

# Gibt es eine moderierte Benachteiligung von Frauen in der Politik?

## Eine Analyse der Direktwahlergebnisse der Bundestagswahlen 2005 bis 2021

Luisa Junghänel<sup>1</sup>/Roman Althans<sup>2</sup>/Ulrich Rosar<sup>3</sup>

### 1. Einleitung

Im politischen Wettbewerb spielt das Geschlecht der Kandidierenden eine wichtige Rolle. In der Wahlforschung wird immer wieder beobachtet, dass weibliche Kandidierende gegenüber männlichen benachteiligt sind – so beispielsweise, wenn der erreichte Erststimmenanteil bei Bundestagswahlen in Deutschland betrachtet wird (Bieber, 2013; Gaßner et al., 2019; Klein und Rosar, 2005; Masch et al., 2021; Rosar et al., 2008; siehe für eine internationale Untersuchung Schwindt-Bayer, 2005). Die Gründe hierfür sind vielfältig und bisher noch nicht vollständig aufgedeckt. Neben einer Benachteiligung durch die Parteiselektorate im Vorfeld von Wahlen und der direkten Diskriminierung durch das Elektorat könnte eine Erklärung der beschriebenen Befunde in einer Wechselwirkung des Geschlechts mit anderen Aspekten bestehen, die sich in der Entscheidungsfindung des Elektorats niederschlagen. So ist denkbar, dass das Geschlecht zusätzlich zu seiner direkten Wirkung auf den Wahlerfolg auch die Wirkung anderer Prädiktoren moderiert, Frauen also nicht in gleichem Maße von (vermeintlichen) strukturellen oder Produktivitätsvorteilen profitieren wie ihre männlichen Pendanten. Zudem können Unterschiede im Stimmenanteil zwischen den Geschlechtern auch auf (ideologischen) Differenzen der Parteien bzw. ihrer Wählerschaft beruhen. Dieser Beitrag hat daher zum Ziel, diese möglicherweise bestehenden moderierten Aspekte der Benachteiligung weiblicher Kandidierender genauer zu untersuchen.

Dazu wird zunächst erläutert, in welcher Form Frauen sowohl durch das Selektorat der Parteien als auch durch das Elektorat gegenüber Männern benachteiligt sind. Es werden dann im folgenden Abschnitt Hypothesen abgeleitet, wonach eine Wechselwirkung zwischen dem Geschlecht und dem Alter (als Proxy für politische und Lebenserfahrung), einer herausgehobenen politischen Position zum Wahlzeitpunkt und einem zum Wahlzeitpunkt bestehenden Bundestagsmandat angenommen wird. Wir konzentrieren uns auf diese drei Personenmerkmale von

---

<sup>1</sup> Luisa Junghänel ist Mitarbeiterin am Lehrstuhl für Soziologie II am Institut für Sozialwissenschaften der Heinrich-Heine-Universität Düsseldorf.

<sup>2</sup> Roman Althans ist Mitarbeiter am Lehrstuhl für Soziologie II am Institut für Sozialwissenschaften der Heinrich-Heine-Universität Düsseldorf.

<sup>3</sup> Prof. Dr. Ulrich Rosar hat den Lehrstuhl für Soziologie II am Institut für Sozialwissenschaften der Heinrich-Heine-Universität Düsseldorf inne.

Kandidierenden, da in der einschlägigen Forschungsliteratur für diese stabil ein substantieller Einfluss auf den Wahlerfolg nachgewiesen wurde (vgl. exemplarisch Gaßner et al., 2019; Klein und Rosar, 2005; Masch et al., 2021; Rosar et al., 2008). Anschließend werden wir die Datenbasis vorstellen und die Ergebnisse von OLS-Regressionen berichten, die die vermuteten Zusammenhänge auf Basis der Direktwahlergebnisse der Bundestagswahlen 2005 bis 2021 überprüfen. Dabei konnte eine Wechselwirkung für alle untersuchten Variablen nachgewiesen werden. Den Abschluss bildet dann eine Diskussion der Ergebnisse vor dem Hintergrund möglicher Selektionseffekte.

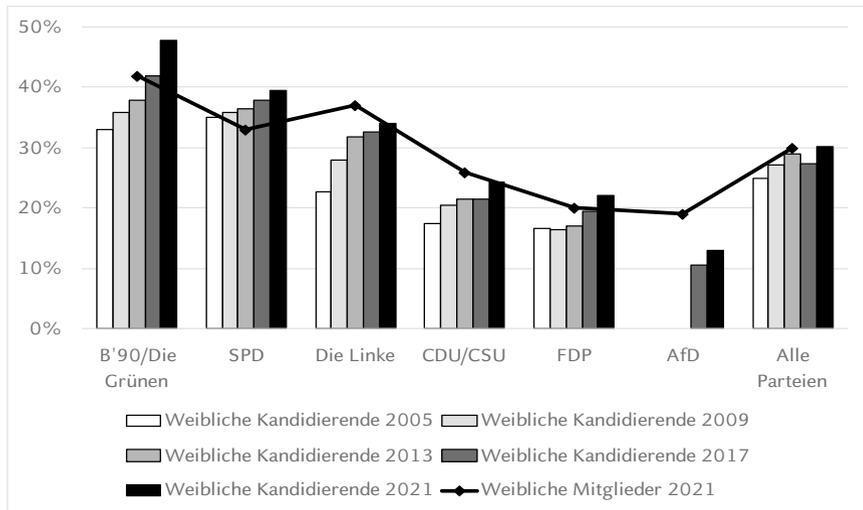
## 2. Benachteiligung durch das Selektorat der Parteien

Die Gründe für die Benachteiligung durch das Selektorat sind vielfältig und lassen sich einerseits auf Strukturen innerhalb einer Partei (Nachfrage) als auch die Möglichkeiten und Bereitschaft von Frauen zur Parteiarbeit (Angebot) andererseits zurückführen (siehe ausführlicher z.B. Debus und Himmelrath, 2024). Zu parteiinternen Strukturen gehören die historisch männliche Dominanz bzw. damit einhergehend die Präferenzen der (lokalen) Parteiliten für männliche Kandidierende (siehe auch Höhne, 2020; Thomsen und King, 2020). Auf der Angebotsseite existieren eine Vielzahl an gesellschaftlichen und parteispezifischen Barrieren, die Frauen in größerem Maße als Männer von der Parteiarbeit oder auch einer Parteikarriere abhalten (siehe Debus und Himmelrath, 2024; Höhne, 2020, 2019). Das betrifft vor allem die Zuschreibung von stereotypisch weiblichen Eigenschaften, welche im „maskulinen“ politischen bzw. parteiinternen Wettbewerb ein Hindernis darstellen und die auch dazu führen, dass Frauen sich als weniger geeignet sehen, eine politische Karriere einzuschlagen (siehe auch Kap. 3).

