

## Die Mandatsdauer in den deutschen Reichstagen 1867-1918: eine Anwendung neuer Methoden der Analyse historischer Verlaufsdaten

Andreß, Hans-Jürgen; Best, Heinrich; Sombert, Kurt

Veröffentlichungsversion / Published Version

Sammelwerksbeitrag / collection article

### Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Andreß, H.-J., Best, H., & Sombert, K. (1991). Die Mandatsdauer in den deutschen Reichstagen 1867-1918: eine Anwendung neuer Methoden der Analyse historischer Verlaufsdaten. In H. Best, & H. Thome (Hrsg.), *Neue Methoden der Analyse historischer Daten* (S. 171-200). Sankt Katharinen: Scripta Mercaturae Verl. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-338101>

### 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.*

## **Die Mandatsdauer in den deutschen Reichstagen 1867-1918: Eine Anwendung neuer Methoden der Analyse historischer Verlaufsdaten**

**von Hans-Jürgen Andreß, Heinrich Best und Kurt Sombert**

1. Oligarchisierung in einem parlamentarischen System:  
Hypothesen zur Entwicklung der Mandatsdauer im Deutschen Reichstag 1867 bis 1918

Die Zeitlichkeit sozialer Strukturen und Prozesse ist das zentrale Thema der historischen Sozialforschung. Methodische Verfahrensweisen, die den Wandel von Kollektiven in der Zeit und Zeit als Kategorie des sozialen Handelns von Individuen systematisch erfassen, haben deshalb für die Entwicklung der historischen Sozialforschung eine besondere Bedeutung. Methoden der Zeitreihenanalyse, die nach deutbaren Regelmäßigkeiten in den Veränderungsraten quantitativer Charakteristika sozialer Aggregate suchen, sind inzwischen wohl etabliert;<sup>1</sup> Analysen von Verlaufsdaten, deren Gegenstand Sequenzen und Intervalle in verketteten Ereignisfolgen sind, haben dagegen in die historische Sozialforschung bislang noch keinen Eingang gefunden. Das ist ein Mangel, wird doch Zeit in diesen statistischen Modellen als ein wichtiges Element der Gelegenheitsstruktur des Handelns individueller und kollektiver Akteure betrachtet und nicht lediglich als eine "Dimension", in der sich Wandel vollzieht. Damit werden die vielfältigen Zeitordnungen der Ereignisverkettungen in den Lebensgeschichten von Personen und sozialen Gebilden zum Gegenstand der Analyse, aus deren Verflechtung und Überschneidung sich erst "historische Zeit" konstituiert.

Den Zusammenhang von "historischer" und "sozialer" Zeit veranschaulicht auch der Vorgang, den wir als Beispiel für die Anwendung von Methoden der Analyse von Verlaufsdaten gewählt haben: die Professionalisierung der Politik im Kaiserreich unter dem besonderen Aspekt der Verstetigung der Mandatsausübung in den Reichstagen. Wir haben damit ein Thema gewählt, das mit Max Weber und Robert Michels zwei Klassiker der politischen Soziologie beschäftigt hat. Dies ist kein Zufall, denn es ist in besonderer Weise geeignet, die sich gegenüber formal verfaßten Ordnungen durchsetzende "Eigendynamik" von Prozessen politischer Modernisierung aufzuzeigen. Auch kann es als

<sup>1</sup> Vgl. die Beiträge von Müller-Benedict, Stier, Metz und Thome in diesem Sammelband.

ein Schulbeispiel für ungeplante Folgen sozialen Handelns gelten, denn die Vorgänge, die Max Weber unter dem Gesichtspunkt der "Verberuflichung" der Politik und Robert Michels unter dem Stichwort der "Oligarchisierung" abhandelte, widersprachen entschieden den Absichten und dem Selbstverständnis der antagonistischen politischen Akteure im Kaiserreich: <sup>2</sup> Während Bismarck gegenüber dem perhorreszierten "gewerblichen Parlamentarismus" eine parlamentarische Vertretung durch wirtschaftlich unabhängige und nur episodisch in der Politik engagierte Honoratioren anstrebte, war der "wesentlichste Lebenszweck" der Sozialdemokratie als einer sozialrevolutionären und demokratischen Massenpartei neuen Typs "die Bekämpfung der Oligarchie in all ihren Formen". <sup>3</sup> Dennoch hatte sich gegen Ende des Kaiserreichs in bürgerlichen wie in Arbeiterparteien eine Tendenz zur Verberuflichung politischer Betätigung und zur Verstetigung der Mandatsausübung der Reichstagsabgeordneten durchgesetzt. Diese Veränderungen vollzogen sich, obwohl die institutionellen Bedingungen für die Wahl und Mandatsausübung der Reichstagsabgeordneten - mit Ausnahme der seit 1906 gewährten Diäten - im wesentlichen unverändert blieben.

Den Wandel der sozialen Morphologie parlamentarischer Vertretung analysierte Max Weber 1918/1919 in seiner berühmten Abhandlung über "Politik als Beruf". Er entwarf darin eine Typologie politischer Figuren, in der er den Gelegenheitspolitiker, den haupt- und den nebenberuflichen Politiker unterschied. Diese Typologie läßt sich auf ein Kontinuum übertragen, dessen Pole sich nach dem Grad ausrichten, in dem die Politik die "Lebensorientierung" bestimmt. Zugleich wird eine historische Entwicklung konstatiert, die auf die Durchsetzung des Typs des hauptamtlichen Politikers zielt, und zwar in jener Variante, die auch im Sinne "ökonomischen Erwerbs" von der Politik lebt. Die Stichworte, unter denen Weber diesen Vorgang abhandelt, sind "Spezialisierung", "Rationalisierung" und "Scheidung der öffentlichen Funktionäre". <sup>4</sup> Hier treten Konturen des Konzeptes einer "Ausdifferenzierung" des

<sup>2</sup> Vgl. insbesondere Max Weber, "Wahlrecht und Demokratie in Deutschland", in: ders., Gesammelte politische Schriften (Tübingen 1980, zuerst 1917), S. 272-274 und Robert Michels, "Die oligarchischen Tendenzen der Gesellschaft. Ein Beitrag zum Problem der Demokratie", in: ders., Masse, Führer, Intellektuelle. Politisch-soziologische Aufsätze 1906- 1933 (Frankfurt u. New York 1987, zuerst 1908), S 133- 181.

<sup>3</sup> Vgl. Ernst Rudolf Huber, Deutsche Verfassungsgeschichte seit 1789, Bd. 3, Bismarck und das Reich (Stuttgart 1963), S. 893. Robert Michels, Zur Soziologie des Parteiwesens in der modernen Demokratie (Stuttgart 1925), S. 370.

<sup>4</sup> Vgl. Max Weber, "Politik als Beruf", in: ders., Gesammelte politische Schriften (zuerst 1919), S. 516f., 519, 522f.

politischen Handlungsfeldes hervor, die sich auf der personalen Ebene als eine Mediatisierung der privaten Berufsrolle durch die Rolle des Politikers vollzieht.<sup>5</sup>

Der wichtigste soziale Mechanismus, der die Verberuflichung der Politik begünstigte, ist nach Weber die "Abkömmlichkeit". Er verstand darunter im weitesten Sinne die Opportunitätskosten der Ausübung von politischen Ämtern und Mandaten auf Dauer und fern des Wohnorts. Der Politiker, der nicht v o n, sondern f ü r die Politik lebt, muß nach Max Weber wirtschaftlich abkömmlich sein, "das heißt, seine Einkünfte dürfen nicht davon abhängen, daß er ständig persönlich seine Arbeitskraft, sein Denken voll oder doch weit überwiegend in den Dienst ihres Erwerbs stellt. Abkömmlich in diesem Sinne ist nun am unbedingtesten: der Rentner, derjenige also, der vollkommen arbeitsloses Einkommen, sei es wie die Grundherren der Vergangenheit, die Großgrundbesitzer und die Standesherrn der Gegenwart aus Grundrenten..., sei es aus Wertpapier- oder ähnlichen modernen Rentenquellen bezieht. Weder der Arbeiter, noch - was sehr zu beachten ist - der Unternehmer, auch und gerade der moderne Großunternehmer, ist in diesem Sinn abkömmlich. Denn auch und gerade der Unternehmer - der gewerblich sehr viel mehr als, bei dem Saisoncharakter der Landwirtschaft, der landwirtschaftliche Unternehmer - ist an seinen Betrieb gebunden und nicht abkömmlich. Es ist für ihn meist sehr schwer, sich auch nur zeitweilig vertreten zu lassen. Ebenso wenig ist dies zum Beispiel der Arzt, je hervorragender und beschäftigter er ist, desto weniger. Leichter schon, aus rein betriebstechnischen Gründen, der Advokat - der deshalb auch als Berufspolitiker eine ungleich größere, oft eine geradezu beherrschende Rolle gespielt hat".<sup>6</sup> Im Mittelpunkt von Webers Argument steht also die wirtschaftliche Abkömmlichkeit, operationalisierbar durch den Hauptberuf der Mandatsträger. Daneben lassen sich aber un schwer weitere, die Opportunitätskosten der Mandatsausübung bestimmende, Komponenten der sozialen Lage von Abgeordneten einführen. Dies gilt etwa für die geographische Herkunft, wobei wir hier von der einfachen Überlegung ausgehen können, daß ein Abgeordneter c.p. Berufsnotwendigkeit und Mandat dann besser vereinbaren kann, wenn er nahe am Sitzungsort wohnt.

Während bei M. Weber der Zeitaufwand für die Mandatsausübung als Kostenfaktor wirkt, Abgeordnete mit geringer Abkömmlichkeit deshalb auch

<sup>5</sup> Zur politischen Professionalisierung vgl. Dietrich Herzog, *Selektion und Professionalisierung politischer Führungsgruppen* (Opladen 1975) und Hans-Jürgen Hohm, *Politik als Beruf. Zur soziologischen Professionalisierungstheorie der Politik* (Opladen 1987).

<sup>6</sup> M. Weber, *Politik als Beruf*, S. 514.

eine geringe Mandatsverhaftung aufweisen sollten, sind für Robert Michels Mandate Ressourcen, die es politischen Akteuren unter anderem ermöglichen, der Elitenzirkulation zu entgehen und ihre Amtsdauer zu erhöhen. Der Vorsprung an Erfahrung und innerer Vernetzung, den das Leitungspersonal und die Repräsentanten politischer Verbände mit wachsender Routine gegenüber Wählern und Mitgliedern erlangen, ist eine wichtige strukturelle Voraussetzung für den Prozeß der "Oligarchisierung", dessen Kern die Formierung eines hauptamtlichen und amtsverhafteten Führungspersonals ist. Seine Argumente faßte Robert Michels in dem berühmt gewordenen "ehernen Gesetz der Oligarchie" zusammen: "Die Organisation ist die Mutter der Herrschaft der Gewählten über die Wähler, der Beauftragten über die Auftraggeber, der Delegierten über die Delegierenden. Die Bildung von Oligarchien im Schoße der mannigfaltigen Formen der Demokratie ist eine organische, also eine Tendenz der j e d e Organisation, auch die sozialistische, selbst die libertäre, notwendigerweise unterliegt".<sup>7</sup>

Im Zusammenhang unseres Beitrags ist nun die theoretische Bedeutung der Mandatsdauer von besonderem Belang. Obwohl sie bei Michels als Ressource für die Etablierung oligarchischer Strukturen, bei Weber als Element der Opportunitätskosten politischer Betätigung eingeführt wird, handelt es sich nicht um konkurrierende Deutungen, denn die Mandatszeiten verwandeln sich spätestens in dem Augenblick von Kosten in Ressourcen, wenn der Übergang vom neben- zum hauptberuflichen Politiker vollzogen ist und sich keine Konkurrenzen mehr zwischen der "privaten" Berufsrolle und der Politikerrolle ergeben. Die Argumente von Weber und Michels konvergieren dann auch in modernen Konzepten der "Professionalisierung" politischer Rollen und der "Institutionalisierung" politischer Rekrutierung. Danach erzeugen formale Verfahren und informelle Praktiken ein zunehmend rigides Regime der Auswahl politischen Personals und der Karrierisierung des Zugangs zu politischen Positionen. Als eine wesentliche Folge dieser Entwicklung wird die zunehmende Kontinuität und Dauer legislativer Karrieren diagnostiziert. Die Mandatsdauer in Parlamenten ist demnach ein wichtiger Indikator für den Grad der Institutionalisierung repräsentativer Systeme und der Professionalisierung politischer Rollen.<sup>8</sup>

<sup>7</sup> R. Michels, Soziologie des Parteiwesens, S. 370f.

