Polit Vierteljahresschr
https://doi.org/10.1007/s11615-022-00412-8

PVS Politische Vierteljahresschrift
German Political Science Quarterly

ABHANDLUNG

Das Potenzial offener Listen für die Wahl von Frauen zum Bundestag. Ergebnisse eines Survey-Experiments

Lukas Rudolph · Thomas Däubler · Jan Menzner

Eingegangen: 18. Januar 2022 / Überarbeitet: 2. Juni 2022 / Angenommen: 9. Juni 2022
© Der/die Autor(en) 2022

Zusammenfassung Frauen sind im Bundestag unterrepräsentiert, insbesondere unter Parteien in und rechts der Mitte. Quotenregeln als vieldiskutierte Lösung greifen jedoch stark in die Freiheiten von Parteien, Kandidat*innen und Wähler*innen ein. Die Option offener Wahllisten hingegen findet wenig Aufmerksamkeit, obwohl sie verfassungsrechtliche Grundsatzprobleme vermeiden würde. Wir untersuchen daher, wie viele Wählerinnen und wie viele Wähler – insgesamt und nach Partei – in Deutschland auf offenen Listen für Kandidatinnen stimmen würden. Theoretisch erwarten wir, dass insbesondere Wählerinnen, Wähler*innen linker Parteien und Wähler*innen mit hoher Themensalienz bezüglich Geschlechtergerechtigkeit Präferenzen für Kandidatinnen ausdrücken. Zudem erwarten wir, dass Wähler*innen ungleich besetzte Listen tendenziell in Richtung Parität ausgleichen. Unser Forschungsdesign basiert auf einem Online-Umfrageexperiment ($N = 2640$) mit einer quotenrepräsentativen Stichprobe der deutschen Wahlbevölkerung. Befragte wählten zwischen Listen der im Bundestag vertretenen Parteien, mit je vier fiktiven Kandidat*innen. Der Frauenanteil auf jeder Liste variierte zufällig zwischen 25 und 75 %, ebenso ob Listen geschlossen oder offen präsentiert wurden. Wir zeigen, dass Wähler wie Wählerinnen das Kandidat*innengeschlecht gemäß oben genann-

Lukas Rudolph (✉)
LMU München, München, Deutschland
E-Mail: lukas.rudolph@gsi.uni-muenchen.de

ETH Zürich, Zürich, Schweiz

Thomas Däubler
University College Dublin, Dublin, Irland
E-Mail: thomas.daubler@ucd.ie

Jan Menzner
CDSS, Universität Mannheim, Mannheim, Deutschland
E-Mail: jmenzner@mail.uni-mannheim.de

FGZ, Goethe-Universität Frankfurt, Frankfurt, Deutschland

Published online: 09 August 2022

ter theoretischer Erwartungen in ihre Wahlentscheidung einfließen lassen. Unsere Ergebnisse lassen damit vermuten, dass Kandidatinnen aufgrund ihres Geschlechts wohl insgesamt kaum benachteiligt würden, es aber Subgruppen in der Bevölkerung gibt, die sich bewusst für männliche Politiker entscheiden (Wähler der FDP, Wählerinnen der AfD). Insgesamt zeigt unser Beitrag, dass offene Listenwahlsysteme es Wähler*innen nicht nur ermöglichen, ihre Präferenzstimme im Sinne von Geschlechterrepräsentation einzusetzen, sondern dass Wähler*innen diese Möglichkeit auch nutzen. Hervorzuheben ist dabei auch die Tendenz, dass Wähler*innen über Parteielektorate hinweg ungleiche Listenvorschläge der Selektorate ausbalancieren. Die Debatte zur Reform des Wahlrechts sollte einer Einführung offener Listen deshalb mehr Beachtung schenken.

Schlüsselwörter Wahlsystem · Offene Listen · Deskriptive Repräsentation · Repräsentation von Frauen · Bundestag · Umfrageexperiment

The Potential of Open Lists for the Election of Women to the German Bundestag. Results of a Survey Experiment

Abstract Women are underrepresented in the German parliament (Bundestag), especially in parties in and to the right of the political center. Gender quotas are frequently discussed as a remedy, but they infringe on the liberties of parties, candidates, and voters. In contrast, open lists receive little attention, although they would avoid these constitutional issues. Therefore, we examine how many German voters – overall and by party – would choose female candidates from open lists. Theoretically, we expect that female voters in particular, voters of left-leaning parties, and citizens for whom gender equality is a salient topic would support female politicians. We also expect that voters would tend to even out lists that were characterized by gender imbalance. Our research design utilized an online survey-embedded experiment ($N = 2640$) with a quota-representative sample of eligible voters. Participants chose between lists of the parties represented in parliament, with four fictitious candidates each. The share of women (25 to 75 %) and the list type (closed vs open) were randomized. We find that both female and male voters consider the sex of the candidate, in line with the theoretical expectations. Our results suggest that female candidates would hardly be discriminated against overall, with some exceptions in specific subgroups (male voters of the Free Democratic Party, female voters of the Alternative for Germany). This article shows that open lists enable citizens to cast preference votes in support of gender equality and that this opportunity is indeed seized. Across parties, voters also level out unequal lists. Therefore, the electoral reform debate should pay more attention to the potential of open lists.

Keywords Electoral system · Open lists · Descriptive representation · Female representation · Bundestag · Survey experiment

1 Einleitung

Der Bundestag ist weit von einer paritätischen Zusammensetzung aus Männern und Frauen entfernt. Zwar ist der Frauenanteil vor allem zwischen 1983 und 1998 deutlich angestiegen (Fortin-Rittberger und Eder 2013; Bieber 2022), lag aber unmittelbar nach der Bundestagswahl 2021 mit ca. 34,8 % nach wie vor klar unter der 50 %-Marke (Bundeswahlleiter 2021, S. 401). Hierbei gibt es große Unterschiede zwischen den Fraktionen. Bei den im Parlament vertretenen Parteien aus dem linken Spektrum gelten parteiintern verbindliche Frauenquoten (IDEA 2021), und die 50 %-Marke wird sowohl von den Grünen (59 %) als auch den Linken (54 %) übertroffen und scheint für die SPD zumindest in Reichweite (42 %). Die Frauenanteile der Fraktionen von FDP (24 %), Union (23 %) und AfD (13 %) fallen im Vergleich stark ab.

Als mögliche Lösung für dieses Ungleichgewicht werden vor allem Quotenregeln für die Aufstellung von Kandidatinnen diskutiert. Diese sind jedoch umstritten (siehe etwa Krook 2006; Coffé und Reiser 2021) und im deutschen Mischwahlsystem schwierig zu implementieren.[1] Vor allem beeinträchtigen sie nach Entscheidungen von Landesverfassungsgerichten verschiedene Rechte wie die Wahlvorschlagsfreiheit der Parteien, die passive Wahlrechtsgleichheit und die Wahlfreiheit der Wähler*innen.[2] Die Option offener Wahllisten, die Bürger*innen eine Wahl spezifischer Kandidat*innen erlaubt,[3] findet hingegen kaum Aufmerksamkeit in der politischen Diskussion. In der Reformdebatte während der 19. Legislaturperiode des Bundestages sah nur die Gesetzesvorlage der AfD die Möglichkeit von bis zu drei Personenstimmen vor.[4] Die Fokussierung auf paritätisch besetzte Listen ist auch im Auftrag an die im November 2020 eingesetzte Reformkommission sichtbar, sie „wird darüber hinaus Maßnahmen empfehlen, um eine gleichberechtigte Repräsentanz von Frauen und Männern auf den Kandidatenlisten und im Deutschen Bundestag zu erreichen“ (§55 Bundeswahlgesetz).[5] Während bei Parteiakteuren die

[1] Um effektiv zu sein, müssten Quoten auch für die Nominierung von Wahlkreisbewerberinnen gelten (Lang und Ahrens 2021). Wie die kontrafaktische Analyse von Debus und Stecker (2019) nahelegt, würde eine Quote allein für die Landeslisten den Frauenanteil in den Unionsparteien kaum erhöhen, da der Großteil ihrer Abgeordneten in Wahlkreisen gewählt wird.

[2] Siehe VerfGH Thüringen, 15.07.2020 – VerfGH 2/20 sowie VerfG Brandenburg, 23.10.2020 – VfGBbg 55/19.

[3] Wir verstehen Listen in Anlehnung an die internationale Literatur dann als offen, wenn eine Kandidat*innenwahl innerhalb einer Liste möglich ist und die Personenstimmen die innerparteiliche Mandatsverteilung determinieren (oder zumindest stark beeinflussen). In der deutschsprachigen Tradition würde man in Abgrenzung zu Systemen, die die Wahl von Kandidat*innen mehrerer Parteien erlauben, von „lose gebundenen“ Listen sprechen (Behnke et al. 2017, 77).

[4] Möglicherweise etwas überraschend wurden hier auch Genderaspekte angesprochen: „Denn durch diesen Mechanismus können die Wähler [...] sogar – falls gewünscht – das Geschlecht der zu wählenden Abgeordneten jeweils selbst mitbestimmen.“ (Alternative für Deutschland 2020, 9).

[5] Die Konkretisierung im Antrag der Regierungsfraktionen (Drucksache 20/1023) – im Bundestag angenommen am 16. März 2022 – weist auf eine Schwerpunktverschiebung hin: „Die Kommission soll verfassungskonforme Vorschläge erarbeiten, wie eine gleichberechtigte Repräsentanz von Frauen und Männern im Deutschen Bundestag erreicht werden kann. Hierzu soll sie Möglichkeiten etwa bei der Kandidatenaufstellung und der Kandidatenauswahl prüfen.“

Skepsis gegenüber mehr Einfluss durch Wähler*innen nicht überraschen mag, zog auch die Stellungnahme des Deutschen Frauenrats (2020) zum Wahlrechtsänderungsvorschlag der Großen Koalition offene Listen überhaupt nicht in Erwägung. Und selbst in der Fachliteratur findet diese Option oft keine oder nur eingeschränkte Beachtung.[6]

Dies ist zu bedauern, da offene Listen die verfassungsrechtlichen Probleme von Quotenregeln für Nominierungen vermeiden würden. Im bestehenden deutschen Bundestagswahlsystem basiert die Verteilung der Mandate innerhalb der Parteien allein auf den Entscheidungen der für die Nominierung zuständigen Parteiselektorate (Bieber 2022). Würde man Wähler*innen die Möglichkeit einräumen, Präferenzen für Kandidat*innen innerhalb einer Partei auszudrücken, könnte dies möglicherweise auch die Unterrepräsentation von Frauen adressieren. Ob dies in der Tat so ist, lässt sich kaum im Rahmen einer rein theoretischen Diskussion von Wahlsystemeigenschaften und -effekten klären.[7] Die Antwort hängt auch davon ab, inwiefern Unterstützer*innen von FDP, Union und AfD bei einem offenen Listensystem bereit wären, Frauen statt Männer zu wählen. Zudem ist auch denkbar, dass insbesondere in der SPD die Möglichkeit der expliziten Unterstützung männlicher Kandidaten Fortschritte in der Repräsentation von Frauen gefährdet. Zwar gibt es eine umfangreiche Literatur zur Frage ob, das Geschlecht von Kandidat*innen die Entscheidung von Wähler*innen beeinflusst (siehe Schwarz und Coppock 2022 für einen Überblick). Jedoch beschäftigt sich ein Großteil dieser Literatur mit Wahlverhalten in Mehrheitswahlsystemen bzw. in Experimentalstudien im US-amerikanischen Setting. Zudem weist die generell recht große Bandbreite an Ergebnissen darauf hin, dass die Effekte kontextabhängig sind. Deswegen führen wir eine experimentelle Untersuchung des Wahlverhaltens – unter Manipulation des Listentyps und des Frauenanteils – mit einer für Deutschland bevölkerungsrepräsentativen Stichprobe durch.

Die zentrale Frage der vorliegenden Studie lautet also: Wie viele Frauen und Männer entscheiden sich bei offenen Listen für eine Kandidatin, und wie variiert dies über die Parteien? Zur Beantwortung verwenden wir Daten aus einem Umfrageexperiment, das im Januar/Februar 2019 online mit einer quotenrepräsentativen Stichprobe der wahlberechtigten deutschen Bevölkerung durchgeführt wurde ($N = 2640$). Dabei hatten Befragte die Wahl zwischen Listen der sechs im Bundestag vertretenen Parteien, mit jeweils vier fiktiven Kandidat*innen.[8] Die Zahl der Frauen auf jeder

[6] So erwähnen Decker und Jesse (2021, 796) diese Möglichkeit nur kurz bei ihrer Positionierung gegen Paritätsregeln im Wahlgesetz. Höhne (2020) sieht die Ursachen der Unterrepräsentation von Frauen vor allem bei den Parteien, zieht aber nicht in Betracht, dass stärkere Einflussmöglichkeiten für Wähler*innen zur Lösung der diagnostizierten Probleme beitragen könnten.

