

## Positionen, Fraktionen und Mandate: eine Anwendung der quantitativen Textanalyse auf die Kurzbiographien der Abgeordneten des 17. Deutschen Bundestages

Marcinkiewicz, Kamil; Tepe, Markus

Veröffentlichungsversion / Published Version

Zeitschriftenartikel / journal article

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:

GESIS - Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

### Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Marcinkiewicz, K., & Tepe, M. (2012). Positionen, Fraktionen und Mandate: eine Anwendung der quantitativen Textanalyse auf die Kurzbiographien der Abgeordneten des 17. Deutschen Bundestages. *Methoden, Daten, Analysen (mda)*, 6(2), 99-1321-6. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-343387>

### Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

### Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

## Positionen, Fraktionen und Mandate

*Eine Anwendung der  
quantitativen Textanalyse  
auf die Kurzbiographien  
der Abgeordneten des  
17. Deutschen Bundestages*

## Positions, Factions and Mandates

*Applying Quantitative Text  
Analysis to Self-Reported  
Biographical Notes from  
the Members of the  
17th German Bundestag*

*Kamil Marcinkiewicz und Markus Tepe*

### *Zusammenfassung*

Verfahren der quantitativen Textanalyse wurden wiederholt erfolgreich genutzt, um politische Positionen aus Parteiprogrammen und parlamentarischen Reden zu extrahieren. Dieser Beitrag thematisiert die Übertragbarkeit der quantitativen Textanalyse auf neue Textkategorien am Beispiel der selbstverfassten Kurzbiographien der Bundestagsabgeordneten. Unter der Annahme, dass sich partei- und mandatspezifische Rekrutierungsmuster im Vokabular der Kurzbiographien niederschlagen, werden die Kurzbiographien mit *wordfish/Austin* skaliert. Auf diese Weise können erstmalig Positionen für alle Abgeordneten des Deutschen Bundestags erzeugt werden. Im Zuge der empirischen Analyse wird gezeigt, dass sich die Kurzbiographien im Spannungsverhältnis zwischen Berichterstattung des politischen Werdegangs und strategischer Kommunikation bewegen. Dabei wird deutlich, dass die quantitative Textanalyse hohe Anforderungen an die Strukturiertheit des Textkorpus stellt. Je besser es gelingt, äußere und formgebende Faktoren wie Redekontext, Zielsetzung und Textlänge

### *Abstract*

Techniques of quantitative text analysis have successfully been utilized to extract policy positions from party manifestos and parliamentary speeches. This paper discusses the application of quantitative text analysis to new types of texts using the example of self-reported biographical notes from the Members of the German Parliament (MP). Arguing that party- and mandate-specific recruitment patterns shape the vocabulary MPs' utilize in their biographical notes, we scale these texts using the *wordfish/Austin* approach. For the first time, we get a measure of the positions of all MP in the German Bundestag. In the course of the empirical study we show that this texts balance between the reporting of political careers on the one hand and strategic political communication on the other. We conclude that quantitative text analysis puts rather high requirements on the structure of the text corpus. The more successful external and formative factors, such as the purpose, context and length of the documents, are kept constant, the more helpful is quantita-

konstant zu halten, desto eher können die Positionen der skalierten Dokumente zur Identifikation einer inhaltlichen Dimension genutzt werden.

tive text analysis for the identification of a substantially meaningful dimension.

**Stichworte:** Quantitative Textanalyse, FGLS-Regression, politische Rekrutierung, gemischte Wahlsysteme, politische Positionen

**Keywords:** Quantitative text analysis, FGLS regression, political recruitment, mixed member electoral systems, policy positions

## 1 Einleitung<sup>1</sup>

Mit der Hinwendung zur räumlichen Modellierung politischer Entscheidungs- und Wahlsituationen (Downs 1957; Black 1958; Riker 1962) steigt das Interesse an Analyseverfahren, mit denen inhaltliche Positionen politischer Akteure gemessen werden können (Monroe/Schrodt 2008). Politikwissenschaftler haben daher eine besondere Aktivität im Bereich der Messung von Parteipositionen entwickelt (Kittel 2009: 595). Dies gilt insbesondere für inhaltsanalytische Verfahren, mit denen Textdokumente auf Basis von Worthäufigkeiten auf einer latenten Dimension platziert werden (Slapin/Proksch 2008). Die Idee, Wörter bzw. deren Verwendungshäufigkeit wie statistische Daten zu behandeln, bietet die Möglichkeit umfangreiche Textkorpora, die bislang durch personal- und zeitintensive Verfahren der qualitativen Textanalyse bearbeitet wurden, auf automatisierte Weise zu untersuchen.

Quantitative Verfahren der Textanalyse mit *wordscores* (Laver/Benoit/Garry 2003) und *wordfish* (Slapin/Proksch 2008) sind in gängige Statistikpakete (R, Stata) implementierbar und haben in relativ kurzer Zeit Eingang in den politikwissenschaftlichen Methodenkanon gefunden.<sup>2</sup> Beide Verfahren wurden mit der Zielsetzung entwickelt, politische Positionen aus Wahlprogrammen zu extrahieren. In neueren Studien wurden sie jedoch auch auf Parlamentsreden, Regierungserklärungen und Stellungnahmen von Interessenverbänden im EU-Komitologie-Verfahren angewendet (vgl. Laver/Benoit 2002; Bernauer/Bräuninger 2009; Proksch/Slapin 2010; Proksch/Slapin 2012; Klüver 2009), um Politikpositionen von Abgeordneten<sup>3</sup>, Regierungen und Interessenverbänden abzuleiten.

1 Die Autoren bedanken sich bei zwei anonymen Gutachtern für ihre wertvollen Kommentare und Anregungen.

2 Kurse zur quantitativen Textanalyse werden unter anderem auf der ECPR Summer School in Methods and Techniques in Ljubljana und auf der Essex Summer School in Social Science Data Analysis angeboten.

3 Aus Gründen der sprachlichen Einfachheit werden im Folgenden nur männliche Bezeichnungen verwendet. Diese sind geschlechtsneutral zu verstehen.

Dieser Beitrag thematisiert die Übertragbarkeit der quantitativen Textanalyse mit Hilfe von *wordfish/Austin* (Lowe 2010; Lowe 2011) auf neue Textkategorien am Beispiel der selbstverfassten Kurzbiographien von Bundestagsabgeordneten (Kürschners Volkshandbuch 2009). Dabei soll deutlich werden, dass die quantitative Textanalyse hohe Anforderungen an die Strukturiertheit des Textkorpus stellt. Je besser es gelingt, äußere und formgebende Faktoren wie Redekontext, Zielsetzung und Textlänge konstant zu halten, umso eher kann die Skala, auf der die Texte positioniert werden, zur Identifikation einer inhaltlichen Dimension herangezogen werden.

Politiker haben Interesse ein bestimmtes Bild von ihrer Person und ihren politischen Leistungen in der Öffentlichkeit hervorzurufen. Mit Bezug auf bisherige Arbeiten zur legislativen Rekrutierung (Norris 1997) und dem Stellenwert von Heuristiken in politischen Wahlsituationen (Popkin 1993; Gambetta 2009; Goldstein 2009) wird daher erwartet, dass die selbstverfassten Kurzbiographien nicht nur reich an politischen *information shortcuts* sind, sondern auch von den Abgeordneten bewusst als Instrument der politischen Kommunikation eingesetzt werden. Diese Erwartungen werden in zwei Propositionen zusammengefasst. (1) Wenn sich parteispezifische Rekrutierungsmuster im Vokabular der Kurzbiographien niederschlagen, dann sollten sich diese Unterschiede in der Skalierung der Texte widerspiegeln. (2) Bundestagsabgeordnete mit einem Listen- bzw. Direktmandat sind hinsichtlich ihrer Nominierung und ihrer Wählerschaft mit unterschiedlichen Elektoraten konfrontiert. Wenn die Kurzbiographien als strategische Mittel der politischen Kommunikation verwendet werden, z. B. um wahlkreisbezogene gegenüber parteipolitischen Aktivitäten zu kommunizieren (vgl. Fenno 1978), sollte sich der Mandatstypus in der Wortwahl und somit in der Heterogenität der Positionen innerhalb einer Fraktion niederschlagen.

Die empirische Analyse erfolgt in drei Schritten. Zunächst werden die auf Fraktionsebene aggregierten Kurzbiographien skaliert und mit ideologischen Positionswerten deutscher Parteien verglichen, die durch Experteninterviews (Benoit/Laver 2006), quantitative Textanalysen (Laver/Benoit/Garry 2003; Slapin/Proksch 2008) oder im Rahmen des *Comparative Manifesto Project (CMP)* (Klingemann et al. 2006) generiert wurden. In einem zweiten Schritt werden die Kurzbiographien aller 622 Abgeordneten des 17. Deutschen Bundestags skaliert und mit der ideologischen Selbsteinschätzung der Abgeordneten aus der Kandidatenstudie zur Bundestagswahl (Rattinger et al. 2011) verglichen. Die abgeordnetenspezifischen Positionsschätzungen dienen schließlich als abhängige Variable in einer Reihe von Feasible Generalized Least Squares (FGLS) Regressionen, um zu prüfen, in welchem

Maße die Position der Kurzbiographie durch die Fraktionszugehörigkeit und des Mandatstypus des Abgeordneten erklärt werden kann.

## 2 Politikpositionen in biographischen Texten

### 2.1 Signaling und information-shortcuts

Bevor auf den Inhalt der Kurzbiographien eingegangen wird, sollte der Kreis der potentiellen Leser bzw. aus Sicht des Verfassers der Adressatenkreis eingegrenzt werden, weil der Wert eines Textes für die politische Außendarstellung von der Art und dem Umfang der Leserschaft abhängt. Mit Blick auf die Kurzbiographien aus Kürschners Volkshandbuch lassen sich drei Leserkreise unterscheiden: (1) Ein Teil der Wählerschaft könnte die Biographien nutzen, um sich über die politischen Konturen und den Werdegang des Abgeordneten zu informieren. Journalisten und Medien fungieren in diesem Zusammenhang als Multiplikatoren der in den Biographien enthaltenen Informationen, sodass die Kurzbiographien nicht notwendigerweise direkt aus dem Volkshandbuch bezogen werden müssen. (2) Ebenso können die Kurzbiographien von Delegierten herangezogen werden, die sich über ihre Parteikollegen und Mitbewerber um ein Amt oder eine Nominierung informieren möchten, bspw. hinsichtlich der Frage, wo der politische Stallgeruch erworben wurde. (3) Eine dritte Gruppe potentieller Leser sind politische Interessengruppen, die Einblick in die Nähe und Eingebundenheit des Abgeordneten in politische und politiknahe Organisationen und Verbände gewinnen möchten. Alle drei potentiellen Leserkreise sind für den Abgeordneten relevante Gruppen, die seine politische Karriere maßgeblich beeinflussen können. Wenn den Abgeordneten unterstellt werden kann, dass sie ein ureigenes Interesse daran haben ein bestimmtes Bild ihrer Person und ihrer politischen Aktivitäten in der Öffentlichkeit zu zeichnen, dann besteht Grund zur Annahme, dass diese Texte als Mittel der politischen Außendarstellung genutzt werden.

Hinzu kommt, dass die Kurzbiographien aus Kürschners Volkshandbuch aufgrund der Begrenztheit der zur Verfügung stehenden Wörter keine qualifizierten politischen Aussagen zulassen. Vielmehr zwingen sie den Verfasser zur verdichteten Präsentation seiner politischen Karriere. Der Verfasser der Kurzbiographie hat die Möglichkeit einzelne Stationen seiner Karriere zu betonen, zu kürzen oder zu streichen. Aufgrund dieser Restriktionen besteht die Notwendigkeit eine inhaltlich verdichtete Sprache einzusetzen, die sich in der intensiven Verwendung von Signalwörtern und *information shortcuts* ausdrücken sollte. Für Wähler, Delegierte und

Lobbyisten ist es aufwendig, Informationen über die Positionen eines Kandidaten zu sammeln. Rational Choice Ansätze gehen daher davon aus, dass Wähler kostenlose und einfach zugängliche Informationen aufgreifen, um ihre Entscheidung zu informieren (Popkin 1993; McDermott 2005; Lau/Redlawsk 2001, Goldstein 2009, Schneider/Tepe 2011). Wähler, Parteiführer und Delegierte nutzen demnach die in den Biographien dargestellten Informationen, um die politische Position eines Abgeordneten auf Basis von *information shortcuts* näherungsweise zu bestimmen. Wenn eine Biographie beispielsweise von der Gewerkschaftsmitgliedschaft eines Abgeordneten berichtet, könnte daraus abgeleitet werden, dass der Abgeordnete linkere Positionen vertritt als ein Abgeordneter, der angibt in der Arbeitgebervereinigung aktiv zu sein. Die Abgeordneten wiederum antizipieren, dass die Informationen, die sie in ihren Biographien preisgeben, von Wählern, Delegierten und Lobbyisten als *information shortcut* herangezogen werden. Vor diesem Hintergrund wird erwartet, dass Anreize bestehen, die selbstberichtete Kurzbiographie als Bestandteil der politischen Kommunikation strategisch einzusetzen.

## 2.2 Parteispezifische Rekrutierungsmuster

Die Kurzbiographien der Abgeordneten sind kein individuelles Wahlprogramm. Die Möglichkeit diese Texte für Werbezwecke zu instrumentalisieren stößt an natürliche Grenzen. Auch wenn bestimmte Aspekte einer politischen Karriere betont oder abgeschwächt werden können, sollten die Angaben dem tatsächlichen oder „objektiven“ politischen Werdegang entsprechen. Die Stationen des tatsächlichen Werdegangs werden in Deutschland im Wesentlichen durch politische Parteien als gate keeper der parlamentarischen Demokratie geprägt. Parteispezifische Rekrutierungsmuster, die wiederholt in Deutschland und anderen gewachsenen Demokratien beobachtet wurden (Norris/Lovenduski 1995; Best/Hausmann/Schmitt 2004), können sich sowohl in der Wortwahl als auch in der Häufigkeit, mit der bestimmte Wörter verwendet werden, in den Kurzbiographien niederschlagen.

Parteien rekrutieren ihre Mitglieder aus distinkten sozialen und kulturellen Milieus (Best 1982: 33). Bereits bevor sich Individuen zum Eintritt in eine politische Partei entscheiden, haben sie sich in der Regel politisch engagiert und Erfahrungen in politikhnahen Netzwerken und Organisationen wie Gewerkschaften, Kirchen oder anderen zivilgesellschaftlichen Verbänden gesammelt (Norris 2001: 131). Die Namen dieser Organisationen, Verbände und Netzwerke korrespondieren mit politisch-gesellschaftlichen Einstellungen und werden in den Biographien der Abgeordneten sichtbar. Die Verteilung und Häufigkeit, mit der diese Wörter in den Kurz-

biographien verwendet werden, sollte daher nicht zufällig zwischen Abgeordneten verschiedener politischer Lager streuen.