<sup>8</sup> Die Mandatsdauer der Abgeordneten und ihre Fluktuationsraten nach Wahlen haben die historische Parlamentarismusforschung in Deutschland bislang kaum interessiert, was angesichts der Beiträge der Klassiker recht überraschend ist. Nur gelegentlich finden sich einzelne statistische Nachweise. Vgl. etwa Peter Molt, Der Reichstag vor der improvisierten Revolution (Köln u. Opladen 1963), Tab. 30, S. 324; Bernhard

Aus den oben skizzierten Basistheoremen lassen sich folgende Hypothesen über die historische Entwicklung der Mandatsdauer und ihre Abhängigkeit vom beruflichen Hintergrund der Abgeordneten, deren Stellung im Geflecht politischer Positionen und Parteizugehörigkeit ableiten:<sup>9</sup>

1. Im Beobachtungszeitraum wird die durchschnittliche ("aggregierte") Mandatsdauer im Reichstag zunehmen. Ein solcher Trend läßt sich mit Michels' Oligarchisierungstheorie ebenso wie mit neueren Professionalisierungs- und Institutionalisierungstheorien begründen.
2. Konzipiert man politische Professionalisierung individual-biographisch als longitudinalen, sich selbst stabilisierenden Prozeß, werden auch die individuellen Karrieren mit zunehmender Dauer an Stetigkeit gewinnen. Diese Vermutung läßt sich mit Michels' Oligarchisierungstheorie begründen: Amtsinhaber gewinnen mit der Zeit einen Vorsprung an Erfahrung und

Mann, Biographisches Handbuch für das Preussische Abgeordnetenhaus 1867-1918 (Düsseldorf 1988), Tab. 1, S. 515.

Zur Entwicklung des "Mandatsalters" der Reichstagsabgeordneten 1867-1918 vgl. Heinrich Best, "Politische Modernisierung und parlamentarische Führungsgruppen in Deutschland 1867- 1918", in: Historical Social Research/Historische Sozialforschung, 13 (1988), S. 29 -31 u. Abb. 13. In der amerikanischen Parlamentssoziologie bilden 'membership turnover', 'career stability' und 'personal circulation' dagegen schon seit langem zentrale Aspekte von Strukturanalysen parlamentarischer Führungsgruppen. Vgl. zuletzt Peverill Squire, "Career Opportunities and Membership Stability in Legislatures", in: Legislative Studies Quarterly 13 (1988), S. 65-82; Richard G. Niemi und Laura R. Winsky, "Membership Turnover in U.S. State Legislatures: Trends and Effects of Districting", in: Legislative Studies Quarterly, 12 (1987), S. 115- 123; R. Darcy u. James R. Choike, "A Formal analysis of Legislative Turnover: Woman Candidates and Legislative Representation", in: American Journal of Political Science, XX (1986), S. 237-255; Paul Brace, "A Probabilistic Approach to Retirement from the U.S. Congress", in: Legislative Studies Quarterly 10 (1985), S. 107-123; Donald D. Mathews, "Legislative Recruitment and Legislative Careers", in: Gerhard Loewenberg u.a. (Hrsg.), Handbook of Legislative Research (Cambridge u. a. 1985), S. 17-55 (darin auch weitere Literatur). Beispiele für historische Untersuchungen sind Mogens N. Pedersen, "The Personal Circulation of a Legislature: The Danish Folketing 1848-1968", in: William O. Aydelotte (Hrsg.), The History of Parliamentary Behavior, (Princeton 1977), S. 66-101; James Q. Graham, "Legislative Careers in the French Chambers and the U.S. House, 1871-1940", Legislative Studies Quarterly 7 ( 1982), S. 37-56.

<sup>9</sup> Eine nutzentheoretische Formalisierung von Michels' Oligarchisierungstheorem findet sich bei Reinhard Wippler, "Die Entstehung oligarchischer Strukturen in demokratisch verfaßten Organisationen", in: Günter Büschges und Werner Raub (Hrsg.), Soziale Bedingungen - individuelles Handeln - soziale Konsequenzen (Frankfurt a.M. u.a. 1985), S. 23-48. Darin wird Oligarchisierung als ein umkehrbarer kumulativer Prozeß konzipiert, bei dem die Variable Zeit eine zentrale Rolle spielt (vgl. unsere Hypothesen 2 und 5).

innerer Vernetzung, der sie gegenüber möglichen Konkurrenten überlegen macht.

3. Gegenläufig wirkt ein biologisch-demographischer Mechanismus: Zunehmendes Alter verringert das physische Potential im Konkurrenzkampf um politische Mandate.
4. Ein "privater" Beruf mit geringer Abkömmlichkeit - typischerweise eine nicht delegierbare unternehmerische Tätigkeit - wird die Mandatsdauer verkürzen; verlängern wird sie dagegen ein "politiknaher" Beruf, dessen Tätigkeitsmerkmale dem Bild politischer Rollen entsprechen und bei dem private Karriere- und Einkommenschancen aus politischer Tätigkeit zu wachsen.
5. Vertikale Ämterkumulation wird die Mandatsdauer erhöhen. Durch die Rückbindung an lokale und regionale Unterstützungssysteme verbessert der Abgeordnete seine Wiederwahlchancen. Ähnliches gilt für horizontale Ämterkumulation: Spitzenpositionen sind nicht nur Ziele, sondern auch Ressourcen im Konkurrenzkampf um die Macht. Sie verleihen einen Erfahrungsvorsprung, öffnen den Zugang zu rekrutierungsrelevanten Zirkeln und die Möglichkeit, durch die Gewährung von Patronage die persönliche Unterstützung von Gefolgschaften zu gewinnen. Hinzu kommt im gegebenen Untersuchungszeitraum der unmittelbar stabilisierende Effekt einer parallelen Mitgliedschaft in einzelstaatlichen Parlamenten, die Abgeordneten Tagegelder zahlten, während für den Reichstag bis 1906 das Bismarcksche Diätenverdict galt.
6. Die Mandatsdauer der Abgeordneten wird schließlich entscheidend durch die Wiederwahlchancen mitbestimmt, die sich aus der Stellung ihrer Parteien auf dem "support market" des Elektorats ergeben. Haben Parteien einen stabilen oder wachsenden Stimmenanteil, begünstigt dies c.p. lange Mandatsdauern, während bei schrumpfendem oder stark fluktuierendem Stimmenanteil die durchschnittliche Mandatsdauer abnehmen wird. Ein weiterer Effekt des "support market" der Parteien auf die Mandatsdauer resultiert aus dem territorialen Mehrheitswahlrecht des Kaiserreichs: konzentrierte sich das Elektorat einer Partei räumlich in bestimmten Wahlkreisen, erhöhte das die Wiederwahlchancen der Abgeordneten, und c.p., die Mandatsdauer.

## 2. Statistische Probleme der Analyse von Zeitdauern

Grundlage der folgenden Auswertung sind die Zeitdauern vom erstmaligen Eintritt eines Abgeordneten in einen deutschen Reichstag bis zum Ende

seines letzten Mandats innerhalb des Kaiserreichs. Ein Mandat endet, wenn der Abgeordnete nicht mehr wiedergewählt wird oder aus anderen Gründen ausscheidet (z.B. wegen seines Todes).<sup>10</sup> Nur der erste Aspekt (keine Wiederwahl) ist in diesem Zusammenhang von Interesse und wird daher als reguläres Ende eines Mandats bezeichnet. Der gesamte Untersuchungszeitraum erstreckt sich auf die Jahre 1867 (Konstituierender Norddeutscher Reichstag) bis 1918 (Ende des Kaiserreichs). Abgeordnetenmandate in der Weimarer Republik werden also nicht berücksichtigt, so daß für Abgeordnete, die über das Kaiserreich hinaus Mitglied des Reichstages waren, nur eine unvollendete (technisch: zensierte) Mandatsdauer angegeben werden kann.

Eine mögliche Analysestrategie bei der Betrachtung von Mandatsdauern wäre die Berechnung von Durchschnittswerten für verschiedene Subgruppen der Stichprobe. Auf diese Weise ließe sich beispielsweise die durchschnittliche Mandatsdauer der Abgeordneten aus den früheren Reichstagen mit der Mandatsdauer aus den späteren Reichstagen vergleichen. Leider sind diese Statistiken jedoch durch mindestens zwei Gründe verzerrt:

- a) Eine abgeschlossene Mandatsdauer, d.h. die Zeitdauer bis zum regulären Ende (s. oben) des Mandats, kann für die Abgeordneten der letzten Reichstage nicht mehr berechnet werden, da der Untersuchungszeitraum 1918 endet. Ein Teil der Abgeordneten ist zu diesem Zeitpunkt noch Mandatsträger und wird es auch in der Weimarer Republik bleiben.
- b) Das Ende eines Reichstagsmandates tritt definitionsgemäß nicht nur dann ein, wenn eine Person nicht wiedergewählt wird, sondern auch dann, wenn sie stirbt, befördert wird oder aus anderen Gründen den Reichstag verläßt. Wären diese konkurrierenden Risiken nicht aufgetreten, hätte das Mandat noch weiter bestehen können.

Beide Aspekte (Zensierung durch Begrenzung des Untersuchungszeitraums, konkurrierende Risiken) sind typisch für die Analyse von Zeitdauern. Werden sie nicht durch angemessene Methoden kontrolliert, ist mit einer Unterschätzung der tatsächlichen Zeitdauern und mit einer Verzerrung der Strukturvergleiche zu rechnen. Die Auswirkungen auf das Untersuchungsbeispiel lassen sich in Tabelle 1 studieren.

<sup>10</sup> Zwischen dem Beginn des ersten und dem Ende des letzten Mandats innerhalb des Kaiserreichs sind Unterbrechungen möglich, weil Abgeordnete nicht Mitglied aller zwischenzeitlichen Reichstage waren. Solche Unterbrechungen treten jedoch selten auf. Die hier untersuchten Zeitdauern berücksichtigen lediglich die Netto-Mandatsdauer (Differenz Ende-Beginn abzüglich Unterbrechungszeiten). Gegenüber früher publizierten Ergebnissen unterscheidet sich diese Untersuchung auch durch die Kontrolle konkurrierender Risiken.