[7] So bleibt es etwa bei Dehmel (2020, 392) bei einer Mutmaßung: „Zwar besteht im Rahmen der freien Personen(aus-)wahl durch die Wähler weiterhin die Möglichkeit zu einer proportionalen Aufstellung [nach Geschlechtern, Berufsgruppen, Parteiflügeln und Positionen], theoretisch sogar die Chance zu einer Aufwertung, tatsächlich würde die individuelle Stimmabgabe aber wohl zum Vernachlässigen der gesellschaftlichen Repräsentation führen."

[8] In dem zugrundeliegenden Umfrageexperiment wurde das Kandidat*innengeschlecht nur indirekt durch die jeweiligen Vornamen impliziert. Obwohl seit dem 22. Dezember 2018 mit „divers" in Deutschland ein drittes Geschlecht gesetzlich verankert ist, gehen wir davon aus, dass typische Wähler*innen aus den Vornamen eine männliche oder weibliche Geschlechtszugehörigkeit ableiten. Außerdem wurde in der vorliegenden Umfrage auch das Teilnehmer*innengeschlecht binär abgefragt. Folglich zielen die in diesem

Liste wurde zufällig zwischen einer bis drei variiert. Für eine Gruppe der Befragten waren die Listen geschlossen, für die andere offen. Zudem stimmten alle Befragten in einer zweiten Runde nochmals mit dem jeweils anderen Listentyp ab.

Unsere Ergebnisse zeigen, dass es offene Listen Wähler*innen erlauben, ihre Präferenzen für geschlechtsspezifische Repräsentation auszudrücken: In einem offenen Listenwahlsystem zeigt sich, dass Wähler*innen, denen Gleichstellung von Frauen wichtig ist, mit höherer Wahrscheinlichkeit Frauen wählen. Ebenso stimmen Frauen – über alle Parteien (mit Ausnahme der AfD) hinweg – mit höherer Wahrscheinlichkeit für Kandidatinnen als Männer. Relevante Unterschiede ergeben sich innerhalb des Parteienspektrums: Wähler*innen (beider Geschlechter) linker Parteien präferieren in der Tendenz Kandidatinnen. Bei Parteien in und rechts der Mitte ist dies nur bei Wählerinnen (CDU) bzw. bei keinem der beiden Geschlechter (FDP und AfD) der Fall. Relevante Unterschiede ergeben sich zudem je nach Zusammensetzung der Liste (d. h. je nach Parteiselektoratsentscheidung): Wähler*innen zeigen – über alle Parteien hinweg – eine Neigung, nach Geschlecht ungleich zusammengesetzte Listen in Richtung Parität auszubalancieren. Diese Ergebnisse sind kausal interpretierbar, da das Kandidat*innengeschlecht experimentell zugeordnet wurde, und die Zusammensetzung von Listen nach Kandidat*innengeschlecht die Wahlwahrscheinlichkeiten der Parteien in geschlossenen Listen nicht substanziell zu beeinflussen scheint. Zusätzliche Analysen zeigen außerdem korrelationale Evidenz dafür, dass die Bevölkerung ein offenes Listenwahlsystem einem geschlossenen vorzieht. Während generell eine Mehrheit der Befragten ein solches System unterstützt, ist diese Unterstützung bei Befragten, welche die Gleichstellung von Frauen als wichtig erachten, substanziell noch höher.

Im deutschen Kontext würden offene Listenwahlsysteme es insbesondere Wähler*innen mit hoher Themensalienz und weiblichen Befragten erlauben, ihre Präferenz für Kandidatinnen auszudrücken. Zu beachten ist, dass der Effekt des Kandidat*innengeschlechts zumindest in unserem Umfragesetting nicht besonders stark ist und es auch Subgruppen gibt, die eher für Männer stimmen. Insgesamt käme es mit Hinsicht auf Verschiebungen im Frauenanteil zwischen nominierten und von Wähler*innen unterstützten Kandidat*innen aber auch auf die Balance der den Wähler*innen vorgelegten Listen an, denn Wähler*innen neigen dazu, ungleiche Listen auszubalancieren. Die Präferenzen der Wähler*innen dürften mit offenen Listen also die deskriptive Repräsentation von Frauen in Deutschland zumindest tendenziell erhöhen. Jedenfalls würden offene Listen nicht schaden. Insbesondere da sie Wähler*innen erlauben auch weitere Kandidat*inneneigenschaften zu berücksichtigen, sollte eine mögliche Einführung in der öffentlichen Debatte stärkere Beachtung finden.

Beitrag diskutierten Erkenntnisse auf Unterschiede zwischen Männern und Frauen ab. Die Repräsentation Diverser sowie deren Wahlverhalten sollte jedoch in kommender Forschung ebenfalls adressiert werden.

2 Listentypen und die Repräsentation von Frauen

Die Frage, ob bei einem Verhältniswahlsystem geschlossene oder offene Listen eine bessere deskriptive Repräsentation von Frauen herbeiführen, wird uneinheitlich beantwortet. Ein Teil der Literatur spricht sich für geschlossene Listen aus. Diese können per Definition nicht durch die Wähler*innen verändert werden und erlauben es dem Selektorat zu steuern, wer ins Parlament einzieht. Eine Ausbalancierung der Listen nach Geschlecht (oder auch anderen Merkmalen) ist daher einfach möglich. Aus diesem Grund lassen sich geschlossene Listen auch effektiv mit Quoten kombinieren, insbesondere wenn die Quoten nicht nur den Gesamtanteil der Frauen, sondern auch deren Platzierung (etwa abwechselnd mit Männern, im „Reißverschlussprinzip“) vorschreiben (Caul 1999; Jones 2009; Schmidt 2009). Aus dieser Perspektive sind offene Listen suboptimal, da Wähler*innen Frauen gegenüber voreingenommen sein können (Valdini 2013). Außerdem besteht die Gefahr, dass die Selektorate bei offenen Listen – zu Recht oder zu Unrecht – annehmen, dass Frauen für die Wählerschaft weniger attraktiv seien. Dies könnte wiederum die Nominierenden dazu veranlassen, weniger Kandidatinnen aufzustellen oder diese auf weniger prominente Listenpositionen zu setzen (Thames und Williams 2010; Valdini 2012; Brooks 2013).

Ein anderer Teil der Literatur hingegen sieht die Personenwahl auf offenen Listen als vorteilhaft für die Repräsentation von Frauen an. Aus dieser Sichtweise liegen die Hindernisse für Frauen auf der Ebene der Nominierung. Selbst wenn Selektorate nur relativ wenige Frauen aufstellen oder diese nur schlechte Listenplätze erhalten, bieten offene Listen den Bürger*innen eine Korrekturmöglichkeit. Wenn Frauen bei der Nominierung benachteiligt werden, schlägt sich dies bei geschlossenen Listen (oder Einpersonenwahlkreisen mit ebenfalls vorgegebenem Kandidatenfeld) hingegen zwingend im Wahlergebnis nieder (siehe etwa Verge und Wiesehomeier 2019 für den spanischen Fall).

Die empirischen Ergebnisse sind ähnlich zweigeteilt. So berichten manche Studien, dass Wähler*innen auf offenen Listen eher für Kandidaten als für Kandidatinnen stimmen, etwa in Lettland (Matland und Lilliefeldt 2014) und Litauen (Ragauskas 2021). Andere Untersuchungen schließen, dass Wähler*innen Politikerinnen nicht konsistent benachteiligen, z. B. in Estland (Allik 2015), oder diese an der Wahlurne männlichen Politikern gegenüber bevorzugen, etwa in Polen (Kunovich 2012) oder der Tschechischen Republik (Stegmaier et al. 2014). Die Effekte können sich zudem auch innerhalb eines Landes über Parteien hinweg (Kjaer und Krook 2019), im Zeitverlauf (Dean 2021) oder je nach institutionellen Kontextfaktoren wie der Wahlkreisgröße (Giger et al. 2014) unterscheiden.

Diese Beispiele legen nahe, dass die Effekte von offenen vs. geschlossenen Listen kontextabhängig sind – eine Sicht, die sich in der jüngeren Literatur durchsetzt (Valdini 2013; Golder et al. 2017; Golder und Ferland 2018). Inwiefern der Listentyp einen Unterschied macht, kommt zunächst darauf an, ob sich die Präferenzen der Selektorate und der Wähler*innen unterscheiden. Falls ja, hängt die Richtung davon ab, welcher der zwei kollektiven Akteure Politikerinnen gegenüber positiver eingestellt ist. Wo das Selektorat Frauen eher unterstützt als das Elektorat, sind geschlossene Listen für die deskriptive Repräsentation von Frauen besser als offene

Listen. Andererseits schlagen offene Listen in dieser Hinsicht geschlossene Listen, wenn Wähler*innen Frauen in der Politik gegenüber positiver eingestellt sind als die Nominierenden.

2.1 Kandidat*innengeschlecht und individuelles Abschneiden bei Wahlen in Deutschland

Empirische Ergebnisse aus dem deutschen Kontext lassen zunächst vermuten, dass das Kandidat*innengeschlecht für das persönliche Wahlergebnis keine Rolle spielt oder aber Frauen weniger populär sind.[9] Eine ältere Studie betrachtet bayerische Landtagswahlen sowie Kommunalwahlen in drei Bundesländern (mit je offenen Listen) und schließt, diese „haben bisher nicht oder nur partiell die Wählbarkeit von Frauen verbessern können“ (Heepe 1989, S. 112). Mit der Ausnahme von einigen Kleinparteien berichten Schoen und Faas (2005) Nulleffekte für das Kandidat*innengeschlecht aus Regressionsmodellen für Personenstimmen bei den bayerischen Landtagswahlen 2003. Ebenfalls keine systematischen Unterschiede zwischen Kandidatinnen und Kandidaten zeigen sich beim individuellen Abschneiden auf offenen Listen in den Hamburgischen Bürgerschaftswahlen 2011, 2015 und 2020 (Marcinkiewicz und Jankowski 2014; Jankowski und Frank 2022). Bei den Wahlen zur Bremischen Bürgerschaft 2011 und 2015 schnitten Frauen nach Präferenzstimmenrängen im Vergleich zu ihren Listenplätzen schwächer ab, der Frauenanteil unter den Gewählten war aber nur geringfügig kleiner als derjenige im Pool der Kandidat*innen (Probst 2012; Probst und Schröder 2015).[10]

Bieber und Wingerter (2020) untersuchen Kommunalwahlergebnisse für eine Stichprobe von Landkreisen bzw. kreisfreien Städten aus neun Bundesländern. Ein Vergleich der Listenplätze mit der Rangfolge nach Personenstimmen für Kandidatinnen zeigt, dass Frauen bei den Wähler*innen unpopulärer sind als bei den Selektoraten. Der Unterschied zu Männern in der Wahrscheinlichkeit ein Mandat zu erhalten ist zudem in Bundesländern mit offenen Listen ausgeprägter; hier stellt sich jedoch die Frage nach möglichen Störfaktoren auf Landesebene. Außerdem ist insgesamt nicht klar, wie gut sich Resultate aus dem Kontext von Kommunalwahlen auf eine Bundestagswahl übertragen lassen.

2.2 Theoretische Erwartungen zum persönlichen Wahlergebnis von Kandidatinnen

Um die Auswirkungen von offenen Listen abzuschätzen, entwickeln wir nun theoretische Überlegungen zum individuellen Abschneiden von Kandidatinnen bei Wahlen. In der Literatur gibt es hierzu verschiedene Ansätze. Manche Studien betrachten Fak-

[9] Hinsichtlich der Parteientscheidung findet Debus (2016) keine klaren Hinweise darauf, dass Wählerinnen eher die Union unterstützt haben, nachdem sie mit Angela Merkel von einer Frau als Spitzenkandidatin angeführt wurde.

[10] Auch in einem Conjoint-Experiment zu Wählerpräferenzen hinsichtlich des EU-Fokus von fiktiven Abgeordneten (Senninger und Bischof 2021) zeigt sich nur ein schwacher (positiver) Effekt des weiblichen Geschlechts auf die Wahlchancen.

toren, die sowohl unter Wählerinnen als auch Wählern die Entscheidung für eine Kandidatin beeinflussen (z. B. Sanbonmatsu 2002). Theorien der Affinitätswahl hingegen beziehen sich explizit darauf, ob Frauen eher für Frauen und Männer eher für Männer stimmen (z. B. Holli und Wass 2010; Giger et al. 2014; van Erkel 2019) – wobei die Wahl für die Eigengruppe auch eine Entscheidung gegen die Fremdgruppe widerspiegeln kann (vgl. Portmann und Stojanović 2021). Des Weiteren gibt es eine große Bandbreite an Motivationsfaktoren für eine Wahl aufgrund des Kandidatengeschlechts. Mögliche Beweggründe umfassen sozialpsychologische Identifikation mit der Eigengruppe (Plutzer und Zipp 1996); Stereotypisierung als Zuschreibung von positiven oder negativen Charaktereigenschaften aufgrund des Geschlechts (z. B. Sanbonmatsu 2002; Bieber 2011; Dolan und Lynch 2014); die Verwendung einer Heuristik, dass Kandidat*innen des eigenen Geschlechts eher dieselben Einstellungen vertreten (z. B. Koch 2000);[11] ein Interesse an deskriptiver Repräsentation an sich (Westle und Schübel 2009; Campbell und Heath 2017); und die Förderung von substanzieller Repräsentation (Höhmann 2020).

