Frauen aufstellen, wenn eine erfolgreiche Kandidatur unwahrscheinlich ist. Wenn die Partei gegen einen Amtsinhaber kandidieren muss oder traditionell schlechte Wahlergebnisse erzielt (Diaspora), dann ist die männliche Konkurrenz eher bereit den Frauen den Vortritt zu lassen (Scholz 2004: 156). So gibt es dann bei diesen „Verlegenheitskandidaturen" häufig auch keine innerparteilichen Gegenkandidaturen (Scholz 2004: 241).

Folge dieser Ausgangskonstellationen ist, dass Kandidatinnen für das (Ober-)Bürgermeister_innenamt deutlich schlechtere Wahlchancen haben als die Kandidaten. Teilweise werden Frauen aber auch als Kontrastkandidatinnen gegen Bewerber aufgestellt, weil sich die Parteien davon größere Wahlchancen versprechen (Scholz 2004: 158). Das könnte aber auch für Kandidaturen von Frauen gegen Amtsinhaber gelten, deren Wiederwahlchancen durchschnittlich sehr hoch sind. Methodisch lässt sich an der Studie kritisieren, dass sie sich bei den Interviews auf Frauen im (Ober-)Bürgermeister_innenamt konzentriert, sodass die Perspektive der Kollegen zum Vergleich nicht einbezogen wurde.

Demgegenüber hat Uta Kletzing in ihrer Dissertation (2017) die Perspektiven beider Geschlechter berücksichtigt. Insgesamt hat sie 22 hauptamtliche (Ober-)Bürgermeister_innen – elf Frauen und elf Männer – interviewt. Dabei hat sie sich auf die Mittelstädte (20.000 bis 100.000 Einwohner_innen) in Nordrhein-Westfalen konzentriert. Kletzing kommt zu dem Ergebnis, dass Kandidatinnen unabhängig von ihrer Eignung(sbeurteilung) auf Verlegenheitssituationen „mit sehr schlechten Wahlchancen angewiesen sind, um ihre Nominierungschancen aufzubessern, womit sie jedoch stets in Wahlsituationen kandidieren, die ihre Chancen auf Wahlerfolg schmälern" (Kletzing 2017: 305).

Ebenso wie Scholz konstatiert sie, dass Frauen häufiger in der Diaspora oder gegen Amtsinhaber aufgestellt werden. Darüber hinaus macht sie darauf aufmerksam, dass, selbst wenn Frauen sich in der Diaspora durchsetzen können, sie erhebliche Nachteile in der Regierungsphase haben. Sie stehen dann häufiger als Männer ‚feindlichen' Ratsmehrheiten gegenüber und verfügen somit über geringere Handlungsspielräume bzw. riskieren langjährige Blockaden. Diese Konstellationen würden dazu führen, dass Amtsinhaberinnen sich auch aus Frustration seltener der Wiederwahl stellen als ihre Kollegen (Kletzing 2017: 313). Stellen sie sich zur Wiederwahl, haben sie aufgrund dieser geringeren Handlungsspielräume schlechtere Wahlchancen als Männer, weil ihre Regierungsbilanz ‚bescheidener' ausfällt. Damit würde insgesamt der Amtsinhaber_innenbonus bei Frauen niedriger ausfallen (auch, weil deutlich mehr Amtsinhaber infolge von Pfadabhängigkeit kandidieren), worin eine weitere Ursache für die Unterrepräsentanz im Bürgermeister_innenamt begründet liegen könnte. Diese Thesen wurden jedoch aufgrund der niedrigen Fallzahlen in Kletzings Dissertation nicht in multivariaten Analysen getestet.

Das hier skizzierte Phänomen der zu erwartenden niedrigeren Wiederwahlchancen von Bürgermeisterinnen deckt sich mit dem vorwiegend in der Organisations- und Unternehmensforschung angewendeten Konzept der gläsernen Klippe. Wenn sich Frauen trotz geringer Wahlchancen durchsetzen können, droht ihnen häufig, dass sie bei Wahlerfolg anschließend ohne eigene Mehrheiten in den Kommunalvertretungen regieren müssen und damit die Wahrscheinlichkeit des Scheiterns steigt, wie Kletzing in ihrer qualitativen Analyse nahelegt. Ähnliches wurde für die Haushaltssituation der Kommunen untersucht, nachdem Kandidatinnen für dieses Amt eher in Haushaltskrisen bzw. bei geringem Budget zu erwarten sind (Funk 2017: 64). Auch dies lässt für den Fall der Wahl nur beschränkte Handlungsspielräume erwarten und erforderliche, einschneidende Konsolidierungsmaßnahmen können die Wiederwahl gefährden. Der hierdurch häufiger zu erwartende Misserfolg könnte wiederum traditionelle Geschlechterstereotype stärken und den Selektor_innen in den Parteien signalisieren, dass Frauen in dem Amt überfordert seien oder von den Wahlberechtigten nicht angenommen würden (Funk 2017: 17), sodass in der nächsten Runde noch weniger Frauen aufgestellt werden. Für die bayerischen Bürgermeister_innenwahlen wurde bereits belegt, dass Amtsinhaberinnen eine geringere Erfolgsquote bei angestrebten Wiederwahlen haben als ihre Kollegen. „[W]omen face a significant electoral disadvantage, when running again" (Schild 2013: 24).

Multivariate Analysen der Bürgermeisterinnen in Deutschland wurden bisher vorwiegend durchgeführt, um ein mögliches diskriminierendes Verhalten der Wählerschaft (bezogen auf alle Kandidaturen unter Einschluss der Amtsinhaber_innen) zu erfassen.

So wurde für die überwiegend sehr kleinen Gemeinden in Sachsen-Anhalt festgestellt, dass die multivariate Analyse der Kandidaturen für das Amt Bürgermeister_in darauf schließen lässt, dass die Wahlberechtigten Männer als Bürgermeister_innen bevorzugen (Rademacher 2007: 96), ohne allerdings den Parteieneinfluss zu berücksichtigen. Dem steht entgegen, dass in Sachsen-Anhalt unter Berücksichtigung der hier durchschnittlich sehr kleinen Gemeinden Spitzenwerte des Bürgermeisterinnenanteils von bis zu 18,8 % erreicht wurden.