Tabelle 1: Mittelwert und Median der Mandatsdauer

Variable	Häufigkeit		Mittelwert		Mittelwert		Median	
	Alle	zens. Fälle	Abs.	Diff.	Abs.	Diff.	Abs.	Diff.
<b>Hauptberuf:</b>								
Rest	137	48 35,04%	5,96	-1,20	4,70	-1,57	5,89	-1,25
Staatsdienst	783	260 33,21%	6,30	-0,86	5,78	-0,48	6,19	-0,95
Industrielle/Großkaufleute	278	66 23,74%	6,60	-0,56	6,05	-0,21	6,06	-1,08
Freie Berufe	249	86 34,54%	7,29	0,13	6,45	0,19	7,49	0,35
Handwerk/Kleinhandel	174	64 36,78%	7,48	0,32	6,13	-0,13	8,03	0,89
Geistliche	126	54 42,86%	7,56	0,40	6,44	0,18	8,13	0,99
Gutsbesitzer	731	233 31,87%	7,57	0,40	7,05	0,78	7,50	0,36
Funktionäre/Journalisten	291	180 61,86%	9,19	2,03	6,47	0,21	17,67	10,53
<b>Fraktionszugehörigkeit:</b>								
Rechtsliberale	638	170 26,65%	5,70	-1,46	5,53	-0,73	5,79	-1,35
Linksliberale	380	108 28,42%	6,43	-0,73	5,78	-0,49	6,16	-0,98
Rest	425	139 32,71%	6,52	-0,64	5,98	-0,28	6,19	-0,95
Konservative	629	217 34,50%	7,06	-0,10	6,39	0,12	6,89	-0,25
Zentrum	488	211 43,24%	9,22	2,06	8,18	1,92	11,41	4,27
Sozialdemokraten	214	149 69,63%	9,65	2,49	5,83	-0,43	42,00+	34,86
<b>Wohnort:</b>								
im Wahlkreis	1516	498 32,85%	6,82	-0,34	6,24	-0,02	6,80	-0,34
nicht im Wahlkreis	1258	496 39,43%	7,57	0,41	6,28	0,02	7,60	0,46
<b>Politische Ämter:</b>								
keine	1584	565 35,67%	6,40	-0,76	5,60	-0,66	6,35	-0,79
nur lokale	508	199 39,17%	7,82	0,66	6,72	0,46	8,40	1,26
nur regionale	425	146 34,35%	7,98	0,82	7,28	1,02	7,88	0,74
lokale und regionale Ämter	257	84 32,68%	9,20	2,04	7,68	1,42	9,49	2,35
<b>Einzelstaatl. Parlamente:</b>								
keine Mitgliedschaft	1498	493 32,91%	5,65	-1,51	5,01	-1,26	5,70	-1,44
andere einzel. Parlamente	664	247 37,20%	8,62	1,46	7,42	1,16	9,38	2,24
Preuss. Abgeordnetenhaus	612	254 41,50%	9,26	2,10	8,44	2,18	10,79	3,65
<b>Verbandsaffiliation:</b>								
kein Verbandsmitglied	1468	459 31,27%	5,72	-1,44	5,26	-1,00	5,63	-1,51
nicht-pol. Verband	1021	379 37,12%	8,50	1,34	7,43	1,17	9,29	2,15
politischer Verband	285	156 54,74%	9,78	2,62	8,29	2,03	14,68	7,54
<b>Beginn des ersten Mandats:</b>								
1867-1873	775	185 23,87%	6,15	-1,01	5,68	-0,59	4,90	-2,24
1874-1883	629	163 25,91%	7,31	0,15	6,54	0,28	6,35	-0,79
1884-1892	423	113 26,71%	7,87	0,71	6,63	0,36	6,73	-0,41
1893-1902	399	166 41,60%	9,21	2,05	7,48	1,22	10,30	3,16
1903-1918	548	367 66,97%	6,37	-0,79	5,26	-1,00	16,00+	8,86
<b>Insgesamt</b>	<b>2774</b>	<b>994 35,83%</b>	<b>7,16</b>		<b>6,26</b>		<b>7,14</b>	

Insgesamt beträgt die durchschnittliche Mandatsdauer 7,16 Jahre. Von den insgesamt 2774 Abgeordneten sind jedoch 994 (35,83%) vorzeitig ausgeschieden oder am Ende des Kaiserreichs noch im Reichstag (zensierte Fälle und konkurrierende Risiken). Nur bei 1780 Abgeordneten konnte innerhalb des Untersuchungszeitraums ein reguläres Mandatsende beobachtet werden (Spalte "Ereignisse"). Diese Abgeordneten waren durchschnittlich 6,26 Jahre Mitglied des Reichstages. Dieser Durchschnittswert unterschätzt natürlich die tatsächliche Mandatsdauer ganz erheblich. Aber auch der vorher genannte Wert von 7,16 dürfte zu gering sein, denn einige der Abgeordneten setzten

auch noch in der Weimarer Republik ihre Laufbahn fort oder wären weiter im Reichstag geblieben, wären sie nicht wegen Beförderung, Krankheit, Tod oder sonstigen Gründen frühzeitig ausgeschieden.

Mit den weiter unten beschriebenen Methoden kann man nun die Wahrscheinlichkeit schätzen, daß Abgeordnete über einen bestimmten Zeitraum ihr Mandat behalten. Auf dieser verbesserten Schätzung, die Zensierungen und konkurrierende Risiken kontrolliert,<sup>11</sup> beruhen die Zahlen in den beiden letzten Spalten der Tabelle 1. Danach sind 50% aller Abgeordneten mindestens 7,14 Jahre (Median) Mitglied des Reichstages.<sup>12</sup> Zum Vergleich: Die entsprechenden unkorrigierten Medianwerte (nicht ausgewiesen) für alle 2774 Abgeordneten bzw. alle 1780 Abgeordneten mit regulärem Mandatsende liegen weit darunter, nämlich jeweils bei 5 Jahren.

Solange Durchschnittswerte die tatsächliche Mandatsdauer immer um den gleichen Betrag unterschätzen, ist darin noch kein großes datenanalytisches Problem zu sehen, denn der exakte numerische Wert einer Zeitdauer dürfte im Rahmen dieser historischen Untersuchung eher von nebensächlicher Bedeutung sein.<sup>13</sup> Das Ausmaß der Unterschätzung variiert jedoch mit dem Anteil zensierter Beobachtungen und da dieser Anteil (notwendigerweise) mit den hier interessierenden Strukturmerkmalen zusammenhängt, ist absehbar, daß auch der Vergleich von Durchschnittswerten zwischen einzelnen Subgruppen nur bedingt richtige Ergebnisse liefert. So ist z.B. der Anteil zensierter Mandatsdauern bei den Sozialdemokraten besonders hoch (69,63%), weil die Mitgliederzahl der sozialdemokratischen Fraktion erst seit 1890 deutlich wuchs und dementsprechend viele sozialdemokratische Abgeordnetenmandate in die Weimarer Republik hinüberreichten. Noch deutlicher ist dieser Effekt, wenn man die Mandatsdauern nach dem zeitlichen Beginn differenziert: Der Anteil zensierter Beobachtungen nimmt (notwendigerweise) im Zeitablauf zu.

<sup>11</sup> Solange man nicht an dem konkreten Beendigungsgrund interessiert ist (außer dem oben definierten regulären Ende), kann man diese konkurrierenden Risiken behandeln wie zensierte Beobachtungen. Vgl. dazu H.J. Andreß, *Multivariate Analyse von Verlaufsdaten*. ZUMA Methodentexte Bd. 1 (Mannheim 1985), S. 206-209. Im folgenden werden wir daher die Differenzierung von zensierten Beobachtungen und konkurrierenden Risiken nur noch im Bedarfsfall verwenden.

<sup>12</sup> Wenn der Median in Tabelle 1 mit einem "+" Zeichen versehen ist, bedeutet das, daß weniger als 50% der Gruppe innerhalb des Untersuchungszeitraums ein reguläres Mandatsende hatte. In diesem Fall ist eine Schätzung der 50%-Überlebenswahrscheinlichkeit und damit auch des Medians nicht möglich. Der tatsächliche Median liegt daher über (+) dem ausgewiesenen Wert.

<sup>13</sup> Diese Frage ist natürlich im Rahmen einer prognostischen Untersuchung (z.B. in der Ökonomie oder Soziologie) ganz anders zu beurteilen.

Im Hinblick auf die Ausgangshypothese einer zunehmenden Professionalisierung ist diese zeitliche Differenzierung von entscheidender Bedeutung. Betrachtet man nur die unkorrigierten Durchschnittswerte, so läßt sich zwar bei beiden Varianten (Spalten "Alle" und "Ereignisse") eine Zunahme der Mandatsdauern bis zur Jahrhundertwende erkennen, für die letzten Reichstage liegen die Durchschnittswerte jedoch wieder unter dem Gesamtdurchschnitt. Korrigiert man dagegen zensierte Beobachtungen und konkurrierende Risiken (s. Spalte Median), dann ist eine deutliche Zunahme der Mandatsdauern über den gesamten Zeitraum erkennbar. Anders ausgedrückt: Ohne geeignete Methoden, die den spezifischen Charakter von Verlaufsdaten berücksichtigen, wäre die Hypothese einer zunehmenden Professionalisierung mit entsprechend längeren Abgeordnetenmandaten nicht entscheidbar. Im folgenden Abschnitt sollen die wesentlichen Konzepte und Auswertungsstrategien der Verlaufsdatenanalyse vorgestellt werden, ehe wir zu den Ergebnissen unserer Datenanalyse kommen.

### 3. Verlaufsdatenanalyse: Statistische Konzepte und Auswertungsstrategien

#### 3.1 Definition

Verlaufs- oder auch Ereignisdatenanalyse wird überall dort eingesetzt, wo es um die Längsschnittanalyse von diskreten abhängigen Merkmalen geht (z.B. Berufswechsel, Änderungen des Familienstands, des Wohnorts oder - wie im gegebenen Fall - der Mitgliedschaft im Reichstag). Die Veränderungen des diskreten Merkmals im Zeitablauf bezeichnet man auch als Ereignisse (event, failure), die zeitliche Abfolge mehrerer Ereignisse als Verlaufsdaten (event-history).

Gegenstand des eigentlichen statistischen Modells ist nicht nur das Ereignis selbst, sondern auch und vor allem die Zeitdauer bis zum Eintreten dieses Ereignisses (Wartezeit, waiting/ failure time, duration data): In unserem Falle also die Mandatsdauer, die je nach Art der Beendigung (keine Wiederwahl, Krankheit, Tod usw.) mit einem bestimmten Ereignis abgeschlossen wird, vorausgesetzt innerhalb des Untersuchungszeitraums konnte überhaupt ein Mandatsende beobachtet werden.

Wie aus dem vorhergehenden Abschnitt deutlich wurde, müssen dabei zwei Spezifika von Verlaufsdaten berücksichtigt werden:

- a) Untersuchungseinheiten ohne Ereignis im Untersuchungszeitraum (zensierte Beobachtungen);
- b) Veränderungen (z.B. Tod), ohne deren Auftreten das eigentlich interessie-

rende Ereignis (reguläres Mandatsende) beobachtbar gewesen wäre (konkurrierende Risiken).