Zunächst ist es plausibel anzunehmen, dass diese Motivationsfaktoren manche Frauen veranlassen, bevorzugt Frauen zu wählen. Männer haben weniger direkte Anreize, für eine Frau zu stimmen und könnten die Eigengruppe bevorzugen oder Kandidatinnen gegenüber voreingenommen sein. Jedoch sollte hier auch die Interaktion mit der Parteiwahlentscheidung berücksichtigt werden. Generell entkoppeln offene Listen die Kandidat*innen von der Parteientscheidung (Rudolph und Däubler 2016), da mehrere Kandidat*innen aus jeder Partei zur Wahl stehen. Soziokulturelle Einstellungen beeinflussen aber die Parteipräferenz (Bornschier 2010; Rosset und Kurella 2021). Da gesellschaftspolitisch progressive Parteien auch stärker für Frauenrechte eintreten (Caul 1999; Golder et al. 2017; Keith und Verge 2018; Giger et al. 2021), ist zu erwarten, dass Wähler*innen konservativer Parteien seltener für Frauen stimmen.

Diese theoretischen Überlegungen lassen sich gut mit Daten aus dem deutschen Kontext ergänzen. Die German Longitudinal Election Study (2021) enthält auch eine Frage zu „staatlichen Maßnahmen zur Gleichstellung der Frauen in der Gesellschaft“. Tab. 1 zeigt eine Auswertung der eigenen Einstellungen der Befragten.[12] Wir haben hier, nach Geschlecht und Parteiidentifikation, den Anteil an Personen berechnet, die staatliche Gleichstellungsmaßnahmen unterstützen und für die dieses Thema hinreichend wichtig ist. Die Surveyfrage bezieht sich freilich auf staatliche Maßnahmen zu ihrer Förderung und nicht auf Gleichstellung an sich; mit gewissen Einschränkungen bei der liberalen Anhängerschaft der FDP dürften sich da-

[11] Wobei dies weniger wichtig ist, wenn Kandidat*innen für Parteien antreten und das Parteilabel für Wähler*innen informativ ist, siehe Ono und Burden (2019); Stauffer und Fisk (2021).

[12] Abb. A.3 im Online-Anhang zeigt Boxplots, wie die Bevölkerung die Positionen der Parteien hierzu wahrnimmt. Die Daten bestätigen generell die Erwartungen. In der Wahrnehmung der Bürger*innen nimmt unter den Parteien die Skepsis gegenüber staatlichen Gleichstellungsmaßnahmen von links nach rechts (auf einer soziokulturellen Achse) zu, wobei die von diesem Muster etwas abweichende Einschätzung der FDP auch damit zu tun haben sollte, dass sich die Frage auf *staatliche* Maßnahmen bezieht. Insgesamt bestehen wenig Unterschiede in den Wahrnehmungen nach Geschlecht der Befragten. Interessanterweise werden Linke und Grüne von Frauen als weniger starke Befürworter*innen von Gleichstellungsmaßnahmen angesehen als von Männern.

Tab. 1 Anteil der Befürworter*innen von staatlichen Gleichstellungsmaßnahmen für Frauen mit gewisser Themenwichtigkeit, in %, nach Parteiidentifikation und Geschlecht

	Gesamt	Linke	Grüne	SPD	Union	FDP	AfD	Andere	Keine
Gesamt	45	62	67	54	38	29	19	45	40
Frauen	53	69	72	61	49	38	31	54	47
Männer	37	56	60	49	29	22	11	34	28
$\Delta F - M$	16	13	12	12	20	16	20	20	19
Gesamt N	15.288	1431	2165	1967	3468	789	1323	641	3504
Frauen N	7716	625	1142	870	1678	361	492	344	2204
Männer N	7572	806	1023	1097	1790	428	831	297	1300

Quelle: GLES Panel 2016–2021, Welle 15 vom Februar/März 2021 (German Longitudinal Election Study 2021), eigene Berechnungen. Fragetext: „Wie ist Ihre Meinung zu staatlichen Maßnahmen zur Gleichstellung der Frauen in der Gesellschaft?“ Skala von „Staatliche Gleichstellungsmaßnahmen gehen noch lange nicht weit genug“ (1) bis „Staatliche Gleichstellungsmaßnahmen gehen schon viel zu weit“ (7). Korrespondierende Salienzfrage: „Und wie wichtig sind Ihnen persönlich die folgenden Themen? Staatliche Maßnahmen zur Gleichstellung der Frauen in der Gesellschaft.“ Skala von „sehr wichtig“ (1) bis „überhaupt nicht wichtig“ (5). Die Anteile beziehen sich auf Befragte, die sowohl bei der Positions- als auch bei der Salienzfrage mindestens einen Wert von 4 angeben.

raus aber dennoch nützliche Schlussfolgerungen ableiten lassen. Die Befürwortung von Gleichstellungsmaßnahmen ist erwartungsgemäß bei Frauen stärker ausgeprägt (53 % vs. 37 % bei Männern) und nimmt von links nach rechts ab. Über die Geschlechter hinweg liegt der Anteil der Unterstützer*innen bei Linken, Grünen und SPD bei mehr als der Hälfte, bei Union (38 %), FDP (29 %) und AfD (19 %) deutlich darunter. Innerhalb der Parteianhängerschaften sind die Differenzen zwischen Frauen und Männern rechts der SPD deutlicher ausgeprägt, und unter Frauen liegt das Niveau der Unterstützung selbst in der AfD (mit dem niedrigsten Wert) immer noch bei 31 %.

Aus der Kombination der theoretischen Überlegungen und der empirischen Voruntersuchung im deutschen Kontext auf Basis der German Longitudinal Election Study (2021) können wir daher folgende Hypothesen formulieren:

Hypothese 1 *Die Wahrscheinlichkeit, dass Frauen für eine Kandidatin stimmen, ist höher als die Wahrscheinlichkeit, dass Männer für eine Kandidatin stimmen.*

Hypothese 2 *Die Wahrscheinlichkeit, für eine Kandidatin zu stimmen ist unter Wähler*innen gesellschaftspolitisch konservativerer Parteien geringer.*

Hypothese 3 *Die Wahrscheinlichkeit, dass Wähler*innen, denen die Gleichstellung von Frauen wichtig ist, für eine Kandidatin stimmen, ist höher als die Wahrscheinlichkeit, dass Wähler*innen, denen die Gleichstellung von Frauen nicht wichtig ist, für eine Kandidatin stimmen.*

Kommen wir nun zur Leitfrage dieses Beitrags zurück. Wie in der Literaturübersicht besprochen, können offene Listen zur deskriptiven Repräsentation von Frauen beitragen, wenn die Wähler*innen einer Partei eher bereit sind, Kandidatinnen zu wählen, als dass das Selektorat diese auf hinreichend gute Listenplätze setzt. Ob dies

dann im Aggregat und gegeben der derzeitigen Listenvorschläge der Parteien der Fall ist, ist prinzipiell nicht klar vorherzusagen. Die vorgeschlagenen Hypothesen beziehen sich auf relative Unterschiede, aber Aussagen zum absoluten Niveau der Kandidatinnenwahl sind allein aus den theoretischen Überlegungen und den GLES-Daten kaum ableitbar.

Wir formulieren allerdings die Erwartung, dass die Präferenz von Wähler*innen für stärkere Frauenrepräsentation von den Entscheidungen des Selektorats abhängen sollte. So sollten Anreize zur Wahl von Kandidatinnen besonders dann höher sein, wenn Selektorate eine männerdominierte Liste vorlegen.

Hypothese 4 *Die Wahrscheinlichkeit, dass Wähler*innen für eine Kandidatin stimmen, ist höher, wenn Listen überwiegend aus Kandidaten bestehen, und geringer, wenn Listen überwiegend aus Kandidatinnen bestehen (im Vergleich zu paritätisch besetzten Listen).*

Der postulierte Zusammenhang würde dazu führen, dass Wähler*innen nach Geschlecht ungleich besetzte Listen ausbalancieren. Wie erwähnt verzichten wir darüber hinaus auf spezifische Vorhersagen bezüglich des *absoluten Niveaus* der Unterstützung von Frauen durch Wähler*innen auf Parteiebene. Die grundlegende Schwierigkeit solcher Prädiktionen weist zudem darauf hin, dass eine möglichst realistische Simulation der Wahlsituation im Rahmen einer Umfrage in diesem Kontext ein vielversprechender methodischer Ansatz ist.

3 Forschungsdesign

Unserer empirischen Analyse liegt eine quotenrepräsentative Stichprobe der wahlberechtigten deutschen Bevölkerung zugrunde.[13] Die Umfrage wurde zwischen dem 11. Januar und dem 19. Februar 2019 durch das Unternehmen Kantar durchgeführt. 6600 Befragte wurden aus dem Online-Panel des Anbieters rekrutiert. Quoten haben wir für Alter, Geschlecht, Bildung und Region gesetzt, die Stichprobe ist also entlang dieser Quoten repräsentativ für die deutsche Wahlbevölkerung. Die durchschnittliche Befragungsdauer betrug 6,4 Minuten. Interviews von weniger als vier Minuten Dauer wurden vom Umfrageunternehmen ausgeschlossen. Wir konzentrieren uns auf die 2640 Befragten, die, randomisiert zugewiesen, eine Wahlentscheidung in offenen bzw. geschlossenen Listen getroffen haben, wobei die Listen lediglich die fundamentalen Stimmzettelinformationen zu Parteizugehörigkeit, Geschlecht der Kandidat*innen (impliziert durch Vornamen) und deren Listenplatzierung angezeigt haben.[14]

Ein Vergleich mit anderen Umfragen, die auf einer Zufallsstichprobe im selben Zeitraum beruhen, ermöglichen uns eine Beurteilung der Qualität unserer Stichprobe über die herangezogenen Quoten hinaus. Hierfür vergleichen wir die von

[13] Für Replikationsdateien siehe Rudolph et al. (2022).

[14] Die Auswirkung von angezeigten Policy-Positionen (Präferenzen zu Migrationspolitik) auf die Partei- und Kandidatenwahl wird in Bräuninger et al. (2021) analysiert.

unseren Befragten geäußerten Parteipräferenzen mit Ergebnissen telefonstichprobenbasierter Meinungsumfragen von Infratest dimap. Bei einer Fehlermarge von ca. drei Prozentpunkten sind in unserer Umfrage nur CDU/CSU-Wähler*innen leicht unterrepräsentiert und Die Linke- und AfD-Wähler*innen leicht überrepräsentiert.[15] Insgesamt sind wir daher zuversichtlich, dass die Ergebnisse des Umfrageexperiments auf die deutsche Wahlbevölkerung verallgemeinert werden können.

3.1 Experimenteller Aufbau

Unser Forschungsdesign basiert somit auf einem bevölkerungsrepräsentativen Umfrageexperiment (Mutz 2011), in dem wir eine Wahlentscheidung in einem Verhältniswahlsystem mit geschlossener Liste gegenüber einem Verhältniswahlsystem mit offener Liste nachbilden. Befragte werden zufällig der Gruppe mit offener oder der Gruppe mit geschlossener Liste zugeteilt. So können wir ausschließen, dass Eigenschaften der Befragten die Partei- bzw. Kandidat*innenwahl zwischen den Gruppen mit unterschiedlichen Listentypen systematisch beeinflussen.

Im Experiment zeigen wir eine vertikal geordnete Liste von Parteien mit je vier Kandidat*innen an, wobei die Reihenfolge der Darstellung sowohl für Parteien als auch für Kandidat*innen randomisiert wird. Unter der experimentellen Bedingung einer geschlossenen Liste stimmen die Befragten für eine der Parteilisten. Unter der experimentellen Bedingung der offenen Liste wählen die Befragten eine*n Kandidat*in innerhalb einer Partei. Die Befragten wurden darüber informiert, dass bei einer geschlossenen Liste die Sitze innerhalb von Parteien auf Grundlage des Listenplatzes zugewiesen werden bzw. dass bei einer offenen Liste hierfür die Stimmenanteile der Kandidat*innen maßgebend sind. Um die Komplexität für die Befragten zu reduzieren, umfasst unser Entscheidungsszenario die sechs im Parlament vertretenen Parteien, d. h. nach damaliger Fraktionsgröße CDU (CSU für die bayerischen Befragten), SPD, AfD, Grüne, FDP und Die Linke. Um die Kontextvalidität zu erhöhen, wurde das Design des angezeigten Stimmzettels im Hinblick auf den Titel, den Einleitungssatz, die vertikale Anordnung sowie die Auflistung der Parteien und Kandidat*innen einem echten Wahlzettel nachempfunden.[16] Abschn. A.3 im Online-Anhang diskutiert den Vergleich zu einem echten Bundestagswahlzettel im Detail.