Kürschners Volkhandbuch enthält nur die Kurzbiographien der erfolgreichen Bewerber für ein Bundestagsmandat, sodass hier bereits eine zweite Stufe der legislativen Rekrutierung, die der innerparteilichen Selektion und Nominierung, durchlaufen wurde. Welches Parteimitglied unter den in Frage kommenden Anwärtern für eine Bundestagskandidatur ausgewählt wird, wird von innerparteilichen Nominierungsregeln und -kulturen geprägt (Norris 1997: 12). Für das deutsche Parteiensystem gilt vor allem die so genannte *Ochsentour* als charakteristisch. Bevor Anwärter mit einer Kandidatur belohnt werden, müssen sie Verantwortung auf weniger attraktiven Posten übernehmen (Norris 1997: 12; Wessels 1997: 88). Die informellen Regeln, die den Nominierungsprozess mitgestalten und Anwärter mit parteikonformen Werdegängen forcieren (Norris 1997: 12), können ebenfalls im Vokabular der Kurzbiographien von Abgeordneten unterschiedlicher Fraktionen sichtbar werden.

Das Zusammenspiel von Selbstselektion in Parteimitgliedschaft und parteispezifischen Nominierungsregeln kennzeichnet den Prozess der legislativen Rekrutierung in parlamentarischen Demokratien und erhöht die Chance, dass Abgeordnete der gleichen Partei den gleichen Wortschatz verwenden, um ihre politischen Leistungen darzustellen. Da Parteien ihre Kandidaten aus distinkten sozialen Milieus rekrutieren und deren Verbundenheit zu diesen Milieus zur Voraussetzung für eine Nominierung machen, wird sich das Vokabular der Kurzbiographien von Abgeordneten unterschiedlicher Fraktionen systematisch unterscheiden. Wir erwarten also ein heterogenes Vokabular zwischen und ein homogenes Vokabular innerhalb der Kurzbiographien parlamentarischer Fraktionen.

**P1) Fraktionsunterschiede:** *Die Kurzbiographien von Abgeordneten der gleichen Fraktion sollten, im Vergleich zu den Kurzbiographien von Abgeordneten anderer Fraktionen, relativ nah nebeneinander positioniert sein.*

Obwohl die legislativen Rekrutierungsmuster (Norris 1997) und die Verwendung von *information shortcuts* (Popkin 1993) Grund zu der Annahme geben, dass die Kurzbiographien distinkte politische Informationen enthalten, ist es weiterhin eine empirische Frage, wie die latente Dimension, auf der die Texte positioniert werden, substantiell zu interpretieren ist. In zahlreichen empirischen Studien konnte die ideologische Links-Rechts-Skala als eine besonders relevante Dimension des politischen Raums identifiziert werden (Klingemann et al. 2006: 5). Es handelt sich dabei um eine zusammengesetzte Skala, mit der sowohl ökonomische Sichtweisen (Marktliberalismus vs. Staatsprotektionismus) als auch gesellschaftliche Sichtwei-

sen bezüglich breiter Themengebiete wie Kultur, Kriminalitätsprävention, Bildung, Frauenrechte oder Integration erfasst werden (Franzmann/Kaiser 2006: 165). Im Zuge der Skalierung der Kurzbiographien stellt sich die Frage, ob die extrahierte Dimension mit der ideologischen Links-Rechts-Skala kongruent ist. Dazu vergleichen wir die Positionierung der Kurzbiographien mit der Positionierung der Bundestagsparteien auf der ideologischen Links-Rechts-Skala (Slapin/Proksch 2008; Benoit/Laver 2006; Laver/Benoit/Garry 2003) und der ideologischen Selbsteinschätzung der Abgeordneten in der Kandidatenstudie zur Bundestagswahl 2009 (Rattinger et al. 2011).

### 2.3 Mandatsspezifische Unterschiede in Biographien

In der Parlamentarismus- und Parteienforschung wurde wiederholt beobachtet, dass sich Abgeordnete mit einem Listen- bzw. Wahlkreismandat in ihrem politischen Verhalten unterscheiden (sog. *mandate divide*). Im Vergleich zu bisherigen Studien, die das Wahlkampagnen-, Abstimmungs- und Redeverhalten der Abgeordneten untersuchen (vgl. Zittel/Gschwend 2008; Thames 2005; 2007; Kunicova/Remington 2008; Proksch/Slapin 2012), bietet die Skalierung der selbstberichteten Kurzbiographien eine weitere Möglichkeit, strukturelle Unterschiede zwischen Listen- und Direktmandatsabgeordneten in gemischten Wahlsystemen zu beschreiben und den Stellenwert des Mandatstypus als potentielle Quelle von Heterogenität innerhalb der Fraktionen zu untersuchen.<sup>4</sup>

Im Rahmen des personalisierten Verhältniswahlrechts wird für die Wahl der Direktkandidaten das Mehrheitswahlrecht in Einer-Wahlkreisen angewendet. Die Abgeordneten mit einem Direktmandat sind Sieger eines lokalen Wahlwettbewerbs (Thames 2005: 284). Für sie ist es daher besonders wichtig, personalisierte Unterstützung in ihrem Wahlkreis zu etablieren. Diese Schwerpunktsetzung könnte sich in den Kurzbiographien der Abgeordneten mit einem Direktmandat darin äußern, dass lokale Aktivitäten und Mitgliedschaften im Sinne des *home styles* (vgl. Fenno 1978; Adler/Gent/Overmeyer 1998) betont werden. Zudem liegt die Nominierung der Wahlkreis Kandidaten in der Hand der lokalen Parteiorganisation. In Deutschland werden die Bewerber für ein Direktmandat von den Delegierten der lokalen Parteiebene (Kreisverband, Unterbezirke) nominiert (Wessels 1997: 79), weshalb es für Wahlkreisabgeordnete attraktiv sein kann, lokale Parteiämter zu bekleiden. Beides, enge Beziehungen zur lokalen Wählerschaft und parteipolitisches Engagement

4 Parteiflügel könnten als eine weitere Quelle für positionale Heterogenität innerhalb der Fraktionen in Betracht gezogen werden (vgl. Bernauer/Bräuninger 2009).

auf lokaler Ebene, sollte in den Biographien von Wahlkreisabgeordneten deutlicher signalisiert werden als in den Biographien ihrer Fraktionskollegen mit einem Listenmandat.

Das Verhältniswahlrecht macht Listenabgeordnete abhängiger von ihrem Landesverband und der allgemeinen Popularität ihrer Partei (Thames 2005: 284). Die Nominierung und Rangfolge der Kandidaten auf der Landesliste wird auf Ebene der Landesverbände entschieden (Wessels 1997: 79). Abgeordnete mit einem Listenmandat haben daher ein stärkeres Interesse, enge Verbindungen zur Parteiführung und innerparteilichen Flügeln zu pflegen. In den Kurzbiographien der Abgeordneten mit einem Listenmandat könnten demnach eher und häufiger Wörter verwendet werden, die ideologisch aufgeladen sind. Diese Wörter sind besonders geeignet, zwischen den Kurzbiographien von Abgeordneten unterschiedlicher Fraktionen zu unterscheiden. Im Gegensatz dazu sollten die Kurzbiographien von Wahlkreisabgeordneten weniger parteiliche und mehr lokale Referenzen enthalten. Diese Begriffe sind weniger geeignet, um zwischen den Texten zu differenzieren und werden daher eher im Zentrum der Skala positioniert.

**P2) Mandatsunterschiede:** *Die Kurzbiographien von Abgeordneten mit einem Listenmandat enthalten mehr ideologisch aufgeladene Begriffe und nehmen daher extremere Positionen auf der Skala ein als die Kurzbiographien ihrer Fraktionskollegen mit einem Direktmandat.*

Sollte dieses Muster zutreffen, würde die latente Dimension, auf der die Kurzbiographien positioniert werden, von der ideologischen Links-Rechts-Skala abweichen. Die Dimension drückt in diesem Fall nicht die ideologische Position aus, sondern das stilisierte Karrieremuster und die kommunizierte sozio-kulturelle Milieuzugehörigkeit. Dieser Unterschied betrifft insbesondere die Abgeordneten mit einem Direktmandat, die, wenn sie intensiven Gebrauch von lokalen Begriffen machen, eine moderate Position erhalten. Damit kann die aus der Kurzbiographie extrahierte Position in Widerspruch zur ideologischen Haltung des Abgeordneten stehen. Es ist nicht ungewöhnlich, dass Wahlkreisabgeordnete, unter Berufung auf die Wahrung der Interessen ihrer Wähler, abweichende oder extremere Positionen einnehmen als ihre Fraktionskollegen (vgl. Proksch/Slapin 2012; Sieberer 2010).

## 2.4 Kontamination mandatspezifischer Unterschiede

Gemischte Wahlsysteme, wie das in Deutschland geltende personalisierte Verhältniswahlrecht, kombinieren die Mehrheitswahl im Einer-Wahlkreis (Direktmandat) mit der Verhältniswahl (Listenmandat). Es wurde angenommen, dass gemischte

Wahlssysteme ein ideales (quasi-experimentelles) Untersuchungsdesign böten, um den Effekt des Wahlverfahrens auf das Verhalten der Abgeordneten zu testen (Moser/Scheiner 2004; Stratmann/Baur 2002). Diese Erwartung ist aber nur dann berechtigt, wenn die beiden Säulen gemischter Wahlssysteme unabhängig voneinander operieren (vgl. Sieberer 2010: 486). Andernfalls kann nicht angenommen werden, dass die Mehrheitswahl-Säule und Verhältniswahl-Säule in gemischten Systemen die gleichen Anreizeffekte auf das Verhalten der Abgeordneten ausüben wie in den „reinen“ Wahlssystemen. In der Realität lassen sich in gemischten Wahlssystemen vielschichtige Interdependenzen zwischen den Säulen beobachten, die dazu führen, dass Kandidaten und Mandatsträger Anreize aus beiden Wahlverfahren berücksichtigen. Die Erscheinungsformen und der Stellenwert dieser Wechselwirkungen werden in der Wahlforschung unter dem Stichwort „Kontamination“ diskutiert (vgl. Karp 2009; Crisp 2007; Pekkanen/Nyblade/Krauss 2006; Ferrara/Herron/Nishikawa 2005; Bawn/Thies 2003; Cox/Schoppa 2002).

Die Differenzierung der aus den Kurzbiographien extrahierten Positionen innerhalb einer Fraktion nach Mandatstypus (P2) könnte dadurch kontaminiert werden, dass Direktmandatsträger, die dem politischen Spitzenpersonal einer Partei zuzuordnen sind, gleichzeitig auf einem oberen Listenplatz (dem sog. „Vorspann“ der Landesliste) kandidierten. Das deutsche Wahlrecht sieht vor, dass Kandidaten gleichzeitig für ein Direkt- und Listenmandat antreten können. Der Anteil dieser Doppelnominierungen ist in der Vergangenheit konstant gestiegen und verharret seit der 13. Legislaturperiode bei über 80% (Manow/Nistor 2009: 608). Mit einem oberen Listenplatz können je nach Bundesland Direktkandidaten gegen elektorale Volatilität abgesichert werden (Manow/Nistor 2009; Manow 2007) oder Zugehörigkeit zum politischen Führungszirkel signalisiert werden. Die Zugehörigkeit zur Parteiführung korrespondiert wiederum mit medialer Aufmerksamkeit, die einer Wahlkreisandidatur zugutekommen kann.

Das Vokabular der Kurzbiographien dieser speziellen Gruppe von doppel-nominierten Abgeordneten, die über ein Direktmandat in den Bundestag einzogen, unterscheidet sich möglicherweise entgegen der in P2 formulierten Erwartung nicht vom Vokabular ihrer Fraktionskollegen mit einem Listenmandat, weil es sich bei diesen Abgeordneten letztendlich weiterhin um Personen handelt, die primär einen partei- und keinen wahlkreispolitischen Werdegang aufweisen. Die Kurzbiographien werden jedoch erst nach dem Einzug in den Bundestag verfasst, sodass die Möglichkeit besteht die biographischen Informationen nachträglich „anzupassen“, um so lokale Aktivitäten und Verbundenheit zum Wahlkreis in den Vordergrund zu rücken. Ob bzw. in welchem Umfang die Abgeordneten von dieser Möglichkeit Gebrauch machen, kann an dieser Stelle nicht abschließend geklärt

werden.<sup>5</sup> Aufgrund dieser Problematik werden wir den Einfluss des Direktmandats von Abgeordneten, die sich auf dem „Vorspann“ einer Landesliste befanden, in der empirischen Analyse berücksichtigen ohne eine gerichtete Proposition zu formulieren.

### 3 Daten und Methodik

#### 3.1 Selbstverfasste Kurzbiographien

Obwohl Politikerbiographien zum originären Gegenstandsbereich der politischen Soziologie zählen (vgl. Hibbing 1999), wurde die Möglichkeit, diese Texte zur Bestimmung von Abgeordnetenpositionen zu nutzen, bislang nicht beachtet. Üblicherweise werden biographische Texte zum Zwecke statistischer Analyse in ihrer Komplexität reduziert oder in ihrer Tiefe qualitativ analysiert. Die quantitative Textanalyse eröffnet in dieser Hinsicht einen Mittelweg, weil der Textkorpus größtenteils unverändert bleibt, während die Analyse auf einem standardisierten statistischen Verfahren beruht.

Die Kurzbiographien der Abgeordneten stammen aus Kürschners Volkshandbuch (2009) für den 17. Deutschen Bundestag. Kürschners Volkshandbuch liefert eine Übersicht aller deutschen Abgeordneten, die in jeder Legislaturperiode überarbeitet und aktualisiert wird. Neben den Adressen der Abgeordnetenbüros enthält das Handbuch eine selbstberichtete Kurzbiographie, die durchschnittlich aus 109 Wörtern besteht. Vor der Skalierung mit *wordfish* wurden folgende Änderungen vorgenommen: Alle Großbuchstaben wurden in Kleinbuchstaben umgewandelt. Zahlen und Monatsangaben (inklusive Abkürzungen) wurden aus den Texten entfernt, da diese Wörter keine positionsbezogenen Informationen liefern. Ortsnamen verbleiben als Verweis auf die lokale Herkunft in den Texten. Schließlich wurden alle Parteienlabel und die Namen parteinaher Stiftungen entfernt. Die Beibehaltung der Parteienlabel würde die Schätzung der Positionen zu einem tautologischen Unterfangen machen (vgl. Proksch/Slapin 2009a).<sup>6</sup> Unter Verwendung dieser Regel identifizieren wir 313 *stopwords*, die mittels *JFreq* aus den Texten entfernt

- 5 Eine Möglichkeit diesen Zusammenhang näher zu untersuchen bestünde darin, die Biographien von Abgeordneten zu untersuchen, die mehrere Legislaturperioden im Bundestag vertreten waren und denen es dabei gelang sowohl über ein Listen- als auch ein Direktmandat in den Bundestag einzuziehen.
- 6 Die Appendix Tabelle 1 präsentiert Beispiele unveränderter Kurzbiographien.

wurden.<sup>7</sup> Dadurch verringerte sich die Anzahl der Worttypen von 9.040 auf 8.568. Wir bereiten zwei Textkorpi vor. Der erste besteht aus den auf Fraktionsebene aggregierten Kurzbiographien. Der zweite Textkorpus besteht aus 622 individuellen Kurzbiographien.