Alle diese statistischen Modelle benutzen Ergebnisse der Theorie stochastischer Prozesse. In der entsprechenden Fachliteratur werden sie auch häufig als Survival Analyse oder als Modelle zur Analyse von Zeitdauern bezeichnet. Der interessierte Leser findet hierzu mittlerweile eine ganze Reihe deutsch- und englischsprachiger Lehrbücher.<sup>14</sup>

### 3.2 Überlebensfunktion und Raten

Zwei statistische Konzepte sind für die Verlaufsdatenanalyse zentral:

- die Überlebenswahrscheinlichkeit und
- die Übergangsrate (Hazardrate, Risikofunktion oder kurz: Rate).

Grob gesagt, handelt sich hierbei um die Wahrscheinlichkeit, daß ein bestimmter Zeitpunkt ohne Ereignis "überlebt" wird, bzw. um die Rate, mit der Ereignisse pro Zeiteinheit auftreten. Eine formale Definition beider Konzepte findet sich in der einschlägigen Literatur.<sup>15</sup>

An dieser Stelle soll der Hinweis genügen, daß beide Konzepte zensierte und unzensierte Beobachtungen (Ereignisse) gleichermaßen berücksichtigen. Bei der Schätzung wird im Prinzip die Anzahl der Ereignisse auf die Zeit bezogen, die die Untersuchungseinheiten im Ausgangszustand verbracht haben, bis entweder das Ereignis eingetreten ist oder die Untersuchung beendet

<sup>14</sup> H.J. Andreß, Multivariate Analyse von Verlaufsdaten (Mannheim 1985); H.P. Blossfeld, A. Hamerle und K.U. Mayer, Ereignisanalyse, Statistische Theorie und Anwendung in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften (Frankfurt 1986); A. Diekmann und P. Mitter, Methoden zur Analyse von Zeitverläufen: Anwendungen stochastischer Prozesse bei der Untersuchung von Ereignisdaten (Stuttgart 1984); J.D. Kalbfleisch und R.L. Prentice, The statistical analysis of failure time data (New York 1980); J.F. Lawless, Statistical models and methods for lifetime data (New York 1982); N.B. Tuma und M.T. Hannan, Social dynamics: models and methods (New York 1984).

<sup>15</sup> Sei  $T$  die Zufallsvariable "Wartezeit", dann entspricht die Überlebenswahrscheinlichkeit  $S(t)$  der Wahrscheinlichkeit, daß die Wartezeit mindestens so groß ist wie  $t$ :

$$S(t) = \Pr(T > t).$$

Die Überlebensfunktion entspricht 1 minus der (kumulierten) Verteilungsfunktion  $F(t)$ .

Sei  $q_{jk}(t, t+dt)$  die Wahrscheinlichkeit eines Wechsels zwischen Zustand  $j$  und Zustand  $k$  im Intervall  $(t, t+dt)$ , dann entspricht die Rate  $r(t)$  dem Grenzwert dieser Wahrscheinlichkeit für sehr (infinitesimal) kleine Intervalle:

$$r(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} q_{jk}(t, t+dt) / dt.$$

Sie mißt quasi die momentane Neigung zum Zustandswechsel. Vgl. auch die Literatur in Anm. 14.

wurde. Weiterhin kann man zeigen, daß beide Konzepte nicht voneinander unabhängig sind. Aus einer Annahme über den zeitlichen Verlauf der Rate (konstant, zu- oder abnehmend) läßt sich eindeutig die Veränderung der Überlebenswahrscheinlichkeit im Zeitablauf (Überlebensfunktion) ableiten.<sup>16</sup> Aus diesen und aus inhaltlichen Gründen hat daher die Übergangsrate in der Verlaufsdatenanalyse einen zentralen Stellenwert.

So lassen sich die alternativen Hypothesen dieser Untersuchung direkt in entsprechende Regressionsmodelle für Übergangsraten übersetzen:

- a) Die durchschnittliche Mandatsdauer variiert nicht im Zeitablauf und ist bis auf zufällige Abweichungen für alle Abgeordneten gleich:

$$r(t) \text{ konstant.}$$

- b) Die durchschnittliche Mandatsdauer ist kürzer für Abgeordnete, die keine Erfahrungen in (politischen) Verbänden haben oder beruflich unabhkömmlich sind:

$$r(t) \text{ individuell verschieden.}$$

- c) Auf Grund eines höheren Professionalisierungsgrades ist die durchschnittliche Mandatsdauer in den späteren Reichstagen länger als in den früheren:

$$r(t) \text{ nimmt im Zeitablauf ab}$$

Aufgrund jeder dieser Annahmen über die Rate ergibt sich jeweils ein bestimmtes Verteilungsmodell der Wartezeiten mit entsprechendem Erwartungswert und umgekehrt. Wie wir später sehen werden, kann man das Erklärungsmodell entweder für die Rate oder für die Zeitdauern spezifizieren, die Ergebnisse sind äquivalent.

Geht man z.B. von einer zeitkonstanten Rate  $r(t) = \alpha$  aus, ergeben sich exponentiell verteilte Wartezeiten, deren Erwartungswert dem Kehrwert  $1/\alpha$  der Rate entspricht. Unterstellt man einen bestimmten zeitlichen Verlauf der Rate, z.B.  $r(t) = \beta\alpha(\alpha t)^{\beta-1}$ , dann ergeben sich Weibull-verteilte Wartezeiten usw. Alle diese Verteilungen haben zwei Eigenschaften, die sie (im Gegensatz

<sup>16</sup> Sei  $H(t)$  das Integral der Rate  $r(t)$  in den Grenzen von 0 bis  $t$ , kurz die integrierte Risikofunktion, dann entspricht die Überlebenswahrscheinlichkeit  $S(t)$ :

$$S(t) = \exp \{-H(t)\}.$$

Die Überlebensfunktion läßt sich also aufgrund der Rate berechnen. Für eine zeitkonstante Rate  $r(t) = \alpha$  ergibt sich z.B.  $S(t) = \exp(-\alpha t)$ . In diesem Fall entspricht die Verteilung der Wartezeiten einer Exponentialverteilung.

etwa zur Normalverteilung) insbesondere zur Analyse von Zeitdauern qualifizieren:

- Sie beschreiben positive Zufallsvariable, denn Zeitdauern können keine negativen Werte annehmen,
- und sie können schiefe Verteilungen modellieren, denn häufig treten viele kurze und wenige lange Zeitdauern auf.

Wir wollen uns jedoch nicht mit den statistischen Details beschäftigen, sondern zur Vorbereitung und zum besseren Verständnis der eigentlichen Auswertung im folgenden die wesentlichen Analyseinstrumente anwendungsorientiert vorstellen. Wir haben sie ganz grob in eher deskriptiv-explorative und eher konfirmatorische Methoden unterteilt.

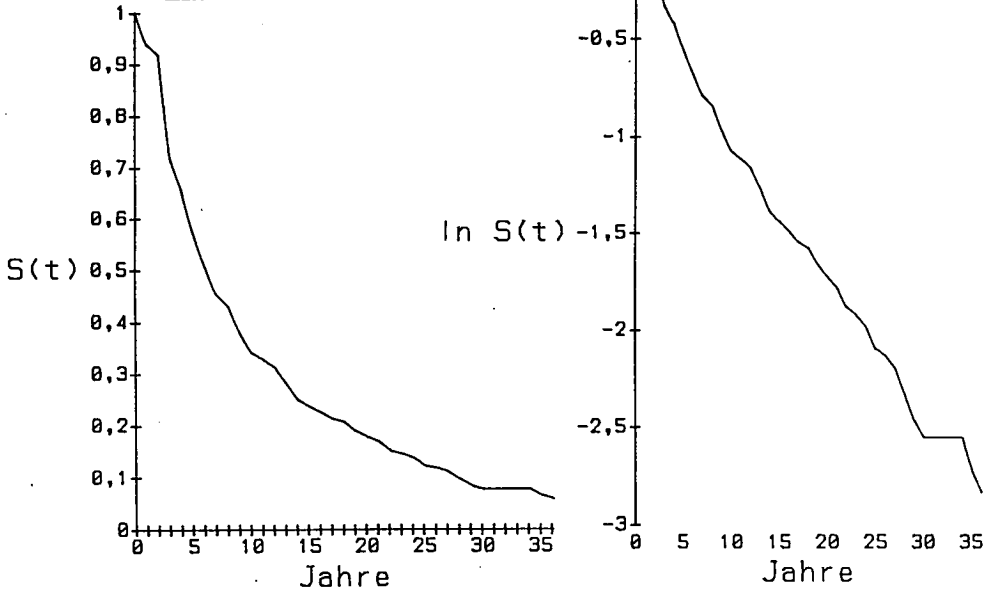
### 3.3 Deskriptive Methoden

Für deskriptive Zwecke ist es häufig einfacher, die Überlebensfunktion und nicht die Rate zu schätzen. Hierzu gibt es zwei nichtparametrische Verfahren: Einerseits den Ansatz von Kaplan und Meier, der sortierte Individualdaten verwendet,<sup>17</sup> und andererseits den (verallgemeinerten) Sterbetafelansatz, der von aggregierten Rohdaten ausgeht. Abbildung 1 zeigt das Ergebnis der Sterbetafelschätzung für alle 2774 Abgeordneten. An Hand dieser Abbildung läßt sich der Median (7,14 Jahre) oder jedes andere Quantil der Verteilung ablesen. Aufschlußreich ist auch eine logarithmische Transformation  $\ln S(t)$  der Überlebensfunktion: Wenn diese Funktion näherungsweise einer Geraden entspricht, dann kann man schlußfolgern, daß sich die Rate nicht mit der Zeit verändert.<sup>18</sup> Wohlgermerkt handelt es sich bei der Zeit  $t$  um die Mandatsdauer und nicht um die historische Zeit. Der näherungsweise lineare Verlauf der Funktion  $\ln S(t)$  in Abbildung 1 weist also darauf hin, daß das Ende einer Abgeordnetenkarriere jederzeit gleich wahrscheinlich ist. Die Abbildung sagt jedoch nichts darüber aus, wie sich die Mandatsdauern im historischen Verlauf entwickeln. Dazu betrachten wir Abbildung 2, in der die Überlebensfunktion  $S(t)$ , genauer gesagt  $\ln S(t)$ , für verschiedene Subgruppen

<sup>17</sup> E. L. Kaplan und P. Meier, Nonparametric estimation from incomplete observations, *Journal of the American Statistical Association* 53 (1958), S. 457-481.

<sup>18</sup> Hintergrund dieser Überlegung sind die Zusammenhänge zwischen Überlebensfunktion und Rate (vgl. Anm. 16). Sei  $r(t) = \text{zeitkonstant}$ , dann gilt für die Überlebensfunktion  $S(t) = \exp(-\alpha t)$  bzw. für den natürlichen Logarithmus  $\ln S(t) = -\alpha t$ . Der natürliche Logarithmus der Überlebensfunktion muß also bei einer zeitkonstanten Rate eine Gerade mit Steigung  $-\alpha$  ergeben, die den Nullpunkt des Koordinatenkreuzes schneidet. Um kompliziertere Funktionen der Rate zu testen, werden andere Transformationen betrachtet: z.B. die Log-Log-Transformation bei einer Weibull-Rate.