Entscheidend ist, dass die Listenzusammensetzung nach Geschlecht ebenfalls zufällig erfolgt: Für die Generierung der fiktiven Kandidat*innen haben wir 24 häufige deutsche Vor- und Nachnamen gewählt, diese zufällig kombiniert und dabei überprüft, dass es keine namentlichen Übereinstimmungen mit Personen des öffentlichen Interesses wie Politiker*innen oder Prominenten gibt. Jede Liste enthält je 12 typischerweise weibliche und männliche Vornamen. Dabei haben wir explizit Vor- und

[15] Infratest dimap sah zu dieser Zeit die CDU/CSU bei 28 %, die SPD bei 15 %, die AfD bei 15 %, die Grünen bei 20 %, die FDP bei 9 %, Die Linke bei 8 % und sonstige Parteien bei 5 % (24. Januar 2019, CATI, Dual Frame, 1051 Befragte, siehe https://www.wahlrecht.de/umfragen/dimap.htm (Zugegriffen: 31. Mai 2022)). In unserer Umfrage stehen diese Parteien bei 23, 18, 19, 18, 9 und 13 %. Eine Präferenz für sonstige Parteien konnten unsere Befragten nicht angeben.

[16] Um weitere Fragestellungen zu untersuchen, die Gegenstand anderer Forschungsarbeiten sind (Bräuninger et al. 2021), haben die Befragten ihre Wahlentscheidung in einem zweiten Schritt mit dem jeweils anderen Listentypen wiederholt.

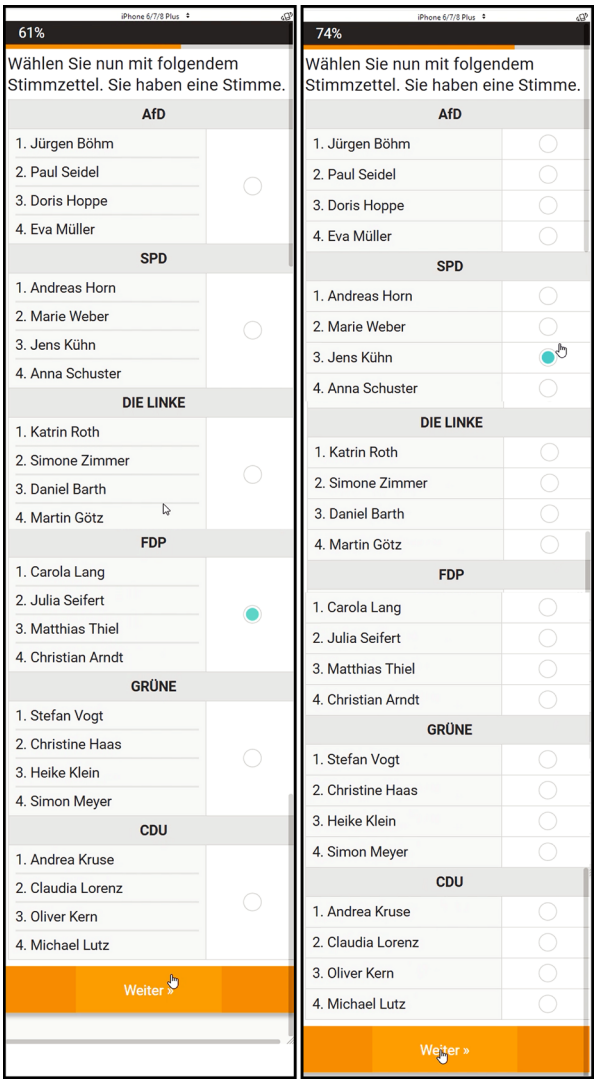


Abb. 1 Exemplarisches Design der geschlossenen (*links*) und offenen Liste (*rechts*)

Nachnamen gewählt, die einen Migrationshintergrund unwahrscheinlich machen. So können wir den Effekt von Kandidat*innengeschlecht isolieren, ohne Faktoren wie Ethnizität kontrollieren zu müssen. Bei der zufälligen Zuteilung von Namen zu Parteilisten schränken wir die Auswahl so ein, dass keine Liste ausschließlich männliche oder weibliche Politiker*innen enthält. Somit beträgt der Frauenanteil auf den Parteilisten (sowohl in der offenen wie auch in der geschlossenen Variante) entweder 25, 50 oder 75 %. Abb. 1 zeigt exemplarische Wahlzettel, wie sie den Befragten vorgelegt wurden (links im Format geschlossener, rechts im Format offener Wahllisten), inklusive der von uns genutzten Vor- und Nachnamen.

Neben soziodemografischen Merkmalen (Alter, Geschlecht, Bildung etc.) und politischen Einstellungen (Parteiskalometer, Links-Rechts-Einstellung, wichtigstes

politisches Thema etc.) wurden die Befragten zuletzt gebeten, eine Präferenz für eine der Wahlregeln (offene oder geschlossenen Listen) anzugeben.

3.2 Kausale Inferenz

Unsere zentrale Frage lautet, wie viele Frauen und Männer sich bei offenen Listen für eine Kandidatin entscheiden, und wie dies über die Parteien variiert. Um die Wahlentscheidungen nach Geschlecht derart kausal interpretieren zu können, ist jedoch zentral, dass die Listenzusammensetzung nach Geschlecht die Parteiwahlentscheidung nicht beeinflusst. Theoretisch erwarten wir, dass diese Annahme erfüllt ist[17] – Abschn. A.1 im Online-Anhang zeigt empirische Evidenz hierfür. Weder im Aggregat noch für die Subgruppe der Wählerinnen bzw. die Subgruppe der Wähler*innen, denen das Thema Gleichstellung von Frauen besonders wichtig ist, steht der Frauenanteil einer Liste im Durchschnitt in einem relevanten statistischen Zusammenhang zur Parteiwahl. Da die Reihung der Kandidat*innen randomisiert erfolgt, wäre bei Nichtberücksichtigung des Geschlechts der Kandidat*innen eine Gleichverteilung gewählter Kandidat*innen nach Geschlecht zu erwarten.[18] Eine Abweichung gewählter Kandidat*innen von dieser Gleichverteilung ist somit kausal dem Kandidat*innengeschlecht zuzuschreiben. Hervorzuheben ist, dass das Geschlecht der Kandidat*innen nur implizit durch den Vornamen kommuniziert wird, und somit von uns nicht in besonderer Weise als Entscheidungsmerkmal hervorgehoben wird. Für die Frage, ob die Wahrscheinlichkeit, eine Kandidatin zu wählen sich zwischen frauen- bzw. männerdominierte Listen unterscheidet, nutzen wir die randomisierte Zuteilung von Listen mit 25, 50 oder 75 % Frauenanteil – entsprechend ist hier kausale Inferenz ebenso direkt möglich. Bezüglich als statistisch signifikant identifizierbarer Effektstärken zeigen wir in Abschn. A.5 im Online-Anhang Post-hoc-Power-Analysen für die Unterschiede zwischen dem erwarteten und beobachteten Frauenanteil unter den gewählten Kandidat*innen. Hier wird ersichtlich, dass wir mit einer Power von 0,7 einen Unterschied in der Wahl von Kandidaten und Kandidatinnen ab einer Effektgröße von ca. 4,5 Prozentpunkten als statistisch signifikant nachweisen können (Abb. A.6 im Online-Anhang). Die Power in Partei-Subgruppen (Abb. A.7) ist je nach Stimmenanteil der Parteien im Elektorat entsprechend geringer. Ob Wähler*innen bei ungleich besetzten Listen einen Ausgleich in Richtung Parität vornehmen, sollte sich, mit einer Power von 0,7, ab einer Effektstärke von 5 bis 6 Prozentpunkten als statistisch signifikanter Zusammenhang feststellen lassen (Abb. A.8).

[17] Wenn die Parteiwahlentscheidung der Kandidat*innenwahlentscheidung vorgelagert ist (Rudolph und Däubler 2016), sollte der Anteil an Frauen auf einer (geschlossenen wie offenen) Liste keinen relevanten Einfluss auf das Stimmverhalten aufweisen.

[18] Bzw. bei Subgruppenanalysen in männer- bzw. frauendominierten Listen sollte entsprechend eine Verteilung nach Geschlecht von 75 : 25 resultieren.

3.3 Statistische Modellierung

Um unsere Hypothesen zur Kandidat*innenwahl zu testen, nutzen wir deskriptive Statistiken und, motiviert durch theoretische Modelle der Nutzenmaximierung unter Einbeziehung von Zufallsfaktoren, Conditional Logit-Modelle (McFadden 1973; Thurner 2000; Mauerer et al. 2015). Hierfür fokussieren wir auf die 1320 Befragten, denen wir (experimentell) eine offene Liste vorgelegt haben. Die auf dem Stimmzettel angezeigten Kandidat*innen stellen somit die Entscheidungsalternativen dar. Die Wahlentscheidung erklären wir durch Attribute dieser Alternativen und die Beziehung zwischen Befragten und diesen Alternativen, insbesondere dem Geschlecht der Befragten und der Salienz von Geschlechtergleichheit für die Befragten. Die Modelle implizieren Fixed Effects für Befragte. Da die Randomisierung des Geschlechterverhältnisses der Parteilisten und deren Anzeigereihenfolge auf Ebene der einzelnen Befragten erfolgt und wir nicht sicher davon ausgehen können, dass eine Annahme über homogene Treatment-Effekte durch die randomisierten Wahlzettel gerechtfertigt ist, clustern wir zudem Standardfehler auf Befragtenebene (siehe zu diesem Vorgehen auch Abadie et al. 2017).

In unseren Analysen stellt das Geschlecht der Wahlalternativen die primäre unabhängige Variable dar. Wir codieren binär, ob eine Wahlalternative weiblich (1) oder männlich (0) ist. Das Vorliegen einer weiblichen Wahlalternative interagieren wir zunächst nacheinander in vier Modellen mit dem Geschlecht der Befragten, der Parteizugehörigkeit der Wahlalternativen, ob die Befragten „Gleichstellung von Frauen" als eines der drei wichtigsten innenpolitischen Themen angeben (sprich die Gleichstellungs-Salienz der Befragten)[19] und dem Frauenanteil der jeweiligen Parteilisten. Zuletzt betrachten wir im fünften Modell die Interaktion zwischen Geschlecht der Wahlalternative und Geschlecht der Befragten separat nach Partei. Die Angaben zum Geschlecht der Kandidat*innen werden somit so analysiert, dass wir unterscheiden können, ob die Wahlwahrscheinlichkeit für eine Kandidatin prinzipiell höher oder niedriger ist als für einen Kandidaten, und ob sich dies für männliche bzw. weibliche Befragte und je nach Partei unterscheidet. In alle Modelle fließen zudem die Position der Kandidat*innen auf dem Stimmzettel (um für Reihenfolgeeffekte zu kontrollieren (Schoen und Faas 2005; Däubler und Rudolph 2020)), die von den Befragten angegebenen parteispezifischen Skalometer[20], die auf den Stimmzetteln enthaltenen Informationen über die Parteiliste (sprich Parteidummys; beide letztgenannten Attributeigenschaften erfassen die grundlegende Parteipräferenz) sowie weiterhin die Zusammensetzung der Parteiliste nach Geschlecht der Kandidat*innen (25, 50 oder 75 weiblich) ein.

[19] Fragestellung: „Welche innenpolitischen Themen halten Sie persönlich derzeit für wichtig? Wählen Sie bis zu drei Themen aus." Den Befragten wurden 22 Optionen in zufälliger Reihenfolge angeboten.

[20] Die Fragestellung lautet: „Was halten Sie ganz allgemein von den einzelnen politischen Parteien? Dazu zeigen wir ihnen nun die sechs großen Parteien in Deutschland und bitten Sie um Ihre persönliche Meinung auf einer Skala von 0 (halte überhaupt nichts von dieser Partei) bis 10 (halte sehr viel von dieser Partei)." Die Reihenfolge, in der die Parteien abgefragt wurden, wurde randomisiert.