Diese Ergebnisse wurden in unserer Studie zu den Stichwahlen beim (Ober-)Bürgermeister_innenamt in NRW nicht bestätigt. Unter Kontrolle von Drittvariablen konnte festgestellt werden, dass die Wahlchancen von Frauen nicht signifikant niedriger oder höher liegen als die von Männern. Vielmehr muss darauf hingewiesen werden, dass die großen Parteien mit den besten Wahlchancen deutlich weniger Frauen als Kandidatinnen aufstellen – wobei dies am stärksten bei der CDU ausgeprägt ist (Holtkamp/Schnittke 2010). Hiermit kann vorrangig die Frauenunterrepräsentanz erklärt werden. Allerdings lag der Kandidatinnenanteil bei der SPD 2004 deutlich höher als noch bei der Kommunalwahl 1999. Bei strukturell schwieriger Ausgangslage (nach massiven Verlusten bei den Kommunalwahlen 1999 und Abwahl vieler Amtsinhaber_innen) hat die SPD gerade in den Großstädten viele Kandidatinnen für das Amt aufgestellt, die landesweit nicht selten auch Wahlerfolge in Diasporagebieten und gegen CDU-Amtsinhaber erzielen konnten (Holtkamp/Schnittke 2010). Zudem zeigte sich, dass mit zunehmender Gemeindegröße[4] bzw. Bevölkerungsdichte die Frauenrepräsentanz tendenziell steigen könnte, wobei im Gegensatz zu Kommunalparlamenten (Davidson-Schmich 2016: 37) diese Hypothese für Bürgermeister_innen noch zu wenig empirisch untermauert wurde (Holtkamp/Schnittke 2010: 141f.).

Auch der internationale Forschungsstand zur Wahl von (Ober-)Bürgermeisterinnen ist defizitär. Selbst für die USA wurden über Jahrzehnte kaum multivariate Analysen zur Wahl von Bürgermeisterinnen vorgelegt (Smith/Reingold/Owens 2012: 324). Für die USA wurde ganz ähnlich festgestellt, dass Frauen eher bei schlechten Startpositionen zum Zuge kommen. Als weitere unabhängige Variable wurde die Höhe des Frauenanteils im Stadtrat bei früheren Wahlen analysiert und festgestellt, dass durch hohe Frauenanteile im Kommunalparlament der potenzielle Kandidatinnenpool auch bei Bürgermeister_innenwahlen größer wird und damit signifikant mehr Frauen als Bürgermeisterinnen kandidieren (Smith/Reingold/Owens 2012: 322). Vor dem Hintergrund des skizzierten Forschungsstandes und der theoretischen Ansätze lassen sich sieben Hypothesen zum Zusammenhang von Gender und Bürgermeister_innenwahlen formulieren:

1) Die großen Parteien, die am häufigsten ihre Bürgermeister_innenkandidaturen erfolgreich durchsetzen, stellen prozentual weniger Kandidatinnen auf als die anderen

4 In kleineren Gemeinden dürfte eher eine politische Kultur dominieren, die die traditionelle Rollenverteilung favorisiert. Deshalb könnte es problematischer sein, interessierte Kandidatinnen zu rekrutieren. In den Parteiorganisationen dürften zudem eher Männer die Selektion der Kandidat_innen kontrollieren, und die Wahlberechtigten könnten Kandidaturen von Frauen nicht so aufgeschlossen gegenüberstehen. Außerdem hängt die Gemeindegröße stark mit der Parteienpräferenz und dem Parteiensystem zusammen. In kleineren Gemeinden werden eher konservativere Parteien gewählt, die nicht so stark auf eine ausgewogene Geschlechterrepräsentanz hinwirken dürften (Holuscha 1999: 307).

Parteien. Bei diesen aussichtsreichen Kandidaturen setzen sich Männer eher durch, wie es die skizzierten theoretischen Ansätze nahelegen.

2) Mit steigender Gemeindegröße werden mehr Kandidatinnen aufgestellt.
3) Mit steigendem Frauenanteil im Rat vergrößert sich der Kandidatinnenpool und die Aufstellung von Kandidatinnen wird wahrscheinlicher.
4) Wenn sich Kandidatinnen in den großen Parteien durchsetzen können, kandidieren sie häufig gegen Amtsinhaber oder in der Diaspora mit entsprechend geringeren Wahlchancen bzw. in Kommunen mit hohen Haushaltsdefiziten, wie es das Konzept der gläsernen Klippe erwarten lässt. Werden sie in diesen Konstellationen (dennoch) gewählt, haben sie durch Kohabitation[5] und Haushaltszwänge geringere Handlungsspielräume.
5) Dies kann wiederum dazu führen, dass die Bürgermeisterinnen sich anschließend seltener zur Wiederwahl stellen oder aufgrund der geringen Handlungsspielräume der Wählerschaft keine gute Regierungsbilanz vorlegen können und deshalb seltener wiedergewählt werden. Damit könnte der Amtsinhaber_innenbonus bei Frauen deutlich niedriger ausfallen als bei Männern und sich das Bürgermeister_innenamt als gläserne Klippe für Frauen erweisen.
6) Zudem kandidieren pfadabhängig (bei zuvor gegebener starker Überrepräsentanz von Männern) deutlich mehr Amtsinhaber, die sich in der Regel auch bei der Wiederwahl durchsetzen können.
7) Kandidatinnen für das Amt Bürgermeister_in werden von der Wählerschaft nicht bewusst diskriminiert, wenn man durch Drittvariablenkontrolle die schwierigeren Ausgangskonstellationen der Frauen (durch das selektive Nominierungsverhalten der Parteien) berücksichtigt.

2 Datenerhebung

Der vorliegenden Analyse liegt eine Vollerhebung für alle Kandidat_innen (und Wahlsieger_innen) aller Kommunen Deutschlands über 20.000 Einwohner_innen (ausgenommen Stadtstaaten; N = 665) unter Einbezug weiterer relevanter Faktoren (Mehrheitsverhältnisse, Fragmentierung, etc.) zum Stichtag 31.10.2018 zugrunde.

Ergebnisse der (Ober-)Bürgermeister_innenwahlen werden nicht zentral bzw. systematisch erfasst. Als Informationsquellen dienten uns einerseits bereits vorhandene Veröffentlichungen (z. B. Konrad-Adenauer-Stiftung 2017), andererseits die Daten der statistischen Landesämter/Landeswahlleitungen oder eigene Erhebungen (via Homepage der Kommunalverwaltungen etc.).

Daten zu den biografischen Merkmalen von Kandidatinnen für das Amt Bürgermeister_in wie Alter, Ausbildung oder (Verwaltungs-)Hintergrund konnten aufgrund der (schwierigen) Verfügbarkeit für Bürgermeister_innenwahlen lediglich für die Wahlsieger_innen erfasst werden. Deshalb müssen diese Daten für die folgende Analyse zunächst unberücksichtigt bleiben.

5 Kohabitation bedeutet, dass die/der Bürgermeister_in einer anderen politischen Ausrichtung angehört als die Ratsmehrheit, was die Durchsetzungsstärke schwächen könnte.