Dies hat zur Folge, dass Frauen an unterschiedlichen Punkten im Rekrutierungs- und Selektionsprozess innerhalb von Parteien gegenüber Männern benachteiligt sind. Männer sind deutlich häufiger Mitglied einer Partei, sie machen also einen Großteil der Grundgesamtheit der zur Wahl stehenden Personen aus (Höhne, 2020). Innerhalb der Partei muss sich ein Mitglied dann besonders engagieren, um für ein Amt nominiert zu werden. Während es bezüglich des Engagements innerhalb einer Partei keine Geschlechterunterschiede gibt, finden sich durchaus im Selektionsschritt der Nominierung Differenzen. Veranschaulichen lässt sich dies an den Frauen, die sich bei den Bundestagswahlen von 2005 bis 2021 direkt zur Wahl haben aufstellen lassen. Hier fällt auf, dass der Anteil bei keiner der Parteien bei 50 Prozent liegt. Außerdem wird ein klares Rechts-Links-Gefälle deutlich: Bei den eher bis extrem rechten Parteien (AfD, CDU/CSU und FDP) liegt der Frauenanteil zwischen 11 und maximal knapp 24 Prozent (CDU/CSU 2021). Selbst beim Bündnis'90/Die Grünen, denen die Förderung weiblicher Kandidierender besonders wichtig ist (Bieber, 2022), liegt der Frauenanteil an den Direkt-

kandidierenden 2021 unter 50 Prozent. Ähnliches zeigt sich, wird der Anteil an Frauen an den Parteimitgliedschaften 2021 betrachtet: Hier beträgt der höchste Wert 42 Prozent (Bündnis'90/Die Grünen), während der Frauenanteil im Parteidurchschnitt knapp ein Drittel beträgt. Trotzdem ist in Bezug auf die Kandidaturen bei allen Parteien ein leichter Trend hin zu mehr Frauen zu beobachten.

**Abbildung 1: Anteil an weiblichen Kandidierenden und weiblichen Parteimitgliedern in Deutschland nach Partei und Wahljahr (in Prozent)**



Für Deutschland werden Frauen seltener für Wahlkreise nominiert und sind häufiger als Listenkandidatinnen vertreten (Höhne, 2019). Nur wenige Frauen finden über eine Wahlkreiskandidatur den Weg ins Parlament, eine Listenkandidatur ist hier aussichtsreicher. Dabei kann dieser Unterschied auch auf die Art des Wahlkreises zurückgeführt werden, da Frauen eher für Wahlkreise nominiert werden, die von der Partei als aussichtslos oder besonders umkämpft angesehen werden (Bieber, 2016). So wird das Risiko, einen Wahlkreis wegen der Kandidatin zu verlieren, niedrig gehalten. Parteien nehmen hier die Rolle eines Gatekeepers ein, da intern beschlossen wird, welche Personen nominiert werden. Hier werden seltener Frauen nominiert, diese wollen jedoch auch seltener kandidieren. Dies mag aber auch an der geringeren Nachwuchsförderung von Frauen liegen, da diese häufig geschlechtsspezifisch stattfindet (Bieber, 2016). An dieser Stelle muss auch die Verortung im politischen Spektrum berücksichtigt werden, die die wahrgenommene Relevanz der Geschlechtergerechtigkeit innerhalb der Partei bestimmt. In rechten Parteien haben Frauen schlechtere Chancen auf eine Kandidatur. Diese Erkenntnis ist auch durch den geringeren Anteil an weiblichen Mitgliedern bei rechten Parteien bedingt, kann aber nicht nur dadurch erklärt werden. Bei linken Parteien gibt es zusätzlich Geschlechterquoten, die den Frauenanteil erhöhen (Bieber, 2022). Ebenso werden Frauen dort häufiger explizit gefördert.

### 3. Benachteiligung durch das Elektorat

Die Politik wird häufig als Männerdomäne wahrgenommen, weshalb sich Frauen fehl am Platz fühlen und neben dem Selektorat auch vom Elektorat gegenüber Männern benachteiligt werden können (Cankoçak und Kiefer, 2020). Erklärt werden kann dies durch eine wahrgenommene Inkongruenz zwischen den Anforderungen des politischen Wettbewerbs auf der einen Seite und zugeschriebenen Eigenschaften auf der anderen Seite. So gelten beispielsweise weibliche Kandidierende im Gegensatz zu ihren männlichen Pendanten eher als *warm* (z.B. sympathisch, vertrauenswürdig), und weniger als *kompetent* (z.B. intelligent; siehe für das Stereotype Content Model Fiske et al., 2002; vgl. auch Renner und Masch, 2019, S. 84ff), was im politischen Wettbewerb von Nachteil sein kann (siehe z.B. auch Carlin und Winfrey, 2009; Herrnson und Lucas, 2006; Huddy und Terkildsen, 1993; Rosenwasser und Dean, 1989). Für das Mehrheitswahlrecht lassen sich geschlechtsspezifische Unterschiede im Wahlerfolg finden. Frauen sind in der Politik grundsätzlich unterrepräsentiert, im aktuellen Bundestag liegt der Frauenanteil bei 34,7 Prozent. Prestigeträchtige Ämter innerhalb des politischen Systems zeigen hier noch stärkere Ungleichheiten (Höhmann, 2017). Frauen sind in Exekutivfunktionen aller Ebenen unterdurchschnittlich vertreten, ob in Gemeinde-, Stadträten oder als Bürgermeisterinnen (Cankoçak und Kiefer, 2020; Holtkamp et al., 2020). Diese Geschlechterdisparität lässt sich empirisch nicht allein durch eine direkte Diskriminierung weiblicher Kandidatinnen durch das Elektorat erklären (siehe oben; Deiss-Helbig, 2017, S. 390). Trotzdem erreichen Männer tendenziell höhere Stimmenanteile und haben einen höheren Wahlerfolg. Diese Unterschiede sind besonders in Mehrheitswahlssystemen gegeben, hier finden sich unter Kontrolle einer ganzen Reihe an Faktoren signifikante Unterschiede im Wahlerfolg von Frauen und Männern (Bieber, 2022, 2013; Gaßner et al., 2019; Klein und Rosar, 2005; Masch et al., 2021; Rosar et al., 2008). Einigkeit besteht darin, dass ein entscheidender Grund für die Unterrepräsentation von Frauen in der Politik in den Rekrutierungs- und Selektionsprozessen von – insbesondere eher rechten – Parteien im Vorfeld von Wahlen zu finden sind (siehe oben). Die etablierten Strukturen verunsichern Frauen und halten sie eher von einer Kandidatur zurück. Eine explizierte Förderung wie in linken Parteien kann hilfreich sein, besonders paritätisch besetzte Parteilisten sorgen für mehr Frauen in Parlamenten.