### 3.2 Quantitative Textanalyse

Die Grundidee der quantitativen Textanalyse besteht darin, Dokumenten auf Basis von Wortzählungen eine Position auf einer eindimensionalen Skala zuzuweisen (Laver/Benoit/Garry 2003: 311). Die entsprechenden Algorithmen in *wordscores* und *wordfish* wurden für die Skalierung von Parteiprogrammen entwickelt, mit dem Ziel, die Skala als ideologische Dimension zu interpretieren. Laver, Benoit und Garry (2003) verwenden *wordscores* zur Bestimmung der Positionen britischer, irischer und deutscher Parteien. Slapin und Proksch (2008) demonstrieren *wordfish* am Beispiel der Wahlprogramme deutscher Parteien. Neuere Studien weiteten die Anwendung der quantitativen Textanalyse auf Parteiprogramme in anderen Ländern (Coffe/Da Roit 2011; Proksch/Slapin/Thies 2011) und auf neue Textkategorien aus. Die Arbeiten von Benoit und Laver (2002), Klemmensen, Hobolt und Hansen (2007), Proksch und Slapin (2009) und Weinberg (2010) verwenden Verfahren der quantitativen Textanalyse zur Skalierung parlamentarischer Reden und Regierungserklärungen. Klüver (2009, 2011) zeigt, dass die quantitative Textanalyse auch außerhalb des Kontextes der Parteipolitik sinnvoll angewendet werden kann. Mit Hilfe von *wordfish* skaliert sie offizielle Stellungnahmen von Interessengruppen in der EU-Debatte zur Begrenzung von CO<sub>2</sub>-Emissionen.

Für die Skalierung mit *wordscores* ist es erforderlich, dass die inhaltliche Position von mindestens zwei Texten bekannt ist.<sup>8</sup> Während dieses inhaltliche Vorwissen für Parteiprogramme durchaus existiert (z. B. durch Experteninterviews), ist dies bei anderen Textkategorien häufig nicht vorhanden. Die Anwendbarkeit von *wordscores* auf neue Textkategorien ist somit durch die Notwendigkeit geeigneter Referenztexte auszumachen, deren inhaltliche Position bekannt ist, limitiert (vgl. Klüver 2009: 544). Im Gegensatz dazu benötigt *wordfish* geringeres Vorwissen über die Positionen einzelner Dokumente. Der Wissenschaftler muss lediglich

7 Die komplette Liste der *stopwords* ist in Online Appendix Tabelle 1 zusammengefasst. *JFreq* ist ein Programm zum Zählen von Worthäufigkeiten, das von Will Lowe entwickelt wurde (<http://www.williamlowe.net/software/#jfreq>).

8 In *wordscores* dienen die Worthäufigkeiten der Referenztexte zur Bestimmung der Gewichte für einzelne Worttypen. Anhand dieser Gewichte werden dann die Positionen der Virgintexte berechnet. In *wordscores* führt die Nutzung neuer Referenztexte zu neuen Positionsschätzungen.

zwei Dokumente ex ante bestimmen, von denen eines zwangsweise den niedrigeren Wert als das andere erhält (Lowe 2010: 3). Mit der Auswahl dieser „Ankertexte“ kann sich das Vorzeichen für alle Positionen umdrehen, die Distanzen der einzelnen Dokumente zueinander bleiben aber unverändert (Proksch/Slapin 2009b: 9). Vor dem Hintergrund dieser Eigenschaft und der Tatsache, dass wir über kein inhaltliches Vorwissen der Positionen in Kurzbiographien verfügen, haben wir uns für die Skalierung der Texte mit *wordfish* entschieden.<sup>9</sup>

Um Dokumente auf einer eindimensionalen Skala anzuordnen, setzt *wordfish* voraus, dass die Worthäufigkeiten, gegeben einer nicht direkt beobachtbaren Position  $\theta$  des Dokuments, bedingt unabhängig voneinander sind. Es gibt unterschiedliche Vorstellungen darüber, wie das Verhältnis zwischen der Häufigkeit, mit der ein Worttypus  $j$  in einem Dokument  $i$  auftaucht ( $Y_{ij}$ ), und der Position des Dokuments modelliert werden kann,

$$P(Y_{i1} \dots Y_{iV} | \theta_i) = \prod_{j=1}^V P(Y_{ij} | \theta_i)$$

wobei  $V$  für die Gesamtzahl der Worttypen steht (Lowe/Benoit 2010: 3). Die ursprüngliche Version von *wordfish* stützt sich auf das Poisson-Modell (Slapin/Proksch 2008: 709). Damit wird angenommen, dass die Häufigkeit mit der der Verfasser des Dokuments einen Worttypus verwendet, einer Poisson-Verteilung folgt.

$$P(Y_{ij} | \theta_i) = \text{Poisson}(Y_{ij}; \lambda_{ij})$$

$$\log \lambda_{ij} = \psi_j + \beta_j \theta_i$$

*Wordfish* verwendet einen *joint maximum likelihood* Algorithmus zur Schätzung von drei Parametern (Lowe/Benoit 2010: 6, insb. Diskussion in Fußnote 3; vgl. auch Proksch/Slapin 2009b: 3, Slapin/Proksch 2008: 709)<sup>10</sup>:  $\psi$ ,  $\beta$  und  $\theta$  ( $\omega$  in Slapin/Proksch 2008). Der erste Parameter  $\psi$  steht für das Set wortgebundener Effekte (Slapin/Proksch 2008: 709), die berücksichtigen, dass manche Wörter häufiger benutzt werden als andere (Proksch/Slapin 2009b: 2). Der zweite Parameter  $\beta$  ist die Schätzung eines wortspezifischen Gewichts, zur Erfassung des Beitrags eines

9 Auf der Fraktionsebene werden die aggregierten Kurzbiographien der Abgeordneten der CDU/CSU und der SPD als Ankertexte verwendet. Auf der individuellen Ebene werden die Kurzbiographien von Angela Merkel und Frank-Walter Steinmeier benutzt.

10 Die actor fixed effects werden von Lowe/Benoit (2010: 4) als Mittel zur Vereinfachung der Schätzung ohne inhaltliche Bedeutung betrachtete.

Worttypus  $j$  zur Differenzierung von Wortpositionen (Proksch/Slapin 2009b: 2). Allgemeine Ausdrücke wie „der“, „die“ oder „das“ erzielen daher hohe  $\psi$ -Scores und niedrige  $\beta$ -Scores, während ideologisch aufgeladene Worttypen (z. B. Gewerkschaft) hohe  $\beta$ -Scores und niedrige  $\psi$ -Scores erreichen. Der dritte Parameter  $\Theta$  lokalisiert die analysierten Texte auf einer eindimensionalen Skala.

Unter der Annahme, dass die Länge eines Dokuments nichts über dessen Position aussagt, schlagen Lowe/Benoit (2010: 4) die Verwendung eines multinomialen Modells vor,

$$P(y_i | \theta_i, N) = \text{Multinomial}(y_i; \pi, N)$$

$$\log \frac{\pi_{ij}}{\pi_{i1}} = \psi_j^* + \beta_j^* \theta_i$$

wobei  $N$  die Anzahl der Dokumente ist,  $y_i$  ein Dokument (d.h. die  $i$ -te Reihe in der Matrix  $Y$ , die aus  $N$  Reihen und  $V$  Spalten besteht) und der erste Worttypus in einem Dokument als Bezugspunkt genommen wird. Die Interpretation der Schätzungen für  $\psi$ ,  $\beta$  und  $\Theta$  ändert sich nicht. Der Vorteil des Ansatzes von Lowe/Benoit (2010) besteht darin, dass die Standardfehler der Textpositionen mit dem multinomialen Modell einfacher und schneller berechnet werden können als im klassischen *wordfish*, welches auf einem zeitaufwendigen Bootstrap-Verfahren beruht. Diese Innovationen sind in *wordfish/Austin* (Lowe 2011) implementiert, welches zur Skalierung der Kurzbiographien verwendet wird.

### 3.3 Regressionsanalyse mit geschätzter abhängiger Variable

Im Rahmen der Regressionsanalyse wird der Effekt der Fraktionszugehörigkeit und des Mandats auf die Position der Abgeordnetenbiographie geschätzt. Die Doppelkandidatur des parteipolitischen Führungspersonals als Wahlkreiskandidat und auf dem „Vorspann“ der Landesliste ihrer Partei wird dadurch abgebildet, dass die Abgeordneten, die über ein Direktmandat in den Bundestag einzogen, in zwei Gruppen unterteilt werden; diejenigen, die simultan auf einem der ersten fünf Ränge der Landesliste kandidierten und diejenigen, die ausschließlich im Wahlkreis

kandidierten oder simultan auf der Landesliste auf einem niedrigeren Rangplatz.<sup>11</sup> Als Referenzgruppe dienen die Abgeordneten mit einem Listenmandat.

Neben der Parteizugehörigkeit und dem Mandatstyp können die Positionen von alternativen Faktoren abhängen. Daher berücksichtigt die Regressionsanalyse zwei Sets von Kontrollvariablen. Auf der individuellen Ebene betrachten wir das Alter und Geschlecht der Abgeordneten. Diese Variablen entstammen den standardisierten Angaben aus Kürschners Volkshandbuch (2009). Das zweite Set von Kontrollvariablen betrachtet strukturelle Unterschiede innerhalb der Wählerschaft; insbesondere das Pro-Kopf-Steueraufkommen, die demographische Zusammensetzung, gemessen als Anteil an der Bevölkerung über 60 Jahre, und die Arbeitslosenquote (Bundeswahlleiter 2009). Für Abgeordnete mit einem Listenmandat werden die bundeslandspezifischen Mittelwerte der strukturellen Variablen verwendet. Da jeder Listenkandidat über eine bundeslandspezifische Liste nominiert wird, benutzen wir diese Mittelwerte, um strukturelle Unterschiede zwischen den Bundesländern zu erfassen.<sup>12</sup>

Das Regressionsmodell muss berücksichtigen, dass die abhängige Variable (Position der Kurzbiographie) eine Punktschätzung ist. In diesem Fall enthalten die Regressionsresiduen zwei Komponenten: Erstens, die Abweichung der geschätzten Werte von den nicht direkt beobachtbaren Werten (Stichprobenfehler  $u$ ) und zweitens, die Störgröße ( $\epsilon$ ). In einem Modell mit  $N$  Beobachtungen (indexiert mit  $i$ ) und  $k-1$  unabhängigen Variablen (indexiert mit  $j$ ) kann das Problem anhand folgender Gleichung dargestellt werden,

$$y_i^* = \beta_1 + \sum_{j=2}^k \beta_j x_{ij} + u_i + \epsilon_i$$

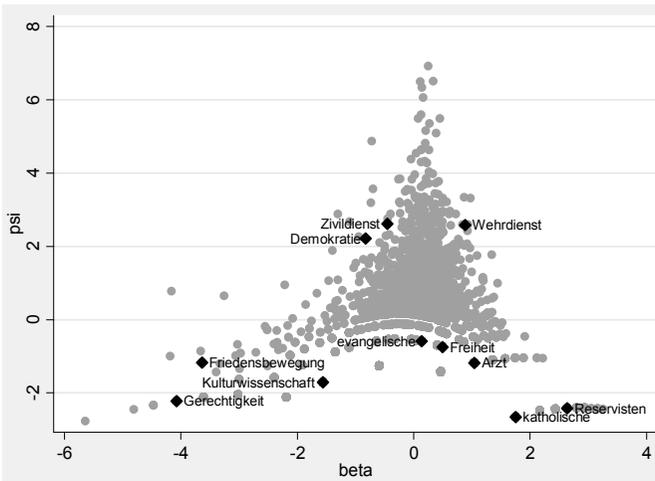
wobei  $y_i^* = y_i + u_i$  (Lewis/Linzer 2005: 349). Die Frage ist, welche der beiden Komponenten einen größeren Einfluss auf die Residuen hat. Lewis und Linzer (2005) untersuchen drei Schätzverfahren, um auf diesen Fall einzugehen: Ordinary Least Squares (OLS) mit Heteroskedastizität und robusten Standardfehlern, Weighted Least Squares (WLS) und FGLS mit bekannter Varianz. Ihre Simulationsstudie zeigt, dass der FGLS-Schätzer mit bekannter Varianz den WLS- und OLS-Schätzer mit robusten Standardfehlern übertrifft (Lewis/Linzer 2005: 356). Vor dem Hintergrund

11 Die Entscheidung den Cut-Off nach dem fünften Rangplatz zu setzen unterliegt zweifelsfrei einer gewissen Willkür. Daher wurde im Rahmen der Robustheitsprüfung der Cut-Off auf Rangplatz 10 und 15 angehoben, ohne dass sich dadurch die substantiellen Befunde verändern (siehe Online Appendix Tabelle 4).

12 Die Definition und Kodierung der Variablen wird in Appendix Tabelle 2 zusammengefasst.

dieser Ergebnisse wird der FGLS-Schätzer mit bekannter Varianz verwendet.<sup>13</sup> Um die Robustheit der Befunde zu überprüfen, werden alle Modelle mit WLS und OLS mit robusten Standardfehlern repliziert.<sup>14</sup>

Abbildung 1 Positionierung exemplarischer Begriffspaare



beta = Gewichte der Worttypen (Word Weights), psi = Worttypeneffekte (Word Fixed Effects), geschätzt mit Wordfish (Austin).