In unserem Forschungsvorhaben werden schließlich die so erhobenen Aggregatdaten zum Zeitpunkt der jeweils letzten Haupt- und Stichwahl zum Stichtag 31.10.2018 in die Analyse einbezogen: insgesamt 2.113 Kandidaturen aus 665 Fallkommunen aller Parteien, Wähler_innenvereinigungen und Einzelbewerber_innen.

Zum Zwecke der Vergleichbarkeit werden im Folgenden alle Fallkommunen den in der lokalen Politikforschung gebräuchlichen Einwohner_innenklassen zugeordnet: (a) 20.000 bis 49.999 Einwohner_innen (N = 483), (b) 50.000 bis 99.999 Einwohner_innen (N = 106) und 100.000 und mehr Einwohner_innen (N = 76).

Tabelle 1: Kandidaturen (nach Einwohner_innenzahl)

	Fälle (N)	Kandidaturen insgesamt	Mittlere Zahl Kandidaturen/Kommune
20.000–49.999	483	1.418	2,94
50.000–99.999	106	333	3,14
> 100.000	76**	362	4,76
insgesamt	665	2.113	3,18

Quelle: Konrad-Adenauer-Stiftung 2017. Statistische Ämter des Bundes und der Länder. Eigene Erhebung; Stand 31.10.2018.
** Ohne Hamburg, Berlin, Bremen.
Stadt Cottbus in Konrad-Adenauer-Stiftung (2017: 37) mit weniger als 100.000 Einwohner_innen geführt.

3 Deskriptive und bivariate Analysen

Ein dezidierter Blick auf die Kandidatinnen zeigt, dass die beiden Volksparteien nach wie vor wenige Frauen aufstellen. Erwartungsgemäß ist der Anteil der Kandidatinnen bei der CDU/CSU mit knapp über 11 % am geringsten (vgl. Tab. 2). Bei der CDU/CSU ist damit gerade einmal jede zehnte Kandidatur eine Frau. Dies fällt umso stärker ins Gewicht, da CDU/CSU in mehr als 80 % der Fallkommunen Kandidat_innen aufgestellt haben und diese häufig auch gewählt wurden.

Bündnis 90/Die Grünen weisen mit 30 % den mit Abstand höchsten Anteil an Frauen unter ihren Kandidaturen aus, gefolgt von der Partei Die Linke (22 %). Die SPD als zweite sog. Volkspartei mit größeren Chancen bei Bürgermeister_innenwahlen liegt deutlich dahinter (16 %).

Bei der Analyse des Einflusses der Gemeindegröße bei den großen Volksparteien fällt auf, dass entgegen Hypothese 2 der Frauenanteil mit wachsender Gemeindegröße sinkt. Demgegenüber erreichen die Grünen und die Linken gerade in den Großstädten die höchsten Frauenanteile.

Tabelle 2: Anteil der Kandidatinnen an allen Kandidaturen (nach Partei und Einwohner_innenzahl)

	CDU	SPD	Die Linke	Bündnis 90/ Die Grünen	FDP	Sonstige*
20.000–49.999	10,9	16,7	19,3	24,5	15,5	22,1
50.000–99.999	15,7	18,8	11,8	22,6	0,0	21,2
über 100.000	8,7	8,5	30,6	47,8	10,5	37,0
Anteil Kandidatinnen insg.	11,4	15,9	21,8	30,1	11,6	23,7

Quelle: eigene Erhebung, N = 665.
* 14,3 % aller Kandidaturen insgesamt sind von Frauen, wenn alle Kandidaturen innerhalb einer Kommune einbezogen werden. Hier hingegen wird nur betrachtet, wenn mindestens eine Kandidatin in der Kommune aufgestellt wurde. Der Wert liegt naturgemäß höher.

Der Zusammenhang zwischen der Nominierung einer Kandidatin und dem anschließenden Wahlerfolg zeigt, dass die Zahl der Kandidatinnen über alle Parteien und Wähler_innenvereinigungen hinweg zwar relativ gering, der Anteil an erfolgreichen Kandidatinnen allerdings durchaus unterschiedlich ist.

Vor allem die Kandidatinnen der tendenziell großen Listen CDU/CSU, SPD sowie Parteilose bzw. Kandidatinnen der Freien Wähler und Wähler_innenvereinigungen gehen durchaus – wenn auch in relativ seltenen Fällen – als Wahlsiegerin aus der Wahl hervor (vgl. Tab. 3). Folglich erscheint der Wahlerfolg – wenn einmal nominiert – hier zumindest nicht unwahrscheinlich. Demgegenüber stellen Bündnis 90/Die Grünen und Die Linke anteilig zwar die meisten Kandidatinnen auf, diese werden aber kaum gewählt, und können nur selten auf erfolgreiche Kandidaturen verweisen.

Tabelle 3: Anteil erfolgreicher Kandidatinnen in den Fallkommunen (nach Partei)

	Kandidaturen Insgesamt	... davon Frauen	Anteil	Erfolgreiche Kandidatinnen
CDU/CSU	499 (250)	57	.11	19
SPD	473 (230)	75	.16	24
Die Linke	110 (3)	24	.22	1
B '90/Die Grünen	183 (11)	55	.30	0
FDP	112 (12)	13	.12	1
Sonstige*	736 (159)	104	.14	27
Insgesamt	2113 (665)	328	.15	72

Quelle: eigene Erhebung, N = 665.
* Wähler_innenvereinigungen/Freie Wähler_innen, lokale Wähler_innengruppen und parteilose Kandidat_innen. In Klammern: erfolgreiche Kandidaturen.

Nichtsdestotrotz bestätigt sich angesichts der Verteilung die Hypothese 1. Die Volksparteien stellen mit insgesamt vergleichsweise sehr guten Wahlsiegchancen (vgl. Tab. 3) weiterhin nur sehr wenige Kandidatinnen auf und folgerichtig werden auch nur

sehr wenige (Ober-)Bürgermeisterinnen in das Amt gewählt. Würde z. B. die SPD ihre Quote von 40 % Frauen auch bei den Kandidaturen für das Amt Bürgermeister_in einhalten oder die CDU/CSU bundesweit eine vergleichbare Frauenquote einführen und auch durchsetzen, dürfte der Frauenanteil unter den Bürgermeister_innen deutlich steigen.

Hinzu kommt, dass Frauen insgesamt nur selten bei eigenen Mehrheiten der Volksparteien nominiert werden (vgl. Tab. 4).[6] Folglich sind ihre Wahlchancen geringer und die Wahrscheinlichkeit von Kohabitationskonstellationen steigt. Auf einen Einbezug der parteilosen Kandidaturen bzw. für Wählergemeinschaften in die weiteren Analysen wird verzichtet, weil hier die Varianz erheblich ist und in Aggregatdatenanalysen nur schwer die Parteinähe dieser Bewerberinnen eingeschätzt werden kann, um sie von den Kandidaturen der großen Parteien abgrenzen zu können. So zeigte sich z. B. in einer Befragung der Bürgermeister_innen in Deutschland, dass die Hälfte der parteilosen Amtsinhaber_innen aus den politischen Parteien für eine Kandidatur angesprochen wurden (Lukoschat/Belschner 2014: 41).