Abbildung 1:  
Überlebensfunktion

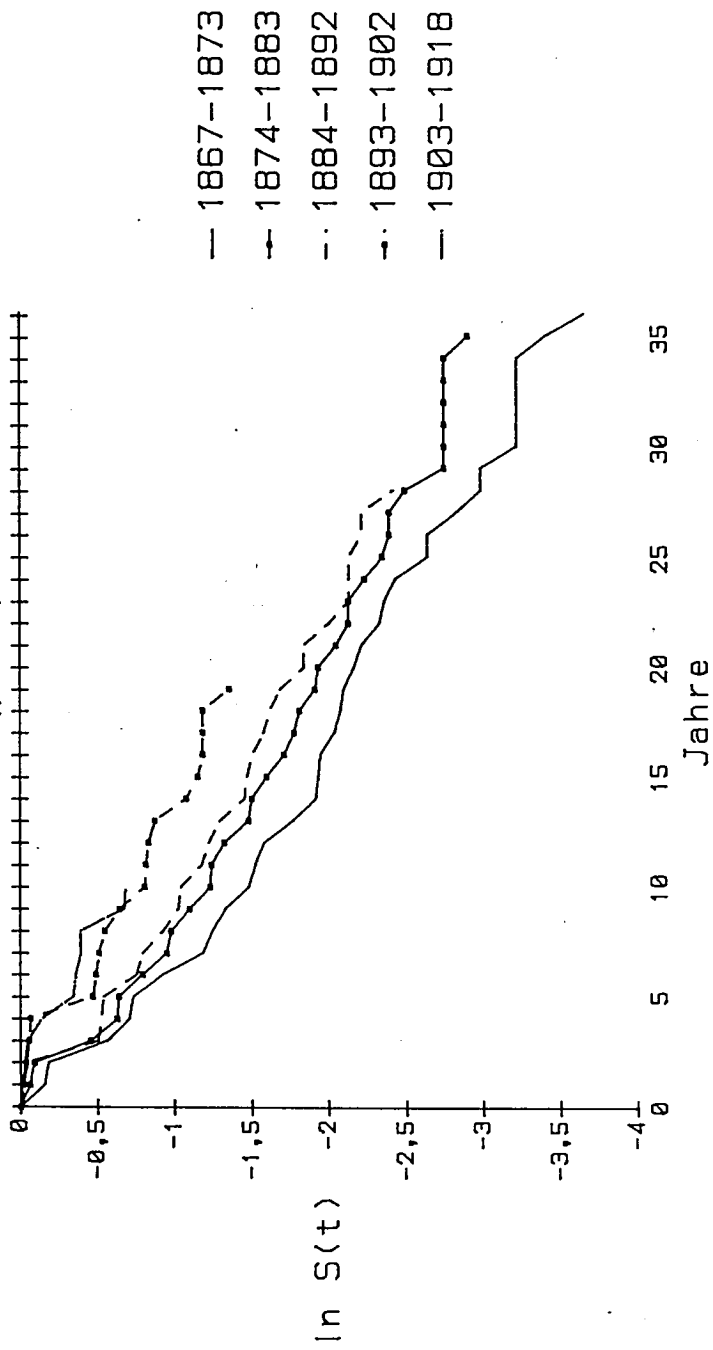


von Abgeordneten dargestellt wird, die ihre Mandate in jeweils unterschiedlichen Zeitperioden begonnen haben.

Die subgruppenspezifischen Überlebensfunktionen verlaufen wiederum näherungsweise linear, was erneut ein Hinweis darauf ist, daß sich die Abgangsrate auf der individuellen Ebene nicht im Zeitablauf verändert. Deutlich ist aber zu erkennen, daß das Niveau der Überlebenswahrscheinlichkeit im historischen Zeitablauf zunimmt, d.h. die Mandatsdauer ist in den letzten Reichstagen durchschnittlich länger als in den ersten. Zusammengefaßt könnte man also als Ergebnis der deskriptiven Analyse formulieren: Auf der individuellen Ebene zeigen sich keine Anzeichen einer zunehmenden Oligarchisierung, in dem Sinne, daß mit zunehmender Mandatsdauer der Verbleib im Parlament immer wahrscheinlicher wird. Dagegen gibt es im historischen Verlauf deutliche Anzeichen für eine zunehmende Professionalisierung der Reichstage insgesamt, die sich in einer durchschnittlich längeren Mandatsdauer für die späteren Reichstage des Kaiserreichs bemerkbar macht.

Aus Abbildung 2 wird auch deutlich, wie man erste Tests möglicher Erklärungsfaktoren durchführen kann: Dazu wird das Datenmaterial disaggregiert und es wird untersucht, ob die geschätzten Überlebensfunktionen zwischen den Gruppen variieren, die sich bezüglich der in Frage stehenden

Abbildung 2: Ueberlebensfunktion nach Zeitperioden





Merkmale unterscheiden. Eine Möglichkeit, solche Gruppenunterschiede zu testen, ist die Berechnung von Konfidenzintervallen für die Überlebensfunktionen. Damit sind jedoch nur zeitpunktspezifische Vergleiche möglich. Man benötigt daher Testverfahren, die den ganzen Untersuchungszeitraum berücksichtigen. Hierzu verwendet man Verallgemeinerungen bekannter Rangtests. Ein verallgemeinerter Wilcoxon- und ein verallgemeinerter Savage-Test (Log-Rang-Test) sind die am häufigsten angewendeten Tests. Es ist natürlich auch möglich, spezielle parametrische Verteilungsmodelle (z.B. exponentiell verteilte Wartezeiten) mit Hilfe eines Likelihood-Verhältnis-Tests zu untersuchen. Diese Analysestrategie soll hier jedoch nicht weiter verfolgt werden. Wir verwenden gleich einen allgemeineren Ansatz.

### 3.4 Regressionsmodelle

Nachdem die aus theoretischen Überlegungen abgeleiteten Hypothesen diesen ersten empirischen Test überstanden haben, kann man die Struktureffekte der erklärenden Merkmale und die zeitlichen Veränderungen des Prozesses in einem multivariaten Modell testen (Konfirmatorische Datenanalyse). Dabei haben Regressionsmodelle für Übergangsraten (proportional hazards model) in den Sozialwissenschaften die weiteste Verbreitung gefunden, weil die Rate auch gerade unter inhaltlichen Gesichtspunkten von zentraler Bedeutung ist (vgl. Abschnitt 3.2). Es liegt daher nahe, ein Regressionsmodell für die Rate zu formulieren und diese Annahmen empirisch zu überprüfen. Da eine Rate keine negativen Werte annehmen kann, verwendet man üblicherweise ein log-lineares Modell:

$$r_i(t) = \alpha(t) \exp(x_i \beta), \quad i = 1, \dots, N.$$

Dabei ist  $x_i$  der Zeilenvektor der  $p$  Kovariaten der Untersuchungseinheit  $i$  (inkl. einer Regressionskonstanten),  $\beta$  der entsprechende  $p$ -dimensionale Spaltenvektor der Regressionskoeffizienten und  $\alpha(t)$  eine zu spezifizierende Funktion der Zeit, die die Veränderungen des untersuchten Prozesses im Zeitablauf beschreibt.

Eine andere, in den Sozialwissenschaften weniger verbreitete Formulierung, betrachtet die logarithmierten Wartezeiten als Zielvariable (accelerated failure time model). Beide Modellklassen sind für bestimmte Wartezeitverteilungen (z.B. Exponential- oder Weibull-Verteilung) direkt ineinander überführbar. Die Parameterschätzungen des einen Modells sind daher aus denen des anderen berechenbar und umgekehrt. Die Wahl der einen oder der

anderen Zielvariable ist im Prinzip eine Frage der persönlichen Vorlieben bzw. der verfügbaren Software. Wir verwenden im folgenden ein Regressionsmodell für Raten, werden jedoch die Ergebnisse aus Gründen der Anschaulichkeit häufig in Bezug auf die Mandatsdauern interpretieren.

Das bevorzugte Schätzverfahren dieser Modellklasse ist Maximum- bzw. Partial Likelihood. Das hat vor allen Dingen den Vorteil, daß bei ML- bzw. PL-Schätzungen die gesamte Information des Datenmaterials, zensierte und unzensierte Beobachtungen, berücksichtigt werden kann. Die einzelnen Modelle unterscheiden sich im wesentlichen nur durch die Form der Zeitabhängigkeit  $\alpha(t)$ . Die Palette reicht von Cox's Regressionsmodell,<sup>19</sup> das die Veränderungen im Zeitablauf nicht näher spezifiziert, über zeitkonstante Raten (exponentiell verteilte Wartezeiten) bis hin zu komplizierten Funktionen der Zeit (u.a. Gompertz- oder Weibull-verteilte Wartezeiten), mit denen sich zu- und abnehmende Raten modellieren lassen.

In unserem Fall besteht der Kovariatenvektor  $x_i$  aus den Merkmalen "Beruf", "Fraktionszugehörigkeit", "Wohnort", "politische Funktionen", "Mitgliedschaft in einzelstaatlichen Parlamenten" und "Verbandsaffiliation". Da dies alles diskrete Merkmale sind, müssen sie natürlich noch in entsprechende Dummy-Variablen transformiert werden (s.unten). Auf Grund unserer theoretischen Überlegungen und der deskriptiven Analyse haben wir weiterhin Hinweise darauf, daß sich die Mandatsdauer im Verlauf des Kaiserreichs verlängert hat oder, anders ausgedrückt, die Abgangsrate verringert hat. Wir wissen aber relativ wenig über den konkreten funktionalen Verlauf dieser Abnahme. Aus diesem Grund haben wir eine Funktion  $\alpha(t)$  gewählt, die über den Verlauf relativ wenige Annahmen macht. Genauer gesagt, haben wir den gesamten Untersuchungszeitraum 1867 - 1918 in 5 Perioden aufgeteilt, innerhalb derer die Abgangsrate als konstant angenommen wird, während sie zwischen den Perioden variieren darf. Technisch funktioniert dies durch das Hinzufügen weiterer Dummy-Variablen zum Kovariatenvektor  $x_i$ , die jeweils angeben, in welcher Periode das Reichstagsmandat zuerst angenommen wurde. Unser Regressionsmodell reduziert sich daher auf folgende Funktionsgleichung:

$$r_i(t) = \exp(x_i\beta), i = 1, \dots, N.$$

Der unbekannte Verlauf der Rate wird also durch eine Art Treppenfunktion angenähert und muß nicht a priori durch eine bestimmte Funktion fest-

<sup>19</sup> D.R. Cox, Regression models and life tables, Journal of the Royal Statistical Society, B, 34 (1972), S. 187-220.

gelegt werden. Theoretisch ist es denkbar, daß die Rate zunächst steigt, dann sinkt, um in den letzten Perioden wieder zuzunehmen. Der Preis dieser Flexibilität ist natürlich eine gewisse Willkür bei der Einteilung der Perioden und die Annahme zeitkonstanter Raten innerhalb der Perioden, welche jedoch bei einer kurzen Periodenlänge nicht besonders schwer wiegen dürfte. Bevor wir die Ergebnisse dieses multivariaten Modells unter inhaltlichen Gesichtspunkten diskutieren, seien am Beispiel der Tabelle 2 kurz die wesentlichen Ableitungsschritte erläutert.