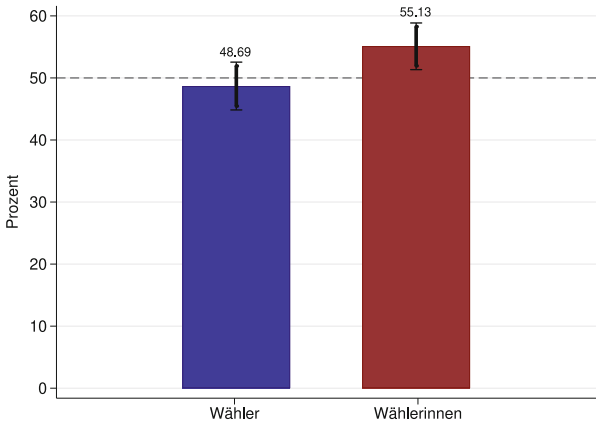


Abb. 2 Frauenanteil unter gewählten Kandidat*innen in offener Listenwahl, nach Wähler*innengeschlecht, mit 90 %- und 95 %-Konfidenzintervall. $N = 1320$ (673 Frauen, 647 Männer)

4 Ergebnisse

4.1 Deskriptive Evidenz für Wahlpräferenzen nach Kandidat*innengeschlecht

Abb. 2 zeigt zunächst, wie sich die Wahlentscheidung für eine Kandidatin nach Befragtengeschlecht in offenen Listen unterscheidet. Die oben erläuterten Randomisierungen innerhalb des Experimentaldesigns implizieren, dass bei geschlechtsunabhängigen Wahlentscheidungen eine Gleichverteilung des Kandidat*innengeschlechts sowohl insgesamt als auch innerhalb der Parteien zu erwarten ist. Abweichungen hiervon sprechen für einen kausalen Einfluss des Kandidat*innengeschlechts auf das Wahlverhalten. Es zeigt sich, dass Wählerinnen zu etwa 55 % Kandidatinnen wählen; Wähler zu etwa 48 %. In Übereinstimmung mit Hypothese 1 entscheiden sich Wählerinnen somit substanziell und (auf dem 5 %-Niveau) signifikant häufiger für eine Kandidatin als Wähler.[21] Zudem ist die Häufigkeit der Auswahl von Kandidatinnen unter Wählerinnen signifikant über der theoretisch zu erwartenden Baseline von 50 % (und für Wähler nicht signifikant unter derselben). Nur Wählerinnen zeigen somit im Aggregat eine klare Präferenz für deskriptive Repräsentation.

In einem nächsten Schritt unterscheidet Abb. 3 zwischen Parteielektoraten (graue Säulen) sowie innerhalb dieser Elektorate nach männlichen (blaue Säulen) und weiblichen (rote Säulen) Befragten. Der Gesamtstimmenanteil für Kandidatinnen variiert zwischen 59 % (Grüne) und 45 % (AfD). Die Parteien sortieren sich hier relativ klar anhand des ideologischen Spektrums, wobei Anhänger*innen der Linken, Grünen und SPD in ihrer Gesamtheit (in unterschiedlichem Ausmaß) weibliche Kandidatinnen bevorzugen, die Unions-Anhänger*innen insgesamt mit 51 % nahezu paritätisch wählen würden, und FDP- und AfD-Wähler*innen männliche Kandidaten bevorzugen. Während der Gesamtstimmenanteil für Kandidatinnen auf der linken Seite des Spektrums (Linke und Grüne) signifikant über 50 % liegt (bei der Linken auf 90 %-

[21] Wenn nicht anders spezifiziert, beziehen sich Aussagen über statistische Signifikanz im Folgenden immer auf das 5 %-Niveau.

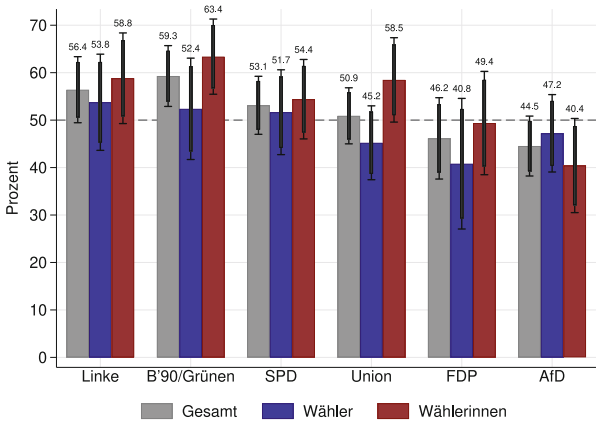


Abb. 3 Frauenanteil unter gewählten Kandidat*innen in offener Listenwahl, nach gewählter Partei und Wähler*innengeschlecht, mit 90 % und 95 %-Konfidenzintervall. $N = 1320$ (Linke: 102 Frauen (F), 93 Männer (M), 195 Gesamt (G); Grüne: 142 F, 84 M, 226 G; SPD: 136 F, 120 M, 256 G; Union: 118 F, 157 M, 275 G; FDP: 81 F, 49 M, 130 G; AfD: 94 F, 144 M, 238 G)

Niveau), ist dieser am rechten Ende (AfD) auf 90 %-Niveau signifikant unter 50 %. Dies zeigt deutliche Evidenz in Kongruenz zu Hypothese 2.

Beachtenswert ist das Abstimmungsverhalten nach dem Geschlecht der Befragten: Mit Ausnahme der AfD zeigt sich über alle Parteien hinweg eine stärkere Wahrscheinlichkeit für Frauen als Männer, eine Kandidatin zu wählen. Besonders stark ausgeprägt und statistisch signifikant ist dieser Unterschied (mit 13,3 Prozentpunkten) für Wähler*innen der Union. Doch auch Wähler*innen der Grünen (11 Prozentpunkte Differenz) und der FDP (8,6 Prozentpunkte) weisen stark unterschiedliche Geschlechts-Präferenzen auf. Wir sehen diese Evidenz weitgehend in Kongruenz zu Hypothese 1. Das der Hypothese entgegengesetzte Abstimmungsverhalten von AfD-Anhängerinnen deutet jedoch an, dass eine (durchschnittliche) Präferenz von Frauen für deskriptive Repräsentation durch das eigene Geschlecht nicht in allen gesellschaftlichen Milieus vorausgesetzt werden kann.

Der relative Unterschied zwischen den Geschlechtern ist besonders stark (CDU, FDP) – aber nicht ausschließlich (Grüne) – in den gesellschaftspolitisch eher konservativen Parteien des politischen Spektrums auszumachen. In den linken Parteien sind

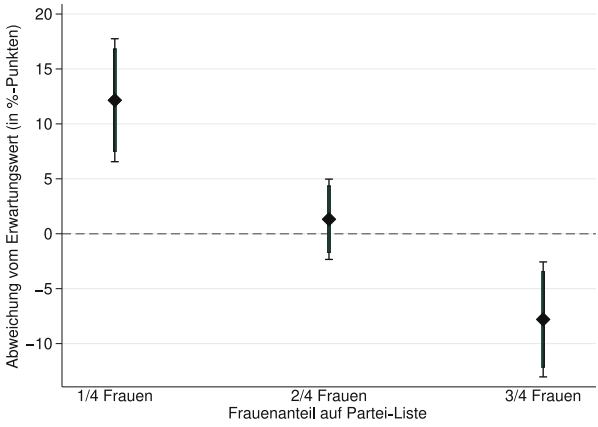


Abb. 4 Abweichung des gewählten Kandidatinnenanteils vom Erwartungswert in offener Listenwahl, nach experimentell variierter Zusammensetzung der Listen, mit 90 %- und 95 %-Konfidenzintervall. Erwartung: 1/4 Frauenanteil (F) = 25 %-Pkt.; 2/4 F = 50 %-Pkt.; 3/4 F = 75 %-Pkt. $N = 1320$

auch männliche Befragte bereit, eine Kandidatin zu unterstützen, während in den konservativen Parteien männliche Befragte eher einen Kandidaten unterstützen. Beachtenswert ist das nahezu diametrale Stimmverhalten von Unionsanhänger*innen, mit einer klaren Präferenz männlicher Befragter für Kandidaten, und weiblicher Befragter für Kandidatinnen.

Wie aus Abb. 4 ersichtlich, hängt die Wahlwahrscheinlichkeit für eine Kandidatin auch von der präsentierten Listenzusammensetzung ab. In männerdominierten Listen liegt der Anteil der Stimmen für Kandidatinnen bei nahezu 38 % – eine substanzielle und statistisch signifikante Aufwertung des Frauenanteils im Vergleich zum theoretisch erwartbaren Frauenanteil von 25 % bei geschlechtsunabhängiger Wahl. Während bei paritätisch besetzten Listen das Geschlecht der Kandidat*innen keine signifikante Rolle spielt, ist bei frauendominierten Listen wiederum ein Trend in Richtung einer Abwahl von Frauen zu beobachten: Der Frauenanteil liegt bei knapp 68 %, substanziell und signifikant unter den erwarteten 75 %. Diese Ergebnisse stehen im Einklang mit Hypothese 4 – Wähler*innen balancieren unausgeglichene Listen des Selektorats aus.

4.2 Modellierung der Wahlentscheidung in offenen Listen

Die oben besprochene deskriptive Evidenz ergänzend zeigt Tab. 2 Ergebnisse für Conditional Logit-Modelle der Wahlentscheidung, welche das Geschlecht der Kandidat*innen sowie weitere Attribute (Listenplatzierung der Kandidat*innen, Listenzusammensetzung, Parteidummys, Parteivalenz) berücksichtigen.[22]

Modell 1 zeigt Logit-Koeffizienten für weibliches Kandidatinnengeschlecht und dessen Interaktion mit Wähler*innengeschlecht. In Übereinstimmung mit Hypothese 1 stimmen Wählerinnen signifikant wahrscheinlicher für Kandidatinnen als Wähler, während Wähler nur leicht (und statistisch nicht signifikant) Kandidaten präferieren. Der Unterschied, mit dem Frauen auf weibliche Kandidatinnen reagieren, ist auf der Logit-Skala in etwa genauso wichtig wie der Unterschied zwischen einer Platzierung auf Listenplatz vier und Listenplatz zwei – unserer Interpretation nach ein substanziell relevanter Effekt.

Zur empirischen Untersuchung von Hypothese 2 ist ein Vergleich der Effekte des Geschlechts der Wahlalternativen nach Parteizugehörigkeit notwendig (Modell 2). Zunächst sehen wir, dass das Geschlecht der Kandidat*innen in der Referenzpartei, der SPD, einen leicht pro-weiblichen, jedoch nicht signifikanten, Effekt auszuwirken scheint. Wie bereits in Abb. 3 angedeutet, spielt das Geschlecht bei den Linken und Grünen eine größere Rolle. Kandidatinnen auf einer Liste dieser beiden Parteien haben im Vergleich zu ihren jeweiligen männlichen Gegenparts bessere Chancen, gewählt zu werden. Dieser Bonus entspricht bei den Linken in etwa dem Sprung von Listenplatz vier auf zwei und ist auf dem 10 %-Niveau signifikant ($p = 0{,}051$), während der Effekt bei den Grünen auf dem 5 %-Niveau signifikant und noch etwa um ein Drittel stärker (auf der Logit-Skala) ausfällt (s. Abb. A.5 im Online-Anhang). Bei einem Blick auf das konservativ-rechte Spektrum der Parteienlandschaft

[22] Um die Interpretation zu erleichtern, zeigen wir die berechneten Linearkombinationen (aufaddierte Logit-Koeffizienten) der Interaktionen aus den Modellen 1–4 in Abb. A.5 im Online-Anhang.

Tab. 2 Erklärungsfaktoren der Kandidat*innenwahl bei offener Liste

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5
Kandidierendengeschlecht					
Kandidatin	-0,0858	0,107	0,0375	0,0540	-0,0265
	(0,0863)	(0,134)	(0,0641)	(0,0760)	(0,169)
Kandidat	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)
Interaktionsterme					
Kandidatin × Wählerin	0,308**				0,260
	(0,119)				(0,207)
Kandidatin × Wähler	(Ref.)				(Ref.)
Kandidatin × Linke		0,206			0,199
		(0,207)			(0,267)
Kandidatin × B'90/Grüne		0,310			0,0336
		(0,199)			(0,262)
Kandidatin × SPD		(Ref.)			(Ref.)
Kandidatin × Union		-0,0652			-0,0598
		(0,186)			(0,232)
Kandidatin × FDP		-0,417			-0,751*
		(0,229)			(0,319)
Kandidatin × AfD		-0,347			-0,0525
		(0,194)			(0,242)
Kandidatin × Salient			0,756**		
			(0,282)		
Kandidatin × Nicht-Salient			(Ref)		
Kandidatin × 1/4 Frauen				0,514***	
				(0,147)	
Kandidatin × 2/4 Frauen				(Ref.)	
Kandidatin × 3/4 Frauen				-0,426**	
				(0,147)	
Kandidatin × Wählerin × Linke					0,00276
					(0,302)
Kandidatin × Wählerin × B'90/Grüne					0,410
					(0,286)
Kandidatin × Wählerin × SPD					(Ref.)
Kandidatin × Wählerin × Union					0,0223
					(0,278)
Kandidatin × Wählerin × FDP					0,539
					(0,357)
Kandidatin × Wählerin × AfD					-0,668*
					(0,329)

Tab. 2 (Fortsetzung)