Tabelle 4: Anteil an Kandidatinnen bei eigener Mehrheit oder Mehrheit einer anderen Partei

	SPD			CDU/CSU			SPD+CDU/CSU		
	Mehrheit einer anderen Partei	Eigene Mehrheit	(N)	Mehrheit einer anderen Partei	Eigene Mehrheit	(N)	Mehrheit einer anderen Partei	Eigene Mehrheit	(N)
Männer	65,2	34,8	(397)	26,7	73,3	(442)	44,9	55,1	(839)
Frauen	74,7	25,3	(75)	43,9	56,1	(57)	61,4	38,6	(132)
Insg.	66,7	33,3	(472)	28,7	71,3	(499)	47,2	52,8	(971)

Quelle: eigene Erhebung, N = 665.
Mehrheitsverhältnisse 2010. Phi-Koeffizient: SPD = 0.07; Näherungsw. Sign. 0.112; CDU = 0.12; Näherungsw. Sign. .007; SPD + CDU = 0.11; Näherungsw. Sign. .000.

Dabei sind anteilig nur geringfügig mehr amtierende (Ober-)Bürgermeister erneut zur Wahl angetreten als ihre Amtskolleginnen (vgl. Tab. 5). Dies zeigt eine nahezu identische Bereitschaft, sich unabhängig vom Geschlecht erneut zur Wahl zu stellen bzw. erneut nominiert zu werden. Hierbei muss allerdings beachtet werden, dass bedeutend mehr amtierende (Ober-)Bürgermeister zur Wiederwahl standen als (Ober-)Bürgermeisterinnen (männlich = 354; weiblich: 34), worin ein weiterer Grund für die Unterrepräsentanz von Bürgermeisterinnen liegt.

6 Der Einbezug von z. B. Koalitionsmehrheiten erweist sich auf kommunaler Ebene als nicht praktikabel, da in vielen Fällen keine ‚belastbaren' Koalitionsverträge bzw. Koalitionsvereinbarungen vorliegen, keine abgeschlossen wurden oder nachträglich nicht systematisch erfasst werden können. Folglich wird zur Veranschaulichung hier lediglich zwischen eigener Mehrheit und Mehrheit einer anderen Partei unterschieden.

Tabelle 5: Bürgermeister_in erneut zur Wahl angetreten (nach Geschlecht, in Prozent)

	ja	nein
männlich	59,1	40,9
weiblich	60,7	39.3
Insgesamt	59,2	40,8

Quelle: eigene Erhebung, Anteile; N = 655 (ja = 388; nein = 274).
Phi-Koeffizient: 0.09; Näherungsw. Sign. 0.814.

Einmal als erste_r Bürger_in der Stadt etabliert, scheint es keine große Rolle zu spielen, welches Geschlecht der/die Kandidat_in hat. Die Wiederwahlchancen amtierender Bürgermeister_innen sind mit jeweils knapp 80 % der Fälle nahezu identisch (vgl. Tab. 6).

Tabelle 6: Wahlsieg der Amtsinhaberin/des Amtsinhabers (nach Geschlecht, in Prozent)

	ja	nein	N
männlich	81,6	18,4	354
weiblich	79,4	20,6	34
Insgesamt	84,4	18,6	388

Quelle: eigene Erhebung.
Phi-Koeffizient: 0.016; Näherungsw. Sign. 0.750.

Damit haben sich die aus dem Glass-Cliff-Phänomen entwickelten Hypothesen 4 bis 6 im Kern nicht bestätigt. Amtsinhaberinnen treten nicht signifikant häufiger zurück und haben offensichtlich auch keine schlechteren Wahlchancen. Männer haben offensichtlich nur dadurch einen wichtigen Vorteil, dass sie deutlich öfter als Amtsinhaber zur Wahl antreten können, weil sie bereits zuvor häufiger in das Amt gewählt wurden.

4 Multivariate Befunde

Im Mittelpunkt des Forschungsinteresses steht die Frage nach den Faktoren, die die Nominierung von Frauen beeinflussen. In multivariater Analyse werden daher zunächst die Annahmen des Forschungsstandes getestet. Hierzu bedienen wir uns der logistischen Regression.[7]

7 Wir folgen hier der Empfehlung, sich in der Interpretation der Regressionskoeffizienten B auf Vorzeichen zu beschränken. Weder werden die absoluten Beträge der Regressionskoeffizienten B noch die der Effektkoeffizienten Exp (B) oder die Odds-Ratios inhaltlich bewertet. Die Vorgehensweise genügt in den meisten Fällen, um Hypothesen empirisch zu überprüfen (vertiefend Best/Wolf 2010: 832; Behnke 2015: 73ff.).

4.1 Multivariate Analyse

In der multivariaten Analyse sollen zunächst nur die Kandidaturen von CDU/CSU und SPD einbezogen werden, da kleinere Parteien, wie Bündnis 90/Die Grünen, FDP oder Die Linke zwar verhältnismäßig viele Kandidatinnen nominieren, diese letztlich aber mehrheitlich chancenlos sind. Auf den Einbezug der Kandidaturen der lokalen Wähler_innenvereinigungen, parteilose Kandidaturen bzw. Einzelbewerbungen („Sonstige“) wird aus oben genannten Gründen ebenfalls verzichtet.

Tabelle 7: Einflussfaktoren Aufstellung einer Kandidatin

Merkmal	Aufstellungschancen einer Kandidatin
Amtsinhaber der anderen Partei tritt an (1 = ja)	.48(*)
Eigene Mehrheit 2010 (1 = ja)	-.60**
Frauenanteil Kommunalvertretung	.04**
20.000–49.999 Einwohner_innen (dummy)	.92**
50.000–99.999 Einwohner_innen (dummy)	1.0**
Pro-Kopf-Verschuldung 2012 (1 = überdurchschnittlich)[8]	.38(*)
Konstante	- 3.84
Pseudo-R2 (Nagelkerke)	0.064
N	866

Quelle: eigene Erhebung.
Logistische Regression; dargestellt sind Logit-Koeffizienten.
Signifikanzniveaus: * = p < .05; ** = p < .01; *** = p < .001. In Klammern: statistisch auf dem Niveau p < .10 bei einseitigem Hypothesentest signifikant.