Insgesamt beträgt die Rate, mit der Reichstagsmandate regulär beendet werden, 0,08888. Weniger technisch formuliert kann man sagen, ein Reichstagsmandat dauert durchschnittlich  $1/0,08888$  oder 11,25 Jahre.<sup>20</sup> Die Verbesserung des diskutierten multivariaten Modells gegenüber diesem simplen Modell einer für alle Abgeordneten und Zeitpunkte konstanten Rate läßt sich mit Hilfe eines Likelihood-Verhältnis-Testes prüfen. Dazu vergleicht man die beiden maximierten Log-Likelihood-Werte, deren doppelte Differenz näherungsweise Chi-Quadrat-verteilt ist:

$$\begin{aligned} LR &= -2 (\text{Log-Likelihood a} - \text{Log-Likelihood A}) \\ &= -2 (-6020,026 - -5662,21) = 715,86. \end{aligned}$$

Die Anzahl der Freiheitsgrade entspricht der Anzahl der Parameter, die in dem weitergehenden Modell A verglichen mit dem eingeschränkten Modell a zusätzlich geschätzt werden: In diesem Fall also  $df = 25$ . Einige Autoren drücken diese Verbesserung auch prozentual aus [ $1 - (-5662,21 / -6020,026) = 5,95\%$ ] und interpretieren das Ergebnis ähnlich wie das Bestimmtheitsmaß in einem klassischen linearen Regressionsmodell. Es handelt sich hierbei jedoch nicht um den Anteil erklärter Variation (daher die Bezeichnung Pseudo- $R^2$ ), zudem sind die berechneten Zahlen in der Regel sehr klein (wegen der hohen Basis der Prozentuierung) und suggerieren daher einen scheinbar schlechten Modellfit. Nach Maßgabe des Likelihood-Verhältnis-Testes ist jedoch das Modell signifikant besser als das simple Modell, das keine individuellen und zeitlichen Unterschiede der Mandatsdauern annimmt.

Um nun den Effekt der einzelnen Kovariaten einschließlich der Perioden zu testen, wurden diese Merkmale in entsprechende 1/0-kodierte Dummy-Variablen transformiert. Damit wird der Effekt jeder Ausprägung als Abwei-

<sup>20</sup> Man beachte, wie durch Berücksichtigung der zensierten Beobachtungen der Durchschnittswert gegenüber dem unkorrigierten Mittelwert in Tabelle 1 (7,16) zunimmt. Die Zahlen für das simple Modell  $r(t) = \alpha$  sind nicht in Tabelle 2 enthalten.

Tabelle 2: Determinanten der Mandatsdauer

Variable	Schätzer	S.E.	P	exp b	t
<b>Konstante:</b>	-2,43	0,15	*	0,09	
<b>Hauptberuf:</b>					
Funktionäre/Journalisten	-0,29	0,12	*	0,75	-25%
Geistliche	-0,14	0,13		0,87	-13%
Freie Berufe	-0,04	0,10		0,96	-4%
Staatsdienst	0,02	0,07		1,02	2%
Rest	0,03	0,12		1,03	3%
Industrielle/Großkaufleute	0,03	0,09		1,03	3%
Handwerk/Kleinhandel	0,30	0,11	*	1,35	35%
<b>Fraktionszugehörigkeit:</b>					
Sozialdemokraten	-0,63	0,16	*	0,53	-47%
Zentrum	-0,20	0,08	*	0,82	-18%
Rest	0,07	0,08		1,08	8%
Rechtsliberale	0,24	0,07	*	1,27	27%
Linksliberale	0,27	0,09	*	1,31	31%
<b>Wohnort:</b>					
nicht im Wahlkreis	-0,05	0,05		0,95	-5%
<b>Politische Ämter:</b>					
nur lokale	-0,19	0,07	*	0,83	-17%
lokale und regionale Ämter	-0,12	0,09		0,89	-11%
nur regionale	-0,11	0,07		0,89	-11%
<b>Einzelstaatl. Parlamente:</b>					
Preuss. Abgeordnetenhaus	-0,66	0,06	*	0,52	-48%
andere einzel. Parlamente	-0,51	0,06	*	0,60	-40%
<b>Verbandsaffiliation:</b>					
politischer Verband	-0,53	0,10	*	0,59	-41%
nicht-pol. Verband	-0,24	0,05	*	0,78	-22%
<b>Alter</b>	0,019	0,002	*	1,02	2%
<b>Beginn des ersten Mandats:</b>					
1874-1883	-0,21	0,07	*	0,81	-19%
1884-1892	-0,27	0,08	*	0,76	-24%
1893-1902	-0,55	0,08	*	0,58	-42%
1903-1918	-0,80	0,08	*	0,45	-55%

**Vergleichsgruppe:** Gutsbesitzer, Konservative, Wohnort im Wahlkreis, keine politischen Ämter, keine Mitgliedschaft in einzelstaatlichen Parlamenten oder Verbänden, Mandatsbeginn 1867-73

**Signifikanz  $P < 0.05$ : \***

**Modell**

Log-Likelihood	-5662,21
Freiheitsgrade Df	2718
Pseudo-R <sup>2</sup>	5,95%
Likelihood-Verhältnis	715,86
Df Likelihood-Verhältnis	25

chung von einer Vergleichsgruppe ausgedrückt. In diesem Fall besteht die Vergleichsgruppe aus den Mitgliedern der konservativen Fraktionen mit Hauptberuf Gutsbesitzer, die ihren Wohnsitz im Wahlkreis haben, keine weiteren politischen Funktionen ausüben, auch nicht Mitglied eines anderen Parlaments oder Verbands sind und ihre Reichstagskarrieren in den Jahren 1867-73 begonnen haben.<sup>21</sup>

Da es sich um ein log-lineares Modell handelt, können die Effekte nicht so einfach interpretiert werden wie in einem linearen Regressionsmodell. Zwar gibt das Vorzeichen des Schätzers  $b$  noch Auskunft über die Richtung des Effektes und der Absolutbetrag ist ein ungefähres Maß der Stärke des Effektes. Wenn es jedoch darum geht, die exakte Veränderung der Rate anzugeben, ist es häufig sinnvoller, folgende Umformung der Schätzgleichung zu betrachten:

$$r_i(t) = a_1 a_2^{x_{i2}} \dots a_p^{x_{ip}} \quad \text{mit } a_j = \exp b_j$$

Die Umrechnung  $a_j = \exp b_j$  bezeichnet man auch als Antilogarithmus des Schätzers.  $a_j$  ist der Antilogarithmus der Regressionskonstanten. Bei 1/0-kodierten Dummy-Variablen entspricht er genau der Rate der Vergleichsgruppe im Alter von Null Jahren. Die geschätzte Rate dieser (fiktiven) Gruppe beträgt also  $\exp(-2,43) = 0,09$ , d.h. die durchschnittliche Mandatsdauer beträgt  $1/0,09 = 11,32$  Jahre. Alle Effekte der einzelnen Merkmale werden nun relativ zur Vergleichsgruppe ausgedrückt. Der Antilogarithmus  $a_j$  entspricht der Zahl, mit der die Rate der Vergleichsgruppe multipliziert werden muß, wenn sich das entsprechende Merkmal  $x_j$  um eine Einheit erhöht. Es handelt sich also um ein multiplikatives Modell: Ein Antilogarithmus von 1 besagt, daß das entsprechende Merkmal keinen Einfluß hat, während Werte kleiner als 1 (größer als 1) negativen (positiven) Effekten entsprechen.

Wir wollen die Interpretationsmöglichkeiten an Hand des Merkmals "Fraktionszugehörigkeit" illustrieren. Schon aus den log-linearen Effekten  $b_j$  wird deutlich, daß die Sozialdemokraten von der Vergleichsgruppe in negativer Richtung (geringere Rate) und die Linksliberalen in positiver Richtung (höhere Rate) am weitesten abweichen. Die Multiplikatoren  $a_j$  (Antilogarithmen) lassen sich bei Dummy-Variablen direkt als prozentuale Abweichung

<sup>21</sup> Die Wahl dieser Vergleichsgruppe ist in gewisser Weise beliebig, denn es ist egal, ob man nun die Abweichung der Abgangsrate der Sozialdemokraten von der Rate der Konservativen berechnet oder umgekehrt. Im ersten Fall sind die Konservativen die Vergleichsgruppe und im zweiten Fall die Sozialdemokraten. Der Gesamteinfluß des Merkmals "Fraktionszugehörigkeit" bleibt davon unberührt. Technisch ergibt sich die Vergleichsgruppe aus den Personen, bei denen alle Dummies den Wert Null haben.

interpretieren: Danach ist die Rate der Sozialdemokraten um  $1 - 0,53 = 47\%$  geringer als die der Vergleichsgruppe, die der Linksliberalen ist um  $1,31 - 1 = 31\%$  höher. Anders ausgedrückt: die durchschnittliche Mandatsdauer der sozialdemokratischen Abgeordneten ist eher lang, die der Linksliberalen eher kurz.

Ähnlich ist die Argumentation für die metrische Variable "Alter": Mit jedem zusätzlichem Lebensjahr erhöht sich die Rate der Vergleichsgruppe um den Faktor 1,02 oder um 2%. Bei einem Durchschnittsalter der gesamten Untersuchungsgruppe von 47,89 Jahren würde also die Rate der Vergleichsgruppe folgenden Wert haben:

$$\exp(-2,43) * \exp(0,019)^{47,89} = 0,09 * 1,02^{47,89} = 0,22$$

Legt man also das Durchschnittsalter zugrunde, ergibt sich eine durchschnittliche Mandatsdauer der Vergleichsgruppe von  $1/0,22 = 4,52$  Jahren.

Schließlich läßt sich die Signifikanz der einzelnen Effekte mit den geschätzten (asymptotischen) Standardfehlern prüfen (Spalte S.E.). Der Quotient (Schätzer/ Standardfehler) ist näherungsweise t-verteilt, d.h. alle Werte, die größer als 2 sind, sind mindestens auf dem 5%-Niveau signifikant.

### 3.5 Ausblick: Alternative Modelle

Bevor wir zu den inhaltlichen Ergebnissen kommen, möchten wir abschließend noch einige weiterführende Hinweise auf mögliche alternative Spezifikationen des untersuchten Prozesses geben. So könnte man z.B. einwenden, daß Abgeordnete jeweils für eine Wahlperiode gewählt werden und es daher nicht sinnvoll ist, von einem kontinuierlichen Merkmal "Mandatsdauer" auszugehen, das faktisch nur ein Vielfaches der Wahlperiode des Reichstags sein kann. Stattdessen wäre es vielleicht sinnvoller, eine Folge von Dummy-Variablen zu modellieren, die jeweils angeben, ob die Person Mitglied des Reichstags war oder nicht: 0011010000000000 würde z.B. bedeuten, daß die Person Mitglied des dritten (1871), vierten (1874) und sechsten Reichstags (1878) war.

Methodisch gesehen handelt es sich um einen zeitdiskreten Prozeß, bei dem Veränderungen nicht jederzeit, sondern nur nach Ablauf der Wahlperiode stattfinden können. Die meisten Methoden der Verlaufsdatenanalyse wurden zunächst für kontinuierliche Daten entwickelt, aber wie Allison zeigt, kann man bekannte statische Verfahren für diskrete Daten (z.B. logistische Regression) verwenden, um dynamische Modelle für diskrete Wartezeiten zu

testen.<sup>22</sup> Wahrscheinlich werden die Ergebnisse eines solchen zeitdiskreten Modells nicht wesentlich von den hier diskutierten zeitkontinuierlichen Modellen abweichen. Eine entsprechende Auswertung ist in Vorbereitung.