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5
Listenplatz					
1. Platz	0,890***	0,896***	0,893***	0,889***	0,902***
	(0,0796)	(0,0800)	(0,0796)	(0,0796)	(0,0802)
2. Platz	0,323***	0,322***	0,324***	0,321***	0,325***
	(0,0880)	(0,0881)	(0,0880)	(0,0878)	(0,0882)
3. Platz	0,0905	0,0947	0,0928	0,0909	0,0933
	(0,0926)	(0,0929)	(0,0926)	(0,0925)	(0,0928)
4. Platz	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)
Frauenanteil Parteiliste					
1/4 Frauen	-0,0564	-0,0521	-0,0581	-0,226*	-0,0478
	(0,0972)	(0,0970)	(0,0971)	(0,113)	(0,0969)
2/4 Frauen	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)
3/4 Frauen	0,0889	0,0908	0,0886	0,397**	0,0844
	(0,0983)	(0,0984)	(0,0983)	(0,134)	(0,0988)
Parteivalenz					
Skalometer	0,956***	0,956***	0,956***	0,955***	0,956***
	(0,0517)	(0,0517)	(0,0516)	(0,0516)	(0,0518)
Partei-Dummys					
Linke	-0,304*	-0,414*	-0,310*	-0,302*	-0,408*
	(0,124)	(0,170)	(0,124)	(0,124)	(0,170)
B'90/Grüne	-0,441***	-0,612***	-0,442***	-0,438***	-0,601***
	(0,110)	(0,158)	(0,110)	(0,110)	(0,158)
SPD	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)
Union	-0,133	-0,0979	-0,135	-0,131	-0,110
	(0,105)	(0,142)	(0,105)	(0,106)	(0,142)
FDP	-0,317*	-0,109	-0,319*	-0,317*	-0,108
	(0,125)	(0,167)	(0,125)	(0,125)	(0,167)
AfD	0,0337	0,201	0,0294	0,0310	0,214
	(0,157)	(0,185)	(0,157)	(0,157)	(0,185)
N	31680	31680	31680	31680	31680
Befragte	1320	1320	1320	1320	1320
McFadden's Pseudo R^2	0,329	0,330	0,329	0,331	0,333

Conditional Logit-Modelle; Auf Befragtenebene gruppierte Standardfehler in Klammern
* (**,***) zeigt $p < 0{,}05$ $(0{,}01, 0{,}001)$
Jedes Modell interagiert das Geschlecht der Kandidat*innen mit verschiedenen Variablen. Der Koeffizient für *Kandidatin* bezieht sich also immer auf die Referenzkategorie der zugehörigen Interaktionsvariablen. Die Linearkombinationen (aufaddierte Logit-Koeffizienten) der Interaktionsterme sind in Abb. A.5 im Online-Anhang (für Modell 1–4) und Abb. 5 (für Modell 5) abgebildet.

zeigt sich, dass innerhalb der Union die Wahlchancen für Kandidierende beider Geschlechter nahezu identisch sind. Die FDP und AfD sind die einzigen Parteien, in denen Kandidatinnen geringere Wahlwahrscheinlichkeiten aufweisen als Kandidaten. Abb. A.5 zeigt außerdem, dass der Nachteil von Kandidatinnen innerhalb der AfD auf dem 10 %-Niveau signifikant und im Vergleich etwas schwächer als deren Vorteil innerhalb der Linken ist. Innerhalb der FDP sind die relativen Wahlchancen für Kandidatinnen sogar noch geringer, allerdings ist der Effekt hier statistisch nicht signifikant ($p = 0{,}102$). Die Existenz eines Kandidatinnenbonus im linken Spektrum (Grüne, Linke), einer Indifferenz in der Mitte (SPD, Union) und eines Kandidatinnenmalus auf der rechten Seite (FDP, AfD) unterstützt somit Hypothese 2.

Weitere Evidenz für Hypothese 3 ergibt sich aus Modell 3, in dem das Geschlecht der Kandidat*innen mit der Gleichstellungssalienz der Befragten interagiert wird. Für Befragte, die Gleichstellung als salient erachten, spielt das Kandidat*innengeschlecht (zugunsten von Kandidatinnen) eine deutlich und signifikant stärkere Rolle als bei solchen ohne Gleichstellungssalienz. Substanziell ist der Effekt beinahe so hoch wie der eines Sprungs von Listenplatz vier auf Platz eins bzw. wie der einer Verbesserung um einen Punkt auf dem Parteiskalometer. Für Befragte, die dem Thema keine besondere Salienz beimessen, zeigt sich kein entsprechender Unterschied.

Das vierte Modell interagiert das Geschlecht der Kandidat*innen mit der Listenzusammensetzung nach Geschlecht und zeigt in Übereinstimmung mit Abb. 4 deutliche Unterstützung für Hypothese 4. Während in paritätisch besetzten Listen (50 % Frauen) das Kandidat*innengeschlecht praktisch keinen Effekt hat, zeigen die Logit-Koeffizienten signifikante Unterschiede hierzu in ungleich besetzten Listen. Demnach verbessern sich die Wahlchancen einer Kandidatin, wenn sie die einzige Frau auf der Parteiliste (mit 4 Kandidat*innen) ist – und verschlechtern sich, wenn nur ein einziger Mann auf der Parteiliste steht. Der Vorteil für Kandidatinnen in männerdominierten Listen hat dabei in etwa den gleichen Effekt wie ein Anstieg um einen halben Punkt im Parteiskalometer, während der Nachteil von Kandidatinnen in frauendominierten Listen leicht schwächer ausfällt und somit ungefähr dem Abstieg von Listenplatz zwei auf vier entspricht.

Zusammengenommen lässt sich also sagen, dass die Modelle 1 bis 4 die Hypothesen 1 bis 4 weitestgehend unterstützen. Abschließend wird zur detaillierteren Analyse in Modell 5 eine Dreifachinteraktion aus Kandidat*innengeschlecht, Wähler*innengeschlecht und Parteiwahl berücksichtigt. Um die Interpretation der Logit-Koeffizienten der Dreifachinteraktion in Modell 5 zu erleichtern, berechnen und präsentieren wir deren Linearkombinationen in Abb. 5. Bei der Interpretation der statistischen Signifikanz dieser Linearkombinationen ist zu beachten, dass die Fallzahlen in den Untergruppen nach Partei und Geschlecht mit 50–160 Wähler*innen relativ klein ausfallen. Dennoch ergeben sich aus dem Modell für vier Subgruppen statistisch signifikante Koeffizienten. Für Wählerinnen der Linken und der Grünen hat das Kandidatinnen-Geschlecht (im Vergleich zu Kandidaten) einen positiven Effekt auf die Wahlchance. Einen negativen Effekt auf die Wahlchance finden wir für die Subgruppen der FDP-Wähler und (analog zur deskriptiven Evidenz in Abb. 3)

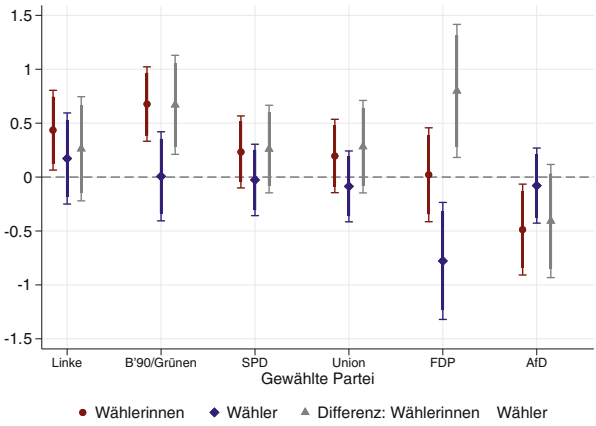


Abb. 5 Logit-Koeffizient des Kandidat*innengeschlechts nach Partei und Wähler*innengeschlecht, mit 90 und 95 %-Konfidenzintervall. Linearkombinationen (aufaddierte Logit-Koeffizienten) aus Modell 5 in Tab. 2 für die Dreifachinteraktion aus Parteiwahl, Wähler*innen- und Kandidat*innengeschlecht (mit 95 %-Konfidenzintervallen; $N = 1320$). Für die Subgruppe der *Wählerinnen* bzw. *Wähler* zeigen Konfidenzintervalle, welche die 0 nicht beinhalten, dass eine Kandidatin (relativ zu einem Kandidaten) innerhalb der jeweiligen Partei eine signifikant unterschiedliche Wahlchance hat. Für die *Differenz* zeigen Konfidenzintervalle, welche die 0 nicht beinhalten, dass ein signifikanter Unterschied zwischen den Linearkombinationen von *Wählerinnen* und *Wählern* innerhalb der jeweiligen Parteien besteht

der AfD-Wählerinnen. AfD-Wählerinnen geben also entgegen Hypothese 1 offenbar eher Kandidaten als Kandidatinnen ihre Stimme.

Darüber hinaus lässt sich mithilfe der Linearkombinationen untersuchen, ob der zuvor aus Modell 1 berichtete signifikante Unterschied in den Koeffizienten des Kandidat*innengeschlechts zwischen Wählern und Wählerinnen sich auch in den Subgruppen der jeweiligen Parteielektorate finden lässt. Abb. 5 zeigt, dass die Differenz zwischen Wählerinnen und Wählern nur innerhalb der Grünen und der FDP signifikant ist. Dieser Unterschied stammt bei den Grünen von einem deutlich proweiblichen Abstimmungsverhalten der Wählerinnen, während bei der FDP Männer Kandidaten bevorzugen. Letzteres ist dabei ganz deutlich als Ausreißer aus einem sonst homogenen Bild zu sehen: Wähler aller anderen Parteien scheinen weder starke Präferenzen für männliche noch weibliche Kandidatinnen zu hegen. Bei einer genaueren Betrachtung lässt sich also feststellen, dass Hypothese 1 zwar wie zuvor diskutiert für die Gesamtwählerschaft, nicht aber uniform über alle Parteielektorate hinweg gilt.

Inwiefern sind unsere Ergebnisse auf eine realweltliche Bundestagswahl übertragbar? Zwar bewerten unsere Befragten fiktive Kandidat*innen auf kurzen Listen; gleichzeitig bildet unser Umfragedesign aber den Entscheidungskontext einer (fiktiven) Bundestagswahl gut ab (vgl. Abschn. A.3 im Online-Anhang).[23] Wir halten zwei Fragen hier für entscheidend: Erstens, ob zu erwarten wäre, dass Geschlechtsinformationen im Kontext einer realen Wahl insgesamt irrelevant werden? Wenn

[23] Anders als vielfach verwendete Conjoint-Experimente (Schwarz und Coppock 2022), die eher einem Mehrheitswahlkontext mit angereicherter Informationsumgebung entsprechen.

Geschlecht etwa nur einen Proxy für von Wähler*innen erwartete Policy-Positionen darstellte, könnte dies der Fall sein. Die Studie von Quoß et al. (2022) (im Kontext der Schweiz) liefert jedoch gegenteilige Evidenz. Zweitens, ob zu erwarten wäre, dass Geschlechtsinformationen bei längeren Listen oder weiteren bekannten Merkmalen, die direkt (etwa Bekanntheit von Politiker*innen und deren Policy-Positionen) oder indirekt über den Stimmzettel (etwa Migrationshintergrund, akademische Titel) kommuniziert werden, in den Hintergrund treten? Möglicherweise wäre dann das Geschlecht der Kandidat*innen und das Geschlechterverhältnis auf Listen für Wähler*Innen schwerer zu identifizieren und entsprechende Reaktionen könnten schwächer ausfallen. Allerdings wären bei einer echten Wahl die Implikationen der Wahlentscheidung auch relevanter, was diesem Aufmerksamkeitseffekt entgegenwirken würde. Unser Forschungsdesign zielt freilich auf den durchschnittlichen Effekt des Geschlechts der Kandidat*innen auf die Wahlentscheidung ab. Zukünftige Forschung sollte daher auch untersuchen, wie das Merkmal Geschlecht mit anderen Kandidat*inneneigenschaften interagieren könnte.[24]

5 Diskussion

Das Hauptaugenmerk unserer empirischen Studie lag auf den Entscheidungen der Wähler*innen zwischen fiktiven Kandidat*innen auf offenen Wahllisten, deren Frauenanteil (neben der Reihenfolge der Bewerber*innen) experimentell variiert wurde. Als vermutlich wichtigste Erkenntnis finden wir wenig Anhaltspunkte dafür, dass Kandidatinnen generell allein des Geschlechts wegen von Wähler*innen in Deutschland benachteiligt werden. Lediglich Männer unter FDP-Wähler*innen und Frauen unter AfD-Wähler*innen bevorzugen Kandidaten gegenüber Kandidatinnen. Darüber hinaus zeigen unsere Ergebnisse, dass offene Listen es – wie erwartet – insbesondere Frauen, Wähler*innen gesellschaftspolitisch linker Parteien sowie an Gleichstellungsfragen interessierten Personen ermöglichen, ihrer Präferenz für eine Kandidatin Ausdruck zu verleihen. Wähler*innen gehen dabei nuanciert vor und balancieren (über Parteiwählerschaften hinweg) stark ungleich besetzte Listen (d. h. Geschlechterungleichheit bei der Listenaufstellung vonseiten des Selektorats) aus. Unsere Ergebnisse bekräftigen somit neuere Evidenz dafür, dass offene Listenwahlsysteme es Wähler*innen ermöglichen, ihre Präferenzstimme im Sinne von Geschlechterrepräsentation einzusetzen, und dass Wähler*innen diese Möglichkeit auch nutzen (Campbell und Heath 2017; Campbell et al. 2019; van Erkel 2019; Wauters et al. 2020). Zusätzliche Analysen zeigen, dass der (experimentell variierte) Frauenanteil bei *geschlossenen* Listen keinen substanziellen Einfluss auf die Parteiwahl zu haben scheint. Dies kann auch erklären, warum Parteiselektorate des rechten politischen Spektrums entgegen anderslautender Präferenzen ihres (weiblichen) Elektorats weiterhin männlich dominierte Listen aufstellen können (vgl. Bieber 2022).