Für eine Benachteiligung von Frauen gegenüber Männern bei Bundestagswahlen gibt es also hinreichend empirische Evidenz. Hierbei wurden jedoch bisher nur direkte Effekte des Geschlechts untersucht, während es ebenso denkbar ist, dass positive Faktoren auf den Wahlerfolg bei Frauen eine andere, weniger stark erfolgsfördernde Wirkung zeigen als bei Männern. Denn wenn Politik tatsächlich eine stereotypisch männliche Sphäre bildet, ist es denkbar, dass Männer stärker vom Vorhandensein anderer Erfolgsfaktoren profitieren, da sie besser ins stereotype „maskuline“ Bild von Politik passen. So könnte beispielsweise eine zum Wahl-

zeitpunkt bereits bestehende Mitgliedschaft im Bundestag für Frauen nicht gleichermaßen positiv auf die Stimmenabgabe wirken. Hier könnten Männern uneingeschränkt ihre bisher gesammelte Erfahrung zu Gute kommen, während Frauen zumindest teilweise auch als fehl am Platz wahrgenommen werden. Ähnlich gestaltet es sich mit der Inhaberschaft prominenter Ämter und Positionen zum Wahlzeitpunkt. Auch hierfür lassen sich positive Effekte für den Wahlerfolg nachweisen, die durch die Zuschreibung von politischen Kompetenzen und Erfahrungswerten begründet werden können. Weiblichen Kandidierenden werden diese Kompetenzen aber möglicherweise nicht gleichermaßen zugeschrieben, da sie nicht stereotyp zu ihrem Geschlecht passen. Und für das Alter lässt sich annehmen, dass Kandidierenden in höherem Alter mehr politische sowie Lebenserfahrung zugeschrieben wird (bevor möglicherweise die unterstellte Leistungsfähigkeit nachlässt), weshalb sich auch hier zwar nicht lineare, aber tendenziell positive Effekte für den Wahlerfolg finden lassen (Klein und Rosar, 2005; Rosar et al., 2008). Doch auch hier könnte gelten, dass dies aufgrund stereotyper Vorstellungen von Geschlecht und Politik stärker für Männer als für Frauen gilt, da letztere wiederum als fehlplatziert und mit nicht zielführenden Lebenserfahrungen ausgestattet wahrgenommen werden.

#### 4. Hypothesen

Werden die vorangegangenen Ausführungen zusammenfassend betrachtet, ergeben sich folgende Prüfannahmen für die empirische Untersuchung: Einzelne bisherige Untersuchungen finden zwar keinen geschlechtsspezifischen Unterschied im Stimmenanteil für Deutschland, viele bisherige Studien konnten gleichwohl nachweisen, dass Frauen im Durchschnitt weniger Stimmen erhalten als Männer. Doch auch diese Studien haben nicht in den Blick genommen, dass das Geschlecht – genauer: die mit ihm verknüpften Stereotype – als Moderatoren die Wirkungsstärke anderer personenbezogener Merkmale des Wahlerfolgs beeinflussen können. Exemplarisch für die stabil wirksamen und substantiell bedeutsamen Merkmale MdB, Prominentenstatus und Alter soll dies hier untersucht werden.

*H1: Der positive Effekt einer Mitgliedschaft im Bundestag zum Wahlzeitpunkt ist bei Frauen schwächer als bei Männern.*

*H2: Der positive Effekt einer herausgehobenen politischen Position zum Wahlzeitpunkt ist bei Frauen schwächer als bei Männern.*

*H3: Der tendenziell positive Effekt des Alters ist bei Frauen schwächer als bei Männern.*

## 5. Methode

Zur Überprüfung unserer Annahmen nutzen wir einen von uns zusammengestellten Datensatz, der die Bundestagswahlen 2005 bis 2021 für die politisch relevanten Parteien AfD (ab 2017), Bündnis'90/Die Grünen, CDU, CSU, Die Linke, FDP und SPD abdeckt. In Teilen bzw. mit abweichenden Untersuchungszielen wurde dieser Datensatz bereits für andere Studien herangezogen und in den entsprechenden Publikationen mit Blick auf seine Erstellung und seine Struktur beschrieben (vgl. zum Überblick Klein und Rosar, 2017, sowie im Einzelnen: Masch et al., 2021; Rosar und Klein, 2015, 2020; Rosar und Althans, 2023a, 2023b). An dieser Stelle beschränken wir uns daher darauf, die wesentlichen Aspekte zusammenfassend zu skizzieren.

Der Datensatz basiert auf drei Datenquellen: Erstens den amtlichen Endergebnissen der Bundestagswahlen, differenziert nach Wahlkreisen. Hier sind für uns – als abhängige Variable der Untersuchung – die Erststimmenanteile der Direktkandidierenden der relevanten Parteien bedeutsam. Diese Daten werden vom Bundeswahlleiter<sup>4</sup> online zur Verfügung gestellt. Zweitens basiert der Datensatz auf den Kandidierendenlisten des Bundeswahlleiters, die im Vorfeld jeder für diese Untersuchung relevanten Bundestagswahl online veröffentlicht wurden. Hier wurden für jede\*n Direktkandidierende\*n folgende Angaben entnommen:

- Jahr der Bundestagswahl (im Datensatz dummy-codiert)
- Anzahl der Gegenkandidierenden im Wahlkreis
- Parteizugehörigkeit der Kandidierenden in Verbindung mit der Lage des Wahlkreises in West- oder Ostdeutschland (im Datensatz dummy-codiert mit CDU-West als Referenzkategorie)
- Alter der Kandidierenden zum Wahlzeitpunkt in Dekaden
- Quadriertes Alter der Kandidierenden zum Wahlzeitpunkt in Dekaden
- Geschlecht der Kandidierenden (im Datensatz dummy-codiert mit männlich = 0 und weiblich = 1)

Drittens stützt sich der Datensatz auf Online-Recherchen, zumeist auf den Wahlkampf-Homepages der Kandidierenden bzw. denen ihrer Parteien sowie des Bundestages, um Folgendes zu ermitteln:

- Eine zum Zeitpunkt der anstehenden Bundestagswahl gegebenenfalls bestehende Mitgliedschaft der Kandidierenden im Bundestag (im Datensatz dummy-codiert mit nein = 0 und ja = 1)
- Eine zum Zeitpunkt der anstehenden Bundestagswahl gegebenenfalls bestehende prominente Stellung der Kandidierenden als Bundeskanzler\*in, Bundesminister\*in, Bundestagspräsident\*in, Fraktionsvorsitzende\*r (res-

---

<sup>4</sup> Die männliche Form ist hier korrekt, denn erst seit 2023 gibt es erstmals nach 1980 wieder eine Bundeswahlleiterin.

pektive Landesgruppenchef\*in bei CSU-Kandidierenden), Parteivorsitzende\*r oder Spitzenkandidat\*in (im Datensatz dummy-codiert mit nein = 0 und ja = 1)