## 4 Empirische Befunde

### 4.1 Fraktionsebene

Die relative Gewichtung und die Bedeutung der Worttypen in den fünf auf Fraktionsebene aggregierten Dokumenten wird in Abbildung 1 dargestellt (Slapin/ Proksch 2008: 715). Einige der in Abbildung 1 exemplarisch hervorgehobenen Begriffe können paarweise angeordnet werden. „Gerechtigkeit“ besitzt eine negative Ladung und ist auf der linken Seite der  $\beta$ -Achse angesiedelt, wohingegen

13 Das Verfahren verläuft in zwei Schritten. Im ersten Schritt werden mithilfe der OLS Regression die Schätzwerte für die Varianz der Störgröße ( $\hat{\sigma}_i^2$ ) berechnet. Gemeinsam mit der bekannten Varianz der geschätzten abhängigen Variable ( $\omega_i^2$ ), wird das Gewicht mit

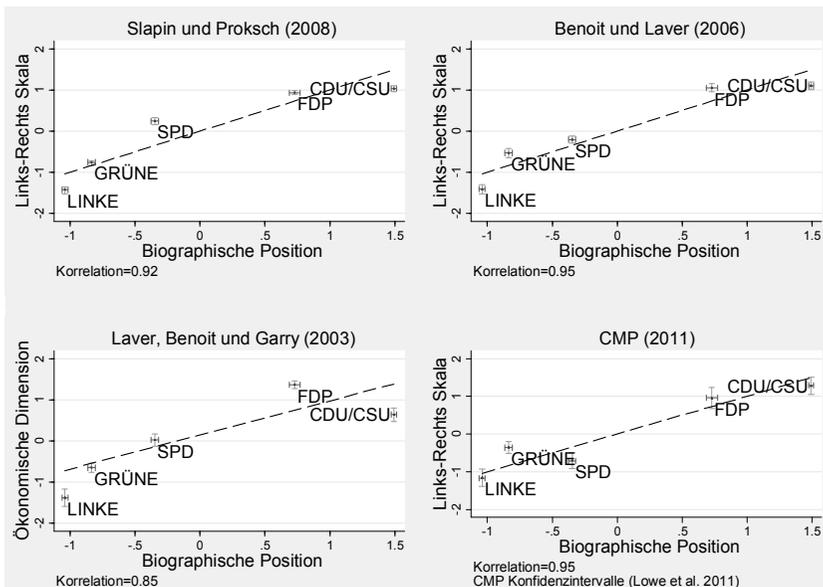
$$w_i = \frac{1}{\sqrt{\omega_i^2 + \hat{\sigma}_i^2}}$$

Linzer 2005: 352).

14 Die vollständigen Regressionsergebnisse sind im Online Appendix in Tabelle 2 und 3 zusammengefasst.

„Freiheit“ positiv geladen ist und sich auf der rechten Seite befindet. „Demokratie“ erscheint ebenfalls auf der linken Seite der  $\beta$ -Achse, wobei die hohe Positionierung auf der  $\psi$ -Achse andeutet, dass dieser Worttyp von allen Fraktionen häufig benutzt wird. Der Ausdruck „Wehrdienst“ befindet sich auf der rechten Seite und „Zivildienst“ auf der linken Seite, obwohl beide Worttypen ähnliche Ergebnisse auf der  $\psi$ -Achse erreichen. Der Begriff „Friedensbewegung“ wurde am linken Ende der  $\beta$ -Achse positioniert und der Begriff „Reservist“ auf der rechten Seite. Berufsbezogene Begriffe wie „Kulturwissenschaft“ befinden sich auf der linken Seite der  $\beta$ -Achse, während der Begriff „Arzt“ auf der rechten Seite der  $\beta$ -Achse positioniert wurde. Abbildung 1 liefert erste Anzeichen dafür, dass die selbstberichteten Kurzbiographien Worttypen beinhalten, die eine inhaltliche Abgrenzung zwischen Texten ermöglichen.

Abbildung 2 Positionen der auf Fraktionsebene aggregierten Kurzbiographien



*z*-standardisierte Werte.

Abbildung 2 zeigt das Ergebnis der Skalierung der fünf auf Fraktionsebene aggregierten Dokumente und vergleicht deren Positionen mit der ideologischen Links-Rechts-Skala in Parteiprogrammen unter Berücksichtigung der Standardfehler der jeweiligen Schätzmethode. Die ideologische Links-Rechts-Position aus vorherigen Studien wurde auf Basis der quantitativen Textanalyse (Laver/Benoit/Garry 2003;

Slapin/Proksch 2008), Experteninterviews (Benoit/Laver 2006) oder der manuellen Kodierungen von „Quasi-Sentences“ (Klingemann et al. 2006) gewonnen. Die x-Achse der vier Streudiagramme zeigt jeweils die geschätzte Position der aggregierten Kurzbiographien. Auf der rechten Seite der Skala befinden sich die CDU/CSU und die FDP, auf der linken Seite die SPD, die Grünen und die Linken. Die geschätzte Position der SPD ist näher an der Position von B'90/DIE GRÜNEN als an der Position der Linkspartei. DIE LINKE befindet sich am linken Ende der Skala. Die relativen Distanzen zwischen den fünf politischen Parteien lassen zwei politische Lager erkennen; ein „bürgerlich-konservatives“ und ein „links-soziales“ Lager.

Die y-Achse zeigt die ideologischen Parteipositionen aus vorherigen Studien. Slapin/Proksch (2008: 712-720) nutzen *wordfish*, um Parteiprogramme aus dem Bundestagswahlkampf 2005 zu analysieren. Die Korrelationskoeffizienten zwischen der Links-Rechts-Skala und den auf Basis aggregierter selbstberichteter Biographien geschätzten Positionen betragen 0,92 (N=5). Die Links-Rechts-Skala von Benoit/Laver (2006) bezieht sich auf die Legislaturperiode 2002-2005 und basiert auf 98 Experteninterviews. Benoit/Lavers (2006: 261) Links-Rechts-Skala weist, ähnlich wie Slapin/Prokschs (2008) Messung hohe Kongruenz mit den Positionsschätzungen der aggregierten Kurzbiographien auf ( $r=0.95$ , N=5). Laver/Benoit/Garry (2003) verwenden die Parteiprogramme der Bundestagswahlkampagnen 1990 und 1994 und identifizieren mit Hilfe von *wordscores* eine wirtschaftspolitische Links-Rechts-Skala. Die Kongruenz zwischen dieser Skala und der Positionierung der Kurzbiographien ist etwas geringer ( $r=0.85$ , N=5), was als Anzeichen dafür gedeutet werden könnte, dass die selbstberichteten Kurzbiographien eher die gesellschaftliche als die wirtschaftspolitische Links-Rechts-Skala wiedergeben. Die vierte ideologische Links-Rechts-Skalierung deutscher Parteien ist dem CMP entnommen.<sup>15</sup> Hier wird die Links-Rechts-Skala (Laver/Budge 1992) für das Wahljahr 2009 berücksichtigt und die Standardfehler von Lowe et al. (2011) verwendet. Die paarweise Korrelation von 0,95 (N=5) weist ebenfalls auf eine hohe Kongruenz mit der ideologischen Links-Rechts-Skala hin.<sup>16</sup>

15 Im CMP werden die Grünen im Wahljahr 2009 rechts von der SPD positioniert. Hier muss betont werden, dass sich die Konfidenzintervalle der beiden Positionen berühren und daher keine sichere Differenzierung möglich ist (Lowe/Benoit/Mikhaylov/Laver 2011).

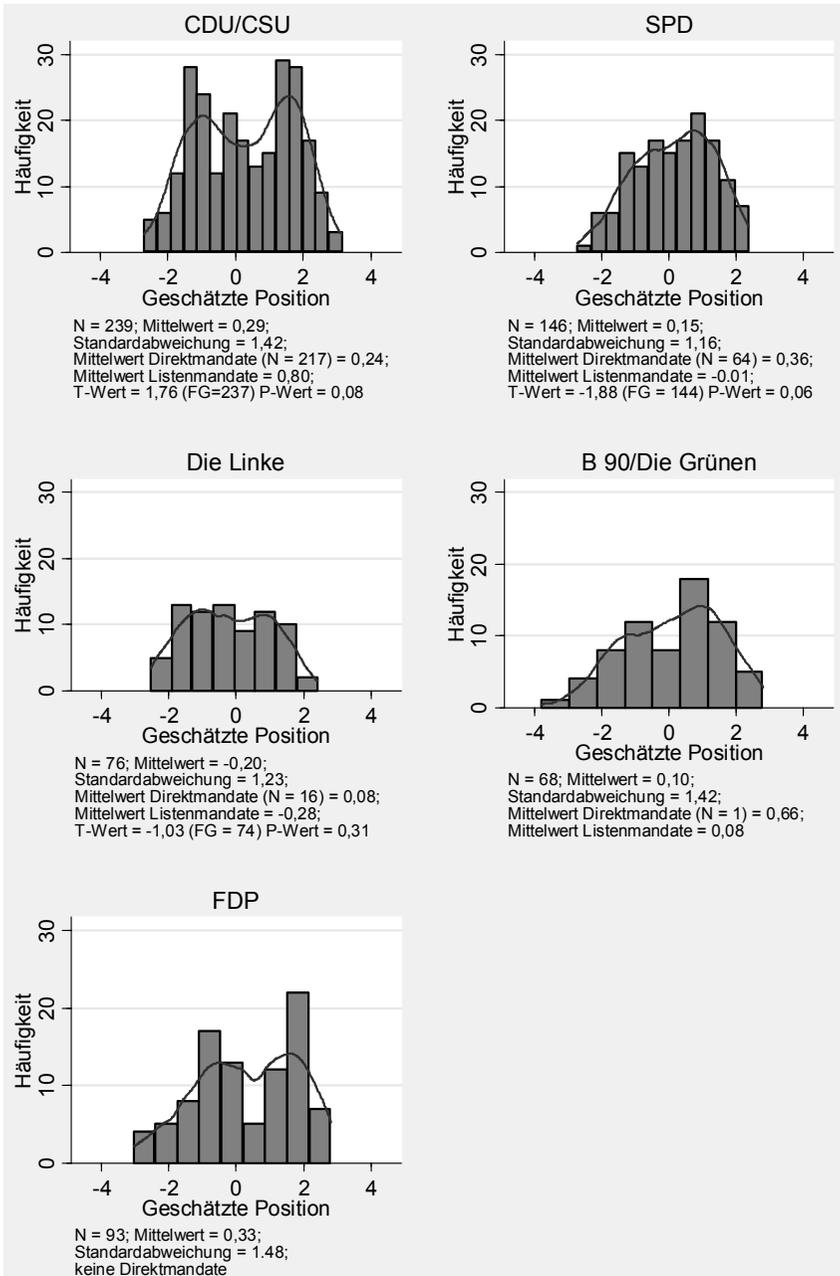
16 Die Kurzbiographien aus Kürschners Volkshandbuch und die Experten bzw. CMP-Daten zur ideologischen Links-Rechts-Position der Parteiprogramme sind auch für andere Bundestage verfügbar. Im Rahmen der Validierung haben wir daher zusätzlich die auf Fraktionsebene aggregierten Biographien des 8. Bundestages (1976-1980) skaliert. Auch für diese Legislaturperiode wird eine hohe Kongruenz zwischen den aus den Kurzbiographien gewonnenen Positionen mit den ideologischen Links-Rechts-Positionen festgestellt (Korrelation=0.94). Der Scatterplot ist im Online Appendix in Abbildung 1 dargestellt. Eine ausführliche deskriptive Analyse zur temporären Stabilität findet sich in Marcinkiewicz/Tepe (2012).

Insgesamt unterstützen die Befunde aus Abbildung 1 und 2 die in P1 formulierte Erwartung. Die aggregierten biographischen Texte der Abgeordneten scheinen Informationen über die ideologische Positionierung der Fraktionen zu beinhalten. Widmen wir uns nun der Frage, ob diese Einschätzung ebenfalls für die Skalierung der individuellen Kurzbiographien zutrifft.

## 4.2 Abgeordnetenebene

Abbildung 3 zeigt die Verteilung der aus 622 individuellen Kurzbiographien extrahierten Positionen für die fünf im Bundestag vertretenen Fraktionen mit den statistischen Lage- und Streuungsmaßen. Mit Blick auf das arithmetische Mittel ergibt sich folgende Reihung: Die am weitesten links positionierte Fraktion ist DIE LINKE (arithm. Mittel:  $-0,20$ ), gefolgt von B'90/DIE GRÜNEN (arithm. Mittel:  $0,10$ ) und der SPD (arithm. Mittel:  $0,15$ ). Die CDU/CSU (arithm. Mittel:  $0,29$ ) ist schließlich etwas weniger rechtsgerichtet als die FDP (arithm. Mittel:  $0,33$ ). Verglichen mit den Parteien des linken Lagers ist die Verteilung der Positionen in der CDU/CSU und der FDP zweigipflig. Im Hinblick auf die CDU/CSU könnte die zweigipflige Verteilung der Positionen darauf zurückzuführen sein, dass diese Fraktion aus zwei Schwesterparteien besteht. Um dieses Argument weiter zu untersuchen, berechnen wir die durchschnittlichen Positionen für CDU- und CSU-Abgeordnete separat. Die Kurzbiographien der CDU-Abgeordneten haben eine Durchschnittsposition von  $0,15$  und die der CSU-Abgeordneten haben eine Durchschnittsposition von  $0,90$ , was andeutet, dass innerhalb der konservativen parlamentarischen Gruppe die Kurzbiographien von CSU-Mitgliedern rechtsgerichteter sind als die von CDU-Mitgliedern. Betrachten wir nur die Mittelwerte, ergibt sich eine Reihung der Fraktionen, die weiterhin mit der ideologischen Links-Rechts-Skala kongruent ist.

Abbildung 3 Positionen der individuellen Kurzbiographien innerhalb der Fraktionen



*N* = Anzahl der Beobachtungen, *STD* = Standardabweichung, *P*-Werte für zweiseitigen *t*-Test, geschätzt mit Wordfish (Austin).

Dieser Befund muss allerdings deutlich revidiert werden, wenn die Streuung der Positionen zwischen und innerhalb der Fraktionen in den Blick genommen wird. Die Streuung bzw. Heterogenität der Position innerhalb der Fraktionen lässt sich mit dem auf den Wertebereich [0,1] normierten Variationskoeffizienten beschreiben. Dieser beträgt für alle Gruppen durchschnittlich 0,34. Den Höchstwert erzielen die Grünen mit 0,37 und den niedrigsten Wert erzielt die CSU mit 0,28, was dafür spräche, dass in den CSU-Biographien ein etwas homogeneres Vokabular verwendet wird als in den Biographien der Grünen Abgeordneten. Diese, mit Blick auf die geringe Abweichung vom durchschnittlichen Variationskoeffizienten, mit großer Vorsicht zu bewertende Feststellung spräche dafür, dass die Grünen in den Kurzbiographien divergentere politische Lebensläufe signalisieren. Die Verteilung der individuellen Positionen zwischen den Fraktionen zeigt, dass sich die Positionen der Kurzbiographien deutlich mit den Positionen anderer Fraktionen *überschneiden*. So gibt es CDU/CSU-Abgeordnete, deren Kurzbiographie auf der linken Seite der Skala positioniert wurde, während einige Kurzbiographien von Abgeordneten linker Parteien auf der rechten Seite der Skala positioniert wurden. Zudem besitzen die Positionsschätzungen aufgrund der geringen Wortanzahl in einer Kurzbiographie deutlich breitere Konfidenzintervalle als die Positionsschätzungen der längeren, aggregierten Texte.