[24] Vgl. die Zusammenfassung in Schwarz und Coppock (2022) für erste Evidenz, dass der Einfluss von möglichen Moderatoren überraschend gering ausfallen könnte.

Was bedeuten diese Ergebnisse für das Potenzial von offenen Listen, zu einem ausgeglicheneren Frauenanteil im Deutschen Bundestag beizutragen? Unserer Interpretation nach ergibt sich hier ein gemischtes Bild. Zunächst hängt für einen großen Teil der Wähler*innen die Stimmabgabe auch in offenen Listen nicht maßgeblich vom Kandidat*innengeschlecht ab. Das dürfte in der Praxis heißen, dass die von den Parteiselektoraten vorgelegten Listen weiterhin einen großen Einfluss auf das Geschlecht der Gewählten haben. Daher können offene Listen gerade in den Parteien mit derzeit niedrigem Frauenanteil (Union, FDP und AfD) vermutlich keine Wunder bewirken. Ihre Wählerschaften würden in der Gesamtheit kaum bevorzugt für Frauen stimmen,[25] und bei der FDP könnten sogar die Männer unter den Kandidat*innen von Personenstimmen profitieren. In diesen Parteien ist sowohl dem Selektorat als auch dem Elektorat im Schnitt die Frauenrepräsentation nicht besonders wichtig, oder sie wird sogar skeptisch gesehen. Bei der Union käme es bekannterweise (Debus und Stecker 2019) zusätzlich darauf an, in welchem weiteren institutionellen Kontext offene Listen eingeführt würden. Würden offene Listen für die Zweitstimme bei Beibehaltung des bestehenden Mischwahlsystems gelten, würde der Einfluss des Listentyps durch die (zumindest derzeit) hohe Zahl an Direktmandaten (2021: 73 % der Unionssitze) gedämpft werden.[26]

Auf der anderen Seite zeigen unsere Ergebnisse auch klar, dass Wähler*innen nicht paritätisch besetzte Listen ausbalancieren. Gegeben der derzeitigen Listenzusammensetzung bei Bundestagswahlen[27] wäre damit ein Bonus für Kandidatinnen zu erwarten. Zudem liefern unsere Ergebnisse keine Anzeichen dafür, dass die Präferenzen der deutschen Wähler*innen bei offenen Listen der deskriptiven Repräsentation von Frauen insgesamt schaden könnten. Möglichen Verlusten in Parteien wie der FDP stehen potenziell zusätzliche Sitze für Frauen etwa bei den Grünen gegenüber. Auf jeden Fall würden sich Verbesserungen durch offene Listen allein durch die Präferenzen von Wähler*innen ergeben, und weder das Parteiselektorat noch das -elektorat müsste in seiner Handlungs- und Wahlfreiheit eingeschränkt werden. Es böte sich somit ein verfassungskonformer Weg zu mehr Geschlechtergerechtigkeit in der Zusammensetzung des Bundestags. Zusätzlich ließen sich auch andere Argumente gegen Quotenregeln (Krook 2006) umgehen, etwa dass Quoten Gruppen gegenüber Einzelpersonen bevorzugen oder die Chancengleichheit untergraben.

Allerdings behalten auch in offenen Listenwahlsystemen Parteien Einfluss über die Anzahl und Platzierung von Frauen auf den Listen. Aspekte wie die Wahlkampffinanzierung oder Medienberichterstattung können Frauen in offenen Listen-

[25] Dies liegt auch am „gender gap“ bei der Parteiwahl. Bei der Bundestagswahl 2017 waren die Anteile der Wählerinnen bei den verschiedenen Parteien wie folgt: AfD: 37,9 %, Linke 49,5 %, FDP 50,5 %, SPD 51,3 %, Union 54,8 % und Grüne 60,7 %. Siehe repräsentative Wahlstatistik des Bundeswahlleiters, https://www.bundeswahlleiter.de/bundestagswahlen/2017/ergebnisse/repraesentative-wahlstatistik.html (Zugegriffen: 31. Mai 2022).

[26] 2021 lag der Männeranteil bei den Direktkandidaturen bei der CDU bei 75 % und bei der CSU bei 78 % (SPD: 61 %). Siehe https://www.bpb.de/nachschlagen/zahlen-und-fakten/bundestagswahlen/339917/kandidierende (Zugegriffen: 31. Mai 2022).

[27] Bei den Bundestagswahlen 2021 waren 41,3% der Listenkandidat*innen weiblich, mit größer Varianz zwischen Parteien und Bundesländer. Siehe https://www.frauen-macht-politik.de/monitoring-btw21-kandidierende/ (Zugegriffen: 06. Juni 2022).

systemen ebenfalls substanziell benachteiligen (Wauters et al. 2010; Lühiste 2015; Bauer 2020; Rohrbach et al. 2020). Daher wird die Quotenfrage auch in solchen Systemen nicht obsolet (Jones und Navia 1999; Górecki und Kukołowicz 2014).[28] In jedem Fall haben offene Listen an sich auch eine weitere positive Eigenschaft. Sie könnten gleichzeitig und ohne Weiteres auch die Repräsentation von anderen unterrepräsentierten Gruppen, wie etwa jüngeren Leuten oder Personen mit Migrationshintergrund, fördern (van Erkel 2019; Bloom und Thames 2021). Auch aus Sicht der Bevölkerung stellen offene Listen eine relevante Option dar und werden zumindest nicht klar abgelehnt. Wie in Abschn. A.2 im Online-Anhang näher erläutert, sprechen sich unsere Befragten, nach dem präferierten Listentyp für die Zweitstimme bei Bundestagswahlen gefragt, mehrheitlich für offene Listen aus. Dies gilt insbesondere für diejenigen Wähler*innen der Union (neben denen der Linken), die Gleichstellung für ein wichtiges Thema halten. Gerade Bürger*innen mit Interesse für Genderfragen scheinen also die Vorteile offener Listen zur Verbesserung der deskriptiven Repräsentation im Bundestag zu sehen. Insgesamt plädieren wir somit dafür, dem Potenzial offener Listen in der Debatte zur Reform des Wahlrechts mehr Beachtung zu schenken.

The online version of this article (https://doi.org/10.1007/s11615-022-00412-8) contains supplementary material, which is available to authorized users.

Danksagung Wir bedanken uns bei Martin Gross von der PVS und den zwei anonymen Gutachtern sowie bei Evelyn Bytzek und Teilnehmer*innen der Jahrestagung der Deutschen Vereinigung für Politikwissenschaft 2021 für wertvolle Kommentare und Hinweise. Das Experimentaldesign haben wir gemeinsam mit Thomas Bräuninger und Robert Huber entwickelt. Wir danken Nick Radowsky für hilfreiche Forschungsassistenz.

Replikationsdateien Replikationsdateien sind im Harvard Dataverse unter https://doi.org/10.7910/DVN/SM7LZK veröffentlicht.

Förderung Die Durchführung des Umfrageexperiments wurde finanziell durch die Deutsche Forschungsgemeinschaft (Projekt-Nummer DA1692/1-1, an TD) unterstützt.

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

[28] Unser experimentelles Design spricht auch direkt zur Frage, wie Wähler*innen auf eine Kombination von offenem Listenwahlsystem und Quoten (mit paritätisch besetzten Listen nach Reißverschluss- oder Zufallsprinzip) reagieren würden. Unsere deskriptiven Ergebnisse legen nahe, dass sich in diesem Fall auch ein nahezu paritätisch besetzter Bundestag ergeben würde, wobei unterschiedliche Präferenzen in den Parteielektoraten des linken und rechten politischen Spektrums zu leichten Differenzen zwischen den Parteien führen würde (Frauenanteil um die 55–60 % bei den Grünen; Frauenanteil um die 45 % bei FDP und AfD). Eine derart verbesserte deskriptive Repräsentation könnte dann positive Effekte auf die substanzielle Repräsentation von Fraueninteressen mit sich bringen (Höhmann 2020).

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

Abadie, Alberto, Susan Athey, Guido W. Imbens, und Jeffrey Wooldridge. 2017. *When should you adjust standard errors for clustering?* National Bureau of Economic Research.

Allik, Mirjam. 2015. Who stands in the way of women? Open vs. closed lists and candidate gender in Estonia. *East European Politics* 31:429–451. https://doi.org/10.1080/21599165.2015.1084924.

Alternative für Deutschland. 2020. *Entwurf eines ... Gesetzes zur Änderung des Bundeswahlgesetzes*. Deutscher Bundestag. Drucksache 19/22894.

Bauer, Nichole M. 2020. Shifting standards: how voters evaluate the qualifications of female and male candidates. *The Journal of Politics* 82:1–12.

Behnke, Joachim, Florian Grotz, und Christof Hartmann. 2017. *Wahlen und Wahlsysteme*. Berlin: De Gruyter Oldenbourg. https://doi.org/10.1515/9783486855401.

Bieber, Ina E. 2011. Der weibliche Blick: Verhalten sich Frauen in der Politik anders. In *Der unbekannte Wähler. Mythen und Fakten über das Wahlverhalten der Deutschen*, Hrsg. Evelyn Bytzek, Sigrid Roßteutscher, 253–272. Frankfurt: Campus.

Bieber, Ina E. 2022. Noch immer nicht angekommen? – Strukturelle Geschlechterungleichheit im Deutschen Bundestag. *Politische Vierteljahresschrift* 63:89–109. https://doi.org/10.1007/s11615-021-00360-9.

Bieber, Ina E., und Luisa Wingerter. 2020. Is it all a question of the electoral system? The effects of electoral system types on the representation of women in German municipal councils. *German Politics* https://doi.org/10.1080/09644008.2019.1707189.

Bloom, Stephen, und Frank C. Thames. 2021. Nomination and list placement of ethnic minorities under open-list proportional rules: the centrality of ethnopolitical context. *Electoral Studies* 74:102386. https://doi.org/10.1016/j.electstud.2021.102386.

Bornschier, Simon. 2010. The new cultural divide and the two-dimensional political space in Western Europe. *West European Politics* 33:419–444. https://doi.org/10.1080/01402381003654387.

Bräuninger, Thomas, Thomas Däubler, Robert Huber, und Lukas Rudolph. 2021. How open lists undermine the electoral support of cohesive parties. *British Journal of Political Science.* https://doi.org/10.1017/S0007123421000417.

Brooks, Deborah Jordan. 2013. *He runs, she runs*. Princeton: Princeton University Press.

Bundeswahlleiter. 2021. *Wahl zum 20. Deutschen Bundestag am 26. September 2021. Heft 3. Endgültige Ergebnisse nach Wahlkreisen*

Campbell, Rosie, und Oliver Heath. 2017. Do women vote for women candidates? Attitudes toward descriptive representation and voting behavior in the 2010 British election. *Politics & Gender* 13:209–231.https://doi.org/10.1017/S1743923X16000672.

Campbell, Rosie, Philip Cowley, Nick Vivyan, und Markus Wagner. 2019. Why friends and neighbors? Explaining the electoral appeal of local roots. *The Journal of Politics* 81(3):937–951.

Caul, Miki. 1999. Women's representation in parliament: The role of political parties. *Party Politics* 5:79–98. https://doi.org/10.1177/1354068899005001005.

Coffé, Hilde, und Marion Reiser. 2021. How perceptions and information about women's descriptive representation affect support for positive action measures. *International Political Science Review* https://doi.org/10.1177/0192512121995748.

Däubler, Thomas, und Lukas Rudolph. 2020. Cue-taking, satisficing, or both? Quasi-experimental evidence for ballot position effects. *Political Behavior* 42(2):625–652. https://doi.org/10.1007/s11109-018-9513-1.

Dean, Laura A. 2021. Striking out women: preferential voting and gender bias in Latvian Saeima elections. *East European Politics* 37(4):635–658. https://doi.org/10.1080/21599165.2020.1855423.

Debus, Marc. 2016. Weder ein „modern gender gap" noch „same gender voting" in Deutschland? Zum Einfluss des Geschlechts auf das individuelle Wahlverhalten bei den Bundestagswahlen zwischen 1998 und 2013. In *Wahlen und Wähler*, ed. Harald Schoen, Bernhard Weßels, 271–293. Wiesbaden: Springer VS.