Insgesamt liegen uns für alle 8.031 von 2005 bis 2021 zu Bundestagswahlen angetretenen Direktkandidierende der relevanten Parteien bei allen in die Untersuchung einbezogenen Variablen vollständige Daten vor.<sup>5</sup> Wir haben es also mit einer Vollerhebung zu tun, sodass sich die Anwendung der Inferenzstatistiken im Rahmen der empirischen Hypothesenprüfung erübrigt. Der Information halber werden wir Signifikanzen dennoch berichten.<sup>6</sup>

## 6. Empirische Befunde

Aufgrund des Vollerhebungscharakters unserer Datenbasis können also Freiheitsgrade, Standardfehler, t-Werte und in letzter Konsequenz auch Signifikanzen von Regressionskoeffizienten inhaltlich vernachlässigt werden. Entsprechend konnten alle empirischen Analysen in der einfachsten denkbaren Form als multiple OLS-Regressionen gerechnet werden, da etwaige dabei auftretende Fehlspezifikationen von Freiheitsgraden etc. keine Rolle spielen. Des Weiteren war es auch

---

<sup>5</sup> Bei der gegebenen Anzahl an Wahlen, Parteien und Wahlkreisen hätten es rein rechnerisch 8.073 Direktkandidierende sein müssen. Es kam jedoch bei den verschiedenen Bundestagswahlen immer wieder vor, dass die eher kleinen Parteien in einzelnen Wahlkreisen keinen Direktkandidierenden aufgestellt haben oder dass die von einer Partei vorgenommene Nominierung vom Bundeswahlleiter aus formalen Gründen nicht zur Wahl zugelassen wurde.

<sup>6</sup> Gegen die Entscheidung, inferenzstatistische Information bei der Interpretation der nachfolgender berichteten und diskutierten empirischen Analysen nicht zu berücksichtigen, ließe sich gegebenenfalls einwenden, dass wir theoretisch nur eine Stichprobe aller möglichen Bundestagswahlen im vereinten Deutschland betrachten oder dass die Inferenzstatistik auch bei Vollerhebungen Informationen über die Robustheit und Prognosefähigkeit von Regressionskoeffizienten liefert. Der erste Einwand ignoriert jedoch, dass unsere Messungen zwar grundsätzlich auch als Stichproben angesehen werden könnten, aber nicht als Zufallsstichproben, die Anwendung der Inferenzstatistik also schlichtweg nicht zulässig ist. Mehr noch: Lässt man sich auf diese Betrachtungsweise ein, haben wir es in den Sozialwissenschaften eigentlich nie mit Zufallsstichproben zu tun. Unsere Möglichkeiten, Stichproben zu ziehen, sind logisch bedingt immer rechtszensiert, da wir nicht beliebig in die Zukunft greifen können. Sie sind zudem faktisch zumeist auch linkszensiert, da wir in Ermangelung entsprechender Instrumente und Ressourcen nicht beliebig datenerhebend oder -rekonstruierend in die Vergangenheit greifen können. Konzidiert man hingegen, dass eine Erhebung immer nur für konkrete Punkte oder Perioden entlang der Zeitachse möglich ist, dann handelt es sich bei ihr aber um eine Vollerhebung, wenn für alle Elemente der Grundgesamtheit vollständige Daten vorliegen. Selbst unter Ausklammerung dieser Aspekte hat jedoch auch das zweite Argument keinen Bestand. Selbst wenn wir eine Zufallsstichprobe aller bisherigen und zukünftigen Bundestagswahlen des vereinten Deutschlands hätten, so wäre diese Stichprobe im Vergleich zur Grundgesamtheit sehr groß. Das würde dann aber im Rahmen von Regressionsanalysen eine Endlichkeitskorrektur der Standardfehler erfordern (Bortz 2005: 86, 92f), was wiederum in Konsequenz dazu führen würde, dass faktisch alle oder zumindest nahezu alle Regressionskoeffizienten ein signifikantes Niveau erreichen würden und nicht mehr als Orientierung für die Robustheit und Prognosefähigkeit der ermittelten Effekte dienen könnten.

nicht erforderlich, die antizipierten Wechselwirkungen des Geschlechts mit anderen Prädiktoren des Wahlerfolgs in Form von Interaktionstermen zu modellieren. Es genügt ein einfacher Abgleich der Regressionskoeffizienten von nach relevanten Subgruppen durchgeführten Regressionsanalysen.

Tabelle 1 zeigt zunächst Regressionsmodelle des Erststimmenanteils der Bundestagswahlen 2005 bis 2021, die getrennt nach männlichen Kandidierenden (Modell 2) und weiblichen Kandidierenden (Modell 3) durchgeführt wurden. Als Referenz ist zusätzlich ein Regressionsmodell ausgewiesen, das für alle Kandidierenden gemeinsam gerechnet wurde (Modell 1). Dieses Gesamtmodell bestätigt zunächst, dass Frauen im Durchschnitt einen geringeren Erststimmanteil erzielen als Männer. Mit einem  $b = -0,66$  liegt er für Frauen rund zwei Drittel Prozentpunkte unter dem mittleren Erststimmenanteil ihrer männlichen Kollegen und Konkurrenten. Dies mag auf den ersten Blick gering erscheinen. Gleichwohl können selbst solche geringen Unterschiede bei umkämpften Wahlkreisen mit darüber entscheiden, wer über das Direktmandat in den Bundestag einzieht und wer nicht – ein Aspekt, der durch die für die Bundestagswahl 2025 projektierte Wahlrechtsreform noch einmal zusätzliche Virulenz erfährt.

Darüber hinaus ist auffällig, dass sich die Koeffizienten des Modells 1 in Tabelle 1, die für alle Kandidierenden zusammengerechnet wurden, kaum von den Befunden des Modells 2 unterscheiden, das die Befunde der Regressionsanalyse wiedergibt, die nur für männliche Kandidierende gerechnet wurde. Diese Ähnlichkeit liegt darin begründet, dass wie eigentlich bereits aus Abbildung 1 ersichtlich rund drei Viertel (72,2 Prozent) aller Kandidierenden der hier relevanten Parteien bei den Bundestagswahlen 2005 bis 2021 männlichen Geschlechts waren. Faktisch spiegelt eine Gesamtbetrachtung der Prädiktoren des Wahlerfolgs also vor allem die Zusammenhänge wider, die für Männer gelten. Diese Zusammenhänge können auch für weibliche Kandidierende gelten, müssen dies aber nicht zwingend tun.