Zur Kreuzvalidierung wird die Skalierung der individuellen Kurzbiographien mit den selbstberichteten Abgeordnetenpositionen auf der ideologischen Links-Rechts-Skala verglichen. Die ideologische Selbsteinschätzung wurde für einen Teil der Abgeordneten in der Kandidatenbefragung (Rattinger et al. 2011) erhoben. Wann immer die Informationen verfügbar waren, untersuchen wir auf der Individualebene die paarweise Korrelation zwischen der ideologischen Selbsteinschätzung aus der Kandidatenbefragung und der geschätzten Position der Kurzbiographie. Weil nur einem geringen Teil der Kandidaten, die an der Befragung teilnahmen, der Einzug in den Bundestag gelang, können wir diesen Vergleich nur mit 187 Abgeordneten durchführen. Für alle Abgeordneten ist die Korrelation annähernd null ( $r=0.05$ ). Wenn nur die Listenkandidaten berücksichtigt werden, ist die Korrelation mit  $r=0.14$  immer noch sehr gering. Wenn nur die Direktkandidaten berücksichtigt werden, ist die Korrelation negativ ( $-0.05$ ). Diese Ergebnisse sprechen deutlich gegen die Annahme, dass die inhaltliche Dimension, auf der die individuellen Kurzbiographien positioniert wurden, mit der ideologischen Links-Rechts-Skala kongruent ist.

Zusätzlich zu den deutlich breiteren Konfidenzintervallen könnte die Art des Mandats zu dieser Abweichung beitragen. Mit der Skalierung der 622 Kurzbiographien lässt sich feststellen, ob die Positionen innerhalb einer Fraktion nach

Mandatstyp variieren. Die Kurzbiographien von SPD-Listenabgeordneten (SPD-Liste arithm. Mittel:  $-0,01$ ) und Listenabgeordneten der Linkspartei (DIE LINKE-Liste arithm. Mittel:  $-0,28$ ) besitzen linksgerichtete Positionen als die Kurzbiographien ihrer Parteikollegen mit einem Wahlkreismandat (SPD-Wahlkreis arithm. Mittel:  $0,36$ ; DIE LINKE-Wahlkreis arithm. Mittel:  $0,08$ ). Das Gegenteil trifft auf CDU/CSU-Abgeordnete zu (CDU/CSU-Liste arithm. Mittel:  $0,80$ ; CDU/CSU-Wahlkreis arithm. Mittel:  $0,24$ ). Da alle CSU-Abgeordneten Wahlkreisabgeordnete sind, wurden die durchschnittlichen Positionen innerhalb der CDU separat untersucht. Die durchschnittliche Position von CDU-Wahlkreisabgeordneten beträgt  $0,07$ . Die durchschnittliche Position von CDU-Listenabgeordneten beträgt  $0,80$ . Der t-Test für Mittelwertdifferenzen zwischen Wahlkreis- und Listenmandaten innerhalb der parlamentarischen Gruppen ist im Hinblick auf die CDU/CSU, die CDU und die SPD statistisch signifikant. Diese Beobachtungen unterstützen die in P2 formulierte Erwartung. Die Kurzbiographien von Wahlkreisabgeordneten der SPD werden rechts von der zentralen Position ihrer Fraktion positioniert, während die Kurzbiographien der Wahlkreisabgeordneten der CDU etwas weiter links von der zentralen Position ihrer Fraktion liegen.

### 4.3 Determinanten der geschätzten Position

Tabelle 1 präsentiert eine Reihe von FGLS-Regressionsmodellen, in denen die geschätzte Position der Kurzbiographie als abhängige Variable benutzt wird. Modelle 1 und 2 berücksichtigen alle 622 Abgeordneten, um zu testen, ob die Position der Kurzbiographie mit der Parteizugehörigkeit des Abgeordneten erklärt werden kann. Modelle 3 bis 5 untersuchen den Einfluss des Mandatstypus auf die Position der Kurzbiographie innerhalb der Parteien. Da die kleineren Parteien im Gegensatz zu den großen Volksparteien in der Regel keine Direktmandate gewinnen, es hier also an Varianz fehlt, werden in diesen Modellen ausschließlich die Abgeordneten von CDU und SPD berücksichtigt.<sup>17</sup> Modelle 6 und 7 untersuchen die Kontamination durch auf dem „Vorspann“ einer Landesliste doppelnominierte Wahlkreisabgeordnete.

17 Die FDP gewann in der 17. Legislaturperiode kein Wahlkreismandat, während allen CSU-Abgeordneten der Einzug in den Bundestag durch ein Direktmandat gelang. Die Grünen gewannen ein und die Linke 16 Direktmandate.

Tabelle 1 Determinanten der geschätzten Position

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5	Modell 6	Modell 7
<i>Abhängige Variable: Geschätzte Position der Kurzbiographie</i>							
Direktmandat	0.0650 [0.12]	0.015 [0.16]	-0.748** [0.33]	0.378* [0.21]	0.405* [0.22]		
Alter (in Jahren)	-0.000 [0.01]	-0.002 [0.01]	-0.007 [0.01]	0.007 [0.01]	-0.001 [0.01]	-0.015 [0.01]	0.004 [0.01]
Frau	0.067 [0.12]	0.088 [0.12]	0.152 [0.25]	0.166 [0.20]	0.157 [0.16]	0.0967 [0.25]	0.135 [0.20]
Steueraufkommen	0.152* [0.09]	0.151* [0.09]	0.211* [0.12]	0.139 [0.19]	0.192* [0.10]	0.234* [0.12]	0.218 [0.19]
60plus	-0.110*** [0.04]	-0.109*** [0.04]	-0.085 [0.06]	-0.114* [0.07]	-0.096** [0.04]	-0.069 [0.05]	-0.105 [0.07]
Arbeitslosigkeit	0.040** [0.02]	0.059*** [0.02]	-0.005 [0.03]	0.030 [0.04]	0.009 [0.02]	-0.031 [0.03]	0.034 [0.04]
CDU/CSU/FDP	0.250** [0.12]						
CSU		0.843*** [0.23]					
FDP		0.177 [0.22]					
SPD		-0.0219 [0.16]					
Grüne		-0.104 [0.24]					
Linke		-0.385* [0.22]					
CDU					0.820*** [0.31]		
CDU x Direktmandat					-1.112*** [0.38]		
Direktmandat (kein Vors.)						-1.051*** [0.33]	0.168 [0.24]
Direktmandat (Vorspann)						-0.257 [0.35]	0.787** [0.30]
Konstante	2.268** [0.98]	2.272** [0.99]	3.009** [1.51]	2.016 [1.83]	2.064* [1.15]	3.280** [1.47]	1.795 [1.81]
Abgeordnete (N)	622	622	194	146	340	194	146
Faktionen	alle	alle	CDU	SPD	CDU & SPD	CDU	SPD
Angepasstes R2	0.024	0.043	0.047	0.023	0.046	0.093	0.041
AIC	2142.0	2133.6	684.4	463.2	1144.9	675.7	461.5
BIC	2177.5	2186.8	707.2	484.1	1179.3	701.9	485.3

FGLS mit bekannter Varianz, Standardfehler in eckigen Klammern, \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ .

In Modell 1 hat das Direktmandat keinen Effekt auf die Position der Kurzbiographie. Dies gilt ebenfalls für das Geschlecht und Alter des Abgeordneten. Die drei Strukturvariablen hingegen üben einen statistisch signifikanten Effekt auf die Position

aus. Die Kurzbiographien von Abgeordneten in Wahlkreisen und Bundesländern mit einem höheren Pro-Kopf-Steueraufkommen sowie höherer Arbeitslosigkeit erhalten tendenziell höhere Positionen auf der Skala. Der Anteil der Bevölkerung über 60 Jahre hingegen hat einen negativen Einfluss auf die Position.

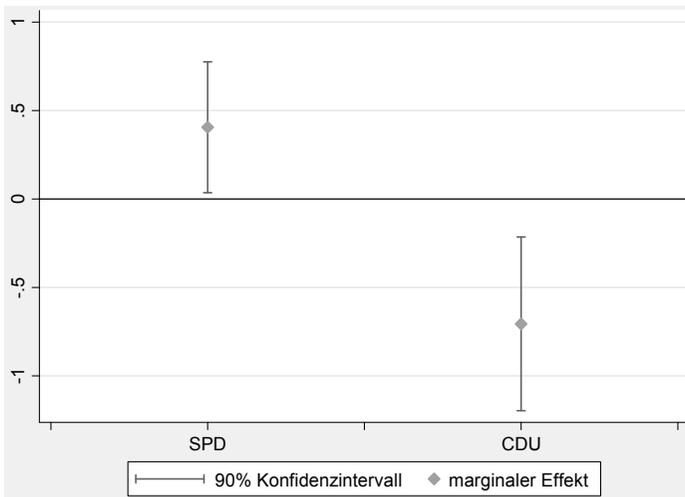
In der deskriptiven Analyse wurden zwei politische Lager identifiziert. Diese Beobachtung lässt uns vermuten, dass nicht etwa fraktions- oder parteispezifische Rekrutierungsmuster dominieren, sondern dass sich das biographische Vokabular entlang zweier Milieus – einem „bürgerlich-konservativen“ und einem „links-sozialen“ – differenziert. Vor diesem Hintergrund werden die Abgeordneten der CDU/CSU-Fraktion und der FDP-Fraktion in einer Gruppe zusammengefasst. Die Abgeordneten von SPD, Grünen und Linken bilden die Referenzgruppe. Den Erwartungen entsprechend hat diese Dummy-Variable einen statistisch signifikanten und positiven Effekt auf die Position der Kurzbiographien.

Modell 2 beinhaltet fünf Dummy-Variablen, die die Parteizugehörigkeit der Abgeordneten repräsentieren. Die größte Gruppe, die Abgeordneten der CDU, dient als Referenzkategorie. Im Einklang mit den deskriptiven Befunden übt DIE LINKE einen negativen Effekt auf die Position der Kurzbiographie aus, was bedeutet, dass die Kurzbiographien von Mitgliedern der Linkspartei im Durchschnitt ein signifikant niedrigeres Ergebnis auf der Skala erzielen als die Kurzbiographien von CDU-Abgeordneten. Die Durchschnittsposition der Kurzbiographien von Abgeordneten der Grünen und der SPD ist ebenfalls niedriger bzw. linksgerichteter als die Durchschnittsposition von CDU-Abgeordneten. Die Koeffizienten erreichen jedoch kein statistisch signifikantes Niveau. Der Koeffizient für die FDP ist positiv und ebenfalls nicht signifikant. Die Kurzbiographien von Mitgliedern der CSU erhalten im Durchschnitt eine signifikant höhere Position als die Kurzbiographien von CDU-Abgeordneten. Modell 2 unterstützt die Befunde der deskriptiven Analyse und der Kreuzvalidierung, wonach die Skalierung der individuellen Kurzbiographien nur begrenzt im Stande ist, die Fraktionszugehörigkeit abzubilden, d.h. die geschätzten Positionen eignen sich nicht, um mit der notwendigen Sicherheit zwischen Fraktionen zu unterscheiden.

Die Modelle 3 und 4 widmen sich der Frage, ob sich die Positionen der Kurzbiographien von Abgeordneten mit einem Listen- bzw. Direktmandat innerhalb einer Fraktion systematisch unterscheiden. Dazu wird der Effekt des Direktmandats auf zwei separaten Samples geschätzt. Innerhalb der CDU (Modell 3) besteht ein statistisch signifikanter negativer Zusammenhang zwischen dem Direktmandat und der Position der Kurzbiographie. Innerhalb der SPD (Modell 4) besteht ein statistisch signifikanter positiver Zusammenhang zwischen dem Direktmandat und der Position der Kurzbiographie. Die Split-Sample Modelle stützen die deskriptiven

Befunde, nach denen sich die Positionen der Kurzbiographien innerhalb der Fraktionen nach Art des Mandates unterscheiden. Während die Kurzbiographien der Listenabgeordneten tendenziell besser diskriminieren, liegen die Kurzbiographien der Abgeordneten mit einem Wahlkreismandat näher am Zentrum der Skala.

Abbildung 4 Marginaler Effekt des Direktmandats auf die Position der Kurzbiographie von CDU und SPD Abgeordneten



Basiert auf Modell 5 aus Tabelle 1.

Modell 5 untersucht, ob der Effekt der Parteimitgliedschaft (CDU oder SPD) auf die Position der Kurzbiographie durch die Art des Mandates konditioniert wird. Der multiplikative Interaktionskoeffizient  $CDU \times Direktmandat$  ist negativ und statistisch signifikant. Der marginale Effekt des Direktmandats auf die Position der Kurzbiographie für die beiden Abgeordnetengruppen ist in Abbildung 4 dargestellt (vgl. hierzu auch Kam/Franzese 2010: 66). Die Abbildung zeigt den marginalen Effekt des Direktmandats für die Abgeordneten der SPD und der CDU mit den dazugehörigen 90% Konfidenzintervallen. Die Konfidenzintervalle beinhalten nicht den Wert Null, d.h. der marginale Effekt ist in beiden Fällen statistisch signifikant. Der Fehlerbalken auf der linken Seite zeigt, dass ein Direktmandat die Position der Kurzbiographie von Abgeordneten der SPD signifikant erhöht, d.h. auf der Skala nach rechts verschiebt. Für die Gruppe der CDU Abgeordneten gilt das Gegenteil (Fehlerbalken auf der rechten Seite). Hier wird das Direktmandat mit einer niedrigeren Position, d.h. einer Verschiebung nach links, in Verbindung gebracht.

Modelle 6 und 7 befassen sich mit der Frage, ob der konditionale Effekt des Direktmandats auf die Position der Kurzbiographien von CDU- und SPD-Abgeordneten möglicherweise durch die Doppelnominierung ihres parteipolitischen Spitzenpersonals kontaminiert wird. Innerhalb der CDU scheint diese Vermutung zu stimmen. Die Abgeordneten, die ein Direktmandat gewonnen haben und nicht simultan auf einem Spitzenlistenplatz („Vorspann“) kandidierten, weichen signifikant negativ von der durchschnittlichen Position der CDU ab. Mit Blick auf die Effektstärke (vgl. Modell 3) nimmt der negative Effekt des Direktmandats innerhalb der CDU zu, sobald die Kontamination durch die „Vorspann“-Nominierung im statistischen Modell berücksichtigt wird. Im Falle der SPD nimmt der positive Effekt des Direktmandats auf die Position der Kurzbiographien (vgl. Modell 4) ebenfalls zu, allerdings basiert dieser Zusammenhang auf den Kurzbiographien der Abgeordneten des „Vorspanns“. Die Kurzbiographien des politischen Spitzenpersonals innerhalb der SPD, die mit einem Direktmandat im Bundestag vertreten sind und simultan auf dem „Vorspann“ einer Landesliste kandidierten, werden demnach rechts von der durchschnittlichen Position der SPD-Biographien positioniert.