Entsprechend werden allgemein zuerst (a) die Amtsinhaberkandidatur der jeweils anderen Volkspartei (ja = 1), (b) die eigene Mehrheit im Stadtrat (1 = ja), (c) der Frauenanteil im Stadtrat, (d) die Einwohner_innenzahl (Dummy) und (e) die Kommunalverschul-

8 Der Einbezug der Pro-Kopf-Verschuldung als Dummy-Variable erscheint hier sinnvoll, da die Unterschiede der Pro-Kopf-Verschuldung nicht nivelliert, sondern (abgesehen von den wenigen Extremwerten mit hoher Verschuldung) stärker betont werden. Zudem kann beobachtet werden, dass selbst Kommunen mit sehr hoher Pro-Kopf-Verschuldung bei gleichzeitigem Haushaltssicherungskonzept nicht vollständig handlungsunfähig sind (vertiefend Holtkamp 2010). Insgesamt sollte aber der Einfluss der Pro-Kopf-Verschuldung nicht überbewertet werden (vgl. FN 12).

dung 2012 in die Analyse einbezogen.[9] Als abhängige Variable steht die Kandidatur eines Mannes oder einer Frau (männlich = 0; weiblich = 1).[10]

Im Detail zeigt sich dabei, dass alle im Modell befindlichen Variablen Einfluss auf die Eintrittswahrscheinlichkeit der Nominierung einer Frau nehmen, nur eben in unterschiedlicher Weise.[11]

Die Wahrscheinlichkeit der Kandidatur einer Frau steigt bei Amtsinhaberkandidatur der jeweils anderen Volkspartei, einem höheren Frauenanteil in der Kommunalvertretung und in tendenziell kleineren Kommunen deutlich. Mit Einschränkungen gilt dies auch bei überdurchschnittlicher Pro-Kopf-Verschuldung.[12] Kann die nominierende Partei wiederum auf eine eigene Mehrheit im Stadtrat setzen und steigt die Einwohner_innenzahl, sinkt tendenziell die Wahrscheinlichkeit, dass eine Frau aufgestellt wird. Letzteres lässt sich in Teilen auch durch den (vergleichsweise) höheren Anteil an Kandidaturen von Frauen in kleineren Kommunen erklären (vgl. deskriptive Befunde).

Letztlich kann konstatiert werden, dass die Kandidatur von Frauen bei beiden Volksparteien in einwohner_innenstarken Kommunen und bei eindeutigen, für die eigene Partei günstigen Mehrheitsverhältnissen unwahrscheinlicher wird.

4.2 Sonderfall Stichwahlen

Als Sonderfall erweist sich die Analyse der Stichwahlen. Zwar können die Wahlberechtigten bereits im Vorfeld per Wahlverhalten bewusst diskriminieren, auch haben Frauen per se geringere Wahlsiegchancen bzw. kommen erst gar nicht in die Stichwahl, doch lassen sich – vor dem Hintergrund der siebten These – vor allem mittels Analyse der Stichwahl etwaige Diskriminierungstendenzen gut ableiten. Das übersichtlichere Angebot an Kandidat_innen ermöglicht durch konstant gehaltene Rahmenbedingungen eine bessere empirische Analyse als bei Hauptwahlen. Relevante Einflussfaktoren auf

9 Hier interessiert sicherlich auch die programmatisch-ideologische Ausrichtung. Zwar findet die klassische Links-Rechts-Einstufung der Parteien auch auf der kommunalen Ebene ihre Entsprechung und es lassen sich durchaus erkennbare und bekannte Trennlinien des Parteienwettbewerbs erkennen (vertiefend Gross 2016: 26), doch kann die programmatisch-ideologische Ausrichtung der Parteien, insbesondere die der Wähler_innenvereinigungen und Einzelpersonen, auf kommunaler Ebene in einer Aggregatdatenanalyse nur unzureichend identifiziert werden, weswegen wir darauf verzichten. Oftmals mag es vor allem in tendenziell kleineren Kommunen den Lokalparteien schlicht an den nötigen Ressourcen fehlen, um eine programmatisch-ideologische Ausrichtung zu formulieren und – wichtiger – in der Nominierungs-, Wahlkampf- und Regierungsphase auch äußern zu können (Holtkamp 2006: 644).

10 Das Modell ist insgesamt statistisch signifikant (Chi-Quadrat(3) = 30,54, p = .000). Zur Beurteilung der Modellgüte wird Nagelkerkes R-Quadrat herangezogen. Nagelkerkes R-Quadrat ist nicht mehr im akzeptablen Wertebereich (.064). Allerdings ist der Hosmer-Lemeshow-Test auch nicht signifikant (P = .549), was zumindest auf eine akzeptable Anpassungsgüte des Modells hindeutet.

11 Die z-Tests für die Regressionskoeffizienten Amtsinhaberkandidatur (Wald(1) = 3,604, p = .058) und Pro-Kopf-Verschuldung (Wald(1) = 3,245, p = .072) sind statistisch zumindest bei einseitigem Hypothesentest signifikant. Die Regressionskoeffizienten eigene Mehrheit (Wald(1) = 7,665, p = .006), Frauenanteil (Wald(1) = 7,156, p = .007) und die Einwohner_innenzahl (Dummy) sind hingegen auch bei zweiseitigem Hypothesentest signifikant.

12 Der Effekt der Pro-Kopf-Verschuldung lässt etwas nach, wenn weitere Variablen in das Modell einbezogen werden.

die Wahlsiegchancen können so präziser offengelegt und erste Hinweise identifiziert werden, ob und inwieweit die Wählerschaft vielleicht doch bewusst diskriminiert.

Als unabhängige Variablen werden daher nachfolgend (a) das Geschlecht (männlich = 0; weiblich = 1), (b) die relative Mehrheit in der ersten Wahl (1 = ja), (c) die eigene Mehrheit in der Kommunalvertretung sowie (d) eine Amtsinhaber_innenkandidatur (1 = ja) in die Analyse einbezogen. Auf der Seite der abhängigen Variable steht die Wahlsiegchance in der Stichwahl (1 = ja).[13]

Tabelle 8: Einflussfaktoren Wahlsieg (nur Stichwahl)

Merkmal	Wahlsieg in Stichwahl
Geschlecht (1 = weiblich)	-.38
Relative Mehrheit in erster Wahl (1 = ja)	1.67***
Eigene Mehrheit 2017	-.29
Amtsinhaber_in	-.62*
Konstante	-.38*
Pseudo-R2 (Nagelkerke)	.180
N	370

Quelle: eigene Erhebung.
Logistische Regression; dargestellt sind Logit-Koeffizienten. Signifikanzniveaus: * = $p < .05$; ** = $p < .01$; *** = $p < .001$.

Nicht alle im Modell befindlichen Variablen nehmen in gleicher Weise (statistisch signifikant) Einfluss auf die Wahlsiegchancen in der Stichwahl.[14] So beeinflusst vor allem die relative Mehrheit in der ersten Wahl neben der Amtsinhaber_innenkandidatur erwartungsgemäß die Wahlsiegchance. Interessanterweise scheint sich aber gerade der Amtsinhaber_innenbonus (in unserem Modell) eher negativ auszuwirken. Alle anderen Variablen sind in dieser Frage hingegen nahezu unerheblich und reduzieren oder erhöhen nicht per se die Wahlsiegchancen in der Stichwahl.