Tatsächlich zeigen sich nicht zuletzt hinsichtlich der auf die Person der Kandidierenden bezogenen Einflussfaktoren des Wahlerfolgs markante Geschlechterunterschiede, wenn man die Befunde der nach Geschlechtern getrennt durchgeführten Regressionsanalysen vergleichend in den Blick nimmt, indem man Modell 2 und Modell 3 aus Tabelle 1 zeilenweise vergleichend betrachtet.<sup>7</sup> Eine Mitgliedschaft im Bundestag zum Wahlzeitpunkt bringt Frauen im Durchschnitt 0,81 Prozentpunkte ( $b = 4,58$  für Männer vs.  $b = 3,77$  für Frauen) weniger Stimmenzuwachs

---

<sup>7</sup> Darüber hinaus sind vor allem die Unterschiede beim Einfluss vieler Parteien-Dummys auffällig. Sie zeigen, dass es Frauen in der Regel weniger gut gelingt, das strategische Stimmenpotential ihrer Partei zu mobilisieren – ein Effekt, der beim für alle Kandidierenden zusammen berechneten Regressionsmodell 1 aus Tabelle 1 durch den Geschlechter-Dummy als Prädiktor abgebildet wird – allerdings nur unzureichend, ist der  $b$ -Koeffizient des Geschlechter-Dummys doch zumeist deutlich kleiner als die Unterschiede, die sich bei den nach Geschlechtern getrennt durchgeführten Regressionsanalysen für die Parteien-Dummys ergeben.

als Männern und eine herausgehobene politische Position zum Wahlzeitpunkt schlägt sich bei ihnen im Mittel sogar mit 1,81 Prozentpunkten ( $b = 6,11$  für Männer vs.  $b = 4,30$ ) weniger stark nieder, als bei ihren männlichen Pendanten. Besonders zu erwähnen ist aber, dass sich der Effekt des Alters zum Wahlzeitpunkt bei Männern und Frauen völlig gegenläufig verhält. Ergibt sich bei Männern mit zunehmendem Alter ein – moderater – Anstieg des Stimmenanteils, der sich erst in höherem Alter in sein Gegenteil verkehrt, ist der Kurvenverlauf bei Frauen völlig anders: Hier sinkt der Stimmenanteil bei zunehmendem Alter zunächst zügig ab, bevor sich der Rückgang in höherem Alter etwas reduziert.

**Tabelle 1: Ergebnisse von multiplen OLS-Regressionen des Erststimmenanteils bei den Bundestagswahlen 2005 bis 2021, für alle Kandidierenden insgesamt und differenziert nach weiblichen und männlichen Kandidierenden gerechnet (unstandardisierte Regressionskoeffizienten b)**

Abhängige Variable: Erststimmenanteil (%)	Modell 1: Alle Kandidierenden		Modell 2: Männliche Kandidierende		Modell 3: Weibliche Kandidierende	
	b	SF	b	SF	b	SF
(Konstante)	39,28 ***	1,01	39,08 ***	1,12	39,35 ***	2,28
Wahljahr (Ref.: 2005)						
2009	0,04	0,23	0,29	0,26	-0,67	0,47
2013	-0,51 *	0,25	-0,30	0,28	-0,99 *	0,49
2017	-1,84 ***	0,24	-1,69 ***	0,27	-2,27 ***	0,47
2021	-2,15 ***	0,29	-2,25 ***	0,34	-2,04 ***	0,58
Anzahl Gegenkandidierende im WK	-0,22 ***	0,04	-0,29 ***	0,05	-0,10	0,08
Partei (Ref.: CDU-West)						
CDU-Ost	-8,83 ***	0,42	-9,04 ***	0,47	-7,43 ***	0,89
SPD-West	-7,88 ***	0,26	-7,37 ***	0,30	-7,52 ***	0,51
SPD-Ost	-16,34 ***	0,42	-17,06 ***	0,50	-14,14 ***	0,78
FDP-West	-31,00 ***	0,27	-31,41 ***	0,30	-28,92 ***	0,61
FDP-Ost	-31,57 ***	0,43	-31,87 ***	0,46	-30,08 ***	1,09
Grüne-West	-28,20 ***	0,27	-29,26 ***	0,32	-25,58 ***	0,52
Grüne-Ost	-31,80 ***	0,43	-32,34 ***	0,52	-29,91 ***	0,78
Linke-West	-31,82 ***	0,28	-32,32 ***	0,32	-29,75 ***	0,57
Linke-Ost	-16,30 ***	0,43	-16,91 ***	0,53	-14,13 ***	0,74
AfD-West	-26,82 ***	0,37	-27,02 ***	0,40	-25,20 ***	0,97
AfD-Ost	-14,71 ***	0,65	-14,92 ***	0,68	-12,67 ***	2,01
Mitglied des Deutschen Bundestages (=1)	4,32 ***	0,18	4,58 ***	0,21	3,77 ***	0,32
Herausgehobene politische Position (=1)	5,31 ***	0,55	6,10 ***	0,68	4,30 ***	0,91
Alter in Dekaden	0,20	0,42	0,45	0,46	-0,63	0,96
Alter in Dekaden <sup>2</sup>	-0,03	0,04	-0,05	0,05	0,02	0,10
Geschlecht (Frau=1)	-0,65 ***	0,16				
Korrigiertes R <sup>2</sup>	0,82		0,84		0,77	
n	8.031		5.796		2.235	

Notiz: + $p < 0,1$ ; \* $p < 0,05$ ; \*\* $p < 0,01$ ; \*\*\* $p < 0,001$ ; SF: Standardfehler

Quelle: Eigene Datenerhebung

Wenn aber konstatiert werden muss, dass erhebliche geschlechterbezogene Unterschiede in der Wirkungsweise der Prädiktoren des Wahlerfolgs bei der Erststimme bestehen und dass ein Regressionsmodell, das gemeinsam für alle Kandidierenden gerechnet wird, diese Unterschiede aufgrund der demographischen Zusammensetzung der Kandidierenden verdeckt, so sollte auch in Rechnung gestellt werden, dass eine Analyse, die alle weiblichen Kandidierenden undifferenziert einbezieht, möglicherweise ihrerseits Unterschiede zwischen Subgruppen camoufliert, die erst bei einer differenzierteren Betrachtung aufgedeckt werden können. In Deutschland unterscheiden sich auch im 21. Jahrhundert die Parteien und ihre Wählerschaften deutlich mit Blick auf die gesellschaftliche Rolle, in der sie den weiblichen Teil der Bevölkerung sehen bzw. sehen wollen. Auf der einen Seite haben wir hier mit Bündnis'90/Die Grünen, der Linken und der SPD eher bis deutlich linke Parteien, die für ein eher egalitäres Geschlechterbild stehen und wohl auch u. a. dafür gewählt werden. Auf der anderen Seite treten die AfD, die Unionsparteien und die FDP als extrem oder moderat rechte Parteien mehr oder minder vehement für ein traditionelles Geschlechterverhältnis ein – was auch bei ihren Elektoraten die Stimmabgabe mit beeinflussen dürfte. Entsprechend ist nicht auszuschließen, dass die eben noch konstatierten Geschlechterunterschiede im Einflussmuster der auf die Person der Kandidierenden bezogenen Prädiktoren auf die weiblichen Kandidierenden der eher bis markant rechten Parteien zurückzuführen ist.