## 5 Zusammenfassung und Schlussfolgerung

Dieser Beitrag thematisierte die Übertragbarkeit der quantitativen Textanalyse mit Hilfe von *wordfish/Austin* auf neue Textkategorien am Beispiel der Kurzbiographien von Bundestagsabgeordneten. Die empirischen Befunde lassen sich in drei Punkten zusammenfassen: Erstens, die Skalierung der auf Fraktionsebene aggregierten Kurzbiographien ist in hohem Maße kongruent mit der ideologischen Links-Rechts-Position der im Bundestag vertretenen Fraktionen. Zweitens, diese Kongruenz bricht weitestgehend zusammen, wenn die Positionen der individuellen Kurzbiographien mit der selbstberichteten ideologischen Orientierung der Abgeordneten aus der Kandidatenstudie verglichen werden. Die Ergebnisse legen den Schluss nahe, dass die politischen Rekrutierungsmuster, so wie sie in den Kurzbiographien kommuniziert werden, nicht trennscharf entlang der Fraktionszugehörigkeit verläuft, sondern entlang zweier sozio-kultureller Milieus – einem bürgerlich-konservativen und einem links-sozialen (vgl. Abbildung 1). Die Kurzbiographien sind kein politisches Manifest, weshalb keine Kongruenz mit der ideologischen Selbsteinstufung der Kandidaten gefunden wurde. Die politische Botschaft der individuellen Kurzbiographien ist subtiler. Sie basiert auf der Verwendung politischer Signalwörter und *information shortcuts*, die einerseits dazu beitragen komplexe Information zu verdichten, andererseits aber auch ambivalente Signale senden können (oder evtl.

auch sollen).<sup>18</sup> Drittens zeigen die FGLS-Regressionen einen robusten Interaktionseffekt zwischen der Parteizugehörigkeit von CDU- und SPD-Abgeordneten und deren Mandatstypus. Diese Interaktion impliziert, dass Wahlkreisabgeordnete in ihren Kurzbiographien ein anderes Vokabular nutzen als ihre Fraktionskollegen mit einem Listenmandat. Ein Zusammenhang, der als Indiz für die strategisch motivierte Fokussierung biographischer Texte gewertet werden kann, insbesondere vor dem Hintergrund der hohen Zahl an Doppelnominierungen.

Insgesamt legen die Befunde den Schluss nahe, dass die latente Dimension auf der die Kurzbiographien skaliert wurden, vom Spannungsverhältnis zwischen „objektiver“ Berichterstattung des parteipolitischen Werdegangs und der strategischen Kommunikation politischer Leistungen geprägt ist. Während letztere darauf abzielt ein spezifisches Bild der politischen Leistungen und Qualitäten des Abgeordneten in der Öffentlichkeit zu zeichnen, trägt erstere dazu bei, dass sich die aus den Kurzbiographien extrahierten Positionen auf der Fraktionsebene mit ideologischen Positionen decken. In Ergänzung bisheriger Studien zum *mandate divide* kann festgestellt werden, dass sich Listen- und Wahlkreisabgeordnete in gemischten Wahlsystemen nicht nur in ihrem legislativen Verhalten (vgl. Thames 2005; Kunicova/Remington 2008; Zittel/Gschwend 2008; Proksch/Slapin 2012), sondern darüber hinaus auch in der Darstellung ihres politischen Werdegangs strukturell unterscheiden.

In methodischer Hinsicht bleibt festzuhalten, dass die inhaltliche Interpretierbarkeit der eindimensionalen Skala, auf der *wordfish* die Dokumente positioniert, hohe Anforderungen an die Strukturiertheit des Textkorpus stellt. Die Texte benötigen einen identischen Redekontext, sollten unabhängig voneinander verfasst worden und soweit wie möglich in formaler Hinsicht standardisiert sein, wobei sich letzteres vorrangig auf die Länge und interne Struktur bezieht.<sup>19</sup> Je mehr der Textkorpus diesen Anforderungen genügt, desto eher können die Positionen der skalierten Dokumente zur Identifikation einer inhaltlichen Dimension beitragen. Die Unabhängigkeit der Texte kann im Kontext parlamentarischer Debatten beeinträchtigt werden, wenn Redner Bezug auf die Argumente ihres Vorgängers nehmen. Die Interpretierbarkeit der Skalierung von Regierungserklärungen kann ebenfalls dadurch eingeschränkt werden, dass sich der Redekontext (volkswirtschaftliche Situation, politische Kultur, etc.) im Zeitverlauf verändert hat. Wäh-

18 Im Rahmen der Präsentation einer vorherigen Version dieses Beitrags verwendete ein Abgeordneter des Deutschen Bundestags hierfür den Begriff „politische Duftmarken setzen“.

19 Die Anzahl der Wörter, die den Abgeordneten für ihre Kurzbiographien in Kürschners Volkshandbuch zur Verfügung steht ist begrenzt. Zudem enthalten die Texte standardmäßig freiwillige Angaben zu Ausbildung, Beruf und Familienstand des Abgeordneten, bevor auf die Stationen und Positionen der politischen Karriere eingegangen wird.

rend Redekontext, wechselseitige Beeinflussung und formale Standardisierung im Falle der Kurzbiographien als eher unproblematisch betrachtet werden können, verfolgen die Abgeordneten mit den Kurzbiographien ambivalente Ziele, die sich zwischen reiner Informationsbereitstellung und strategischer politischer Kommunikation bewegen können. In Ermangelung „objektiver“ Abgeordnetenbiographien können diese Unterschiede nicht eindeutig analytisch getrennt werden. Ein weiteres Problem betrifft die Länge der individuellen Kurzbiographien, welches sich in breiteren Konfidenzintervallen der Positionsschätzungen äußert und die trennscharfe Identifikation der substantiellen Dimension auf Individualebene zusätzlich erschwert.

Trotz dieser Einschränkungen, die stets vor dem Hintergrund der konkreten Anwendung thematisiert und beurteilt werden müssen, konnte gezeigt werden, dass die quantitative Textanalyse flexibel genug ist, um Fragen jenseits der klassischen Parteienforschung zu bearbeiten. In diesem Zusammenhang muss hervorgehoben werden, dass es wenig sinnvoll erscheint die quantitative Textanalyse als alternatives Vorgehen zur qualitativen Inhaltsanalyse zu betrachten. Der hier präsentierte Anwendungsfall im Bereich der politischen Soziologie liefert vielmehr Anknüpfungspunkte für ein *mixed methods*-Design, indem beispielsweise die quantitative Skalierung der Kurzbiographien zur Fallauswahl herangezogen wird. Mit der quantitativen Textanalyse können Regelmäßigkeiten und systematische Unterschiede im Vokabular der Kurzbiographien beschrieben werden. Ein qualitatives Vorgehen kann dazu beitragen, die Genese dieser Texte und vor allem die Motive ihrer Verfasser zu beschreiben.

## Literatur

- Adler, E. S., C. E. Gent und C. Overmeyer, 1998: The Home Style Homepage: Legislator Use of the World Wide Web for Constituency Contact. *Legislative Studies Quarterly* 23 (4): 585-95.
- Bawn, K. und M. F. Thies, 2003: A comparative theory of electoral incentives: representing the unorganized under PR, plurality and mixed-member electoral systems. *Journal of Theoretical Politics* 15 (1), 5-32.
- Benoit, K. und M. Laver, 2006: *Party Policy in Modern Democracies*. London: Routledge.
- Bernauer, J. und T. Bräuningner, 2009: Intra-Party Preference Heterogeneity and Faction Membership in the 15th German Bundestag: A Computational Text Analysis of Parliamentary Speeches. *German Politics* 18: 385-402.
- Best, H., 1982: Recruitment, Careers, and Legislative Behaviour of German Parliamentarians 1848-1953. *Historical Social Research* 23: 20-54.
- Best, H., C. Hausmann und K. Schmitt, 2004: Challenges, failures and final Success. The winding path of German parliamentary leadership groups towards a structural integrated elite 1848-1999. S. 138-195 in: H. Best und M. Cotta (Hg.): *Parliamentary Representatives in Europe 1848-2000. Legislative Recruitment and Careers in Eleven European Countries*. Oxford: Oxford University Press.
- Black, D., 1958: *The Theory of Committees and Elections*. Cambridge: At the University Press.
- Bundwahlleiter, 2009: Wahl zum 17. Deutschen Bundestag am 27. September 2009. Auszug aus Heft 1. Strukturdaten für die Bundeswahlkreise. [http://www.bundwahlleiter.de/de/bundestagswahlen/BTW\\_BUND\\_09/strukturdaten/BTW09\\_Heft1\\_Strukturdaten.pdf](http://www.bundwahlleiter.de/de/bundestagswahlen/BTW_BUND_09/strukturdaten/BTW09_Heft1_Strukturdaten.pdf) (20.12.2011).
- Coffé, H. und B. Da Roit, 2011: Party policy positions in Italy after pre-electoral coalition disintegration. *Acta Politica* 46: 25-42.
- Cox, K. E. und L. J. Schoppa, 2002: Interaction Effects in Mixed-Member Electoral Systems. *Comparative Political Studies* 35: 1027-53.
- Crisp, B. F., 2007: Incentives in Mixed-Member Electoral Systems: General Election Laws, Candidate Selection Procedures, and Cameral Rules. *Comparative Political Studies* 40: 1460-1485.
- Downs, A., 1957: *An Economic Theory of Democracy*. New York: Harper and Row.
- Ferrara F., E. S. Herron, M. Nishikawa, 2005: *Mixed Electoral Systems: Contamination and Its Consequences*. New York: Palgrave Macmillan.
- Fenno, R., 1978: *Home Style: House Members in Their Districts*. Glenview, IL: Scott, Foresman.
- Franzmann, S. und A. Kaiser, 2006: Locating Political Parties in Policy Space: A Reanalysis of Party Manifesto Data. *Party Politics* 12: 163-188.
- Gambetta, D., 2009: Signaling. S. 168-194 in P. Hedström und P. Bearman (Hg.): *The Oxford Handbook of Analytical Sociology*. Oxford: Oxford University Press.
- Goldstein, D., 2009: Heuristics. S. 140-167 in P. Hedström und P. Bearman (Hg.): *The Oxford Handbook of Analytical Sociology*. Oxford: Oxford University Press.
- Hibbing, R., 1999: Legislative Careers: Why and How We Should Study Them. *Legislative Studies Quarterly* 24: 149-171.
- Kam, C. D. und R. J. Franzese, 2007: *Modeling and Interpreting Interactive Hypotheses in Regression Analysis*. Ann Arbor: The University of Michigan Press.
- Karp, J. A., 2009: Candidate Effects and Spill-Over in Mixed Systems: Evidence From New Zealand. *Electoral Studies* 28: 41-50.
- Kittel, B., 2009: Eine Disziplin auf der Suche nach Wissenschaftlichkeit: Entwicklung und Stand der Methoden in der Deutschen Politikwissenschaft. *Politische Vierteljahresschrift* 50: 577-603.

- Klemmensen, R., S. B. Hobolt und M. E. Hansen, 2007: Estimating policy positions using political texts: An evaluation of the Wordscores approach. *Electoral Studies* 26: 746-755.
- Klingemann, H., A. Volkens, J. Bara, I. Budge und M. McDonald, 2006: Mapping Policy Preferences II: Estimates for Parties, Electors and Governments in Central and Eastern Europe, European Union and OECD 1990-2003. Oxford: Oxford University Press.
- Klüver, H., 2009: Measuring Interest Group Using Quantitative Text Analysis. *European Union Politics* 10: 535-549.
- Klüver, H., 2011: The contextual nature of lobbying. Explaining lobbying success in the European Union. *European Union Politics* 12: 483-506.
- Kunicova, J. und T. F. Remington, 2008: Mandates, parties and dissent – Effect of electoral rules on parliamentary party cohesion in the Russian State Duma, 1994-2003. *Party Politics* 14: 555-574.
- Kürschners Volkshandbuch, 2009: Kürschners Volkshandbuch Deutscher Bundestag: 17. Wahlperiode: 2009-2013. Holzapfel, K.-J. und A. Holzapfel (Hg.). Bad Honnef: NDV.
- Lau, R. R. und D. P. Redlawsk, 2001: Advantages and disadvantages of cognitive heuristics in political decision making. *American Journal of Political Science* 45: 951-971.
- Laver, M. und I. Budge, 1992: Party Policy and Government Coalitions (Hg.): Party Policy and Government Coalitions. Houndmills, Basingstoke, Hampshire: The MacMillan Press.
- Laver, M. und K. Benoit, 2002: Locating TDs in Policy Spaces: Wordscoring Dail Speeches. *Irish Political Studies* 17: 59-73.
- Laver, M., K. Benoit und J. Garry, 2003: Extracting policy positions from political texts using words as data. *American Political Science Review* 97: 311-331.
- Lewis, J. B. und D. A. Linzer, 2005: Estimating regression models in which the dependent variable is based on estimates. *Political Analysis* 13: 345-364.
- Lowe, W., K. Benoit, S. Mikhaylov und M. Laver, 2011: Scaling policy positions from coded units of political texts. *Legislative Studies Quarterly* 36(1) 123-155.
- Lowe, W., K. Benoit, 2010: Practical Issues in Text Scaling Models: Estimating Legislator Ideal Points in Multi-party Systems Using Speeches. Konferenzpapier präsentiert auf der MPSA Annual Meeting Chicago 2010.
- Lowe W., 2010: An Introduction to Austin (Fassung vom: 12.08.2010), unveröffentlichtes Manuskript.
- Lowe W., 2011: ‚austin: Do things with words‘. R package version 0.2, <http://www.williamlowe.net/software/austin/> (12.10.2012).
- Manow, P., 2007: Electoral rules and legislative turnover: evidence from Germany's mixed electoral system. *West European Politics* 30 (1), 195-207.
- Manow, P. und M. Nistor, 2009: Wann ist ein Listenplatz sicher? Eine Untersuchung der Bundestagswahlen 1953 bis 2002. *Zeitschrift für Parlamentsfragen* 40 (3), 603-620.
- Marcinkiewicz, K. und M. Tepe, 2012: Politische Positionen in Abgeordnetenbiographien. Eine quantitative Textanalyse der Kurzbiographien aus Kürschners Volkshandbuch für den 8. und 17. Deutschen Bundestag, *Zeitschrift für Politikberatung, Policy Advice and Political Consulting* 5(2): 51-63.
- McDermott, M. L., 2005: Candidate Occupations and Voter Information Shortcuts. *Journal of Politics*, 67: 201-219.
- Monroe, B. L. und P. A. Schrodtt, 2008: Introduction to the Special Issue: The Statistical Analysis of Political Text. *Political Analysis* 16 (4): 351-355.
- Moser, R. G. und E. Scheiner, 2004: Mixed electoral systems and electoral system effects: controlled comparison and crossnational analysis. *Electoral Studies* 23 (4): 575-599.
- Norris, P., 1997: Passages to Power: Legislative Recruitment in Advanced Democracies. Cambridge: Cambridge University Press.
- Norris, P., 2001: Democratic Phoenix: Reinventing Political Activism. New York: Cambridge University Press.
- Norris, P. und J. Lovenduski, 1995: Political Recruitment: Gender, Race and Class in the British Parliament. Cambridge: Cambridge University Press.