Die Prämissen der genannten, statistisch signifikanten Einflussgrößen[15] sind an anderer Stelle noch zu ergründen, sie stehen hier nicht ganz im Mittelpunkt des For-

13 Das Modell ist insgesamt statistisch signifikant (Chi-Quadrat(3) = 53,76, p = .000). Nagelkerkes R-Quadrat ist noch im akzeptablen Wertebereich (.180). Der Hosmer-Lemeshow-Test ist nicht signifikant (P = .305), was auf eine akzeptable Anpassungsgüte des Modells hindeutet.

14 Lediglich die z-Tests der Regressionskoeffizienten ‚relative Mehrheit in der ersten Wahl' (Wald(1) = 46,782, p = .000) und ‚Amtsinhaber_in' (Wald(1) = 4,401, p = .036) sind statistisch signifikant. Alle übrigen Regressionskoeffizienten, sowohl ‚Mehrheitsverhältnisse im Stadtrat' (Wald(1) = 1,601, p = .206) als auch die Frage, ob eine Frau kandidiert (Wald(1) = 1,276, p = .259), sind statistisch nicht signifikant bzw. reduzieren nicht per se die Wahlsiegchancen.

15 So lässt sich zumindest hinsichtlich des Amtsinhaber_innenbonus konstatieren, dass etablierte Kandidaturen in der Stichwahl eher weniger erfolgreich sind. Zu berücksichtigen ist dabei jedoch, dass sich lediglich ein Drittel aller Kandidat_innen von Amtsinhaber_innen einer Stichwahl stellen mussten. Es bleibt die Frage, ob und inwiefern der Bonus Amtsinhaber_in in einer Stichwahl eher

schungsinteresses. In der Hauptsache scheint es dennoch so zu sein, dass Frauen, die in die Stichwahl kommen, nicht auffällig häufig bzw. gezielt durch das Wahlverhalten diskriminiert werden. Allerdings ist die Regressionsanalyse insgesamt nur sehr vorsichtig zu interpretieren, da Frauen zwar ebenso häufig wie Männer die Stichwahl verlieren (Wahlverlierer_innen: Männer: 49,1 %; Frauen: 56,3 %), ihr Anteil mit 13 % in der Stichwahl aber ohnehin sehr gering ist.

Weder verlieren Frauen nach relativer Mehrheit im ersten Wahlgang deutlich häufiger die Stichwahl (unter Wahlverlierer_innen: Männer: 22,8 %; Frauen: 33,3 %; unter Wahlgewinner_innen: Männer: 59,8 %; Frauen: 52,4 %), noch spielt es in den hier untersuchten Fallkommunen eine Rolle, welcher Partei bzw. lokalen Wähler_innenvereinigung die Kandidatin angehört, zumal die Volksparteien auch die Stichwahl dominieren (Männer: 76,1 %; Frauen: 75,0 %). Allerdings verzerrt der geringe Frauenanteil unter den Kandidaturen für das Amt Bürgermeister_in die Statistik leicht.

5 Fazit und Diskussion

Die an die Auswirkungen des Mehrheitswahlrechts und den Forschungsstand zu Bürgermeister_innenwahlen anknüpfenden Hypothesen konnten in der vorgelegten quantitativen Analyse der Bürgermeister_innenkandidaturen teilweise bestätigt werden. Die großen Parteien, die die meisten gewählten Bürgermeister_innen stellen (CDU: 37,6 %; SPD: 34,6 %, vgl. Tab. 3), nominieren deutlich weniger Frauen als kleine Parteien, wobei der Anteil allerdings mit zunehmendem Frauenanteil im Rat (als Kandidatinnenpool) steigt. Zudem werden Frauen in den großen Parteien wesentlich häufiger in Konstellationen aufgestellt, in denen der Wahlerfolg unwahrscheinlich ist (Diaspora und Kandidatur gegen Amtsinhaber; Hypothese 4). Werden diese nachteiligen Konstellationen durch Drittvariablenkontrolle berücksichtigt, gibt es keine Hinweise auf ein diskriminierendes Verhalten der Wahlberechtigten.

Die Hypothesen 4 bis 6, die sich auf den möglichen Glass-Cliff-Effekt fokussierten, konnten nur zum Teil bestätigt werden. Kandidaturen von Frauen werden häufiger in Diaspora-Gebieten aufgestellt. Wenn Frauen in diesen Konstellationen die Wahl gewinnen, müssen sie oft gegen eine politische Mehrheit im Stadtrat regieren. Hinzu kommt nicht selten eine tendenziell höhere kommunale Verschuldung, was ihre Handlungsspielräume insgesamt zusätzlich einengen könnte. Dennoch treten Amtsinhaberinnen nicht signifikant seltener zur Wiederwahl an als ihre Amtskollegen und ebenso wenig unterscheiden sich ihre Wahlchancen. So gesehen gibt es keine Geschlechterdifferenz des starken Amtsinhaber_innenbonus hinsichtlich der Neigung zur Wiederkandidatur und der Wiederwahl. Wenn man allerdings die absolute Zahl der Kandidaturen von Amtsinhaber_innen berücksichtigt, wird deutlich, dass Bewerber aus dem Amt stark dominieren (männlich = 354; weiblich: 34) und wegen ihrer hohen Wiederwahlquoten die vorher schon gegebene Überrepräsentanz von Männern im Amt Bürgermeister_in pfadabhängig fortschreiben.

hinderlich sein kann bzw. warum in Stichwahlen neue Herausforder_innen zumindest in den hier untersuchten Fallkommunen etwas erfolgreicher waren (in 58,8 % der Fälle).

Überraschend war insbesondere der Befund, dass bei den beiden Volksparteien die Anteile der Kandidatinnen mit steigender Gemeindegröße nicht zunahmen, wie ursprünglich angenommen (Hypothese 2), sondern im signifikanten Maße zurückgingen. Wenn man hier das Marktmodell zugrunde legt, wird deutlich, dass dies wohl in starkem Maße auf die Selektor_innen in der Parteiorganisation zurückzuführen ist. Denn es ist kaum zu erwarten, dass die Wahlberechtigten gerade in Großstädten stärker diskriminieren (Friedhoff/Holtkamp/Wiechmann 2016) oder es schwerer ist, unter 100.000 Bürger_innen eine geeignete Kandidatin für das Amt zu rekrutieren als in einer Kleinstadt. Angelehnt an das Glass-Cliff-Phänomen könnte vermutet werden, dass das Amt hier attraktiver ist als in kleineren Kommunen. Gemessen am Haushaltsspielraum, an den zusätzlichen Aufgaben kreisfreier Kommunen und schließlich auch am Gehalt sowie an möglichen Aufstiegschancen ist das Oberbürgermeister_innenamt als eine der wenigen hauptamtlichen politischen Positionen durchaus attraktiv. Deshalb dürfte es einem besonders starken innerparteilichen Wettbewerb ausgesetzt sein, in dem sich offenbar häufiger Männer durchsetzen können. Allerdings wäre diese naheliegende Interpretation empirisch noch stärker zu untermauern. Hierzu böten sich vor allem qualitative Fallstudien an, um die Nominierungsmuster der Parteien detaillierter zu erheben und miteinander vergleichen zu können.