Wir haben dementsprechend die in Modell 2 aus Tabelle 1 berichteten Analysen noch einmal getrennt nach den Kandidatinnen der (eher) rechten und der (eher) linken Parteien durchgeführt. Die Ergebnisse der Berechnungen sind in Modell 4 und Modell 5 in Tabelle 2 dargestellt. Bei vergleichender Betrachtung erkennt man sofort Unterschiede zwischen den beiden Gruppen von Kandidatinnen. Die Differenzen weisen jedoch kein einheitliches und im Sinne eines klaren Gruppenunterschiedes interpretierbares Muster auf. So ist der Einfluss der MdB-Variable bei Kandidatinnen (eher) rechter Parteien geringfügig schwächer als bei denen (eher) linker Parteien. Dafür ist der Prominentenstatus bei ihnen jedoch weit wirkmächtiger und bleibt nur vergleichsweise geringfügig hinter dem Effekt zurück, der für männliche Kandidierende ermittelt wurde (Modell 2 in Tabelle 1). Beim Effekt der beiden Altersvariablen ist es hingegen wieder so, dass er sich für Kandidatinnen (eher) rechter Parteien als weit wirkmächtiger erweist.

**Tabelle 2: Ergebnisse von multiplen OLS-Regressionen des Erststimmenanteils bei den Bundestagswahlen 2005 bis 2021, getrennt nach Kandidatinnen (eher) rechter und (eher) linker Parteien gerechnet (unstandardisierte Regressionskoeffizienten b)**

Abhängige Variable: Erststimmenanteil (%)	Modell 4 Weibliche Kandidierende (eher) rechter Parteien		Modell 5 Weibliche Kandidierende (eher) linker Parteien	
	b	SF	b	SF
	(Konstante)	43,02 ***	4,00	29,88 ***
Wahljahr (Ref.: 2005)				
2009	2,13 *	0,88	-1,76 **	0,54
2013	3,35 ***	0,92	-2,85 ***	0,57
2017	1,47 +	0,87	-4,06 ***	0,55
2021	-0,47	1,05	-2,77 ***	0,67
Anzahl Gegenkandidierende im WK Partei (Ref.: CDU-West bzw. SPD-West)				
CDU-Ost	-7,34 ***	0,88		
FDP-West	-29,29 ***	0,64		
FDP-Ost	-29,97 ***	1,11		
AfD-West	-24,42 ***	1,02		
AfD-Ost	-12,04 ***	2,01		
SPD-Ost			-6,76 ***	0,72
Grüne-West			-18,00 ***	0,43
Grüne-Ost			-22,37 ***	0,72
Linke-West			-22,17 ***	0,48
Linke-Ost			-6,68 ***	0,67
Mitglied des Deutschen Bundestages (=1)	3,48 ***	0,59	3,93 ***	0,37
Herausgehobene politische Position (=1)	5,17 **	1,50	3,23 **	1,12
Alter in Dekaden	-0,65	1,68	-0,70	1,14
Alter in Dekaden <sup>2</sup>	-0,04	0,18	0,06	0,12
Korrigiertes R <sup>2</sup>	0,84		0,72	
n	656		1.579	

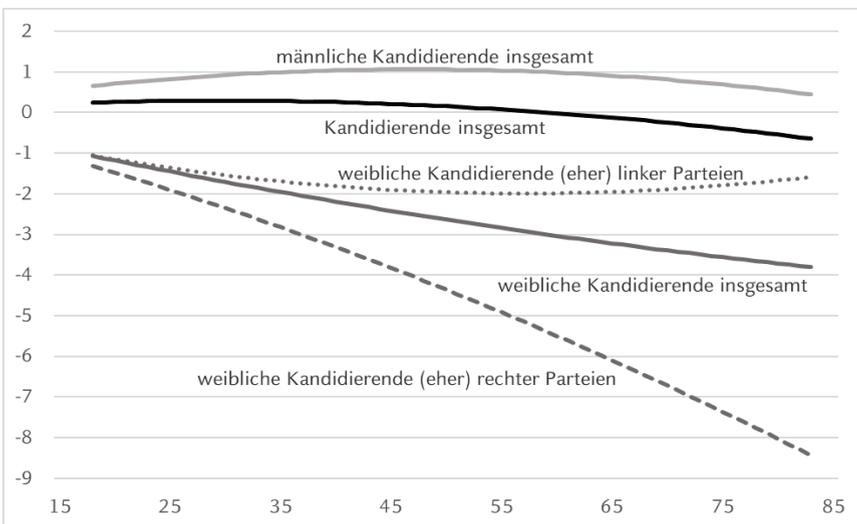
Notiz: +p<0,1; \*p<0,05; \*\*p<0,01; \*\*\*p<0,001; SF: Standardfehler

Quelle: Eigene Datenerhebung

Da die Regressionskoeffizienten der Altersvariablen nur erahnen lassen, wie sehr der Alterseffekt für weibliche Kandidierende der (eher) rechten Parteien heraussticht, haben wir auf der Basis aller fünf berechneten Regressionsmodelle die durchschnittlichen Veränderungen im Stimmenanteil über das Alter der Kandidierenden hinweg in Abbildung 1 visualisiert. Das Alter der Kandidierenden zum Wahlzeitpunkt variiert zwischen 18 Jahren und 83 Jahren. Gut erkennbar ist der parabelförmige und nahezu parallele Verlauf der Kurven für alle Kandidierenden insgesamt und die männlichen Kandidierenden sowie der deutliche Unterschied,

der sich zum Kurvenverlauf für die weiblichen Kandidierenden insgesamt ergibt. Vor allem beachtenswert ist aber der Unterschied, der sich im Kurvenverlauf für die Kandidatinnen (eher) linker Parteien und die (eher) rechter Parteien ergibt. Während sich rein rechnerisch für erstere ein maximaler mittlerer altersbedingter Stimmenverlust von 0,93 Prozentpunkten im Vergleich zwischen dem 18. Lebensjahr und dem 57. Lebensjahr ergibt, der sich über die späteren Altersstufen wieder merklich abschwächt, verlieren die Kandidatinnen (eher) rechter Parteien über die Lebensjahre im Mittel erheblich und sogar geringfügig beschleunigt an Stimmenanteilen. Rein rechnerisch beträgt der Verlust einer dreiundachtzigjährigen Kandidatin gegenüber einer achtzehnjährigen rund 7 Prozentpunkte. Damit übt dieser Alterseffekt den stärksten Einfluss aus, der für eines der Personenmerkmale über alle berechneten Regressionsmodelle hinweg zu beobachten ist.

**Abbildung 1: Durchschnittliche altersbedingte Veränderungen im Erststimmenanteil bei den Bundestagswahlen 2005 bis 2021 für alle Kandidierenden insgesamt und differenziert nach Subgruppen (in Prozentpunkten)**



Datenbasis: eigene Erhebungen.