Für die Wahl des zeitkontinuierlichen Modells sprach, daß das zeitdiskrete Modell Abweichungen von dem periodischen Wahlzyklus nur sehr schlecht handhaben kann. Diese treten dann auf, wenn eine Person nachträglich in einen Reichstag eintritt oder frühzeitig wieder austritt. Nachträgliche Eintritte und frühzeitige Austritte müssten dann wie reguläre Mitgliedschaften über die gesamte Wahlperiode behandelt werden.

#### 4. Zusammenfassung und Interpretation der Ergebnisse

Ausgehend von der Hypothese einer zunehmenden "Professionalisierung" und "Oligarchisierung" des Reichstages interessierte zunächst die Entwicklung der Mandatsdauern im historischen Zeitablauf. Im multivariaten Modell unter Kontrolle mehrerer anderer Merkmale (vgl. Tabelle 2) zeigt sich eindeutig, daß die Abgangsraten über alle fünf Zeitperioden mehr oder weniger kontinuierlich sanken. Verglichen mit den Mandaten, die in den ersten drei Reichstagen begannen (Periode 1867- 1873), ist die Abgangsrate in der folgenden Periode (1874- 1883) um 19% und in der letzten Periode 1903 bis 1918 sogar um 55% geringer (1884 bis 1892: - 24%, 1893 bis 1902: - 42%). Alle vier Effekte sind hoch signifikant. Unabhängig von allen anderen Erklärungsfaktoren kann man also davon ausgehen, daß die durchschnittliche Mandatsdauer im Zeitablauf erheblich zunahm. Anders formuliert: die Mandatsverhaftung der Abgeordneten verstärkte sich in direkter Abhängigkeit vom "Systemalter" des Reichstags. Dieser Befund unterstützt Michels Oligarchisierungsthese auf der Aggregatebene: Je länger Führungsgruppen etabliert sind, desto niedriger ist ihre Zirkulationsrate.

Zu beachten ist bei dieser Deutung allerdings, daß das Wiederwahlrisiko bei jenen Abgeordneten, deren Mandate in den ersten Reichstagen begannen, größer als in den letzten Jahrzehnten des Kaiserreichs war, da die durchschnittliche Dauer der Legislaturperioden zunahm. Institutionelle Veränderungen unterstützten deshalb vermutlich den Trend zur Mandatsverlängerung.<sup>23</sup>

Andererseits haben wir zeigen können, daß sich auf der individuellen

<sup>22</sup> P.D. Allison, *Discrete-time Methods for the Analysis of Event-Histories*, in: S. Leinhardt, (Hrsg.), *Sociological Methodology 1982* (San Francisco 1982), S. 61-98.

<sup>23</sup> Zwischen 1867 und 1887 traten 8 Reichstage, zwischen 1887 und 1907 traten 5 Reichstage zusammen.

Ebene die Abgangsrate im Zeitablauf nicht veränderte. Wir vermuten hier gegenläufige Wirkungen wachsender Erfahrungen und zunehmenden physischen Alters. Tatsächlich wird die Mandatsverhaftung auf natürliche Weise durch die Lebenserwartung begrenzt. Wie erwartet hat daher das Lebensalter der Abgeordneten einen signifikant positiven Effekt auf die Abgangsrate beziehungsweise einen negativen Effekt auf die Mandatsdauer.

Webers Abkömmlichkeitsthese bestätigte sich nur für zwei Kategorien unserer Berufsklassifikation: hauptberufliche Partei- und Verbandsfunktionäre, die auch in einem ökonomischen Sinne "aus der Politik einen Beruf machen" konnten, hatten eine gegenüber der Vergleichsgruppe (Gutsbesitzer) signifikant geringere Abgangsrate, während Kleingewerbetreibende, die extrem betriebsgebunden waren und kaum Delegationschancen hatten, eine signifikant geringere Mandatsverhaftung aufwiesen. Dagegen beobachteten wir im Fall der Industriellen und Großkaufleute, bei denen Max Weber eine besonders geringe Abkömmlichkeit unterstellt hatte, keine signifikante Abweichung der Mandatsverhaftung von der Vergleichsgruppe. Vermutlich unterschätzte Weber die Chancen zur Delegation von Unternehmerfunktionen und die Entlastungswirkung, die von der Verfügung über einen "Apparat" ausging, der auch für politische Ambitionen genutzt werden konnte.

Auch der Einfluß regionaler Bindungen auf die Mandatsverhaftung war gering. Zwar hatten Abgeordnete, die nicht in ihrem Wahlkreis wohnten, eine etwas geringere (- 5%) Abgangsrate als Abgeordnete, die in ihrem Wahlkreis ansässig waren, jedoch ist der Unterschied zwischen diesen beiden Gruppen nicht signifikant. Es scheint, daß sich der kostenmindernde Effekt einer leichteren Anreise und der stimmenzehrende Effekt einer mangelnden Präsenz vor Ort im Wahlkreis gegeneinander aufhoben und damit die Lage des Wohnorts des Abgeordneten faktisch ohne Einfluß war.

Insgesamt ist der Effekt jener Variablen, die sich einem abkömmlichkeitstheoretischen Modell zuordnen lassen, gering. Dafür können zwei Gründe maßgebend sein: zum einen ist es möglich, daß die selektiven Mechanismen der Abkömmlichkeit bereits im Vorfeld der Kandidatenauswahl wirksam wurden, daß also tendenziell nur solche Personen zur Kandidatur bereit waren oder aufgefordert wurden, die "privaten" Beruf und parlamentarisches Mandat miteinander verbinden konnten oder - wie etwa bei den SPD-Abgeordneten - eine gewisse Kompensation durch "Partei-Diäten" erwarten durften.<sup>24</sup> Eine andere Erklärung ist die im Kaiserreich eher geringe Bean-

<sup>24</sup> Vgl. Theodor Eschenburg, *Der Sold des Politikers*, Stuttgart 1959, S. 56 u. Wilhelm u. Wolfgang Treue, *Parlamentarismus in Deutschland. Entstehung und Entwicklung* (2. Aufl., Bonn 1963) S. 21 f.



spruchung durch das Mandat. Tatsächlich berichten zeitgenössische Beobachter immer wieder von der geringen Teilnahme an den Sitzungen des Reichstages, der oft nur deshalb handlungsfähig blieb, weil stillschweigend darauf verzichtet wurde, die Beschlußfähigkeit formal festzustellen.<sup>25</sup> Auszählungen der Anwesenheit bei namentlichen Abstimmungen bestätigen solche Beobachtungen, die darauf hindeuten, daß das Konstrukt der Mandatsverhaftung auf zweierlei Weise operationalisiert werden kann: zum einen durch die Dauer, zum anderen durch die Intensität, mit der das Mandat ausgeübt wird.

Überzeugender als Max Webers Abkömmlichkeits-Argument wird Michels Oligarchisierungsthese im Hinblick auf horizontale und vertikale Ämterkumulation durch unsere Daten unterstützt. Ein Ergebnis des multivariaten Modells ist, daß Abgeordnete, die Mitglied des preußischen Abgeordnetenhauses waren, signifikant längere Mandatszeiten hatten, was sich in einer um 48% geringeren Abgangsrate ausdrückt. Das gleiche gilt für Mitgliedschaften in anderen einzelstaatlichen Parlamenten, die die Rate um 40% verringerten. Man kann sogar sagen: neben den Periodeneffekten hatten parallele Kammermitgliedschaften den größten Einfluß auf die Mandatsdauer. Ähnliches gilt auch für die vertikale Kumulation von Funktionen in politischen Vereinen und Verbänden. Die Ergebnisse unseres multivariaten Modells zeigen deutlich einen stabilisierenden Einfluß von Verbandsaffiliationen. Insbesondere für die Abgeordneten, die Mitglied eines politischen Verbandes waren, ist eine signifikant niedrigere Abgangsrate festzustellen (- 41 %, dagegen bei nicht-politischen Verbänden nur -22%). Bei den Funktionen in der kommunalen Selbstverwaltung zeigt sich dagegen nur ein signifikanter Effekt für die Ämter auf lokaler Ebene (Abgangsrate - 17%), während Ämter auf regionaler Ebene tendenziell auch die Abgangsrate verringerten (- 11 %), dieser Effekt jedoch nicht groß genug ist, um unter statistischen Kriterien als signifikant gelten zu können.

Betrachtet man schließlich die Abhängigkeit der Mandatsverhaftung von der Fraktionszugehörigkeit, dann zeigt sich, daß Sozialdemokraten und Zentrumsabgeordnete deutlich über, Rechts- und Linksliberale deutlich unter der Vergleichsgruppe (Konservative) liegen. Insbesondere die überdurchschnittlich lange Mandatsdauer der Sozialdemokraten (ausgedrückt in einer signifikant niedrigeren Abgangsrate) ist bemerkenswert.<sup>26</sup> Dieses Ergebnis läßt sich

<sup>25</sup> Peter Molt, *Der Reichstag*, S. 48.

<sup>26</sup> Gerhard A. Ritter u. Mitarb. v. Merith Niehuss, *Wahlgeschichtliches Arbeitsbuch. Materialien zur Statistik des Kaiserreichs* (München 1980), Abb. 7, S. 55.

gut mit der Entwicklung des "Unterstützungsmarktes" in der Wählerschaft für die Sozialdemokraten erklären, deren Stimmenanteil zwischen 1871 und 1912 von 3,1% auf 34,8% und deren Sitzanteil im gleichen Zeitraum von 0,5% auf 27,7% zunahm. Ähnliches gilt für das Zentrum, das seit der Konsolidierung seines Wählerstammes im Jahr 1874 mit bemerkenswerter Konstanz zwischen 23% und 27% der Reichstagsabgeordneten stellte. Demgegenüber nahmen die Mandatsanteile der Liberalen bei zum Teil heftigen Fluktuationen langfristig ab. Dies waren keine günstigen Bedingungen für die Verstetigung parlamentarischer Karrieren liberaler Politiker. Möglicherweise war die geringe und relativ sinkende Mandatsverhaftung der Liberalen, neben der verfassungstechnisch erzwungenen Trennung von Reichsregierung und Reichstag, ein weiterer Grund für den von Max Weber beklagten Qualitätsverfall bürgerlicher Politik und die "politische Nichtigkeit des Parlaments und der Parteipolitiker" im ausgehenden Kaiserreich.<sup>27</sup> Noch in der Gründungsphase des Reiches hatten zumindest die Nationalliberalen eine im Verhältnis zur Vergleichsgruppe stärkere Mandatsverhaftung gehabt.