Das deutet bereits auf einige Grenzen der vorliegenden Aggregatdatenanalyse hin. So ist zu berücksichtigen, dass Aggregatdatenanalysen nur Schlüsse über das Verhalten des Wähler_innenkollektivs zulassen und nicht über die Motive des individuellen Wahlverhaltens. Dennoch hat sie gegenüber Wähler_innenbefragungen und Experimenten einen zentralen Vorteil. Sie berichtet über das tatsächliche Wahlverhalten in einer realen Situation und damit sind Verzerrungseffekte durch soziale Erwünschtheit, wie sie bei Befragungen zur Diskriminierung regelmäßig auftreten, ausgeschlossen. Wie wir aus einzelnen Diskriminierungsstudien wissen, ist das reale Abstimmungsverhalten meist diskriminierender als die abgefragten Meinungen (Hainmueller/Hangartner 2013).

Weitere Grenzen der Analyse werden im Vergleich zur Befragung aller Kandidaturen für das Amt (Ober-)Bürgermeister_in deutlich. Viele Daten lassen sich nicht für alle Kandidaturen ermitteln (z. B. Anzahl der Kandidat_innen bei der innerparteilichen Nominierung, Verwaltungs- oder Politikhintergrund und auswärtige oder einheimische Bürgermeister_innenkandidaturen). Deshalb wäre ergänzend zu der vorgelegten Analyse eine Befragung aller Kandidaturen aufschlussreich. Dies wurde bisher allerdings nur für NRW im Jahr 1999 durchgeführt (Gehne 2000) und die daran anknüpfenden Analysen waren kaum auf Genderaspekte fokussiert. Empirisch stellt sich aber bei einer deutschlandweiten Befragung das Problem, dass die Wahlen alle zu unterschiedlichen Zeitpunkten stattfinden und auch deshalb viele Kandidat_innen erst nach den Wahlen befragt werden könnten. Rücklaufquoten und begrenzte Forschungsbudgets böten für einen solchen Ansatz allerdings schwierige Ausgangsbedingungen.

Insgesamt legen die empirischen Ergebnisse der Studie nahe, dass die Parteien und ihre Selektor_innen Frauen aus dem Bürgermeister_innenamt fernhalten.

Literaturverzeichnis

Behnke, Joachim (2015). *Logistische Regressionsanalyse. Eine Einführung.* Wiesbaden: Springer VS. https://doi.org/10.1007/978-3-658-05082-5

Best, Henning & Wolf, Christof (2010). Logistische Regression. In Henning Best & Christof Wolf (Hrsg.), *Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse* (S. 827–854). Wiesbaden: Springer VS. https://doi.org/10.1007/978-3-531-92038-2

Davidson-Schmich, Louise K. (2016). *Gender Quotas and Democratic Participation: Recruiting Candidates for Effectice Offices in Germany*. Michigan: University of Michigan Press. https://doi.org/10.3998/mpub.8137405

Friedhoff, Caroline; Holtkamp, Lars & Wiechmann, Elke (2016). Frau Doktor steht zur Wahl – Eine quantitative Analyse des bundesdeutschen Wahlverhaltens auf lokaler Ebene aus der Genderperspektive. *GENDER, 8*(1), 91–107. https://doi.org/10.3224/gender.v8i1.22203

Funk, Kendall (2017). *The Causes and Consequences of Woman's Representation in Local Governments.* College Station/Texas: Texas A & M University.

Gehne, David (2000). *Sozialstruktur und Profile der Kandidatinnen und Kandidaten bei der ersten Direktwahl der Bürgermeister/innen in Nordrhein-Westfalen*. Bochum: Ruhr-Universität Bochum. Zugriff am 19. November 2019 unter https://docserv.uni-duesseldorf.de/servlets/DocumentServlet?id=6483.

Gehne, David H. (2008). *Bürgermeisterwahlen in Nordrhein-Westfalen* (Stadtforschung aktuell Band 111). Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.

Glock, Florian (2017). Siegertypen. Ideale Eigenschaften und innerparteilicher Wettbewerb bei der Auswahl von Bürgermeisterkandidaten in Bayern und Nordrhein-Westfalen. In Marlon Barbehön & Sybille Münch (Hrsg.), *Variationen des Städtischen – Variationen lokaler Politik* (175–191). Wiesbaden: Springer VS. https://doi.org/10.1007/978-3-658-13394-8_7

Gross, Martin (2016). *Koalitionsbildungsprozesse auf kommunaler Ebene – Schwarz-Grün in deutschen Großstädten*. Wiesbaden: Springer VS. https://doi.org/10.1007/978-3-658-12266-9

Hainmueller, Jens & Hangartner, Dominik (2013). Who Gets a Swiss Passport? *American Political Science Review,* (February), 1–29.

Holtkamp, Lars (2006). Parteien und Bürgermeister in der Repräsentativen Demokratie. Kommunale Konkordanz- und Konkurrenzdemokratie im Vergleich. *Politische Vierteljahresschrift, 47*(4), 641–661. https://doi.org/10.1007/s11615-006-0345-y

Holtkamp, Lars (2010). *Kommunale Haushaltspolitik bei leeren Kassen. Bestandsaufnahme, Konsolidierungsstrategien, Handlungsoptionen*. Berlin: Edition Sigma. https://doi.org/10.5771/9783845269634

Holtkamp, Lars; Wiechmann, Elke & Schnittke, Sonja (2009). *Unterrepräsentanz von Frauen in der Kommunalpolitik. Parteien machen den „feinen" Unterschied*. Hagen: FernUniversität in Hagen. Zugriff am 06. Mai 2019 unter www.fernuni-hagen.de/polis/download/lg4/projekte/praxisbericht_8-2009_1_.pdf.

Holtkamp, Lars; Wiechmann, Elke & Buß, Monya (2017). *Genderranking deutscher Großstädte 2017* (Böll.Brief. Demokratiereform #3). Berlin: Heinrich-Böll-Stiftung. Zugriff am 19. November 2019 unter https://www.boell.de/sites/default/files/demokratiereform-03_genderranking_-_baf.pdf.