## 7. Fazit und Ausblick

Ziel dieses Beitrags war es, mögliche Wechselwirkungen für das Geschlecht beim Wahlerfolg bei Bundestagswahlen in Deutschland zu überprüfen. Dazu wurde zunächst dargelegt, wie es zu einer Benachteiligung von Frauen im politischen Kontext kommen kann. Entscheidend sind dabei die Parteiselektorate, welche ein Monopol bei der Rekrutierung des politischen Personals besitzen. Hier werden Frauen an unterschiedlichen Punkten gegenüber Männern benachteiligt. Dabei sind sowohl innerhalb von Parteien als auch bei Wahlen durch das Elektorat

Stereotype bzw. eine wahrgenommene Inkongruenz zwischen Geschlecht und der „maskulinen“ Prägung des politischen Wettbewerbs ein wichtiger Erklärungsfaktor für die beschriebene Ungleichheit zwischen Männern und Frauen. Demzufolge finden sich eine Reihe an Untersuchungen, welche weiblichen Kandidatinnen im Durchschnitt einen geringeren Stimmanteil bei Bundestagswahlen nachweisen als Männern (Bieber, 2013; Gaßner et al., 2019; Klein und Rosar, 2005; Masch et al., 2021; Rosar et al., 2008). Bisher wurde Geschlecht allerdings noch nicht in Wechselwirkung mit anderen, den Wahlerfolg in gut dokumentierter Weise beeinflussenden Individualmerkmalen untersucht. Diese Forschungslücke sollte mit diesem Beitrag ein Stück weit bearbeitet werden, indem geschlechtsbezogene Moderationseffekte für robust und substantiell wirksame Erfolgsprädiktoren untersucht wurden. Konkret wurde angenommen, dass weibliche Kandidierende nicht in gleichem Maße von ihrem Alter als Proxy für politische und Lebenserfahrung, einer prominenten Stellung als auch einem Bundestagsmandat profitieren können wie ihre männlichen Pendanten. Außerdem wurde der Frage nachgegangen, ob sich die moderierenden Effekte des Geschlechts zwischen (eher) rechten und (eher) linken Parteien unterscheiden. Diese Überlegungen wurden mithilfe von umfangreichen Regressionsmodellen des bei den Bundestagswahlen 2005 bis 2021 erzielten Erststimmanteils geprüft.

Es zeigte sich über alle Modelle hinweg, dass weibliche Kandidierende im Durchschnitt weniger Stimmen erreichen als ihre männliche Konkurrenz. Es gibt zudem nachweislich bedeutsame Wechselwirkungen zwischen dem Geschlecht und anderen Kandidierendenmerkmalen, die den Wahlerfolg in robuster und substantieller Weise beeinflussen. So zeigt sich etwa, dass eine Mitgliedschaft im Bundestag und eine herausgehobene politische Stellung, die in allen berichteten Modellen den Stimmenanteil in deutlichem Umfang positiv beeinflussen, bei Frauen einen erheblich schwächeren Einfluss auf den Wahlerfolg haben können als bei Männern. Im Falle des Alters ist es sogar so, dass sich der für Männer tendenziell positive Effekt je nach Regressionsmodell bei Frauen in einen stark gegenteiligen und damit negativen Effekt verkehren kann. Dies macht deutlich, dass es eine sich in Wechselwirkung mit anderen Faktoren verstärkende Diskriminierung von weiblichen Kandidierenden bei den Bundestagswahlen 2005 bis 2021 gab. Dabei zeigten sich zwar zwischen Kandidatinnen (eher) rechter und (eher) linker Parteien immer wieder markante Unterschiede, diese lassen aber keine klare Tendenz entsprechend der ideologischen Ausrichtung erkennen.

Wie deutlich gemacht wurde, werden weibliche Kandidatinnen bereits im Rekrutierungs- und Selektionsprozess der Parteien gegenüber männlichen Kandidierenden benachteiligt. Dies betrifft auch die Aufstellung der Direktkandidierenden (Bieber, 2016). Demnach werden Frauen beispielsweise häufiger in aussichtslosen Wahlkreisen aufgestellt, was einen Teil ihres geringen Stimmanteils erklären kann. Dies spiegelt sich – zusammen mit dem direkten Geschlechtseffekt –

zumindest partiell in unseren Analysen darin wieder, dass die Partei(-zugehörigkeit) bei Frauen nahezu durchgängig einen schwächeren Effekt als bei Männern hat. Das ist gleichbedeutend damit, dass die strategischen Stimmenpotentiale, die der jeweiligen Partei in Ost- und Westdeutschland zukommen, von ihnen nicht in gleicher Weise ausgenutzt werden können. Zugleich kann beides aber selbstverständlich partiell auch auf eine direkte Diskriminierung durch das Elektorat zurückgehen, ohne dass quantifizierend entschieden werden könnte, welchen Anteil Selektorat und Elektorat am Zustandekommen der Schlechterstellung von Frauen beim Direktstimmenanteil haben.

Dies dürfte jedoch nicht – oder zumindest in weit geringerem Umfang – für die moderierende Wirkung gelten, die das Geschlecht mit Blick auf die drei Erfolgsprediktoren Alter, MdB-Status und Prominentenstatus entfaltet. Denn es ist höchst unplausibel, davon auszugehen, dass der parteiinterne Selektionsprozess bei allen kodifizierten und ungeschriebenen Regeln sowie den zugleich bestehenden Pfadabhängigkeiten genügend Raum für sich wechselseitig beeinflussende Prädiktoreffekte bietet. Hier kann also davon ausgegangen werden, dass sich die Ungleichbehandlung in erster Linie in der Wahlkabine ergibt.

## Literaturverzeichnis

- Bieber, I.E., 2013. *Frauen in der Politik*. Springer Fachmedien Wiesbaden, Wiesbaden.
- Bieber, I.E., 2016. It's the electoral system, stupid! Einfluss des Wahlsystems auf die Wahlchancen von Frauen bei Bundestagswahlen 1953 bis 2009. In: Roßteutscher, S., Faas, T., Rosar, U. (Hrsg.), *Bürgerinnen und Bürger im Wandel der Zeit*. Springer Fachmedien Wiesbaden, Wiesbaden, S. 35–65.
- Bieber, I.E., 2022. Noch immer nicht angekommen? – Strukturelle Geschlechterungleichheit im Deutschen Bundestag. *PVS* 63 (1), 89–109. <https://doi.org/10.1007/s11615-021-00360-9>.
- Bortz, J., 2005. *Statistik für Human- und Sozialwissenschaftler*. Berlin: Springer Verlag.
- Cankoçak, S., Kiefer, A., 2020. Frauen in der lokalen und regionalen Politik: 28,9 Prozent in Räten, aber nur 15,4 Prozent Bürgermeisterinnen – ein europaweiter Vergleich. In: EZFF (Hrsg.), *Jahrbuch des Föderalismus 2020*. Nomos, S. 417–430.
- Carlin, D.B., Winfrey, K.L., 2009. Have you come a long way, baby? Hillary Clinton, Sarah Palin, and sexism in 2008 campaign coverage. *Communication Studies*, 60(4), 326–343.