- Pekkanen, R., B. Nyblade, E.S. Krauss, 2006: Electoral Incentives in Mixed Member Systems: Party, Posts, and Zombie Politicians in Japan. *American Political Science Review* 100: 183–193.
- Popkin, S., 1993: Information Shortcuts and the Reasoning Voter. S. 17–36 in: B. Grofman (Hg.): *Information, Participation and Choice: An Economic Theory of Democracy in Perspective*. Ann Arbor: Michigan University Press.
- Proksch, S. O. und J. B. Slapin, 2009a: How to Avoid Pitfalls in Statistical Analysis of Political Texts: The Case of Germany. *German Politics* 18: 323–344.
- Proksch, S. O. und J. B. Slapin, 2009b: Wordfish Manual (Version 1.3). <http://www.mzes.uni-mannheim.de/cms/wordfish/system/files/u2/Wordfish%20Manual.pdf> (20.12.2011).
- Proksch, S. O. und J. B. Slapin, 2010: Position Taking in European Parliament Speeches. *British Journal of Political Science* 40: 587–611.
- Proksch, S. O., J. B. Slapin und M. F. Thies, 2011: Party system dynamics in post-war Japan: A quantitative content analysis of electoral pledges. *Electoral Studies* 30: 114–124.
- Proksch, S. O., J. B. Slapin, 2012: Institutional Foundations of Legislative Speech, *American Journal of Political Science* 56: 520–537.
- Rattinger, H., S. Roßteutscher, R. Schmitt-Beck, W. Weßels, T. Gschwend, H. Schmitt, A. Wüst, T. Zittel: German Longitudinal Election Study – Kandidatenstudie, Befragung und Strukturdaten, 04.11.2009–10.05.2010. GESIS, Köln: ZA5318, Version 1.0.0, doi: 10.4232/1.10377.
- Riker, W. H., 1962: *The Theory of Political Coalitions*. New Haven: Yale University Press.
- Schneider, S. und M. Tepe, 2011: Dr. Wright and Dr. Wrong: Zum Einfluss des Dokortitels auf den Wahlerfolg von Direktkandidaten bei der Bundestagswahl 2009. *Politische Vierteljahresschrift* 52: 248–286.
- Sieberer, U., 2010: Behavioral consequences of mixed electoral systems: Deviating voting behavior of district and list MPs in the German Bundestag. *Electoral Studies* 29: 484–496.
- Slapin, J. B. und S. O. Proksch, 2008: A Scaling Model for Estimating Time-Series Party Positions from Texts. *American Journal of Political Science* 52: 705–722.
- Stratmann, T. und M. Baur, 2002: Plurality rule, proportional representation, and the German Bundestag: how incentives to pork-barrel differ across electoral systems. *American Journal of Political Science* 46 (3), 506–514.
- Thames, F. C., 2005: A house divided – Party strength and the mandate divide in Hungary, Russia, and Ukraine. *Comparative Political Studies* 38: 282–303.
- Thames, F. C., 2007: Discipline and Party Institutionalization in Post-Soviet Legislatures. *Party Politics* 13: 456–477.
- Weinberg, M., 2010: Measuring Governors' Political Orientations Using Words as Data. *State Politics & Policy Quarterly* 10: 96–109.
- Wessels, B., 1997: Germany. S. 76–97 in: P. Norris (Hg.): *Passages to Power. Legislative Recruitment in Advanced Democracies*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Zittel, T. und T. Gschwend, 2008: Individualised constituency campaigns in mixed-member electoral systems: Candidates in the 2005 German elections. *West European Politics* 31: 978–1003.

Anschriften der Autoren    Kamil Marcinkiewicz  
Universität Hamburg  
Institut für Soziologie  
Allende Platz 1, Raum 404  
20146 Hamburg  
E-Mail:  
kamil.marcinkiewicz@wiso.uni-hamburg.de

Markus Tepe  
(Korrespondenzautor)  
Universität Oldenburg  
Positive Politische Theorie/Politische Ökonomie  
Ammerländer Heerstraße 114-118,  
26129 Oldenburg  
E-Mail: markus.tepe@uni-oldenburg.de

## Appendix

Tabelle A1 Exemplarische Kurzbiographien

Fraktion	Kurzbiographie	Geschätzte Position
FDP	Abitur <b>1972</b> am Gymnasium Carolinum Osnabrück. Jura-Studium in Erlangen und Münster. Seit <b>1983</b> Rechtsanwalt in Osnabrück. <b>1979</b> Eintritt in die <b>FDP</b> , seit <b>1988</b> Vors. des Bezirksverbands Osnabrück, seit <b>1994</b> Mitgl. des Bundesvorst., <b>Mai 1999/Mai 2001</b> Bundesschatzmeister der <b>FDP</b> , stellv. Landesvors. <b>FDP</b> Niedersachsen. – MdB seit <b>1990</b> ; in der <b>13.</b> WP Vors. Finanzausschuss, in der <b>14.</b> und <b>15.</b> WP stellv. Vors. Finanzausschuss; <b>Okt. 2002/März 2010</b> stellv. Vors. der <b>FDP-Fraktion</b> , <b>Nov. 2009/März 2010</b> finanzpol. Sprecher der <b>FDP-Fraktion</b> .	2.73
CDU/CSU	Studium der Rechtswissenschaften in München und Augsburg, <b>2.</b> Staatsexamen <b>1986</b> , Promotion. Studium der Wirtschaftswissenschaften in Augsburg, Vordiplom für Diplom-Ökonomen <b>1986</b> . Ab <b>1988</b> Bundesministerium für Wirtschaft, zuletzt Ministerialrat. 1991/98 Wirtschaftsreferent der <b>CSU-Landesgruppe</b> , zuletzt persönlicher Referent des Vors. der <b>CSU-Landesgruppe</b> . Mitgl. der <b>CSU</b> seit <b>1974</b> , stellv. Bezirksvors. der <b>CSU-Oberfranken</b> . – MdB seit <b>1998</b> ; seit <b>Okt. 2009</b> Vors. der <b>CSU-Landesgruppe</b> und 1. stellv. Vors. der <b>CDU/CSU-Fraktion</b> .	2.65
SPD	Volksschule. <b>1965/68</b> Lehre als Starkstromelektriker. <b>1969</b> Fachschulreife, <b>1972</b> allgemeine Hochschulreife am Hessenkolleg Kassel. Zivildienst. Studium Mathematik, Physik und Philosophie in Tübingen und Heidelberg, <b>1981</b> Diplomhauptprüfung. Zur Finanzierung des Studiums <b>4</b> Jahre Elektroinstallateur im Handwerk. Aufbau und Betrieb einer selbstverwalteten Jugendbildungsstätte. <b>1979/82</b> wiss. Hilfskraft; <b>1982/86</b> techn. Angestellter, <b>1987/98</b> wiss. Angestellter Rechenzentrum Univ. Heidelberg. Seit <b>1987</b> nebenberufl. selbst. Tätigkeiten. Seit <b>1965</b> Mitgl. IG Metall. Mitgl. <b>SPD</b> seit <b>1966</b> , <b>1986/94</b> und <b>1998/01</b> Vors. der <b>SPD</b> Heidelberg. <b>1989/2000</b> Gemeinderat in Heidelberg, dort <b>1994/2000</b> Vors. der <b>SPD-Fraktion</b> . <b>1989/03</b> Mitgl. im Regionalverband Unterer Neckar. <b>1989/95</b> Aufsichtsrat der Stadtwerke Heidelberg (SWH), <b>1995/2000</b> Verwaltungsrat der Sparkasse und Aufsichtsrat der Heidelberger Versorgungs- und Verkehrsbetriebe (HVV). Mitgl. AWO, ver.di, Werkstatt e. V. – Arbeiten im 3. System und in zahlr. Vereinen und Einrichtungen. Englisch (G). – MdB seit <b>1998</b> .	-1.17

- Grüne **1976/85** Gymnasium in Heepen und Olpe. **1985/92** Studium Musikwiss., Kunstgesch., Film- und Fernsehwiss. Univ. Köln und Frankfurt am Main, **1992/94** Aufbaustudium Journalistik, Öff. Recht; Stendien und div. Praktika. Seit **1991** freie Journalistin und Autorin, freie Medien- und PR-Beraterin und freie Redakteurin. Schluss- und Planungsredakteurin (CvD) ZDF, Mainz. Vorstandsmitgl. und Schatzmeisterin der GARRP (**GRÜNE** und Alternative in den Räten Rheinland-Pfalz e. V.). Seit **2008** Mitgl. Vorst. Verein Rheinessen gegen Rechts e.V., seit **2009** Mitgl. Beirat Bündnis für eine kohlekraftwerksfreie Region Mainz-Wiesbaden e. V.; u. a. Mitgl. Bürgerinitiative Kohlefreies Mainz, Europa-Union, ver.di und Verband alleinerziehender Mütter und Väter, Fördermitgl. Greenpeace, BUND und Verein Open Ohr. Seit **1986** Mitgl. bei **BÜNDNIS 90/DIE GRÜNEN**, **1990/06** Vorstandssprecherin **GRÜNE** Mainz, **2001/06** Sprecherin Landesvorst. **GRÜNE** RLP, **2004/05** Mitgl. Kinderkommission Bundesvorst. **GRÜNE**, seit **2006** Mitgl. Parteirat **GRÜNE** RLP. Seit **2004** Mitgl. Stadtrat Mainz und stellv. Fraktionssprecherin. - MdB seit **Okt. 2009**. -1.32
- Linke **1967/77** Allgemeinbild. Oberschule, **1977/80** Berufsausbildung mit Abitur, Abschluss Facharbeiter für Anlagentechnik, Abitur; **1981/84** Fachschule für Baustofftechnologie, Abschluss Baustofftechnologin. Bis **1990** tätig bei VEB Ziegelwerke Karl-Marx-Stadt, **1991** Mitarbeiterin Bereich Abfallwirtschaft Landratsamt Neustadt/Waldnaab, seit **1992** Gewerkschaftssekretärin beim DGB, seit **2001** Vors. DGB-Region Vogtland/Zwickau, seit **2009** Voirs. DGB-Region Südwestsachsen. **Juli/Okt. 2004** Mitglied d. Sächsischen Landtags. Seit **2007** Mitglied **DIE LINKE**. Gewerkschaftsmitglied seit **1977**, Mitgl. Arbeitsloseninitiative Sachsen e.V. und Reichenbacher Tafel. Trägerin des Ehrenzeichens in Silber für Verdienste um das Handwerk. Englisch (G), Russisch (G).- MdB seit **2005**; arbeitsmarktpolitische Sprecherin der Fraktion **DIE LINKE**. -1.90

---

*Alle fett gedruckten Wörter wurden nicht in der Analyse berücksichtigt.*

Tabelle A2 Definition und Quelle der Variablen

Variable	Definition	Quelle
Geschätzte Position	Position der Kurzbiographien, geschätzt mit Wordfish/Austin	Kürschners Volkshandbuch (2009)
Direktmandat	Dummy-Variable, Direktmandat = 1, ansonsten 0	Kürschners Volkshandbuch (2009)
Direktmandat (kein Vors.)	Dummy-Variable, Direktmandat & keine Listennominierung oder Listenplatznominierung > als Rangplatz Cut Off = 1, ansonsten 0	Volkshandbuch (2009), Bundeswahlleiter (2009)
Direktmandat (Vorspann)	Dummy-Variable, Direktmandat & Listenplatznominierung Rangplatz Cut Off = 1, ansonsten 0	Volkshandbuch (2009), Bundeswahlleiter (2009)
B.90/Grüne	Dummy-Variable, Abgeordnete von Bündnis 90/Die Grünen = 1, ansonsten 0	Kürschners Volkshandbuch (2009)
Die Linke	Dummy-Variable, Abgeordnete von DIE LINKE = 1, ansonsten 0	Kürschners Volkshandbuch (2009)
FDP	Dummy-Variable, Abgeordnete der Freien Demokratischen Partei = 1, ansonsten 0	Kürschners Volkshandbuch (2009)
SPD	Dummy-Variable, Abgeordnete der Sozialdemokratischen Partei Deutschlands = 1, ansonsten 0	Kürschners Volkshandbuch (2009)
CDU	Dummy-Variable, Abgeordnete der Christlich Demokratischen Union Deutschlands = 1, ansonsten 0	Kürschners Volkshandbuch (2009)
CSU	Dummy-Variable, Abgeordnete der Christlich-Sozialen Union in Bayern = 1, ansonsten 0	
Alter	Metrische Variable, Alter in Jahren	Kürschners Volkshandbuch (2009)
Frau	Dummy-Variable, Frau = 1, ansonsten 0	Kürschners Volkshandbuch (2009)
Pro-Kopf Steueraufkommen	Metrische Variable, Gewerbesteuereinnahmen im Wahlkreis (2007) dividiert durch die Einwohnerzahl (für Listenabgeordnete gelten die Mittelwerte des jeweiligen Bundeslandes)	Bundeswahlleiter (2009)
60plus	Metrische Variable, Anteil der Wahlkreisbevölkerung über 60 Jahre (für Listenabgeordnete gelten die Mittelwerte des jeweiligen Bundeslandes)	Bundeswahlleiter (2009)
Arbeitslosigkeit	Metrische Variable, Arbeitslosenquote im Dezember 2008 (für Listenabgeordnete gelten die Mittelwerte des jeweiligen Bundeslandes)	Bundeswahlleiter (2009)