Holtkamp, Lars & Schnittke, Sonja (2010). *Die Hälfte der Macht im Visier. Der Einfluss von Institutionen und Parteien auf die politische Repräsentation von Frauen*. Berlin: Heinrich-Böll-Stiftung.

Holuscha, Annette (1999). *Frauen und Kommunalpolitik. Kommunalpolitische Partizipation von Frauen in Baden-Württemberg am Beispiel der Stadt Ludwigsburg* (Konstanzer Schriften zur Sozialwissenschaft, Bd. 51). Konstanz: Hartung-Gorre Verlag.

Holzwarth, Erich (2016). *Erfolgsfaktoren für Oberbürgermeisterwahlen*. Stuttgart: Universität Stuttgart.

Kern, Timm (2008). *Warum werden Bürgermeister abgewählt? Eine Studie aus Baden-Württemberg über den Zeitraum von 1973–2003* (2. Aufl.). Stuttgart: Kohlhammer.

Kaiser, Andre & Hennl, Annika (2008). Wahlsysteme und Frauenrepräsentation. Ein Vergleich der deutschen Landesparlamente. *Zeitschrift für Politikwissenschaft, 18*(2), 167–184. https://doi.org/10.5771/1430-6387-2008-2-167

Kletzing, Uta (2017). *Die ausgeschlossenen Eingeschlossenen. Wahlsituation und Regierungssituation von Bürgermeisterinnen und Bürgermeistern im Geschlechtervergleich*. Hagen: FernUniversität in Hagen.

Konrad-Adenauer-Stiftung (Hrsg.). (2017). *Kommunales Wahllexikon der Konrad-Adenauer-Stiftung e. V.* (Nr. 34, aktualisierte Fassung, Stand 01. April 2017). Sankt Augustin: KommunalAkademie. Zugriff am 19. November 2019 unter www.kas.de/c/document_library/get_file?uuid=046e4824-58e7-68db-e164-0b8d162c8b5d&groupId=252038.

Lukoschat, Helga & Belschner, Jana (2014). *Frauen führen Kommunen*. Berlin: EAF.

Matland, Richard E. (2006). Electoral Quotas. Frequency and Effectiveness. In Drude Dahlerup (Hrsg.), *Women, Quotas and Politics* (S. 275–292). London: Routledge.

Mielke, Gerd & Benzner, Bodo (2000). Kein neuer Wein in alten Schläuchen. Die Urwahl von Bürgermeistern und Landräten in Rheinland-Pfalz. In Ulrich Sarcinelli, Jürgen Falter, Gerd Mielke & Bodo Benzner (Hrsg.), *Politische Kultur in Rheinland-Pfalz* (S. 361–384). Mainz, München: V. Hase & Koehler.

Norris, Pippa (2004). *Electoral Engineering. Voting Rules and Political Behavior.* Cambridge: Cambridge University Press. https://doi.org/10.1017/CBO9780511790980

O'Brian, Diana (2015). Rising to the Top. Gender, Political Performance and Party Leadership in Parliamentary Democracies. *American Journal of Political Science, 59*(4), 1022–1039. https://doi.org/10.1111/ajps.12173

Rademacher, Christian (2007). Wahlentscheidungskriterien bei lokalen Direktwahlen. In Katja Pähle & Marion Reiser (Hrsg.), *Lokale politische Eliten und Fragen der Legitimation* (S. 83–102). Baden-Baden: Nomos. https://doi.org/10.5771/9783845205236-2

Ryan, Michelle; Haslam, S. Alexander & Kulich, Clara (2010). Politics and the Glass Cliff: Evidence that Women are Preferentially Selected to Contest Hard-to-Win Seats. *Psychology of Women Quarterly, 34*(1), 56–64. https://doi.org/10.1111/j.1471-6402.2009.01541.x

Ryan, Michelle; Haslam, S. Alexander; Morgenroth, Thekla; Rink, Floor; Stoker, Janka & Peters, Kim (2016). Getting on top of the glass cliff. Reviewing a decade of evidence, explanations, and impact. *The Leadership Quarterly, 27*(3), 446–455. https://doi.org/10.1016/j.leaqua.2015.10.008

Scharpf, Fritz W. (2000). *Interaktionsformen. Akteurzentrierter Institutionalismus in der Politikforschung.* Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.

Schild, Christopher-Johannes (2013). *Do female mayors make a difference? Evidence from Bavaria* (IWQW Discussion Papers No. 7/2013). Erlangen, Nürnberg: Friedrich-Alexander Universität.

Smith, Adrienne; Reingold, Beth & Owens, Michael Leo (2012). The Political Determinants of Women's Descriptive Representation in Cities. *Political Research Quarterly*, *65*(2), 315–329.

Scholz, Anja (2004). *Oberbürgermeisterinnen in Deutschland. Zum Erfolg weiblicher Führungspersönlichkeiten*. Wiesbaden: Deutscher Universitätsverlag. https://doi.org/10.1007/978-3-322-81337-4

Wehling, Hans-Georg (2000). Frauen in der Kommunalpolitik. In Theodor Pfizer & Hans-Georg Wehling (Hrsg.), *Kommunalpolitik in Baden-Württemberg* (S. 203–216). Stuttgart: Kohlhammer.

Zu den Personen

Lars Holtkamp, Prof. Dr., Professor für Politik und Verwaltung. Institut für Politikwissenschaft an der Fernuniversität Hagen. Arbeitsschwerpunkte: Haushaltspolitik, Verwaltungsmodernisierung, Parteien.
Kontakt: FernUniversität Hagen, Lehrgebiet Politik und Verwaltung, Universitätsstraße 33, 58084 Hagen
E-Mail: lars.holtkamp@fernuni-hagen.de

Benjamin Garske, M. A., wissenschaftlicher Mitarbeiter an der FernUniversität Hagen. Institut für Politikwissenschaft (Lehrgebiet: Politik und Verwaltung). Arbeitsschwerpunkte: Haushaltspolitik, lokale Politik, Kommunalverwaltung.
Kontakt: FernUniversität Hagen, Lehrgebiet Politik und Verwaltung, Universitätsstraße 33, 58084 Hagen
E-Mail: benjamin.garske@fernuni-hagen.de

Elke Wiechmann, Dr., Akademische Oberrätin an der FernUniversität Hagen. Institut für Politikwissenschaft (Lehrgebiet: Politik und Verwaltung). Arbeitsschwerpunkte: Gender und Gleichstellung, Verwaltungsmodernisierung, lokale Politik.
Kontakt: FernUniversität Hagen, Lehrgebiet Politik und Verwaltung, Universitätsstraße 33, 58084 Hagen
E-Mail: elke.wiechmann@fernuni-hagen.de