- Debus, M., Himmelrath, N., 2024. Who runs in the end? New evidence on the effects of gender, ethnicity and intersectionality on candidate selection. *Political Studies Review*, 1–22. <https://doi.org/10.1177/14789299241226616>.
- Deiss-Helbig, E., 2017. Repräsentation von Frauen in der lokalen Politik. In: Tausendpfund, M., Vetter, A. (Hrsg.), *Politische Einstellungen von Kommunalpolitikern im Vergleich*. Springer Fachmedien Wiesbaden, Wiesbaden, S. 387–413.
- Fiske, S. T., Cuddy, A. J., Glick, P., Xu, J., 2002. A Model of (Often Mixed) Stereotype Content: Competence and Warmth Respectively Follow From Perceived Status and Competition. *Journal of Personality and Social Psychology*, 82(6), 878–902.
- Gaßner, A., Masch, L., Rosar, U., Schöttle, S., 2019. Schöner wählen: Der Einfluss der physischen Attraktivität des politischen Personals bei der Bundestagswahl 2017. In: Korte, K.-R., Schoofs, J. (Hrsg.), *Die Bundestagswahl 2017*. Springer Fachmedien Wiesbaden, Wiesbaden, S. 63–82.
- Herrnson, P. S., Lucas, J. C., 2006. The fairer sex? Gender and negative campaigning in US elections. *American Politics Research*, 34(1), 69–94.
- Höhm, D., 2017. Frauen in politischen Spitzenämtern. Die Ernennung von weiblichen Ministern in die Landeskabinette der deutschen Bundesländer. *Zeitschrift für vergleichende Politikwissenschaft*, 11 (3), 391–416. <https://doi.org/10.1007/s12286-017-0341-1>.
- Höhne, B., 2019. Politik ist (k) ein Männergeschäft? *Eine genderfokussierte Analyse der parteilichen Kandidierenden-Auswahl zu Bundestagswahlen*. Heinrich-Böll-Stiftung, abrufbar unter <https://www.boell.de/de/2019/03/07/politik-ist-kein-maennergeschaeft>.
- Höhne, B., 2020. Mehr Frauen im Bundestag? Deskriptive Repräsentation und die innerparteiliche Herausbildung des Gender Gaps. *ZParl* 51 (1), 105–125. <https://doi.org/10.5771/0340-1758-2020-1-105>.
- Holtkamp, L., Garske, B., Wiechmann, E., 2020. Die Wahl von Bürgermeister\_innen in Deutschland – Ursachen der Unterrepräsentanz von Frauen. *GENDER-Zeitschrift für Geschlecht, Kultur und Gesellschaft*, 12(1), 21–22.
- Huddy, L., Terkildsen, N., 1993. Gender Stereotypes and the Perception of Male and Female Candidates. *American Journal of Political Science* 37 (1), 119. <https://doi.org/10.2307/2111526>.
- Klein, M., Rosar, U., 2005. Physische Attraktivität und Wahlerfolg. Eine empirische Analyse am Beispiel der Wahlkreiskandidaten bei der Bundestagswahl 2002. *PVS* 46 (2), 263–287. <https://doi.org/10.1007/s11615-005-0249-2>.
- Klein, M., Rosar, U., 2017. Candidate Attractiveness. In: Arzheimer, K. (Hrsg.), *The Sage handbook of electoral behaviour, vol. 1*. Los Angeles, S. 688–708.

- Masch, L., Gassner, A., Rosar, U., 2021. Can a beautiful smile win the vote?: The role of candidates' physical attractiveness and facial expressions in elections. *Politics and the life sciences* 40 (2), 213–223.
- Renner, A. M., Masch, L., 2019. Emotional woman–rational man? Gender stereotypical emotional expressivity of German politicians in news broadcasts. *Communications*, 44 (1), 81–103.
- Rosar, U., Althans, R., 2023a. Kandidierenden-Kür auf dem Catwalk? Eine empirische Studie zum Einfluss der physischen Attraktivität auf den innerparteilichen Nominierungsprozess der Direktkandidierenden bei der Bundestagswahl 2021. *Zeitschrift für Parteienwissenschaften*, 98–122. <https://doi.org/10.24338/mip-202398-122>.
- Rosar, U., Althans, R., 2023b. Schön erfolgreich in Bundestag und Bundesregierung?: Eine empirische Studie zum Einfluss der physischen Attraktivität der Abgeordneten der 20. Legislaturperiode auf deren Berufung in politische Führungspositionen. *Zeitschrift für Parteienwissenschaften* 3, 343–361. <https://doi.org/10.24338/mip-2023343-361>.
- Rosar, U., Klein, M., 2015. Politische Wahlen als Schönheitskonkurrenz: Ursachen – Mechanismen – Befunde. In: Faas, T., Frank, C., Schoen, H. (Hrsg.), *Politische Psychologie*. Nomos, S. 217–240.
- Rosar, U., Klein, M., 2020. Der Einfluss der physischen Attraktivität der Wahlkreiskandidaten bei den Bundestagswahlen 2005, 2009 und 2013 auf das Zweitstimmen-Wahlkreisergebnis ihrer Partei. In: Mays, A., Dingelstedt, A., Hambauer, V., Schlosser, S., Berens, F., Leibold, J., Höhne, J.K. (Hrsg.), *Grundlagen – Methoden – Anwendungen in den Sozialwissenschaften*. Springer Fachmedien Wiesbaden, Wiesbaden, S. 531–546.
- Rosar, U., Klein, M., Beckers, T., 2008. The frog pond beauty contest: Physical attractiveness and electoral success of the constituency candidates at the North Rhine-Westphalia state election of 2005. *European Journal of Political Research* (47), 64–79. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6765.2007.00720.x>.
- Rosenwasser, S.M., Dean, N.G., 1989. Gender Role and Political Office: Effects of Perceived Masculinity/Femininity of Candidate and Political Office. *Psychology of Women Quarterly* 13 (1), 77–85. <https://doi.org/10.1111/j.1471-6402.1989.tb00986.x>.
- Schwindt-Bayer, L.A., 2005. The incumbency disadvantage and women's election to legislative office. *Electoral Studies* 24 (2), 227–244. <https://doi.org/10.1016/j.electstud.2004.05.001>.
- Thomsen, D.M., King, A.S., 2020. Women's Representation and the Gendered Pipeline to Power. *American Political Science Review* 114 (4), 989–1000. <https://doi.org/10.1017/S0003055420000404>.