Mit dieser Beobachtung weiten wir die Betrachtung zu einem Zeitvergleich aus, in dem der Effekt einzelner Merkmale auf die Mandatsverhaftung nach verschiedenen historischen Perioden differenziert wird (vgl. Tab. 3a - d). Ohne daß wir hier auf Einzelheiten eingehen können, soll nur auf einen generellen Trend hingewiesen werden: Der Einfluß institutioneller Bindungen der Abgeordneten, seien es nun Funktionen in der kommunalen Selbstverwaltung, Verbands- und Vereinsaffiliationen oder Mitgliedschaften in einzelstaatlichen Parlamenten gewesen, nimmt im Zeitverlauf ab. Nach 1903 hatte keine der Positionen im Geflecht vertikaler oder horizontaler Ämterkumulation mehr eine signifikante Wirkung auf die Mandatsverhaftung. Dieser Befund darf nun keineswegs als ein Hinweis auf eine abnehmende "Oligarchisierung" mißdeutet werden, denn tatsächlich nahm ja, wie die durchgängig signifikanten Periodeneffekte zeigen, die Mandatsverhaftung im Kaiserreich zu. Wir interpretieren diesen Befund dagegen als Ausdruck eines Bedeutungsgewinns der Parteien, die die Funktion der Kandidatenselektion und -unterstützung zunehmend monopolisierten, während die parteiunabhängigen Unterstützungsinstanzen und -zirkel zurücktraten. Gefördert wurde diese Tendenz durch die Gewährung von Diäten für die Reichstagsmitglieder seit 1906. Somit würde sich auch dieser historische Wandel in den allgemeinen Trend einer "Oligarchisierung" der "mannigfaltigen Formen der Demokratie" einpassen, den R. Michels konstatierte, und der sich unter den Stichworten der

<sup>27</sup> Max Weber, "Parlament und Regierung im neugeordneten Deutschland", in: ders., Gesammelte politische Schriften (zuerst 1918), S. 313.

"Institutionalisierung" und "Professionalisierung" mit nur geringfügig erweitertem Begriffsgehalt auch in aktuellen Theorien politischer Modernisierung wiederfindet.<sup>28</sup>

Tabelle 3: Historische Veränderungen einzelner Variablen

Tabelle 3a: Regionalstaatliche Parlamente

<b>Variable</b>	<b>1867</b>	<b>1874</b>	<b>1884</b>	<b>1893</b>	<b>1903</b>
Periode		-0,29* (0,09)	-0,34* (0,10)	-0,77* (0,11)	-1,08* (0,11)
Preuss. Abgeordnetenhaus	-0,78* (0,13)	-0,78* (0,13)	-0,83* (0,14)	-0,48* (0,16)	-0,27 (0,15)
andere einzel. Parlamente	-0,86* (0,12)	-0,55* (0,11)	-0,55* (0,14)	-0,21 (0,15)	-0,06 (0,15)

Alle anderen Variablen kontrolliert, Schätzer nicht extra aufgeführt

Log-Likelihood	-5648,7	Likelihood-Verhältnis	742,65
Freiheitsgrade Df	2710	Df Likelihood-Verhältnis	33
Pseudo-R <sup>2</sup>	6,17%		

**Vergleichsgruppe:** s. Tabelle 2

Standardfehler in Klammern, Signifikanz  $P < 0.05$ : \*

<sup>28</sup> Vgl. die Literaturangaben in Anm. 5 und 8.

Tabelle 3b: Verbandsaffiliation

<b>Variable</b>	<b>1867</b>	<b>1874</b>	<b>1884</b>	<b>1893</b>	<b>1903</b>
Periode		-0,19* (0,08)	-0,26* (0,09)	-0,65* (0,11)	-1,02* (0,12)
nicht-politischer Verband	-0,32* (0,11)	-0,41* (0,11)	-0,28* (0,11)	-0,08 (0,13)	0,04 (0,13)
politischer Verband	-0,58* (0,21)	-0,55* (0,22)	-0,97* (0,29)	-0,53* (0,23)	-0,14 (0,18)
Alle anderen Variablen kontrolliert, Schätzer nicht extra aufgeführt					
Log-Likelihood	-5655,2	Likelihood-Verhältnis			729,61
Freiheitsgrade Df	2710	Df Likelihood-Verhältnis			33
Pseudo-R <sup>2</sup>	6,06%				

**Vergleichsgruppe:** s. Tabelle 2

Standardfehler in Klammern, Signifikanz  $P < 0.05$ : \*

Tabelle 3c: Politische Ämter

<b>Variable</b>	<b>1867</b>	<b>1874</b>	<b>1884</b>	<b>1893</b>	<b>1903</b>
Periode		-0,12 (0,08)	-0,29* (0,10)	-0,59* (0,11)	-0,85* (0,11)
nur lokale	-0,24 (0,15)	-0,27* (0,14)	-0,14 (0,14)	-0,16 (0,17)	-0,05 (0,16)
nur regionale	0,07 (0,14)	-0,53* (0,16)	-0,01 (0,15)	0,08 (0,17)	-0,13 (0,19)
lokale und regionale Ämter	-0,42 (0,34)	-0,30 (0,20)	-0,06 (0,18)	-0,05 (0,18)	0,06 (0,17)
Alle anderen Variablen kontrolliert, Schätzer nicht extra aufgeführt					
Log-Likelihood	-5654,6	Likelihood-Verhältnis			730,92
Freiheitsgrade Df	2706	Df Likelihood-Verhältnis			37
Pseudo-R <sup>2</sup>	6,07%				

**Vergleichsgruppe:** s. Tabelle 2

Standardfehler in Klammern, Signifikanz  $P < 0.05$ : \*

Tabelle 3d: Fraktionszugehörigkeit

<b>Variable</b>	<b>1867</b>	<b>1874</b>	<b>1884</b>	<b>1893</b>	<b>1903</b>
Periode		-0,43* (0,15)	-0,48* (0,15)	-0,56* (0,15)	-0,85* (0,16)
Sozialdemokraten	-0,40 (0,59)	0,38 (0,33)	-0,82* (0,38)	-1,10* (0,31)	-0,62* (0,24)
Linksliberale	0,04 (0,18)	0,43* (0,16)	0,47* (0,17)	0,26 (0,20)	0,07 (0,22)
Rechtsliberale	-0,11 (0,14)	0,48* (0,14)	0,44* (0,16)	0,21 (0,19)	0,22 (0,19)
Zentrum	-0,24 (0,22)	-0,21 (0,17)	0,02 (0,16)	-0,31 (0,19)	-0,26 (0,19)
Rest	0,21 (0,13)	0,01 (0,18)	-0,09 (0,21)	-0,13 (0,21)	0,05 (0,21)

Alle anderen Variablen kontrolliert, Schätzer nicht extra aufgeführt

Log-Likelihood	-5641,7	Likelihood-Verhältnis	756,66
Freiheitsgrade Df	2698	Df Likelihood-Verhältnis	45
Pseudo-R <sup>2</sup>	6,28%		

**Vergleichsgruppe:** s. Tabelle 2

Standardfehler in Klammern, Signifikanz  $P < 0.05$ : \*

Tabelle 3e: Hauptberuf

<b>Variable</b>	<b>1867</b>	<b>1874</b>	<b>1884</b>	<b>1893</b>	<b>1903</b>
<i>Periode</i>		-0,29* (0,14)	-0,14 (0,14)	-0,34* (0,15)	-0,77* (0,16)
<i>Industrielle/Großkaufleute</i>	0,29 (0,19)	-0,07 (0,18)	-0,06 (0,16)	-0,28 (0,21)	0,36 (0,21)
<i>Handwerk/Kleinhandel</i>	0,46 (0,30)	0,66* (0,25)	0,13 (0,23)	-0,12 (0,23)	0,46* (0,23)
<i>Staatsdienst</i>	0,07 (0,13)	0,21 (0,13)	-0,16 (0,15)	-0,19 (0,18)	0,08 (0,17)
<i>Geistliche</i>	0,43 (0,31)	0,07 (0,23)	-0,67 (0,35)	-0,05 (0,26)	-0,70 (0,38)
<i>Freie Berufe</i>	-0,14 (0,20)	0,28 (0,17)	0,08 (0,21)	-0,47 (0,28)	-0,14 (0,23)
<i>Funktionäre/Journalisten</i>	0,22 (0,27)	0,17 (0,21)	-0,60* (0,32)	-0,41 (0,26)	-0,45* (0,22)
<i>Rest</i>	-0,01 (0,23)	0,09 (0,21)	0,16 (0,25)	-0,21 (0,37)	0,21 (0,38)

Alle anderen Variablen kontrolliert, Schätzer nicht extra aufgeführt

<i>Log-Likelihood</i>	-5642,5	<i>Likelihood-Verhältnis</i>	755,13
<i>Freiheitsgrade Df</i>	2690	<i>Df Likelihood-Verhältnis</i>	53
<i>Pseudo-R<sup>2</sup></i>	6,27%		

**Vergleichsgruppe:** s. Tabelle 2

Standardfehler in Klammern, Signifikanz  $P < 0.05$ : \*

Software zur Verlaufsdatenanalyse

Analysemethode	SPSS-X SPSS (Vers. 8)	RATE Version 2	BMDP Version 1981	SAS Version 5	GLIM Vers. 3 & 3.77	LIMDEP Vers. 5	GAUSS 2.0 Appl. Module
----------------	--------------------------	-------------------	----------------------	------------------	------------------------	-------------------	---------------------------

<b>a) Beschreibung</b>							
Schätzverfahren	LIFE	-	LIFE, K&M	LIFE, K&M	*	LIFE, K&M	*
verfügbare Plots	SURV, DEN, HAZ	-	SURV, DEN, HAZ	SURV, DEN, HAZ	*	SURV, HAZ, CUM	*
graphische Tests	LOG	-	LOG, CUM	LOG, LOG(-LOG)	*	*	*
<b>b) Gruppenvergleiche</b>							
Verfügbare Tests	WILCOXON	-	WILCOXON, SAVAGE	WILCOXON, SAVAGE, LRATIO	*	*	*
<b>c) Regressionsmodelle</b>							
Partiell	-	COX	COX	COX	COX	COX	-
parametrisch	-	EXP, GOMPERTZ	EXP, WEIBULL, LOGN, EXP, WEIBULL, LOGLOG, GAMMA	EXP, WEIBULL, LOGN, EXP, WEIBULL, LOGLOG	EXP, WEIBULL, LOGN, EXP, GAMMA, PARETO	EXP, WEIBULL, LOGN, EXP, GAMMA, PARETO	-
sonstige	-	ERROR, PERIOD	COXTIME	ERROR	ERROR	COXTIME	-
schnittweise Re-	-	-	STEPUP	STEPUP, SUBSET	*	*	*
gression	-	-	-	-	-	-	-
<b>d) Modellevaluation</b>							
Prognosen	-	-	Ja	Ja	*	*	*
Annahmetests	-	-	PROPRISK	*	*	*	*
Residuenanalyse	-	-	Ja	*	*	*	*
<b>Erläuterung</b>							
*) Keine spezielle Prozedur verfügbar aber programmierbar durch benutzereigene Macros.							
LIFE	Sterbetafelschätzer	WILCOXON	verallg. M. Test	GAMMA	Gamma-Verteilung		
K&M	Kaplan-Meier-Schätzer	SAVAGE	verallg. S. Test	LOGLOG	log-logistische Vert.		
SURV	Überlebensfunktion	LRATIO	Likelihood Verhältnis Test	ERROR	Modell mit Fehlerterm		
DEN	Dichtefunktion	COX	COX's Regressionsmodell	PERIOD	m. periodenspez. Rate		
HAZ	Risikofunktion	EXP	Exponentialverteilung	COXTIME	zeitabh. Kovariaten		
LOG	In(SURV)	GOMPERTZ	Gompertz-Verteilung	STEPUP	schriftw. Einschlag		
CUM	kumulierte HAZ	WEIBULL	Weibull-Verteilung	LOGN	Lognormal-Verteilung		
				PROPRISK	proportionale Risiken		