Debus, Marc, und Christian Stecker. 2019. Repräsentationseffekte geschlechterparitätischer Listen. https://www.mzes.uni-mannheim.de/publications/misc/paritaet.html. Zugegriffen: 31. Mai 2022.
Decker, Frank, und Eckhard Jesse. 2021. Wahlrechtsreform. Eine Agenda in zwölf Punkten. *Zeitschrift für Parlamentsfragen* 51(4):785–801.
Dehmel, Niels. 2020. *Wege aus dem Wahlrechtsdilemma. Eine komparative Analyse ausgewählter Reformen für das deutsche Wahlsystem*. Baden-Baden: Nomos.
Deutscher Frauenrat. 2020. Stellungnahme des Deutschen Frauenrats zum Gesetzentwurf von CDU/CSU und SPD für ein 26. Gesetz zur Änderung des Bundeswahlgesetzes (Drucksache 19/22504). https://www.bundestag.de/resource/blob/796300/e66b7f74a0d114f314d598adbfade909/A-Drs-19-4-586-data.pdf. Zugegriffen: 31. Mai 2022.
Dolan, Kathleen, und Timothy Lynch. 2014. It takes a survey: understanding gender stereotypes, abstract attitudes, and voting for women candidates. *American Politics Research* 42:656–676. https://doi.org/10.1177/1532673X13503034.
Erkel, Patrick F. A. van 2019. Sharing is caring: the role of voter-candidate similarities in intra-party electoral competition. *European Political Science Review* 11:75–89. https://doi.org/10.1017/S175577391800022X.
Fortin-Rittberger, Jessica, und Christina Eder. 2013. Towards a gender-equal Bundestag? The impact of electoral rules on women's representation. *West European Politics* 36:969–985. https://doi.org/10.1080/01402382.2013.796702.
German Longitudinal Election Study. 2021. *GLES Panel 2016–2021, Wellen 1–15*. Köln: GESIS Datenarchiv. https://doi.org/10.4232/1.13783. Datenfile Version 5.0.0.
Giger, Nathalie, Anne M. Holli, Zoe Lefkofridi, und Hanna Wass. 2014. The gender gap in same-gender voting: The role of context. *Electoral Studies* 35:303–314. https://doi.org/10.1016/j.electstud.2014.02.009.
Giger, Nathalie, Denise Traber, Fabrizio Gilardi, und Sarah Bütikofer. 2022. The surge in women's representation in the 2019 Swiss federal elections. *Swiss Political Science Review* 28:361-376. https://doi.org/10.1111/spsr.12506.
Golder, Matt, und Benjamin Ferland. 2018. Electoral rules and citizen-elite ideological congruence. In *The Oxford handbook of electoral systems*, Hrsg. Erik S. Herron, Robert J. Pekkanen, and Matthew S. Shugart. Oxford: Oxford University Press.
Golder, Sona N., Laura B. Stephenson, Karine Van Der Straeten, André Blais, Damien Bol, Philipp Harfst, und Jean Fraçois Laslier. 2017. Votes for women: electoral systems and support for female candidates. *Politics & Gender* 13:107–131. https://doi.org/10.1017/S1743923X16000684.
Górecki, M.A., und P. Kukołowicz. 2014. Gender quotas, candidate background and the election of women: A paradox of gender quotas in open-list proportional representation systems. *Electoral Studies* 36:65–80.
Heepe, Kathrin. 1989. Bessere Wahlchancen von Frauen durch Personenwahlsysteme? *Zeitschrift für Parlamentsfragen* 20(1):102–113.
Höhmann, Daniel. 2020. When do female MPs represent women's interests? Electoral systems and the legislative behavior of women. *Political Research Quarterly* 73:834–847. https://doi.org/10.1177/1065912919859437.
Höhne, Benjamin. 2020. Mehr Frauen im Bundestag? Deskriptive Repräsentation und die innerparteiliche Herausbildung des Gender Gaps. *Zeitschrift für Parlamentsfragen* 51:105–125. https://doi.org/10.5771/0340-1758-2020-1-105.
Holli, Anne M., und Hanna Wass. 2010. Gender-based voting in the parliamentary elections of 2007 in Finland. *European Journal of Political Research* 49:598–630. https://doi.org/10.1111/j.1475-6765.2009.01910.x.
IDEA. 2021. Gender quotas database. https://www.idea.int/data-tools/data/gender-quotas/database. Zugegriffen: 31. Mai 2022.
Jankowski, Michael, und Torren Frank. 2022. Ballot position effects in open-list PR systems: the moderating impact of postal voting. *Acta Politica* 57:320–340.
Jones, Mark P. 2009. Gender quotas, electoral laws, and the election of women: Evidence from the latin American vanguard. *Comparative Political Studies* 42:56–81. https://doi.org/10.1177/0010414008324993.
Jones, Mark P., und Patricio Navia. 1999. Assessing the effectiveness of gender quotas in open-list proportional representation electoral systems. *Social Science Quarterly* 80:341–355.
Keith, Daniel James, und Tània Verge. 2018. Nonmainstream left parties and women's representation in Western Europe. *Party Politics* 24:397–409. https://doi.org/10.1177/1354068816663037.

Kjaer, Ulrik, und Mona Lena Krook. 2019. The blame game: analyzing gender bias in Danish local elections. *Politics, Groups, and Identities* 7:444–455. https://doi.org/10.1080/21565503.2018.1564057.
Koch, Jeffrey W. 2000. Do citizens apply gender stereotypes to infer candidates' ideological orientations? *The Journal of Politics* 62:414–429.
Krook, Mona Lena. 2006. Gender quotas, norms, and politics. *Politics & Gender* 2:110–118. https://doi.org/10.1017/S1743923X06231015.
Kunovich, Sheri. 2012. Unexpected winners: The significance of an open-list system on women's representation in Poland. *Politics & Gender* 8:153–177. https://doi.org/10.1017/S1743923X12000141.
Lang, Sabine, und Petra Ahrens. 2021. Paritätsgesetz oder Wahlrechtsreform?: Warum Deutschland beides braucht. In *Rechtshandbuch für Frauen-und Gleichstellungsbeauftragte*, Hrsg. Sabine Berghahn, Ulrike Schultz. Hamburg: Dashöfer.
Lühiste, Maarja. 2015. Party gatekeepers' support for viable female candidacy in PR-list systems. *Politics & Gender* 11:89–116.
Marcinkiewicz, Kamil, und Michael Jankowski. 2014. When there's no easy way out: Electoral law reform and ballot position effects in the 2011 Hamburg state elections. *German Politics* 23:103–117.
Matland, Richard E., und Emilie Lilliefeldt. 2014. The effect of preferential voting on women's representation. In *Representation: the case of women*, Hrsg. Maria C. Escobar-Lemmon, Michelle M. Taylor-Robinson, 79–102. Oxford: Oxford University Press.
Mauerer, Ingrid, Paul W. Thurner, und Marc Debus. 2015. Under which conditions do parties attract voters' reactions to issues? Party-varying issue voting in German elections 1987–2009. *West European Politics* 38(6):1251–1273.
McFadden, Daniel. 1973. Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. In *Frontiers in econometrics*, Hrsg. Paul Zarembka, 105–142. New York: Academic Press.
Mutz, Diana C. 2011. *Population-based survey experiments*. Princeton: Princeton University Press.
Ono, Yoshikuni, und Barry C. Burden. 2019. The contingent effects of candidate sex on voter choice. *Political Behavior* 41:583–607. https://doi.org/10.1007/s11109-018-9464-6.
Plutzer, Eric, und John F. Zipp. 1996. Identity politics, partisanship, and voting for women candidates. *Public Opinion Quarterly* 60:30–57.
Portmann, Lea, und Nenad Stojanović. 2021. Are immigrant-origin candidates penalized due to ingroup favoritism or outgroup hostility? *Comparative Political Studies* 55:154–186. https://doi.org/10.1177/00104140211024293.
Probst, Lothar. 2012. Die wichtigsten Ergebnisse der Wahl. In *Das neue Wahlsystem in Bremen: Auswertung und Analyse der Kommunikationskampagne und der Wirkungen des neuen Wahlsystems. Ein Forschungsbericht für die Bremische Bürgerschaft*, Hrsg. Lothar Probst, Alexander Gattig, 50–77. Bremen: Bremische Bürgerschaft.
Probst, Lothar, und Valentin Schröder. 2015. *Das Bremer Wahlsystem: Intransparent, paradox und möglicherweise verfassungswidrig. Eine Analyse aus wissenschaftlicher Perspektive am Beispiel der Bürgerschaftswahl 2015*. Mimeo.
Quoß, Franziska, Thomas Däubler, und Lukas Rudolph. 2022. *How do policy positions of candidates affect vote choice under OLPR? Survey-experimental evidence using real candidates from Switzerland*. ETH Zurich. Mimeo.
Ragauskas, Rimvydas. 2021. Party-determined viability and gender bias in open-list proportional representation systems. *Politics & Gender* 17:250–276. https://doi.org/10.1017/S1743923X19000448.
Rohrbach, Tobias, Stephanie Fiechtner, Philomen Schönhagen, und Manuel Puppis. 2020. More than just gender: Exploring contextual influences on media bias of political candidates. *The International Journal of Press/Politics* 25:692–711.
Rosset, Jan, und Anna-Sophie Kurella. 2021. The electoral roots of unequal representation. A spatial modelling approach to party systems and voting in Western Europe. *European Journal of Political Research* 60:785–806.
Rudolph, Lukas, und Thomas Däubler. 2016. Holding individual representatives accountable: The role of electoral systems. *The Journal of Politics* 78(3):746–762.
Rudolph, Lukas, Thomas Däubler, und Jan Menzner. 2022. *Replication Data for: Das Potenzial offener Listen für die Wahl von Frauen zum Bundestag. Ergebnisse eines Survey-Experiments*. Harvard Dataverse. https://doi.org/10.7910/DVN/SM7LZK.
Sanbonmatsu, Kira. 2002. Gender stereotypes and vote choice. *American Journal of Political Science* 46:20–34. https://doi.org/10.2307/3088412.
Schmidt, Gregory D. 2009. The election of women in list PR systems: Testing the conventional wisdom. *Electoral Studies* 28:190–203.

Schoen, Harald, und Thosten Faas. 2005. Reihenfolgeeffekte bei der bayerischen Landtagswahl 2003: Die Ersten werden die Ersten sein. *Zeitschrift für Parlamentsfragen* 36:100–116.

Schwarz, Susanne, und Alexander Coppock. 2022. What have we learned about gender from candidate choice experiments? A meta-analysis of sixty-seven factorial survey experiments. *The Journal of Politics* 84:655–668.

Senninger, Roman, und Daniel Bischof. 2021. Do voters want domestic politicians to scrutinize the European Union? *Political Science Research and Methods*. https://doi.org/10.1017/psrm.2021.54.

Stauffer, Katelyn E., und Colin A. Fisk. 2021. Are you my candidate? Gender, undervoting, and vote choice in same-party matchups. *Politics & Gender*. https://doi.org/10.1017/s1743923x20000677.

Stegmaier, Mary, Jale Tosun, und Klára Vlachová. 2014. Women's parliamentary representation in the Czech Republic: does preference voting matter? *East European Politics & Societies* 28:187–204. https://doi.org/10.1177/0888325413494771.

Thames, Frank C., und Margaret S. Williams. 2010. Incentives for personal votes and women's representation in legislatures. *Comparative Political Studies* 43:1575–1600. https://doi.org/10.1177/0010414010374017.

Thurner, Paul W. 2000. The empirical application of the spatial theory of voting in multiparty systems with random utility models. *Electoral Studies* 19:493–517. https://doi.org/10.1016/S0261-3794(99)00025-6.

Valdini, Melody Ellis. 2012. A deterrent to diversity: The conditional effect of electoral rules on the nomination of women candidates. *Electoral Studies* 31:740–749. https://doi.org/10.1016/j.electstud.2012.06.011.

Valdini, Melody Ellis. 2013. Electoral institutions and the manifestation of bias: The effect of the personal vote on the representation of women. *Politics & Gender* 9:76–92.

Verge, Tània, und Nina Wiesehomeier. 2019. Parties, candidates, and gendered political recruitment in closed-list proportional representation systems: The case of Spain. *Political Research Quarterly* 72:805–820. https://doi.org/10.1177/1065912918807086.

Wauters, Bram, Karolien Weekers, und Bart Maddens. 2010. Explaining the number of preferential votes for women in an open-list PR system: An investigation of the 2003 federal elections in Flanders (Belgium). *Acta Politica* 45:468–490.

Wauters, Bram, Peter Thijssen, und Patrick Van Erkel. 2020. Preference voting in the low countries. *Politics of the Low Countries* 1:77–106.

Westle, Bettina, und Thomas Schübel. 2009. Macht–Mehrheit–Merkel? Wahrnehmung des Meinungsklimas zu Frauen in politischen Führungspositionen und zur Kanzler/in-Präferenz. In *Wähler in Deutschland. Sozialer und politischer Wandel, Gender und Wahlverhalten*, Hrsg. Steffen Kühnel, Oskar Niedermayer, und Bettina Westle, 198–227. Wiesbaden: Springer VS.