Online Appendix<sup>1</sup>

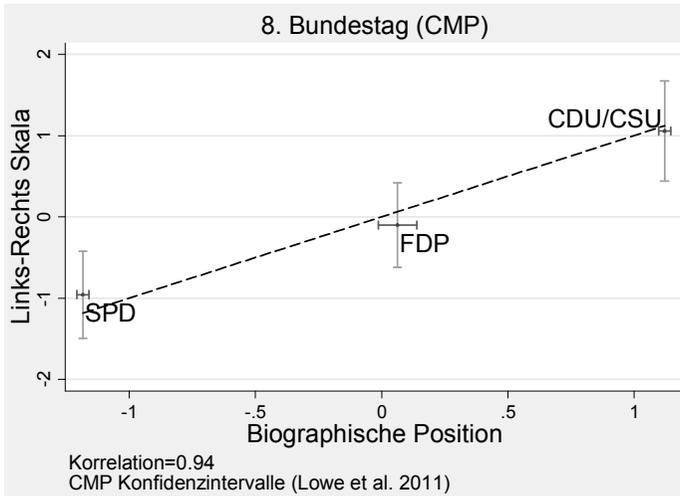
Tabelle A1 Liste der „ausgeschlossenen“ Wörter

apr	cdu-bezirksvorst	hanns-seidel-stiftung
cdu-stadtverb	csu-fraktionsvors	cdu-kreisverband
fdp-kreistagsmitgl	fdp-stadtverb	csu-stadtratsfraktion
april	cdu-bezirksvorstands	jan
cdu-stadtverband	csu-fraktionsvorst	cdu-kreisverbandes
fdp-kreisverb	fdp-verbandsgemeindever-	dez
aug	bandes	januar
cdu-stadtverbandes	cdu-bfa	cdu-kreisvors
fdp-kreisverband	csu-gemeindevors	dezember
august	fdp-vors	ju
cdu-stadtverbandsvors	cdu-bundesausschuss	cdu-kreisvorsitzende
fdp-kreisverbandes	csu-generalsekretärin	fdj
b90	feb	ju-bezirksverb
cdu-vorstandsmitgl	cdu-bundesfachausschuss	cdu-kreisvorst
fdp-kreisverbands	csu-grundsatzkommission	fdj-kreisleitung
b90/die	februar	ju-bezirksvors
cdu-wirtschaftsrat	cdu-bundesgeschäftsstelle	cdu-kreisvorstand
fdp-kreisvors	csu-kreistagsfraktion	fdp
b90/grüne	frauenunion	ju-bundesvorstand
csa	cdu-bundesvorst	cdu-landesfachausschuss
fdp-kreisvorst	csu-kreisverb	fdp-abgeordneten
bü90	frauen-union	jugend
csu	cdu-bundesvorstand	cdu-landesgruppe
fdp-landesgruppe	csu-kreisvors	fdp-arbeitskreis
bündnis	friedrich-ebert-stiftung	ju-kreisverband
csu-arbeitnehmergruppe	cdu-bürgerschaftsfraktion	cdu-landesgruppemvors
fdp-landesverband	csu-kreisvorst	fdp-bayern
bündnis90	friedrich-naumann-stiftung	ju-kreisvors
csu-bezirk	cdu-csu-fraktion	cdu-landesverb
fdp-landesvorsitzenden	csu-kreisvorstandsmitgl	fdp-bezirk
cda	grün-alternative	ju-kreisvorst
csu-bezirksverbandes	cdu-fraktion	cdu-landesvors
fdp-landesvorst	csu-landesgruppe	fdp-bezirksverb
cda-bundesschatzmeister	grün-alternative-liste	jul
csu-bezirksverbands	cdu-fraktionsvors	cdu-landesvorst
fdp-landesvorstand	csu-landesleitung	fdp-bezirksvorst
cda-bundesvors	grün-alternativen	ju-landesausschuss
csu-bezirksvors	cdu-gemeinderatsfraktion	cdu-landtagsfraktion
fdp-landtagsfraktion	csu-mittelstandsunion	fdp-bezirksvorstand
cda-mitgl	grüne	ju-landesvorst
csu-bezirksvorst	cdu-gemeindeverb	cdu-lfa
fdp-mdb	csu-oberfranken	fdp-bundesfachausschuss
cdj	grüne	ju-landesvorstand
csu-bezirksvorstandschafft	cdu-generalsekretärs	cdu-mdb
fdp-mitgl	csu-ortsverbände	fdp-bundesgeschäftsstelle
cdu	grünen	juli
csu-bundestagsfraktion	cdu-kreisschatzmeister	cdu-mehrheitsfraktion
fdp-ortsverb	csu-ortsvors	fdp-bundesmedienkommission
cdu-bezirksverb	grünen	julis
csu-delegation	cdu-kreistagsabg	cdu-mittelstandsvereinigung
fdp-ortsverband	csu-parlamentskreis	fdp-bundespartei
cdu-bezirksverband	grünen-fraktion	ju-mitgl
csu-finanzkommission	cdu-kreistagsfraktion	cdu-ortsunion
fdp-ratsfraktion	csu-parteiorst	fdp-bundestagsfraktion
cdu-bezirksverbands	grünen-hochschulgruppe	jun
csu-fraktion	cdu-kreisverb	cdu-ortsverb
fdp-stadtratsfraktion	csu-präsidium	fdp-bundesvorst

1 Kamil Marcinkiewicz und Markus Tepe: Eine quantitative Textanalyse von Abgeordnetenbiographien, mda 2/2012: 99-132

junge	juso-vorst	pds-bezirksvors
cdu-ortsverband	spd-kreisvorst	spd-stadtbezirk
fdp-bundesvorstand	ju-stadtverbands	pds-bundestagsfraktion
jungen	spd-kreiverbandes	spd-stadtratsfraktion
cdu-ortsverbandes	ju-verband	pds-bundesvorstand
fdp-delegierte	spd-landesgruppe	spd-stadtverb
jungliberale	ju-vors	pds-fraktion
cdu-ortsvors	spd-landesparteirat	spd-stadtverbands
fdp-fraktion	konrad-adenauer-stiftung	pds-fraktionsvors
jungsozialisten	spd-landesverb	spd-stuttgart
cdu-ortsvorstand	kpv	rosa-luxemburg-stiftung
fdp-fraktionsvors	spd-landesverband	spd-unterbez
juni	kpv-bundesvorstand	sdp
cdu-ratsfraktion	spd-landesvorsitzenden	spd-unterbezirk
fdp-fraktionsvorsitzendenkon-	liberale	sed
ferenz	spd-landesvorst	spd-unterbezirks
ju-ortsverband	liberalen	sed-kreisleitung
cdu-saar	spd-landtagsabgeordneten	spd-unterbezirksvors
fdp-gemeinderatsfraktion	liberaler	sep
ju-ortsvorst	spd-landtagsfraktion	spd-unterbezirksvorst
cdu-stadtbezirksverb	linke	september
fdp-kreis	spd-mitgl	spd-verb
juso	linke.saarpfalz	spd
cdu-stadtratsfraktion	spd-ortsverein	spd-vors
fdp-kreistagsfraktion	linken	spd-ag
juso-ag	spd-ortsvereins	spd-vorst
juso-arbeit	linksfraktion	spd-arbeitsgemeinschaft
spd-fraktion	spd-ortsvereinsvors	wahlalternative
juso-bezirk	linksjugend	spd-arbeitsgruppe
spd-fraktionsvors	spd-ortsvereinsvorst	wasg
juso-bezirksvors	linkspartei	spd-bezirk
spd-fraktionsvorst	spd-ortsvors	
juso-bundesvors	linkspartei.pds	spd-bezirks
spd-fraktionsvorstands	spd-parteirrat	
juso-hochschulgruppe	maerz	spd-bezirksfraktion
spd-gemeinderatsfraktion	spd-parteiivorst	spd-bezirksvors
juso-kreisvors	mai	spd-bezirksvorst
spd-gemeindeverbandes	spd-parteiivorstand	spd-bezirksvorstand
juso-landesverb	märz	spd-bundesparteirat
spd-grundwertekommission	spd-präsidium	spd-bundestagsfraktion
juso-landesvors	mrz	spd-bundesvorst
spd-hessen-süd	spd-präsidiums	spd-bundesvorstand
juso-ortsvors	nov	spd-eintritt
spd-kreistagsfraktion	spd-ratsfraktion	
jusos	november	
spd-kreisverb	spd-region	
juso-unterbezirks	okt	
spd-kreisverband	spd-regionalverb	
juso-unterbezirksvorstand	oktober	
spd-kreisverbandes	spd-regionalverbands	
juso-vors	pds	
spd-kreisvors	spd-regionalvorstand	

Abbildung A1 Positionen der auf Fraktionsebene aggregierten Kurzbiographien für die 8. Legislaturperiode



*z-standardisierte Werte.*

Tabelle A2 Determinanten der geschätzten Position (OLS)

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5	Modell 6	Modell 7
<i>Abhängige Variable: Geschätzte Position der Kurzbiographie</i>							
Direktmandat	0.0601 [0.12]	0.006 [0.16]	-0.754** [0.34]	0.362 [0.22]	0.395* [0.20]		
Alter (in Jahren)	-0.000 [0.01]	-0.001 [0.01]	-0.006 [0.01]	0.007 [0.01]	-0.001 [0.01]	-0.014 [0.01]	0.004 [0.01]
Frau	0.0623 [0.11]	0.0832 [0.11]	0.143 [0.21]	0.165 [0.19]	0.151 [0.14]	0.0878 [0.21]	0.135 [0.20]
Steueraufkommen	0.151* [0.09]	0.151* [0.09]	0.210* [0.12]	0.135 [0.18]	0.191* [0.10]	0.232** [0.11]	0.214 [0.19]
60plus	-0.107*** [0.04]	-0.106*** [0.03]	-0.0832* [0.05]	-0.111* [0.06]	-0.094** [0.04]	-0.0676 [0.05]	-0.102 [0.07]
Arbeitslosigkeit	0.039** [0.02]	0.058*** [0.02]	-0.005 [0.03]	0.030 [0.04]	0.008 [0.02]	-0.032 [0.03]	0.034 [0.04]
CDU/CSU/FDP	0.252** [0.12]						
CSU		0.848*** [0.24]					
FDP		0.171 [0.24]					
SPD		-0.0300 [0.16]					
Grüne		-0.0990 [0.25]					
Linke		-0.389* [0.22]					
CDU					0.826** [0.35]		
CDU x Direktmandat					-1.109*** [0.39]		
Direktmandat (kein Vors.)						-1.057*** [0.34]	0.155 [0.25]
Direktmandat (Vorspann)						-0.267 [0.37]	0.761*** [0.28]
Konstante	2.208** [0.92]	2.216** [0.95]	2.981** [1.30]	1.981 [1.67]	2.035** [1.02]	3.256** [1.26]	1.777 [1.74]
Abgeordnete (N)	622	622	194	146	340	194	146
Fraktionen	alle	alle	CDU	SPD	CDU & SPD	CDU	SPD
Angepasstes R2	0.023	0.043	0.047	0.020	0.045	0.093	0.038
AIC	2138.3	2129.4	683.7	462.1	1143.1	675.0	460.4
BIC	2173.7	2182.6	706.5	483.0	1177.5	701.2	484.3

OLS mit robusten Standardfehlern in eckigen Klammern, \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ .

Tabelle A3 Determinanten der geschätzten Position (WLS)

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5	Modell 6	Modell 7
<i>Abhängige Variable: Geschätzte Position der Kurzbiographie</i>							
Direktmandat	0.175 [0.12]	0.0984 [0.17]	-0.643* [0.34]	0.502** [0.22]	0.515** [0.23]		
Alter (in Jahren)	-0.004 [0.01]	-0.005 [0.01]	-0.013 [0.01]	0.006 [0.01]	-0.005 [0.01]	-0.021* [0.01]	0.002 [0.01]
Frau	0.169 [0.13]	0.193 [0.13]	0.342 [0.27]	0.194 [0.21]	0.265 [0.17]	0.279 [0.26]	0.150 [0.21]
Steueraufkommen	0.168* [0.10]	0.160* [0.09]	0.238* [0.13]	0.127 [0.20]	0.214** [0.11]	0.266** [0.13]	0.212 [0.21]
60plus	-0.143*** [0.04]	-0.142*** [0.04]	-0.106* [0.06]	-0.136* [0.07]	-0.115*** [0.04]	-0.0887 [0.06]	-0.121* [0.07]
Arbeitslosigkeit	0.053*** [0.02]	0.069*** [0.02]	0.002 [0.03]	0.025 [0.04]	0.011 [0.02]	-0.024 [0.03]	0.028 [0.04]
CDU/CSU/FDP	0.201 [0.13]						
CSU		0.869*** [0.26]					
FDP		0.164 [0.23]					
SPD		0.0933 [0.18]					
Grüne		-0.229 [0.25]					
Linke		-0.347 [0.22]					
CDU					0.712** [0.33]		
CDU x Direktmandat					-1.137*** [0.39]		
Direktmandat (kein Vors.)						-0.943*** [0.35]	0.275 [0.25]
Direktmandat (Vorspann)						-0.121 [0.37]	0.989*** [0.33]
Konstante	2.697*** [1.04]	2.756*** [1.04]	3.311** [1.55]	2.386 [1.93]	2.396** [1.19]	3.540** [1.52]	2.063 [1.92]
Abgeordnete (N)	622	622	194	146	340	194	146
Fraktionen	alle	alle	CDU	SPD	CDU & SPD	CDU	SPD
Angepasstes R2	0.035	0.055	0.062	0.040	0.061	0.106	0.061
AIC	2190.4	2181.4	691.9	473.6	1163.8	683.4	471.4
BIC	2225.8	2234.6	714.7	494.5	1198.3	709.5	495.2

WLS, Standardfehler in eckigen Klammern, \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ .

Tabelle A4 Alternative Cut-Off Rangplätze für den Vorspann-Kontaminationseffekt

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4
	<i>Abhängige Variable: Geschätzte Position der Kurzbiographie</i>			
	Cut-Off Rangplatz 10	Cut-Off Rangplatz 10	Cut-Off Rangplatz 15	Cut-Off Rangplatz 15
Direktmandat (kein Vorspann)	-1.060*** [0.35]	0.117 [0.26]	-1.065*** [0.36]	0.0415 [0.27]
Direktmandat (Vorspann)	-0.541 [0.34]	0.643** [0.27]	-0.613* [0.33]	0.673*** [0.26]
Alter (in Jahren)	-0.0115 [0.01]	0.00431 [0.01]	-0.0116 [0.01]	0.00455 [0.01]
Frau	0.0503 [0.25]	0.112 [0.20]	0.0320 [0.26]	0.0922 [0.20]
Steueraufkommen	0.232* [0.12]	0.246 [0.20]	0.229* [0.12]	0.274 [0.20]
60plus	-0.0936* [0.06]	-0.0975 [0.07]	-0.0890 [0.06]	-0.0969 [0.07]
Arbeitslosigkeit	-0.0225 [0.03]	0.0345 [0.04]	-0.0171 [0.03]	0.0376 [0.04]
Konstante	3.679** [1.52]	1.561 [1.84]	3.518** [1.52]	1.477 [1.83]
Abgeordnete (N)	194	146	194	146
Fraktionen	CDU	SPD	CDU	SPD
Angepasstes R2	0.035	0.055	0.062	0.040
AIC	2190.4	2181.4	691.9	473.6
BIC	2225.8	2234.6	714.7	494.5

FGLS mit bekannter Varianz, Standardfehler in eckigen Klammern, \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ .