

Regressionsbasierte Analyse der Entstehung
von Parteibindungen und deren künftige
Entwicklung in Ost- und Westdeutschland

von Fabian Winter

Dissertation eingereicht bei der Fakultät für Wirtschafts- und
Sozialwissenschaften der Universität Heidelberg im September
2008

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	12
2	Forschungsfragen, Forschungsstand, Forschungsdesign und Aufbau der Arbeit	17
2.1	Das postulierte Modell	17
2.2	Forschungsfragen	18
2.3	Forschungsstand	20
2.4	Forschungsdesign und Aufbau der Arbeit	23
3	Theorien des Wahlverhaltens	23
3.1	Soziologischer Ansatz	24
3.2	Sozialpsychologischer Ansatz	27
3.3	Ansätze in Deutschland	32
3.4	Der Kausaltrichter	42
3.5	Ein integratives Modell	45
4	Statistische Beschreibung von Parteineigung	47
4.1	West- und Gesamtdeutschland	47
4.2	Spezialfall: Ostdeutschland	59
5	Modelltheorien - Generalized Linear Models	62
5.1	Das binäre Modell	63

	3
5.1.1	Parameterschätzung 66
5.1.2	Iterative Verfahren zur Parameterbestimmung 67
5.1.3	Parameterstest 68
5.1.4	Gütemaße 69
5.1.5	Variablenselektion 71
5.1.6	Exkurs: Kodierungsmöglichkeiten bei kategorialen Ko- variablen 72
5.1.7	Interpretation der Schätzer 73
5.1.8	Spezialfall kategorialer Kovariablen 74
5.2	Das nominale Modell 75
5.2.1	Parameterinterpretation im multinomialen Fall 77
5.2.2	Testen und Schätzen beim multinomialen Logit-Modell 79
5.3	Das ordinale Modell 80
5.3.1	Das kumulative Modell 81
5.3.2	Das sequentielle Modell 82
5.3.3	Testen und Schätzen im ordinalen Fall 83
6	Modelle für Longitudinaldaten - Generalized Estimating Equations 86
6.1	Generalisierte lineare Modelle für Longitudinaldaten 87
6.2	Iterative Lösung der GEE's und Varianzschätzung von β_G . . 89
6.3	Eigenschaften, Tests und fehlende Werte 91

	4
7 Zeitreihenanalyse	93
7.1 Einführung in die Zeitreihenanalyse	93
7.2 Komplexere Zeitreihenmodelle	99
8 Faktoren und Ursachen der Parteibindung	103
8.1 Soziodemographische Faktoren - die Kovariablen	103
8.2 Binäre Zusammenhangsmaße mit der Parteieigung	120
8.3 Modelle mit binärer Fragestellung	121
8.4 Bindungen bei den einzelnen Parteien	134
8.5 Wodurch entstehen unterschiedliche Bindungsstärken?	142
8.6 Faktor Lebensalter: Ergebnisse bei gruppierten Modellierungsansätzen	144
8.7 Kandidateneffekte bei der Variable Bundesland	147
8.8 Eigene versus allgemeine wirtschaftliche Lage	153
8.9 Ergebnisse 2005	153
9 Prognose der Variable Parteibindung	158
9.1 Zeitreihenmodelle	158
9.2 Prognose mit Hilfe der Kovariablen	168
10 Alternative Regressionsmodellierung mittels Faktoranalyse	170
10.1 Theorie der Faktoranalyse	170
10.2 Ergebnisse der Faktoranalyse	176

	5
11 Konsequenzen für das deutsche Parteiensystem	186
12 Schlussbemerkungen und Zusammenfassung	191
13 Literaturverzeichnis	197
14 Anhang	205

Abbildungsverzeichnis

1	Bundestagswahlergebnisse und Wahlbeteiligung seit 1945 (Quelle: eigene Darstellung)	13
2	Das angenommene Grundmodell inklusive zugrunde liegender Axiome (Quelle: eigene Darstellung)	19
3	Vorgeschalteter Kausaltrichter (Quelle: eigene Darstellung)	29
4	Einteilung in wirtschaftliche und religiöse Dimensionen (Quelle: eigene Darstellung)	37
5	Relevanz der Parteibindung auf die Theoriedebatte (Quelle: eigene Darstellung)	42
6	Neues Kausaltrichtermodell (Quelle: Miller und Shanks, 1996)	44
7	Integratives Modell zur Erklärung des Wahlverhaltens (Quelle: Paul, 2006)	45
8	Parteibindung in Deutschland bei den Bundestagswahlen 1972-2002, ab 1994 gesamtdeutsch (Quelle: eigene Darstellung)	51
9	Wanderungen von den neuen in die alten Bundesländer 1989 bis 2005 (Quelle: Statistisches Bundesamt, 2006)	54
10	Entwicklung der Bindungsstärken zu politischen Parteien (Quelle: eigene Darstellung)	58
11	Wahlergebnisse 2002 getrennt nach alten und neuen Bundesländern (Quelle: eigene Darstellung)	59
12	Entwicklung der Parteibindung seit der Wiedervereinigung (Quelle: eigene Darstellung)	60

13	Entwicklung der Parteibindung bei den größten Volksparteien seit der Wiedervereinigung (Quelle: eigene Darstellung)	61
14	Verteilungsfunktionen im Vergleich (Quelle: eigene Darstellung)	65
15	Theoretische Einordnung der Zeitreihen (Quelle: eigene Darstellung)	94
16	Zeitreihe mit allen Messpunkten (links) und den Maxima als Messpunkte (rechts) (Quelle: eigene Darstellung)	95
17	Beispiele für additive und multiplikative Verknüpfung (Quelle: eigene Darstellung)	96
18	Typisches Aussehen eines Splines (Quelle: eigene Darstellung)	101
19	Alle verwendeten Kovariablen in Originalbezeichnung (Quelle: eigene Darstellung)	104
20	Einheitliche Umkodierung und Reduktion der Kategorien (Quelle: eigene Darstellung)	104
21	Veränderung des durchschnittlichen Alters in der Stichprobe (Quelle: eigene Darstellung)	105
22	Darstellung der Alterverteilung pro Wahljahr mittels Boxplots (Quelle: eigene Darstellung)	106
23	Durchschnittsalter in der Gesamtbevölkerung (Quelle: Thüringer Landesamt für Statistik)	107
24	Bevölkerungspyramide mit Männerüberschuss am 31.12.2005 (Quelle: Statistisches Bundesamt, 2006)	108
25	Verteilung der Variable "Familienstand" in den Stichproben (Quelle: eigene Darstellung)	109

26	Verteilung der Variable Religion in der Stichprobe (Quelle: eigene Darstellung)	110
27	Empirische Verteilung der Variable Erwerbstätigkeit (Quelle: eigene Darstellung)	111
28	Empirische Verteilung der Variable Ausbildung (Quelle: eigene Darstellung)	112
29	Einschätzung der eigenen wirtschaftlichen Lage (Quelle: eigene Darstellung)	113
30	Verteilung des Haushaltsnettoeinkommens in Originalkodierung (Quelle: eigene Darstellung)	115
31	Graphische Änderung in der Verteilung des Haushaltsnettoeinkommens in Originalkodierung (Quelle: eigene Darstellung)	117
32	Entwicklung der Gewerkschaftsmitgliedschaften in absoluten Zahlen (Quelle: eigene Darstellung)	118
33	Anteil der Befragten je Wahljahr und Bundesland (Quelle: eigene Darstellung)	118
34	Verteilung der Ortsgruppenzugehörigkeiten in den Stichproben (Quelle: eigene Darstellung)	119
35	Verteilung der Menschen nach Ortsgruppengrößen in Deutschland (Quelle: eigene Darstellung)	119
36	Beispielhafte Darstellung einer Kreuztabelle des Zusammenhangs Bildungsgrad - Parteibindung 1998 ungewichtet (Quelle: eigene Darstellung)	120
37	Parteibindungen pro Bundesland 1994 (Quelle: eigene Darstellung)	128

38	Kreuztabelle zwischen konfessioneller Zugehörigkeit und Parteibindung (Quelle: eigene Darstellung)	130
39	Verteilung der Parteibindung nach Bildungsabschluss 1998 (Quelle: eigene Darstellung)	131
40	Signifikante Kovariablen im Logit-Modell für eine Parteibindung zur SPD nach Wahljahren (SN 5%) (Quelle: eigene Darstellung)	135
41	Signifikante Kovariablen im Logit-Modell für eine Parteibindung zur Union nach Wahljahren (SN 5%) (Quelle: eigene Darstellung)	138
42	Parteibindungen zur Union in den westdeutschen Bundesländern bei der Bundestagswahl 2002 (mit Gesamtberlin) (Quelle: eigene Darstellung)	140
43	Die SPD in den ost- und westdeutschen Bundesländern seit 1994 (Quelle: eigene Darstellung)	150
44	Die Parteibindung zur SPD seit 1972 (oben) und im ost-westdeutschen Vergleich seit 1994 (unten) (Quelle: eigene Darstellung)	151
45	Die Parteibindung zur Union von 1972 bis 2005 in den westdeutschen Bundesländern (oben) bzw. in den ostdeutschen Landesteilen seit 1994 (unten) (Quelle: eigene Darstellung)	152
46	SPSS-Output: Parameter des Regressionsmodells	160
47	Trendmodelle SPD in der Übersicht (Quelle: eigene Darstellung)	163
48	Trendmodelle Union in der Übersicht (Quelle: eigene Darstellung)	164

49	Trendmodelle zur Modellierung der Parteibindungsstärke (Quelle: eigene Darstellung)	166
50	Parteibindungsprognosen der einzelnen Modelle (Quelle: eigene Darstellung)	167
51	Zeitreihen von Ausprägungen der Variable "Eigene wirt. Lage" in Westdeutschland (Quelle: eigene Darstellung)	169
52	Das neue Modell nach der Faktoranalyse (Quelle: eigene Darstellung)	176
53	Die Ergebnisse des ursprünglichen Logit-Modells zum Signifikanzniveau 5 Prozent (Quelle: eigene Darstellung)	177
54	Die Ergebnisse des Logit-Modells mit den neuen Faktoren (Quelle: eigene Darstellung)	178
55	Faktorbestimmung der wirtschaftlichen Dimension 1994 und 1998 (Quelle: eigene Darstellung)	179
56	Clusterübersicht I (Quelle: eigene Darstellung)	182
57	Clusterübersicht II (Quelle: eigene Darstellung)	183
58	Die Parteibindung zu rechten Parteien nach Konfession und Kirchengangshäufigkeit (Quelle: eigene Darstellung)	185

Tabellenverzeichnis

1	Wahlergebnis und Parteineigung 1994 in %	53
2	Wahlergebnis und Parteineigung 1998 in %	56
3	Wahlergebnis und Parteineigung 2002 in %	57

	11
4 Interpretation der Parameter	73
5 Parameterinterpretation im multinomialen Fall	78
6 Häufig benutzte Trendzusammenhänge	97
7 Wahlergebnis und Parteineigung 2005 in %	154

1 Einleitung

Die politische Wahl ist die einfachste und egalitärste Form von politischer Beteiligung in der Demokratie. „Wahlen sind für die liberale repräsentative Demokratie konstitutiv und prozedural notwendig. Das tatsächliche Ausmaß der Beteiligung der Bürger an Wahlen ist jedoch kein konstitutives Kriterium, sondern möglicherweise nur das Ergebnis von Nützlichkeitsüberlegungen beim Wähler.“ (Kornelius und Roth, 2004: 22-23) Für den amerikanischen Politikwissenschaftler Anthony Downs ist eine politische Wahlen das aus einem Nutzenkalkül motivierte Auswählen einer Regierung. (vgl. Downs, 1968: 36) Politische Wahlen, welche die Attribute allgemein, gleich, geheim und direkt verdienen, haben in Gesamtdeutschland eine etwa 140-jährige Tradition. Die 1871 stattgefundenen Übertragung der Verfassung des Norddeutschen Bundes auf das ganze Kaiserreich beinhaltete zwar noch kein Frauenwahlrecht, bewirkte allerdings, dass in Deutschland fast alle Männer über dem fünfundzwanzigsten Lebensjahr sowohl aktives als auch passives Wahlrecht besessen haben. In dieser Periode zwischen 1871 und 1914, also bis zum Ausbruch des Ersten Weltkrieges, wurden im drei- beziehungsweise später im fünfjährigen Rhythmus insgesamt dreizehn Wahlen durchgeführt. Ein Wahlrecht für Frauen wurde dann erst nach dem verlorenen Ersten Weltkrieg 1919 unter Reichskanzler Friedrich Ebert eingeführt. Zwischen 1918 und 1933 haben insgesamt neun nationale Wahlen stattgefunden. Nach dem Zweiten Weltkrieg hat in der Bundesrepublik 2005 die insgesamt sechzehnte Bundestagswahl stattgefunden. Deutschland kann also auf nationaler Ebene mit einer Gesamtzahl von 38 Wahlen seit 1871 auf eine lange Wahltradition zurückblicken. Seit dem Bestehen der Bundesrepublik hat sich in Westdeutschland, nach den Erfahrungen der Weimarer Republik, ein überaus stabiles Drei- beziehungsweise später mit dem Einzug der Grünen ein Vierparteiensystem entwickelt, bestehend aus zwei großen Volksparteien und einer beziehungsweise zwei kleiner Parteien. Veränderungen waren in diesem System, wie man an Abbildung 1 erkennen kann, eher marginal, zumindest im Vergleich mit ande-

ren westeuropäischen Ländern. „Der gemeinsame Stimmenanteil der beiden Großparteien CDU/CSU und SPD steigerte sich von über 80 Prozent Anfang der 1960er Jahren auf über 90 Prozent Mitte der 1970er Jahre. Nimmt man die FDP hinzu, so vereinigten die drei traditionellen Parteien [...] in den Siebzigern sogar über 99 Prozent der Wählerstimmen auf sich.“ (Niedermayer, 2000: 113) Diese Grundstruktur zeichnet sich Des Weiteren durch eine relativ geringe Polarisierung, also durch nicht allzu große ideologisch-programmatische Distanzen aus. (vgl. Niedermayer, 2000: 113) Man konnte

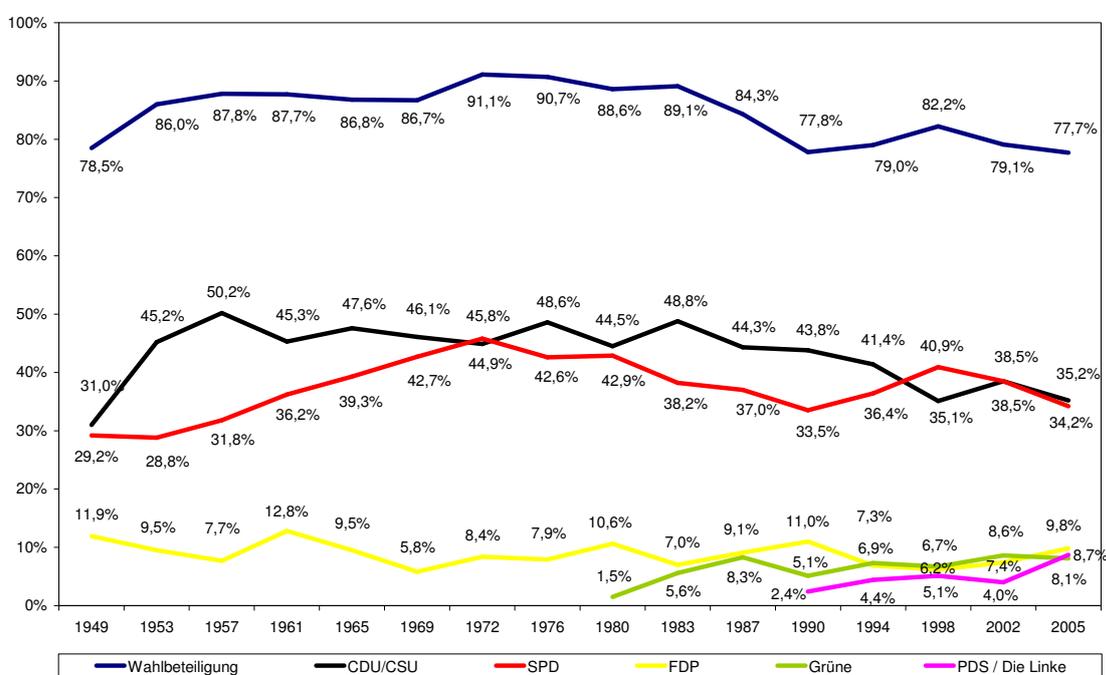


Abbildung 1: Bundestagswahlresultate und Wahlbeteiligung seit 1945 (Quelle: eigene Darstellung)

in der Bundesrepublik prinzipiell von zwei Blöcken mit je vierzig Prozent sprechen, wobei hierbei eine unterschiedlich starke Asymmetrie hin zum christdemokratischen Lager besteht. „Der Konzentrationsprozess der 1950er Jahre, vor allem zugunsten der Union, [führte] zu einer strukturellen Asymmetrie, in der die Integrationspartei CDU/CSU einer SPD mit begrenztem Wähler-

potential gegenüberstand.“ (Niedermayer, 2000: 113) Mehrheitsbeschaffung erfolgte bisher, mit einer kurzen Ausnahme, ausschließlich durch die Koalition von mehreren Parteien. Dabei kam es meist zu einer Zusammenarbeit von einer großen mit einer kleinen Partei, Ausnahmen bilden die beiden großen Koalitionen von 1966-1969 und die aktuelle Bundesregierung. Hierdurch wurde eine 29-jährige permanente Regierungsbeteiligung der F.D.P. zwischen 1969 und 1998 möglich. Mit dem Einzug der Grünen Partei in den Bundestag 1983 hat die F.D.P. diese einzigartige Mehrheitsbeschaffungsposition verloren. Seitdem stehen sich mehr oder minder zwei politische Lager, das christlich-liberale auf der einen und das rot-grüne Lager auf der anderen Seite, gegenüber. An diesem Sachverhalt hat sich auch nach der Wiedervereinigung durch die zusätzliche Präsenz der Linkspartei/PDS am linken Rand nichts geändert. Sowohl die Grünen als auch die Sozialdemokraten haben bisher die Linkspartei/PDS als möglichen Koalitionspartner auf Bundesebene abgelehnt. Insgesamt ist „die relative Stabilität seiner Grundstrukturen mit den beiden traditionell stärksten parlamentarischen Kräften“ immer noch „eines der Kennzeichen des bundesrepublikanischen Parteiensystems.“ (Kornelius und Roth, 2004: 36)

Die Frage nach den Ursachen für die Entstehung von Parteibindungen impliziert die Frage, welche Stabilität dieses Parteiensystem in der derzeitigen Konstellation für die Zukunft hat. Je mehr andere, mitunter auch kurzfristige, Faktoren in die Wahlentscheidung einfließen, desto unberechenbarer werden künftige politische Konstellationen. Ein hoher Stammwähleranteil garantiert hingegen eine gewisse Konstellationsstabilität. Des Weiteren erhöht das Fehlen einer Parteibindung die Wahrscheinlichkeit zur Nichtwahl. (vgl. Völkl, 2007: 32) „Die Parteibindung [...] festigt ganz entschieden die grundsätzliche Bereitschaft zu Partizipation.“ (Kornelius und Roth, 2007: 37)

Der Forschungsstand hierzu zeigt, dass noch keine Veröffentlichungen zu diesem Thema vorliegen, welche die letzte Bundestagswahl 2005 mitberücksichtigen und gleichzeitig mehr als eine rein beschreibende Datenanalyse bieten. Seit rund zwanzig Jahren wird allerdings ein Rückgang der Parteibindung

beobachtet, wobei einige das Abschmelzen auf das internationale Niveau erkennen wollen, andere Forscher wiederum eine nachhaltige Veränderung der politischen Kultur prognostizieren. Der wichtigste Beitrag zu diesem Thema kommt von Falter, Schoen und Caballero aus dem Jahre 2000. (vgl. Falter, Schoen und Caballero, 2000: 235-271) Hierin werden allerdings Aspekte wie Länge und Stärke der Parteibindung in den Vordergrund gestellt mit der Absicht, eine Validierung des Parteibindungskonzeptes vorzunehmen. Gerade aber eine multivariate Zusammenhangsanalyse der Parteibindung mit quantifizierbaren Variablen wie Geschlecht, Alter, Einkommen, dem Stadt-Land-Vergleich, aber auch dem Familienstand oder die Frage nach Kindern bleibt außen vor. Auch der immer wieder in das Feld geführte Unterschied zwischen Ost- und Westdeutschland, der auf den ersten Blick durchaus auffällt, bedarf eines zweiten Blickes, also einer mehrdimensionalen Analyse. Viele Ansätze versuchen sich, sehr stark soziologisch geprägt, der Frage der Parteibindung zu widmen, indem auf Lebenszyklen- und Generationseffekte näher eingegangen wird. Gerade aber datennähere Ansätze wie von Falter und anderen aus dem Jahre 2000 widersprechen eben diesem Lebenszykluseffekt und behaupten, dass eine Generation heranwächst, die nachhaltig, also auch in einer späteren Lebensphase, eine geringere Parteibindung aufweist als bisherige Generationen. Alexandra Mößner beschäftigte sich 2006 mit der Parteibindung bei jungen Erwachsenen und kam hierbei zu dem Zwischenergebnis, dass die neue Generation signifikant geringere Parteibindungen aufweist, nicht nur als die älteren Mitbürger, sondern auch als junge Menschen noch vor zwanzig Jahren. (vgl. Mößner, 2006: 337-359) Dies würde für einen Strukturwandel sprechen. Genauere Forschungsergebnisse, außer einer beschreibenden Analyse der Parteibindungen, sortiert nach Längs- und Querschnitt sowie in verschiedene Altersgruppen aufgeteilt, liegen allerdings ebenfalls noch nicht vor. Die Zahlen zeigen eine nicht bestreitbare Abschmelzung des Anteils der Parteigegebenen. Der Anspruch dieser Arbeit soll es sein, einerseits Gründe und Ursachen durch Kausalzusammenhangsanalysen zu finden. Hierbei wird Wert auf eine ausreichende Anzahl von soziodemogra-

phischen Variablen in der Analyse gelegt. Andererseits soll auf der Grundlage der von der Gesellschaft Sozialwissenschaftlicher Infrastruktureinrichtungen e.V. (www.gesis.org) zur Verfügung gestellten Daten die Frage beantwortet werden, ob diese Abnahme eine längerfristige Entwicklung einleitet oder eine Erholung beziehungsweise Stabilisierung auf einem zu bestimmenden Niveau stattfindet. Anhand dieser statistischen Zukunftsprognosen sollen Schlussfolgerungen für das künftige Parteiensystem und zukünftige Wahlkampfstrategien gezogen werden. Dies wird der Teil der Arbeit, welcher die statistisch anspruchsvollsten Methoden erfordert.

Im Folgenden wird ein Kurzüberblick über die einzelnen Kapitel geliefert: Das zweite Kapitel benennt die Forschungsfrage, legt Grundthesen dieser Arbeit fest, gibt einen Überblick über den Forschungsstand und zeigt das Forschungsdesign der Arbeit auf.

Im dritten Kapitel wird auf die gängigen Theorien des Wahlverhaltens eingegangen. Gerade der in Deutschland dominierende Ann-Arbor-Ansatz (Campbell, Converse und Miller, 1960) soll die Kausalität zwischen der Parteibindung und der späteren Wahlentscheidung verdeutlichen. Die Entwicklung der künftigen Parteibindungsraten in Deutschland wird Aufschluss über die Plausibilität der untereinander konkurrierenden Theoriekomplexe geben.

Kapitel Vier gibt einen Überblick über die Entwicklung der Parteibindung und der mit der Parteibindung in Verbindung stehenden Variablen in den letzten Jahrzehnten. Die Analyse dieser Verteilungen lässt eine erste Hypothesenformulierung über die zukünftige Entwicklung zu.

Nach dieser rein deskriptiven Erklärung der Variable Parteibindung werden in den Kapiteln Fünf, Sechs und Sieben die mathematisch-statistischen Theorien erklärt, welche in der späteren Datenanalyse Anwendung finden. Kapitel Fünf beginnt mit den klassischen multiplen Regressionsansätzen inklusive verschiedener generalisierter linearer Modelle. In Kapitel Sechs wird dem Umstand Rechnung getragen, dass nicht alle Datensätze als reine Querschnittsanalyse vorliegen, sondern in Form von Panelwellen. Um die nötigen generalisierten linearen Modelle auch anwenden zu können, wird eine Über-

sicht über den Ansatz von Liang und Zeger (Liang, 1986) gegeben. In Kapitel Sieben wird das klassische Zeitreihenmodell erklärt und dabei auch kurz auf komplexere Zeitmodelle eingegangen.

In den Kapiteln Acht und Neun, den Hauptteilen dieser Arbeit, werden die Ergebnisse der gerechneten Modelle beschrieben. Während Kapitel Acht eine rein quantitative Ausrichtung besitzt, fließt in Kapitel Neun bei der Zukunftsprognose der Parteibindung auch qualitatives Wissen mit ein. Dies ist notwendig und trägt dem Umstand Rechnung, dass rein statistische Methoden nicht in der Lage sind, den komplexen Sachverhalt vollständig zu erfassen.

In Kapitel Zehn wird der Versuch unternommen, durch Vereinfachung und Zusammenfassung der Kovariablen dem Umstand der sehr differenzierten Darstellung der Kovariablen mit einem alternativem Ansatz gerecht zu werden. Hierdurch wird eine sehr globale Sicht auf die Fragestellung gewählt. Mittels Faktoranalyse werden die Kovariablen in Hauptgruppen zusammengefasst, um dann die Modelle nochmals zu rechnen.

Schließlich wird in Kapitel Elf der Versuch unternommen, aus dem aggregierten Wissen eine politische Gesamtbilanz zu erstellen.

Im Schlussteil, also in Kapitel Zwölf, wird aus allen Erkenntnissen eine Zuspitzung und abschließende Bewertung vorgenommen.

2 Forschungsfragen, Forschungsstand, Forschungsdesign und Aufbau der Arbeit

2.1 Das postulierte Modell

Der Begriff Parteibindung stammt ursprünglich, wie im Kapitel Drei noch ausführlicher dargestellt wird, aus dem Michigan Modell, welches in den fünfziger und sechziger Jahren des 20. Jahrhunderts am Institut of Social Research in den USA entwickelt wurde. Im Laufe der Zeit hat sich die Par-

teibindung als Maß für den Anteil der Wähler, welche sich mit einer gewissen Partei identifizieren, gegenüber dem ursprünglichen Ansatz emanzipiert und ist zu einer eigenständigen Größe in der empirischen Wahlforschung geworden.

Dieser Arbeit liegen drei Grundthesen oder Axiome zugrunde, deren Wahrheit angenommen und explizit nicht nachgewiesen wird. Alle Ergebnisse basieren somit auf der Richtigkeit dieser Axiome. Diese sind:

1. Die Parteibindung entsteht zum entscheidenden Anteil aus einer zu bestimmenden Kombination von soziodemographischen Variablen.
2. Die Parteibindung hat auf alle gängigen Entscheidungsmodelle der Wahlforschung einen mehr oder minder großen Einfluss.
3. Eine strukturelle Veränderung des individuellen Wahlverhaltens kann das politische System der Bundesrepublik Deutschland destabilisieren.

In Abbildung 2 wird diese Grundstruktur nochmals graphisch aufbereitet.

2.2 Forschungsfragen

Dieser Arbeit liegen folgende Forschungsfragen zugrunde:

1. Welche soziodemographischen Variablen haben signifikanten Einfluss auf die Bildung beziehungsweise auf das Vorhandensein einer Parteibindung im Allgemeinen?
2. Welche soziodemographischen Variablen haben signifikanten Einfluss auf die Bildung beziehungsweise auf das Vorhandensein einer Parteibindung zu einer speziellen Partei?
3. Welche soziodemographischen Variablen haben signifikanten Einfluss auf die Stärke der Parteibindung, sofern vorhanden?
4. Wie wird sich die Parteibindungsrate, also der Anteil der parteigebunde-

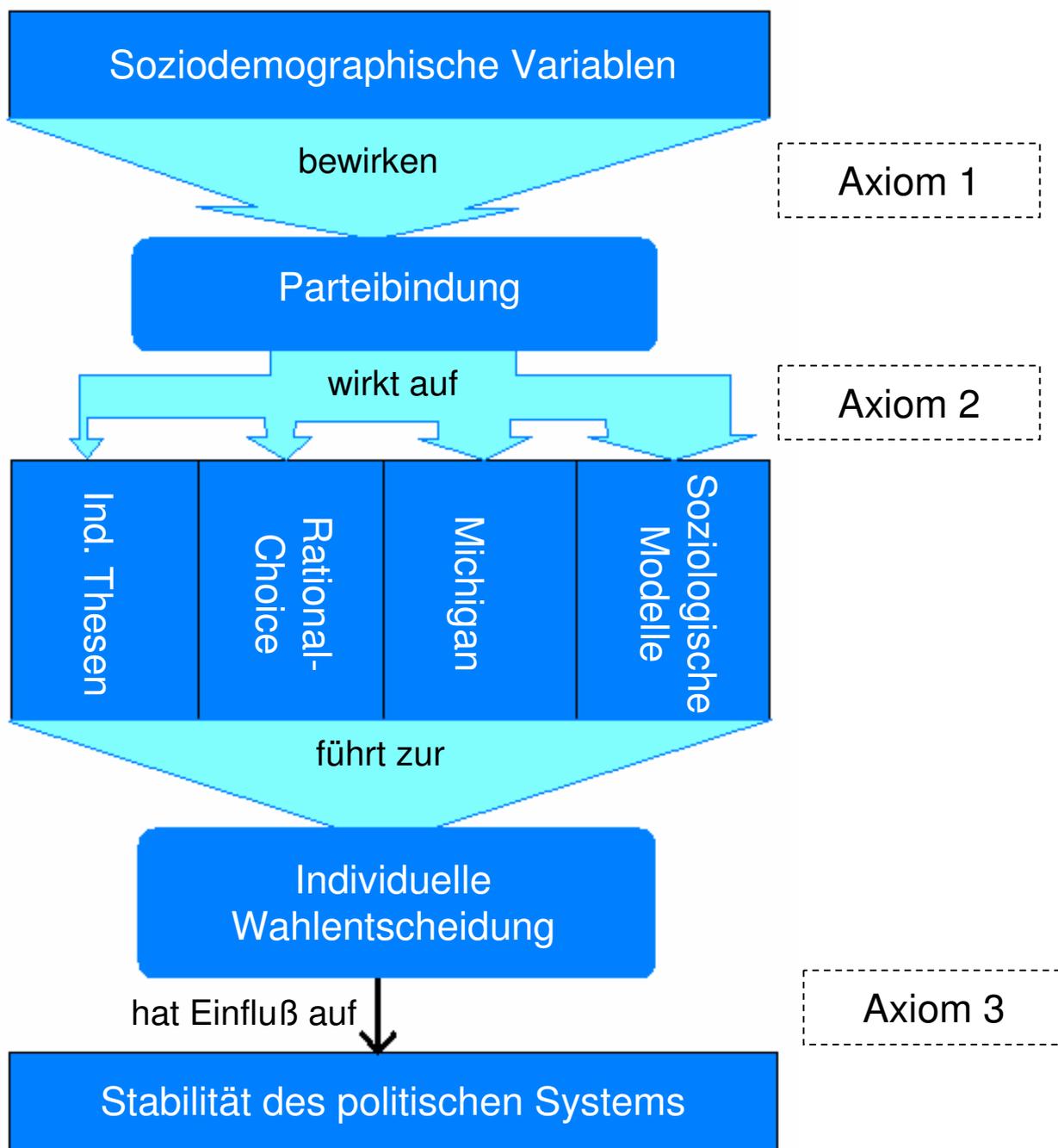


Abbildung 2: Das angenommene Grundmodell inklusive zugrunde liegender Axiome (Quelle: eigene Darstellung)

nen Wähler in der Bevölkerung, in Zukunft entwickeln?

5. Welche Auswirkungen hat die künftige Parteibindungsrate auf die Beurteilung der bekanntesten Wahlentscheidungsmodelle?

6. Welche Auswirkungen hat die künftige Parteibindungsrate auf die Stabilität des politischen Systems in der Bundesrepublik Deutschland?

2.3 Forschungsstand

Der Forschungsstand zur Parteibindung in Deutschland wird durch folgende Artikel und Aufsätze repräsentiert:

a) Falter, Schoen und Caballero aus dem Jahr 2000. Hierin wird unter dem Titel “Dreißig Jahre danach: Zur Validierung des Konzepts ‘Parteiidentifikation’ in der Bundesrepublik“ eine Gesamtbewertung des Parteibindungskonzeptes bis inklusive der Wahl 1998 mittels einfacher Regressionsanalysen unternommen. Die Parteibindung wird insgesamt als immer noch bedeutender Einflussfaktor auf die Wahlentscheidung identifiziert. (vgl. Falter, Schoen und Caballero, 2000)

b) Hans Rattinger verwendet für den 2000 erschienenen Artikel “Konjunkturentwicklung, Wahrnehmung der Wirtschaftslage und Parteipräferenzen in Deutschland, 1977-1998“ komplexere Analysen, um den Zusammenhang von verschiedenen Variablen, die die allgemeine und individuelle wirtschaftliche Lage beschreiben, mit der Parteibindung zu identifizieren. Hierzu werden lineare Modelle und Zeitreihenmodelle verwendet. Insgesamt untersteicht die Studie den Einfluss dieser wirtschaftlichen Variablen auf die Parteibindung, ohne jedoch genau identifizieren zu können, ob eher die Einschätzung der eigenen oder eher die der allgemeinen wirtschaftlichen Lage einen dominanten Einfluss ausübt. (vgl. Rattinger, 2000)

c) Isabell Thaidigsmann veröffentlicht 2004 einen Artikel mit dem Titel “Sozialstruktur und Wählerverhalten - Das Ende einer alten Beziehung?“ . Dies ist eine statistisch rein deskriptive Arbeit, die ebenfalls zu dem Schluss kommt, dass die Parteibindung wie auch die Zugehörigkeit zu bestimmten sozialen

Gruppen immer noch relevante Größen der Wahlentscheidung sind. (vgl. Thaidigsmann, 2004)

d) Unter dem Titel “Die Wähler ziehen Bilanz: Determinanten der Wahlteilnahme und der Wahlentscheidung“ untersuchen Markus Klein und Ulrich Rosar 2005 mittels komplexerer statistischer Verfahren wie dem Logit-Modell den Einfluss der klassischen Einflussfaktoren des sozialpsychologischen Modells auf die Wahlentscheidung. Hierbei steht die aktuelle Bedeutung sowie deren Veränderung bei der Wahl 2002 im Vordergrund. Die Ergebnisse sind uneinheitlich und identifizieren keine dominanten Einflüsse. (vgl. Klein und Rosar, 2005)

e) Alexandra Mößner hat mit den Artikeln “Typisch Parteiidentifizierer? Parteiidentifikation und Persönlichkeit“ von 2005, dem 2006 erschienenen Artikel “Jung und ungebunden? Parteiidentifikation von jungen Erwachsenen“ und dem Artikel “Wie wahl- und wechselfreudig sind Parteiwähler? Parteiidentifikation, Nichtwahl und Wechselwahl“ von 2007 drei relevante Veröffentlichungen zum Themenkomplex Parteibindungen verfasst. In dem Artikel von 2005 untersucht Alexandra Mößner mittels bivariater Zusammenhangsanalysen die Frage, ob bestimmte Persönlichkeitseigenschaften wie Offenheit einen Einfluß auf den Erwerb einer Parteibindung haben. Dies kann allgemein verneint werden, allerdings erhöhen manche Eigenschaften eine parteispezifische Bindung. So sind parteigebundene Wähler der Union in der Regel gewissenhafter als andere Parteigebundene. Der zweite Artikel beschäftigt sich mit Parteibindungen von jungen Erwachsenen. Hierin wird festgestellt, dass die neue Generation signifikant geringere Parteibindungen aufweist, nicht nur als die älteren Mitbürger, sondern auch als junge Menschen noch vor zwanzig Jahren. Auch bei dieser Arbeit wird vor allem auf bivariate und einfachere statistische Modelle zurückgegriffen. Der dritte Artikel von 2007 beschäftigt sich hingegen sehr stark mit der Wirkung der Parteibindung auf das Wahlverhalten und behandelt somit eine andere als die vorliegende Fragestellung. Unter Verwendung eher einfacherer Zusammenhänge stellt die Autorin fest, dass das Vorhandensein, nicht aber die Dauer oder die Stärke einer

Parteibindung die Wahrscheinlichkeit erhöht, an der Wahl überhaupt teilzunehmen. Die Parteibindung verringert außerdem die Wahrscheinlichkeit einer Wechselwahl. (vgl. Mößner, 2005, Mößner 2006 und Mößner, 2007)

f) Ein Beitrag von Charlotte Kellermann von 2007 unter dem Titel “Trends and Constellations“ beschäftigt sich mit der Erklärungskraft des sozialpsychologischen Modells und dem Einfluss von Sachfragen, Kandidatenorientierung und Parteibindung auf das individuelle Wahlverhalten. Im Trend- und Paneldesign wird hier nachgewiesen, dass der Einfluss der Parteibindung auf das Wahlverhalten immer noch enorm ist und dass die drei Einflussvariablen das Wahlverhalten in ihrer Kombination sehr gut erklären können. (vgl. Kellermann, 2007)

g) Ein weiterer Artikel, der die Wirkung der Parteibindung auf eine mögliche Nichtwahl untersucht, stammt von Kerstin Völkl aus dem Jahr 2007 und trägt den Titel “Nichtwahl - die Alternative für parteilich Ungebundene am Wahltag“ . Ebenfalls eher auf einfacheren bivariaten Zusammenhangsmaßen basierend kommt die Autorin zu dem Schluss, dass sich die Wahrscheinlichkeit zur Wahlenthaltung bei Fehlen einer Parteibindung deutlich erhöht. (vgl. Völkl, 2007)

Insgesamt kann man sagen, dass in keiner der bisherigen Arbeiten komplexere statistische Modelle wie GLM oder GEE verwendet wurden um die Parteibindung im Allgemeinen, im Speziellen zu bestimmten Parteien und die Bindungsstärken zu analysieren. Ebenfalls hat keine der Arbeiten bisher mit komplexeren Zeitreihenmodellen versucht, die umfangreichen Daten seit 1972 zur Prognose von künftigen Bindungsraten zu verwenden.

Diese Arbeit ist somit der umfangreichste und statistisch komplexeste Versuch, sich dem Thema “Parteibindung“ zu nähern und stellt damit auch im Bereich der Verwendung von aktuellen statistischen Modellierungsmethoden eine Neuerung in der Politikwissenschaft dar.

2.4 Forschungsdesign und Aufbau der Arbeit

Die Arbeit ist analog zur Reihenfolge der Forschungsfragen aufgebaut. Den Forschungsfragen vorgeschaltet ist die Vorstellung der bekanntesten Theorien der empirischen Wahlforschung, eine übersichtsartige und rein deskriptive Darstellung der Bundestagswahlen 1972 bis 2005 inklusiver Entwicklung der entsprechenden Parteibindungsraten und die Vorstellung der verwendeten statistischen Modelle. Dies geschieht in den Kapiteln Drei bis Sieben. Hierbei muss angemerkt werden, dass der aktuellsten Bundestagswahl aus dem Jahr 2005 ein eigener Abschnitt in Kapitel Acht gewidmet ist. In Kapitel Acht wird eine Antwort auf die drei Forschungsfragen gefunden. Im 9. Kapitel wird die Forschungsfrage Vier diskutiert, in Kapitel zehn wird zusätzlich eine alternative Modellierung für die Beantwortung der ersten drei Forschungsfragen versucht. Die Forschungsfragen Fünf und Sechs werden in Kapitel Elf behandelt und im Schlussabschnitt Zwölf nochmals thesenartig zusammengefasst.

Die Arbeit ist als empirische Studie angelegt, welche Datensätze aller Bundestagswahlen von 1972 bis 2005 verwendet und mittels komplexer statistischer Methoden analysiert. Mit diesen Analysen werden die ersten vier Forschungsfragen beantwortet. Die Bewertung der Forschungsfragen Fünf und Sechs findet qualitativ beziehungsweise argumentativ mit Hilfe von Sekundärliteratur, unter den genannten Axiomen und unter Einbeziehung der bis dahin erzielten empirischen Ergebnisse statt.

3 Theorien des Wahlverhaltens

Die entscheidende Frage in der gesamten Wahlforschung ist jene nach einer allgemeinen Theorie, welche in der Lage ist, das Wahlverhalten von Einzelpersonen oder auch von ganzen Bevölkerungsgruppen zu erklären. Kurz

gesprochen könnte man auch sagen: Wer wählt wen und warum?.

Historisch gehen die ersten Wahlverhaltenstheorien mit den ersten Wahlstudien einher und sind auch erst mit Stichprobenziehungen und Panel-Technik möglich geworden. Zeitlich lässt sich diese Entwicklung in das Nordamerika der frühen vierziger Jahre des zwanzigsten Jahrhunderts einordnen, auch wenn schon 1840 die ersten Wahlstatistiken in Preußen erstellt wurden und anschließend weitere Studien in Bayern, Frankreich und den USA folgten. (vgl. Roth, 1998: 7-20) Es zeigt sich bei diesen ersten wichtigen amerikanischen Studien anlässlich der Präsidentschaftswahlen früh eine Teilung in zwei Hauptrichtungen der Erklärung, unterschieden durch die entscheidenden Einflussgrößen, welche auf das Verhältnis des Wählers zu "seiner" Partei einwirken. Diese beiden Uransätze, der so genannte soziologische Ansatz und der sozialpsychologische Ansatz, werden im Folgenden genauer ausgeführt. Aus den Grundideen beider Ansätze leiten sich auch alle neueren Theorien ab. Im Anschluss an die Darstellung der beiden Grundmodelle folgt die Diskussion dieser Theorien und deren Ableitungen für Deutschland seit 1950. Am Ende dieser Theoriediskussion soll die Bedeutung der Parteibindung für die moderne Wahlforschung herausgearbeitet sein. Anhand dessen ist eine Beurteilung der künftigen Parteibindungsraten für die Entwicklung des politischen Systems zu leisten, das heißt, welche Veränderungen im politischen System durch eine andere Parteibindungsstruktur erfolgen werden.

3.1 Soziologischer Ansatz

Die erste wichtige Wahlstudie "The People's Choice" von Lazarsfeld, Reuben und Gaudet (Lazarsfeld, Reuben und Gaudet, 1944) stammt aus dem Jahr 1944 und wurde anlässlich des Präsidentschaftswahlkampfes an der Columbia University verfasst. Das Grundkonzept dieses Ansatzes stammt von Georg Simmel, der bereits 1890 seine "Theorie der sozialen Kreise" verfasste. (Simmel, 1890) Hierin wird behauptet, dass Menschen innerhalb der jeweiligen sozialen Kreise nach „spannungsfreien Verhältnissen“ (Lazarsfeld,

Reuben und Gaudet, 1944: 148) streben. Ein sozialer Kreis ist beispielsweise die Arbeitsstätte, die Wohngegend und die Familie, woraus auch erkenntlich wird, dass die meisten Menschen Mitglieder verschiedener sozialer Kreise sind. Diese sozialen Kreise können sich untereinander "konzentrisch" (Bürklin und Klein, 1998: 55) verhalten, das heißt, dass mehrere Kreise prinzipiell die gleichen politischen Interessen haben. Ein gewerkschaftlich organisierter Arbeiter des 19. Jahrhunderts, der in einer reinen Arbeitergegend wohnt und dessen Eltern ebenfalls schon Arbeiter aus der gleichen Gegend waren, wäre hierfür ein Paradebeispiel. Dieser Arbeiter befindet sich in spannungsfreien Verhältnissen, da alle auf ihn einwirkenden politischen Faktoren in die gleiche Richtung, also in die (sozialistisch) gewerkschaftliche Arbeiterbewegung zeigen. Ein weiteres Beispiel ist ein gläubiger katholischer Landwirt am Anfang des letzten Jahrhunderts. In diesen Fällen ist, so die soziologische Theorie, die Wahlentscheidung eigentlich schon durch die Zugehörigkeit zu den jeweiligen sozialen Gruppen determiniert. Anders verhält es sich, falls eben keine "konzentrischen" Kreise, sondern sich kreuzende Kreise, so genannte "cross-pressures" (vgl. Roth, 1998: 26), vorliegen. Ein klassisches Beispiel für eine "cross-pressure" Situation ist der bayrische gewerkschaftsnahe Arbeiter der 1960er Jahre, welcher katholischer Kirchgänger ist und im ländlichen Gebiet Altbayerns wohnt. Hier entstehen deutliche, sich kreuzende Kreise in der Weise, dass zwar einerseits die Wohngegend und der ausgeprägte Hang zum Glauben in die konservative Richtung von Bayernpartei oder CSU deuten. Auf der anderen Seite widerspricht dies seiner beruflichen Situation und somit seinen finanziellen Interessen, marxistisch würde man deshalb klar argumentieren, dass das „Sein das Bewusstsein bestimmt“ und daher ein unüberwindbarer kausaler Zusammenhang besteht. (Marx, 1978: 51) Bei unterschiedlichen Interessen im Umfeld einer Person entscheiden die dominanteren Einflüsse. Hier kann kein spannungsfreier Zustand aufrecht erhalten werden und es kommt zu Inkonsistenzen und Konflikten. Diese Inkonsistenzen sind in dem mikrosoziologischen Ansatz von Lazarsfeld, neben der Änderung des eigenen persönlichen Umfeldes, also dem Verlassen der alten und dem der Zu-

gehörigkeit zu neuen sozialen Kreisen, die einzigen Gründe für einen Wechsel der politischen Präferenz. Prinzipiell gilt aber „A person thinks, politically, as he is, socially. Social characteristics determine political preference.“ (Lazarsfeld, Reuben und Gaudet, 1944: 27) Weiter geht dieser Ansatz davon aus, dass in homogenen Sozialmilieus am frühesten die Wahlentscheidung fällt und auch insgesamt das meiste politische Interesse herrscht. Unter diesen Annahmen ist es nachvollziehbar, dass Wahlkampf eigentlich nur zur Mobilisierung und inhaltlichen Festigung der Stammwähler, die im englischen „Crystallizer“ genannt werden, dient. Während bei den Unsicheren, englisch „Wavers“ , zumindest noch eine Beeinflussung der Wahlentscheidung möglich ist, entscheidet bei den Wechselwählern weniger der jeweilige Parteauftritt als vielmehr der momentane Einfluss der auf das Individuum einwirkenden sozialen Kreise.

Die zweite große soziologische Studie zum Wahlverhalten stammt aus dem Jahr 1954, bezieht sich auf den Präsidentschaftswahlkampf 1948 Truman gegen Dewey und heißt „Voting“ . (Berelson, Lazarsfeld und McPhee, 1954) Hierin wird als Weiterentwicklung des ersten Ansatzes zusätzlich mit der „Theorie der kognitiven Dissonanz“ ein Versuch unternommen, die Wahrnehmung von politischem Personal und dessen inhaltlicher Position zu erklären. Gerade im Fall von deutlichen Unterschieden zwischen dem favorisierten Spitzenkandidat der eigenen Partei und inhaltlichen Positionen, die den eigenen Überzeugungen widersprechen, kommt das Phänomen der kognitiven Dissonanz zum Vorschein. Um sich aus dieser Situation zu befreien und das eigene Weltbild weiterhin widerspruchsfrei zu gestalten, setzt bei dem Wähler eine selektive oder auch eine bewusst falsche Wahrnehmung ein. Die unliebsame und unpassende Information, die eben nicht in das bisher vorherrschende Welt- oder Personenbild passt, wird also umgeformt oder gänzlich ausgeblendet. Hierdurch entschärft sich der innere Konflikt und die festen Denkschemen passen wieder ineinander. (vgl. Bürklin und Klein, 1998: 53-57) „Die Autoren glaubten sogar, Anhaltspunkte dafür gefunden zu haben, dass

Freunde und Bekannte danach ausgesucht werden, ob sie die gleiche politische Haltung haben oder nicht.“ (Roth, 1998: 25)

Aus heutiger Sicht erweist sich der vorgestellte mikrosoziologische Ansatz der Columbia School um Lazarsfeld insgesamt in vielen Bereichen als ungenügend, Wahlentscheidungen auch im 21. Jahrhundert noch erklären zu können. Erstens kann nicht von einer Homogenität der sozialen Kreise in modernen Gesellschaften ausgegangen werden. Zweitens aber, und dieser Einwand wirkt schwerwiegender, sind die damals verwendeten Datenerhebungs- und Analysemethoden nach heutiger Erkenntnis falsch. Lazarsfeld und seine Mitarbeiter hatten für die erste Arbeit “The people’s choice“ 600 Personen im ländlichen Ohio über sieben Monate als Panelstudie einmal monatlich befragt. Dabei wurden mittels Anteilswerten der Präferenz bei verschiedenen Gesellschaftsgruppen und Faktorkombinationen als neue Variable im Vergleich zur Gesamtbevölkerung Rückschlüsse auf Signifikanzen gezogen, die heutzutage zu Recht methodisch angezweifelt werden würden. Auch die Auswahl dieser Personen und die Übertragbarkeit, also die Repräsentanz auf die Gesamtbevölkerung, dieser Befunde sind mehr als fragwürdig.

Trotz dieser Punkte ist die historische Leistung zu würdigen und es bleibt festzustellen, dass durch diese Theorien der Stein der modernen Wahlforschung ins Rollen gebracht wurde. Als Weiterentwicklung dieses Ansatzes ist der makrosoziologische Ansatz, oder auch Cleavage Theorie genannt, von Lipset und Rokkan (Lipset und Rokkan, 1967) aus den 1960er Jahren zu sehen.

3.2 Sozialpsychologischer Ansatz

Im Gegensatz zum soziologischen Ansatz von Lazarsfeld und anderen geht der sozialpsychologische Ansatz, auch Ann-Arbor-Modell genannt, davon aus, dass Wahlverhalten „...durch das Zusammenwirken politisch institutioneller, sozialökonomischer und psychischer Bedingungsfaktoren verursacht“ (Falter, Schumann und Winkler, 1989 [1]: 8) wird. Das bedeutet konkret, dass sich das

Wahlverhalten nicht ausschließlich durch die “sozialen Kreise“ erklären lässt, die auf das Individuum einwirken. Andere Faktoren, vorrangig die so genannte Parteiidentifikation, spielen bei diesem Ansatz, welcher erstmals 1954 von Campbell und anderen am Institute of Social Research (ISR) der University of Michigan vertreten wurde, die herausragende Rolle. In dessen Studie “The Voter Decides“ (vgl. Campell, Garin und Miller, 1954) wurde erstmals auf eine nationale Zufallsstichprobe zurückgegriffen und es wurden methodisch neue Maßstäbe im Bereich “Repräsentativität“ gesetzt. Auf der Basis dieser “repräsentativen Stichprobe“ konnte nun erstmals der Versuch unternommen werden, alle gesellschaftlichen Schichten und alle Anhängerschaften zu zwei Zeitpunkten miteinander zu vergleichen. Eine zweite wichtige Komponente war die Tatsache, durch Zufallsstichproben Fehlergrenzen statistischer Art, also Irrtumswahrscheinlichkeiten angeben zu können. Insgesamt distanzieren sich die Forscher aus Michigan aufgrund der datenbasierten Resultate von den gruppensoziologischen Erklärungsversuchen von Lazarsfeld und stellen individualpsychologische Einflussgrößen in den Vordergrund. Die subjektive Wahrnehmung als entscheidendes Antriebsmoment bei der Wahlentscheidung und nicht der objektive soziale Hintergrund bedingen ein multikausales Modell, in dessen Kontext der Begriff des so genannten “Kausaltrichters“ oder im Original der “funnel of causality“ in das Feld der Analyse geführt wird. Als individualpsychologische Einflussfaktoren werden von Campbell und den anderen Vertretern dieser Theorie die Parteiidentifikation “party identification“ , die Kandidatenorientierung “personalities“ und die politischen Sachfragen “issues“ genannt. Alle anderen Faktoren des sozialen Kontextes wirken vorgeschaltet in dem angesprochenen Kausaltrichter auf diese drei Haupteinflussgrößen wie man in Abbildung 3 erkennen kann. (vgl. Bürklin und Klein, 1998: 57-62)

Die drei genannten Hauptfaktoren bedingen und beeinflussen sich gegenseitig und führen in ihrer Kombination schließlich zur Wahlentscheidung. In spezielleren Modellen beeinflusst die Wahlentscheidung wiederum nachhaltig die drei Einflussfaktoren, so dass hier Wechselwirkungen vorliegen und

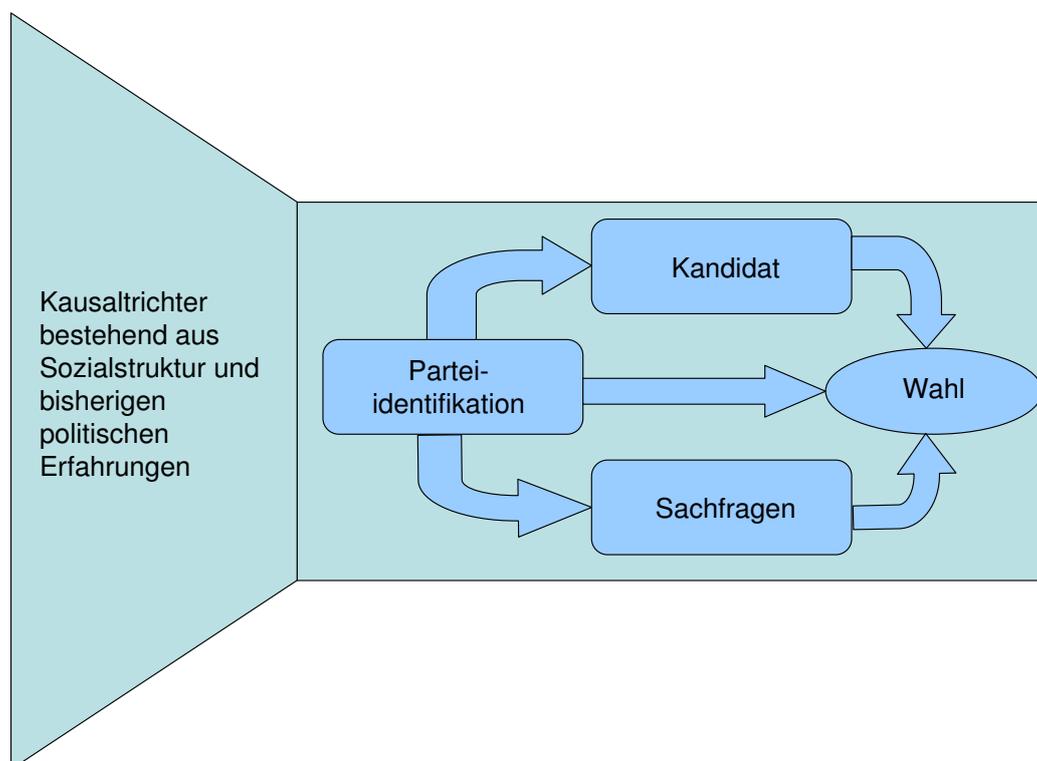


Abbildung 3: Vorgeschalteter Kausaltrichter (Quelle: eigene Darstellung)

die Abbildung 3 in diesem Fall jeweils durch Pfeile in beide Richtungen ergänzt werden könnte. Im Falle der Wirkung in beide Richtungen spricht man vom nicht-rekursiven Modell (Bürklin und Klein, 1998: 62), einem Spezialfall des bereits angesprochenen Modells. Von beiden, also vom Basismodell, aber auch vom nicht-rekursiven Modell existieren weitere Variationen, auf die im Folgenden explizit eingegangen wird. Nun nochmals zu den drei Hauptfaktoren: Die Parteiidentifikation ist sicherlich die zentrale Größe, ihr wird deshalb auch bis heute noch dieser Stellenwert zugemessen und keine Wahlanalyse, auch nicht die vorliegende, wird ohne diese Variable arbeiten beziehungsweise Wahlentscheidungen erklären können. Zur Parteibindung gleich mehr, zuerst zu den beiden anderen Faktoren.

Die zweite wichtige Variable, die Kandidatenorientierung, wird, wie bereits erwähnt, von der Parteibindung beeinflusst. Trotzdem entwickelt gerade die Bewertung einer Person im Laufe des Wahlkampfes eine gewisse Eigendyna-

mik, welche sich, laut Campell und Anderen, nicht ausschließlich durch die Parteibindungen erklären lässt. Einerseits entscheidet die Sachfragenkompetenz und die Frage, ob dem Kandidaten zugetraut wird, seine Positionen zu den einzelnen Sachfragen auch durchzusetzen. Andererseits spielen aber auch persönliche Merkmale der Kandidaten, wie Vertrauenswürdigkeit oder sympathisches Auftreten, eine wichtige Rolle. Bei beiden Punkten kommt es sowohl auf die Wahrnehmung als auch auf die Bewertung des Wahrgenommenen an. Aus all dem bildet sich beim Wähler eine Gesamtbewertung der einzelnen Kandidaten.

Die dritte Einflussgröße ist die Themenorientierung oder im Englischen die "issues". Hier kommt die ganze Dimension der aktuellen politischen Stimmung und des politischen Tagesgeschäfts zum Tragen. Der Wähler bewertet einzelne Sachfragen nach Relevanz und verbindet die jeweiligen Positionen der Parteien mit dem, was er selbst als richtig und wichtig empfindet. Prinzipiell gibt es zwei Sachfragenkomplexe: Sachfragen, in denen Übereinstimmung zwischen der Wählerschaft einer Partei und dem zugehörigen Spitzenkandidaten herrscht und jene, bei denen dies nicht der Fall ist. Es scheint ersichtlich, dass im zweiten Fall die issues einen bedeutenden Teil zur Wahlentscheidung, eventuell auch gegen die eigene Parteiidentifikation, beitragen können. Das zentrale Einwirken der persönlichen Einschätzung von Sachfragen wird für wirtschaftliche Fragestellungen zumindest von einigen Autoren bestritten. „Die Bildung und Veränderung von Lösungskompetenzen für ökonomische Issues erfolgt zumeist analog zu den allgemeineren politischen Präferenzen oder Dispositionen. Die ökonomische Leistungserwartung gewährleistet somit in erster Linie die Rationalisierung allgemeiner politischer Präferenzen wie z. B. der Wahlabsicht. Die issuebedingte (Veränderung der) Wahlabsicht ist hingegen die Ausnahme.“ (Jung, 1982: 229)

Auf diese drei Hauptfaktoren wirkt vorgeschaltet der Kausaltrichter, dieser kann stetig Veränderungen bewirken. Im Kausaltrichter sammeln sich die bisherigen politischen Erfahrungen mit all den gezogenen Schlüssen und Bewertungen dieser Erfahrungen. Es entsteht eine mehrdimensionale politische

Einstellung. Der kleiner werdende Trichter in diesem Modell soll hierbei andeuten, dass sich die Erfahrungen "verdichten" und somit komprimierter auf die drei Hauptfaktoren einwirken.

Zurück zur Parteiidentifikation oder Parteibindung: Die Identifikation mit einer Partei resultiert aus dem Sozialisierungsprozess, in dem langfristige Bindungen eines Individuums zu einer Partei als sozialen Gruppe oder Ansammlung von Individuen entstehen. Diese Gruppen haben bestimmte Gemeinsamkeiten und verfolgen gemeinsame Ziele. Dadurch entsteht beim Einzelnen eine "psychische Parteimitgliedschaft" (Roth, 1998: 37), die sich über die Jahre stabilisiert und verfestigt. Diese psychische Parteimitgliedschaft führt zu einer positiveren Bewertung der Kandidaten und zur Übernahme von inhaltlichen Positionen der Partei. Sie ist nicht kurzfristig durch die aktuelle politische Situation beeinflussbar und wird schon in frühen Jahren durch die politischen Einstellungen der Eltern geprägt. Selbst auf die Persönlichkeit wirkt sich diese Bindung in der Form einer psychologischen Verankerung aus. Carsten Zelle formulierte diesen Sachverhalt wie folgt: „In der Theorie ist die Parteiidentifikation eine in der Phase der politischen Sozialisation erworbene Bindung an eine bestimmte Partei, deren Festigung von der Wahlerfahrung und (retrospektiven) Evaluierung der Parteien abhängt.“ Des Weiteren kann „eine Abschwächung dieser Parteiidentifikation [...] auf eine zunehmende Wechselbereitschaft hindeuten.“ (Zelle, 1994: 66-67) Bei den Wählern mit Parteibindung, die in Deutschland immer noch etwa 70 von Hundert ausmachen, spricht man oft auch von Stammwählern. Diese Beschreibung der Parteibindung ist in der Literatur häufig vorzufinden. Aus dieser Darstellung leitet sich die erste Forschungsfrage ab: Welche Faktoren bewirken das Entstehen einer Parteibindung, also welche soziodemographischen Variablen verdichten sich im Trichtermodell? Wenn eine genauere Kenntnis der Abhängigkeiten besteht, kann auch eine wesentlich genauere Prognose der künftigen Entwicklung geleistet werden. Wenn sich der Anteil der Stammwähler verändert, welche Auswirkungen auf Wahlen und das politische System in Deutschland sind möglich? Man könnte bei dem Faktor Parteibindung von

dem “soziologischen“ Teil der Wahlentscheidung sprechen, also von dem Teil, der den lazarsfeldschen Ansatz in das Gesamtmodell integriert.

Dieser trikausale Ansatz besteht in Grundzügen auch heute noch. Er findet, zumindest in modifizierter, regional auf das jeweilige Wahlsystem angepasster Form in der modernen Wahlforschung, auch in Deutschland, seine Anwendung. (vgl. Roth 1998: 35-47)

3.3 Ansätze in Deutschland

Der sozialpsychologische Ansatz aus Michigan ist die inhaltliche Grundlage für die Entwicklung der Wahlverhaltenstheorien in der Bundesrepublik. Bei der nahtlosen Übertragung gab es allerdings von Anfang an Probleme, was sich sowohl auf Unterschiede in der demographischen Zusammensetzung der Bevölkerung, und damit auch einer anderen Sozialstruktur, als auch auf das unterschiedliche Wahlsystem im Vergleich zu den USA zurückführen lässt. Besondere Probleme bereitete den Forschern ab Anfang der sechziger Jahre, der Zeit der Kölner Wahlstudie zur Bundestagswahl 1961 (vgl. Scheuch, 2000: 41-58) als erste ernst zu nehmende deutsche Studie, die Übertragbarkeit und Messbarkeit des angelsächsischen Begriffes “party identification“ . Die reine Übersetzung in die deutsche Sprache führte bei Befragungen zu sehr unterdurchschnittlichen Identifizierungsraten im internationalen Vergleich. (vgl. Bürklin und Klein, 1998: 66) Nach mehreren erfolglosen Versuchen wurde eine Standardfrage geschaffen, welche durch Formulierung und Fragestellung die empirische Einbettung in die Erkenntnisse vergleichbarer Länder erlaubt. Hierin wird aus der “party identification“ die so genannte Parteineigung. Die in den Umfragen verwendete Fragestellung wurde dabei folgendermaßen festgelegt und seitdem genormt in der politischen Meinungsforschung so verwendet:

„Viele Leute neigen in der Bundesrepublik längere Zeit einer bestimmten Partei zu, obwohl sie auch ab und zu eine andere Partei wählen. Wie ist das bei

Ihnen: Neigen Sie - ganz allgemein gesprochen - einer bestimmten Partei zu? Wenn ja, welcher? Bitte nennen Sie mir nur den Buchstaben von der Liste.“ (Bürklin und Klein, 1998: 67)

Dieser Formulierung war, wie bereits angesprochen, ein jahrelanger Diskurs über Gründe, Komponenten und Messbarkeit der Parteineigung vorgegangen, auf den hier nicht näher eingegangen werden soll. (vgl. Falter und Rattinger, 1983: 418) Gerade das Messbarkeitsproblem, also die konkrete Implementierung des sozialpsychologischen Modells in den bundesdeutschen Umfrage- und Analysealltag wurde erst 1966 von dem Amerikaner Converse mit seiner Methode der “Normalwahlanalyse“ gelöst. (vgl. Bürklin und Klein: 70-73) Dabei bleibt das Grundkonzept der trikausalen Wahlverhaltensanalyse vorhanden mit der Spezifikation, nun auch den Einfluss von Parteineigung, Sachfragen und Kandidatenwirkung quantifizieren können zu wollen. Dies gelang mit einem Methodenmix, der die Stichprobe in Klassen unterschiedlicher Parteibindung einteilt, um anschließend mittels mehrerer arithmetischer Mittel über die Zeit hinweg, also als von der Zeit abhängige Funktion, und mittels Extrapolation, also einer Prognose außerhalb des Wertebereichs solch einer Funktion, eine klassenspezifische Prognose für künftige Wahlen versucht. Insgesamt stellten Falter und Rattinger anhand der Analyse des Bundestagswahlkampfes 1980 fest, „...dass in der Bundesrepublik Deutschland die Voraussetzungen für die Anwendung des “analytisch eleganten“ Modells der Normalwahlanalyse gegeben sind und dass das Verfahren, wenn auch mit beträchtlichem methodischen und rechnerischen Aufwand, auf das Regierungssystem der Bundesrepublik übertragen werden kann.“ (Bürklin und Klein, 1998: 72) Hierbei muss auf jeden Fall angemerkt werden, dass durch die Wiedervereinigung und durch die Erweiterung des Drei-Parteiensystems zum Vier- oder Fünf-Parteiensystem der Sachverhalt nicht unkomplizierter geworden ist. Des Weiteren kommen Falter und Rattinger zu der empirischen Erkenntnis, dass die Parteibindung 1980, stärker noch als in den USA, die Wahlentscheidung beeinflusst hat, stärker auch als entsprechende kurzfristige Faktoren wie Sach- und Kandidatenfragen. Zelle fasst mit Daten bis

zur Bundestagswahl 1990 die Bedeutung der Parteiidentifikation wie folgt zusammen: „Insgesamt kann, unter Berücksichtigung der veränderten Parteienkonstellation, ein Effektivitätsverlust der Parteineigung nicht festgestellt werden.“ (Zelle, 1994: 71-72) An anderer Stelle heißt es: „In Summe stützen die Daten zur Parteineigung die These des Rückgangs der Parteiidentifikation nicht. Die Parteiidentifikation ist nicht seltener geworden, nicht weniger stabil und nicht weniger effektiv in der Bestimmung des Wahlverhaltens.“ (Zelle, 1994: 75) Bei Sachfragen und Kandidatenwirkung hatte 1980 eindeutig die Kandidatenorientierung, wie es im Original heißt, die wichtigere Bedeutung. (vgl. Falter und Rattinger, 1983: 418) Aber auch 2002 erweist sich „im Falle der SPD [...] die Parteiidentifikation mit einem standardisierten Effektkoeffizienten von 3,09 als stärkster Prädikator“ für das Wahlverhalten. (Klein und Rosar, 2005: 191-192) Bezüglich Sachfragen- versus Kandidateneffekten „...überwiegen 2002 bei der SPD die parteispezifischen Einflussfaktoren der Wahlentscheidung leicht, wohingegen bei der CDU/CSU die kandidaten-spezifischen Einflussfaktoren eine etwas größere Bedeutung haben.“ (Klein und Rosar, 2005: 194) Insgesamt wird das Parteineigungskonzept für Deutschland weitestgehend als verifiziert angesehen, wie Falter und andere in einer empirischen Studie aus dem Jahre 2000 zeigen. (vgl. Falter, Schoen und Caballero, 2000: 235-271) Dies wird auch von Kellermann 2007 bestätigt. (Kellermann, 2007: 321-322) Allerdings sei an dieser Stelle auch auf Beiträge wie von Küchler und anderen hingewiesen, die das Parteibindungskonzept als empirisch nicht haltbar bezeichnen. (vgl. Küchler, 1990: 426-429) Diese Arbeit basiert auf der These, dass die Parteibindung in Deutschland als theoretisches Konstrukt zur Erklärung des Wahlverhaltens als verifiziert angesehen werden kann.

Außer der Normalwahlanalyse, welche auf dem sozialpsychologischen Ansatz beruht, wurden auch andere Konzepte in Deutschland entwickelt, beziehungsweise der Versuch unternommen, fremde Konzepte auf die deutsche Situation zu übertragen. Zu nennen wären in diesem Zusammenhang die auf dem lazarsfeldschem soziologischen Ansatz basierte Cleavage-Theorie, die In-

dividualisierungsthese, welche von einem schwindenden Einfluss des sozialen Umfeldes ausgeht, aber auch Rational-Choice Theorien des Wählerverhaltens, die versuchen, Wahlverhalten im individuellen Kosten-Nutzen-Kontext zu sehen. In diesen Ansätzen spielt die Parteibindung eine unterschiedlich starke Rolle. „Wahlentscheidungen sind komplexe Prozesse; sie bilden sich im Zusammenwirken einer Vielzahl von Faktoren, die zudem für die Einzelnen von höchst unterschiedlicher Bedeutung sein können. Dabei spielen traditionelle Bindungen wie festgefügte Strukturen auch heute noch eine maßgebliche Rolle. Dies gilt für die überkommenen, den wohlfahrtstaatlichen und den konfessionellen Cleavage wie für neue längerfristig wirkende Konflikte in Politik und Gesellschaft.“ (Schultze, 2003: 98)

Das Cleavage-Modell, auch makrosoziologischer Ansatz genannt, ist 1967 von Lipset und Rokkan als konzeptionelle Weiterentwicklung von Lazarsfeld's mikrosoziologischem Modell entstanden. (vgl. Lipset und Rokkan, 1967) Im Gegensatz zum klassischen soziologischen Modell wird in der Cleavage-Theorie allerdings „... keine direkte, „objektive“ Wirkung sozialstruktureller Merkmale auf politisches Verhalten und somit auf Wahlentscheidungen angenommen - sozialstrukturelle Merkmale von Individuen würden vielmehr mittelbar über gesellschaftliche Gruppierungen wirksam werden, die sich entlang von Konfliktlinien organisieren.“ (Müller, 1999: 82)

Diese gesellschaftlichen Großgruppen bündeln dann die gemeinsamen Interessen und versuchen diese über Parteien so weit wie möglich durchzusetzen. Hierbei entsteht eine Beziehung der gegenseitigen Abhängigkeit zwischen ihnen und den Parteieliten.

Der Cleavage-Theorie zufolge bestehen vier grundsätzliche Konfliktlinien anhand deren sich die Parteiensysteme entwickelten und „deren Einfluss auf die Politik sich nur langsam abschwächt.“ (Arzheimer und Falter, 2003[2]: 36) Kapital vs. Arbeit, Kirche vs. Staat, Stadt vs. Land, Zentrum vs. Peripherie. Dass diese stark an der gesellschaftlichen Realität des 19. Jahrhunderts orientierte Theorie so nicht mehr aufrechterhalten werden kann, erkannten

auch ihre Fürsprecher und modifizierten wesentliche Teile des Ansatzes. Seit den 1950er Jahren existieren zwei Hauptkonfliktlinien in der bundesdeutschen Parteienlandschaft: Das religiös-konfessionelle Cleavage zwischen Staat und Kirche und das sozio-ökonomische Cleavage zwischen Arbeit und Kapital. Arzheimer und Schoen zeigen, dass diese beiden Konfliktlinien auch heute noch relevante Größen zur Erklärung des Wahlverhaltens sind, wobei hier „die religiös-konfessionelle Spannungslinie [...] das Wahlverhalten in Deutschland stabiler, stärker und homogener beeinflusst als die sozioökonomische“ . (Arzheimer und Schoen, 2007[2]: 107) Andere Autoren identifizieren drei Konfliktlinien: „soziale Gerechtigkeit/Solidarität versus Primat der ökonomischen/individuellen Leistung, traditionelle Lebensformen versus sozio-kulturelle Modernisierung/Toleranz [und] starker Staat/Recht und Ordnung versus Garantie individueller Bürgerrechte/zivilgesellschaftliche Selbstbestimmung“ . (Schultze, 2003: 99) Mit der Union, der SPD und der FDP gab es auch seit der ersten Stunde Parteien, die diese zwei Dimensionen besetzt hatten. Lediglich eine konfessionell und an Arbeit orientierte Partei hatte gefehlt und fehlt auch heute noch. Am ehesten kommt wohl die bayerische CSU dieser Rolle nach. Die religiöse Dimension ist in der Bundesrepublik Deutschland also durch die Unionsparteien auf der einen Seite und SPD und FDP auf der anderen geprägt. Die Grenze zwischen den ökonomischen Cleavages Arbeit und Kapital verläuft mehr oder minder genau anhand der Parteigrenzen zwischen der arbeitnehmerorientierten SPD und den bürgerlichen Parteien des Mittelstands CDU/CSU und FDP. „Diese Konstellation konnte schon bei der ersten Bundestagswahl beobachtet werden, und sie besteht trotz der vielschichtigen gesellschaftlichen Veränderungen in weniger deutlicher Form bis heute fort.“ (Thaidigsmann, 2004: 8) Eine dritte Konfliktachse Materialismus versus Postmaterialismus entstand in den späten 1970er und Anfang der 1980er Jahre und manifestierte sich in einer immer stärker werdenden Grünen Partei. Ähnlich der Bedürfnispyramide von Maslow wird sich bei dieser dritten Konfliktlinie ein Mensch mit postmaterialistischem Gedankengut intensiv erst dann beschäftigen, wenn seine elementaren materiellen Bedürf-

nisse abgedeckt sind. Sind also materialistische Bedürfnisse wie Versorgung und Sicherheit erst „einmal befriedigt, [treten] neue in Erscheinung - soziale, kulturelle und intellektuelle (postmaterialistische Werte).“ (Müller, 1999: 105) Konkret auf die bundesdeutsche Situation seit dem Ende des 2. Weltkrieges bedeutet dies, dass es zu einer „Verlagerung von (bereits weitgehend befriedigten) materiellen Werten hin zu (noch nicht befriedigten) postmateriellen Werten...“ geführt hat. (Müller, 1999: 105) Berhold Brecht beschreibt in der Dreigroschenoper diesen Zusammenhang noch etwas drastischer: „Erst kommt das Fressen, dann die Moral“ Auf die umfangreiche Debatte dieses Wertewandels in den 1970er Jahren sein an dieser Stelle verwiesen. (vgl. Inglehart, 1989 bzw. Noelle-Neumann, 1985)

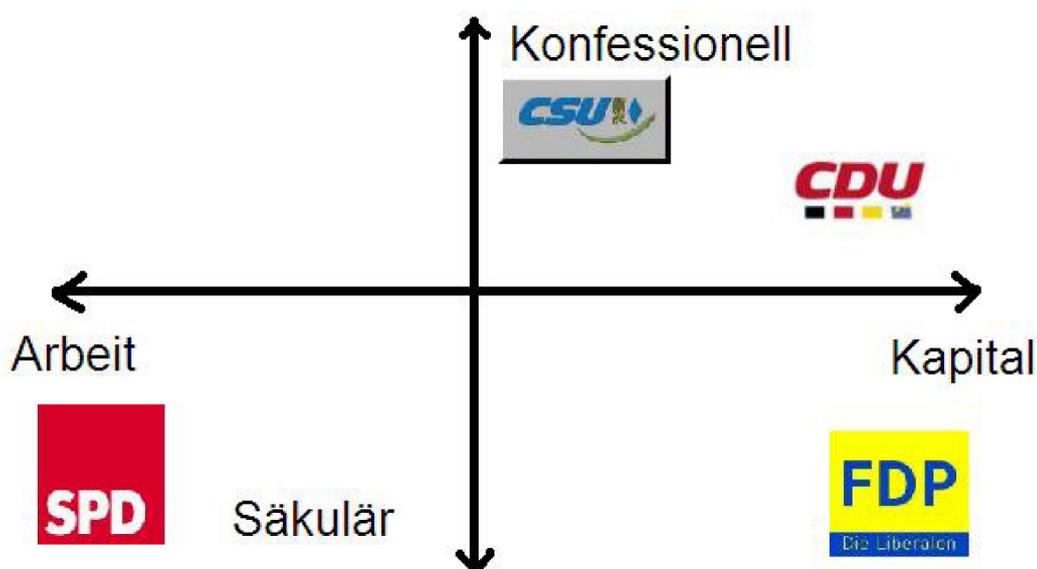


Abbildung 4: Einteilung in wirtschaftliche und religiöse Dimensionen (Quelle: eigene Darstellung)

Von diesen drei Konfliktlinien in unterschiedlichem Ausmaß ausgehend kann

nun eine neue Cleavage-Theorie der Subgruppen formuliert werden. Hierbei ist das Konstrukt der Parteibindung nicht unwichtig. Selbst Vertreter der Cleavage-Theorie leugnen die Existenz einer psychologischen Parteimitgliedschaft, wie es die Parteineigung als Zwischenebene darstellt, nicht. Somit hat die Erklärung und Prognose der Parteibindung nicht nur im sozialpsychologischen Ansatz, sondern auch beim makrosoziologischen Modell Auswirkung auf deren zukünftige Relevanz. Ein Mehr an Parteibindung würde darauf hindeuten, dass der Einfluss, der für die Parteibindung wichtigen soziologischen Merkmale in der Gesamtbevölkerung zunimmt. Geht man von den beschriebenen Spannungslinien zwischen verschiedenen Gruppen aus, so würde hierdurch der Makroansatz, in welcher Ausprägung dieser auch argumentiert wird, bestärkt werden. (vgl. Bürklin und Klein, 1998: 74-75) Im Gegensatz hierzu würde eine niedrigere Parteibindungsrate darauf hinweisen, dass es einen Bedeutungsverlust an soziodemographischen Faktoren gibt und somit auch die Spannungsfelder zwischen den gesellschaftlichen Gruppen gesamtgesellschaftlich an Einfluss verlieren. Dieser neuer Werte-Cleavage wirft die Frage auf, warum sich diese neuen Cleavages nicht in neuer parlamentarischer Vertretung manifestieren. Die bestehenden Parteien decken die möglichen Dimensionen nicht in allen Kombinationen ab. Außerdem hat der makrosoziologische Ansatz große Probleme, individuelles Verhalten zu erklären, welches sich gegensätzlich zu den eigenen Bezugsgruppen verhält. (vgl. Roth, 1998: 35) Aus diesen Problemen sind weitere Ansätze entstanden. (vgl. Bürklin und Klein, 1998: 73-81)

Einer dieser weiteren Ansätze, der die Grundidee der Cleavages in Frage stellt, ist die Rational-Choice-Theorie, die im Bereich der politischen Wissenschaft von Vertretern wie James Coleman, Anthony Downs oder Valdimer Key repräsentiert wird. Die Rational-Choice-Theorie basiert auf der utilitaristischen Tradition des "homo oeconomicus", als dem nutzen- und bedürfnisorientierten handelnden Menschen: „The perverse and unorthodox argument [...] is that voters are not fools.“ (Key, 1966: 7) Geistige Grundlagen hier-

für bilden die nationalökonomischen Theorien von Adam Smith. (vgl. Roth, 1998: 48-53)

Menschen handeln, oder konkret, wählen in diesem Sinne rational, wenn sie auf der Grundlage der vorliegenden Informationen durch die Entscheidung den eigenen Vorteil maximieren. Die Entscheidung wird also unter Ungewissheit gefällt, da sich die vorliegenden Informationen in der Regel nicht mit den vollständigen Informationen decken. Informationen in diesem Sinn sind zu verstehen als historische und antizipierte Leistungen einer politischen Gruppe. Dies kann zu Situationen führen, in denen der Einzelne irrational entscheidet, obwohl die vorliegenden Informationen eine Gewinnmaximierung suggerieren. Um dieses natürliche Informationsdefizit auszugleichen besorgt sich der Einzelne aggregierte Informationen, um im Gegensatz zu einer eigenständigen Recherche das Verhältnis zwischen Kosten und Nutzen der Beschaffung von Informationen nicht negativ werden zu lassen. Dies geschieht über Medien, als scheinbar neutrale Quelle, oder über Interessensgruppen, kann aber auch über die Parteien selbst erfolgen. An dieser Stelle würde sich der Ansatz des rationalen Wählers mit den markosozialologischen und sozialpsychologischen Ansätzen überschneiden. Wenn sich beispielsweise aufgrund rationaler Entscheidung in der Vergangenheit eine Bindung zu einer gewissen Partei eingestellt hat, können die Beschaffungskosten für weitergehende politische Informationen höher sein als der unwahrscheinliche Fall, dass die Partei die eigenen Interessen nicht mehr vertritt. Auch dies könnte rationales Verhalten bedeuten. Auf der anderen Seite könnte man die subjektive Parteibindung und die objektiv rationale Entscheidung als konkurrierende Konzepte verstehen, die nebeneinander aber keinesfalls miteinander verharren. Eine Interpretation bei Veränderungen der Parteibindungsraten ist für das Rational-Choice-Modell daher nicht trivial. Es stellt sich keine so einfache Schlussfolgerung dar, wie dies in den vorangegangenen Modellen der Fall war, auch wenn Arbeiten wie die von Fiorina eine Verbindung konstruieren. (vgl. Fiorina, 1981: 12-15)

Zur Erklärung des Wahlverhaltens ist dieses Konzept in der Vergangenheit allerdings schon mehrmals an seine Grenzen gestoßen. Gerade psychologische Abhängigkeiten und eine nicht rationale Gruppendynamik sowie moralisch motivierte Wahlentscheidungen, die eine gerechte Gesellschaftsordnung über die eigenen Interessen hinweg fordern, können mit diesen Ansätzen nicht erklärt werden. Welches Interesse hat beispielsweise ein Gutverdiener oder ein gläubiger Katholik an der Wahl der SPD? Dies kann die Rational-Choice-Theorie nur unzureichend erklären, obwohl es sich hierbei keinesfalls nur um Einzelfälle handelt.

Die Individualisierungsthese greift die Kritik am makrosoziologischen Modell auf und geht davon aus, dass die Schichtzugehörigkeit nicht mehr die zentrale Rolle für den späteren Lebensstil hat, das heißt, dass die „Prägekraft“ der Schichtzugehörigkeit abnimmt. (vgl. Bürklin und Klein, 1998: 81-96) Dieser Vorgang, also die „abnehmende Prägekraft sozialstrukturell verankerter Cleavages“, wird als „Delignment“ bezeichnet. (vgl. Bürklin und Klein, 1998: 82) Damit verbunden ist der Rückgang des „Klassenbewusstseins“. Als Grund hierfür sehen die Vertreter dieser Theorie wie Beck, Gluchowski und andere, einen wirtschaftlichen Strukturwandel weg von der industriellen Fertigung hin zur Dienstleistungsgesellschaft. (vgl. Bürklin und Klein, 1998: 83) Hieraus entsteht ein neuer Mittelstand ohne eine Schichtmentalität und Schichtbindung und somit auch ohne determinierte Parteibindung. Der Ausbau des tertiären Sektors hat den Anteil der Arbeiter an den Erwerbstätigen seit 1950 von 49 auf 30 von Hundert bis 2004 verringert und zeitgleich den Anteil der Beschäftigten im tertiären Sektor von 33 auf 67 von Hundert anwachsen lassen. (vgl. Statistisches Bundesamt, 2006: 92-94) Dadurch verlor der klassische ökonomische Cleavage an Bedeutung und es bildete sich ein neuer Mittelstand, der im Gegensatz zum alten Mittelstand nicht selbstständig, sondern überwiegend angestellt war, heraus. Als Gründe hierfür nennen Beck und andere die positive Wirtschaftsentwicklung, den Ausbau des Wohlfahrtsstaates, die Ausdifferenzierung des sozialen Schichtgefüges und die

allgemeine Bildungsexpansion. Auch technische Neuerungen, wie die steigende Mobilität und der Ausbau der elektronischen Massenmedien, werden als Gründe ins Feld geführt. Nachdem auch noch die Kirchenbindung, oder allgemeiner, die Prägekraft religiöser Milieus abnimmt, kommen Gluchowski und Wilamowitz-Moellendorff zur datengestützten Folgerung, dass in Westdeutschland die Parteibindung abnimmt und somit die Gruppe der Wähler mit kurzfristigen Motiven zunimmt. Dies lasse sich auf alle westlichen Demokratien so übertragen, so die Autoren weiter. Damit würde der soziologische Ansatz zukünftig an Bedeutung verlieren. Anhand der angesprochenen neuen Lebensstile identifiziert Gluchowski neun Lebensstilgruppen, welche an dieser Stelle nicht detaillierter erläutert werden. (vgl. Bürklin und Klein, 1998: 93) Eine Reduzierung der Parteibindungsrate würde also für die Individualisierungsthese sprechen. Eine weitere Detailierung der behaupteten Individualisierung in der Gesellschaft ist in einem Beitrag von Dirk Wieland zu finden. (vgl. Wieland, 2002)

Die langfristige Parteibindung, die auch Parteineigung genannt wird, ist Hauptgegenstand dieser Untersuchung. Veränderungen bei den Parteineigungsraten haben einen signifikanten Einfluss auf die Beurteilung der konkurrierenden Theorien zur Beschreibung des Wahlverhaltens. Der Einfluss soll in Abbildung 5 noch einmal verdeutlicht werden.

Während also eine Reduktion der Parteibindung in der Gesamtbevölkerung gegenüber dem Status quo theoretisch die Individualisierungsthese stützen würde, könnte man mehr Parteibindung eher als Bedeutungsgewinn der soziologischen Variablen und somit der Mikro- und Makroansätze interpretieren. Eine Schwierigkeit bereitet die Einordnung der Rational-Choice-Theorie in dieses Schema. Eigentlich müsste sie aus den bereits genannten Gründen bei den Mikro- und Makroansätzen stehen. Dem lässt sich entgegen, dass ein hoher Anteil an Wählern mit Parteineigung eine gewisse Irrationalität mit sich bringt, da in vielen Fällen nach Ritualen und nicht nach ratio-

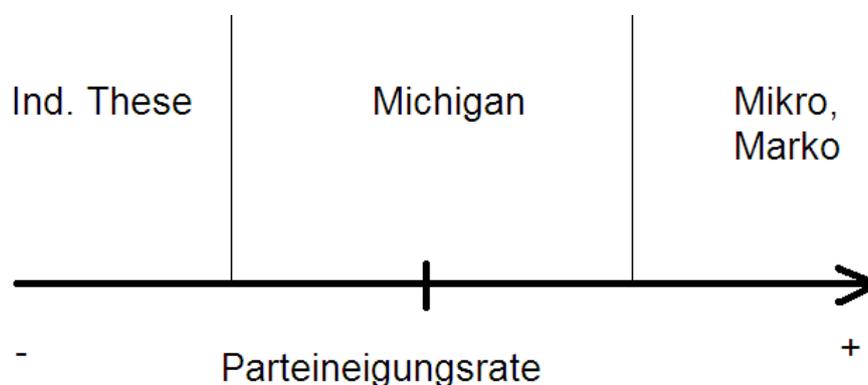


Abbildung 5: Relevanz der Parteibindung auf die Theoriedebatte (Quelle: eigene Darstellung)

nalen Gründen entschieden wird. Oftmals werden gerade die beiden großen Volksparteien mehr aus Tradition als aus inhaltlichen Gründen gewählt. Viele Wähler der großen Parteien kennen weder das aktuelle politische Programm der eigenen Partei noch deren Spitzenkandidaten, treffen aber dennoch eine positive Wahlentscheidung. Dies sind nicht vernachlässigbare Gegenbeispiele für die These, dass eine hohe Parteieignung die Rational-Choice-Theorie unterstützen würde. Somit würde die Rational-Choice-Theorie wohl eher bei absinkender Parteibindungsrate bekräftigt werden. (vgl. Koch, Schmidt und Wasmer, 2001: 103-104)

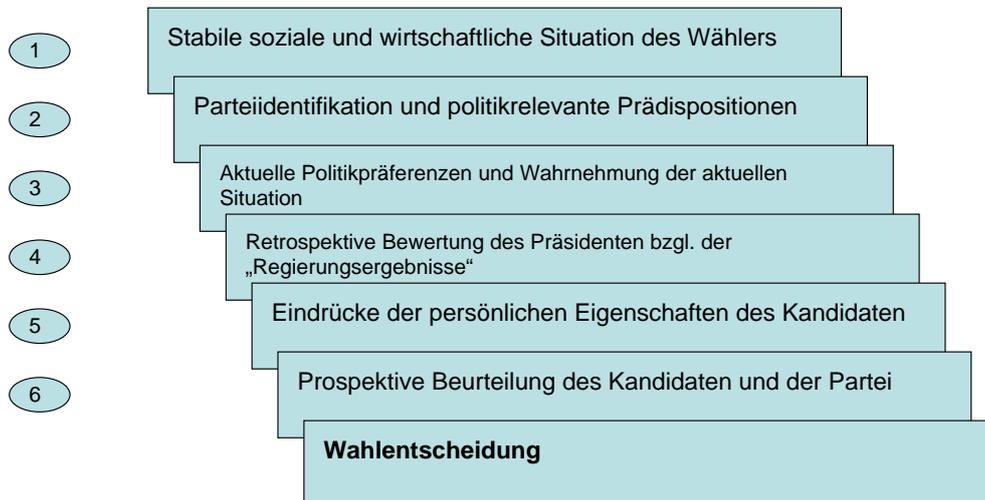
3.4 Der Kausaltrichter

Wie bereits oben ausgeführt, verdichten sich im so genannten Kausaltrichtermodell Erfahrungen und soziodemographische Merkmale, um schließlich zur Parteieignung zu führen. Pappi schreibt hierzu: „Dass Gruppenbezüge für das Wählerverhalten wichtig sind, haben Stokes, Campbell und Miller induktiv bei der Auswertung offener Fragen nach den positiven und negativen Seiten der beiden amerikanischen Parteien und ihrer Präsidentschaftskandidaten ermittelt.“ (Pappi und Shikano, 2005: 10) Explizit wird die Klassenzugehörig-

keit als wichtige demographische Variable genannt. „Weitere Langfristfaktoren, die im American Voter diskutiert werden, sind die Klassenzugehörigkeit und andere Gruppeneinflüsse auf das Wählerverhalten.“ (Pappi und Shikano, 2005: 9) In Europa hat die Übertragbarkeit des Konzeptes der Parteineigung, wie oben bereits beschrieben, Probleme bereitet. Bei einer Studie, die Ende der 1950er Jahre von Converse und Dupeaux in Frankreich durchgeführt wurde, konnten erhebliche Unterschiede im Bereich Primärsozialisation herausgefunden werden. So wurde festgestellt, „...dass 75 Prozent der Amerikaner, aber nur 24 Prozent der Franzosen die Parteineigung ihres Vaters kannten. Unter denen aber, die sie kannten, war die eigene Parteianhängerschaft mit zirka 80 Prozent in beiden Ländern gleich hoch.“ (Pappi und Shikano, 2005: 13) Diese regionalen Unterschiede, welche durch die äußeren Umstände der letzten Jahrzehnte hervorgerufen wurden, führten also zu Verzerrungen bei der Beurteilung des Parteineigungskonzeptes. „Wenn aber vergleichbare Bedingungen für die politische Primärsozialisation gegeben waren, hier erfasst über die Kenntnis der politischen Haltung des Vaters, dann wurden auch dieselben Ergebnisse erzielt.“ (Pappi und Shikano, 2005: 14) Dies spricht also für die Gültigkeit des Konzepts unter vergleichbaren Bedingungen. Die Parteineigung ist in Deutschland für die Erklärung der Wahlentscheidung eine unentbehrliche Einflussgröße. Es „... lässt sich an den zahlreichen empirischen Analysen, die auf Basis des Modells angestellt wurden, eine weitgehende Akzeptanz [des Parteibindungskonzeptes] ablesen.“ (Falter, Gabriel und Wessel, 2005 [2]: 190) Alternativen zum klassischen Parteineigungskonzept sind zum Beispiel die Messung der prinzipiellen politischen Einstellung mittels Ideologiemäßen. Dies wird in Converse und Pierce (vgl. Converse und Pierce, 1986: 233-239) genauer beschrieben. Obwohl die Grundstruktur seit Entstehung des sozialpsychologischen Ansatzes gleich geblieben ist, hat sich eine Verfeinerung und genauere Bestimmung der kausalen Zusammenhänge entwickelt. Miller und Shanks haben hierzu mit ihrem 1996 erschienenen Werk „New American Voter“ in Anlehnung an den „American Voter“ von Campbell und andere, ein Sechs-Stufen-Modell

präsentiert, wie es Abbildung 6 zeigt.

Einflussfaktoren



Quelle: Miller und Shanks, 1996: 192, Übersetzung: Pappi und Shikano.

Abbildung 6: Neues Kausaltrichtermodell (Quelle: Miller und Shanks, 1996)

Hierbei müssen die Prädispositionen als relativ stabile Eigenschaften verstanden werden, welche sich nur allmählich in der Generationenfolge ändern und welche die Reaktionen der Wähler in den konkreten Situationen beeinflussen. Interessant hierbei ist die Annahme, dass zur Bildung einer Parteibindung eine stabile wirtschaftliche und soziale Situation vorhanden sein muss. Dieser Aspekt wird bei der späteren Beurteilung eine nicht unbedeutende Rolle einnehmen.

3.5 Ein integratives Modell

Als letztes Modell soll hier noch ein integrativer Ansatz von Mario Paul vorgestellt werden. (vgl. Paul, 2006: 189-210) Paul versucht mehrere Ansätze miteinander zu vereinen, um hieraus ein Gesamtmodell zu formen, in dem sowohl mikro- und makrosoziologische wie auch sozialpsychologische und rationale Elemente enthalten sind.

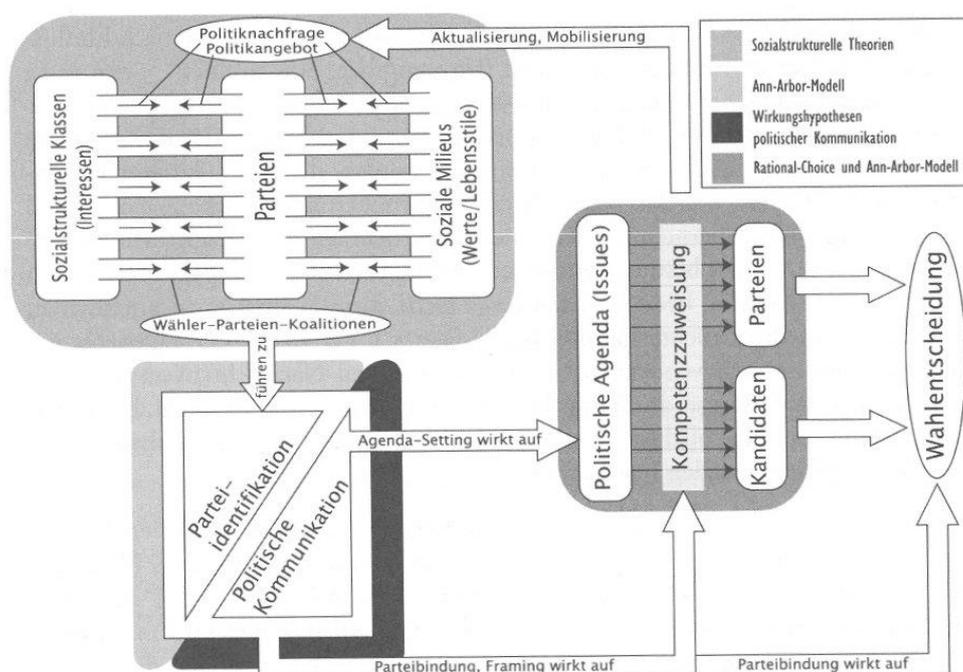


Abbildung 7: Integratives Modell zur Erklärung des Wahlverhaltens
(Quelle: Paul, 2006)

Der obere linke Kasten beinhaltet die soziologischen Komponenten des Gesamtmodells. Hierbei wirken auf der einen Seite die klassischen sozialstrukturellen Merkmale ein. Auf der anderen Seite wurden aber auch unterschiedliche Lebensstile integriert. Dies trägt dem Umstand Rechnung, dass gerade im links-intellektuellen Lager aufgrund einer gemeinsamen Wertebasis und eines

gemeinsamen Lebensstils regelmäßig auch gegen die eigenen materiellen Interessen und die eigene Schicht gewählt wird. Die Pfeile in beide Richtungen symbolisieren Wechselwirkungen zwischen Angebot und Nachfrage von politischen Inhalten zwischen Wählern und Parteien.

Feste Wähler-Parteien-Koalitionen führen nun auf Dauer zu Parteibindungen, die im Kasten links unten aufgeführt sind und dem sozialpsychologischen Modell zugerechnet werden.

Der dritte große Ansatz, der des rationalen Wählers, wird durch den dunkelgrauen Kasten auf der rechten Seite der Gesamtgraphik repräsentiert. Paul beschreibt den Rational-Choice-Ansatz im Großen und Ganzen als Issue-Teil des sozialpsychologischen Modells. Die Sachfragen sind also nach Paul der rationale und kurzfristige Teil der Wahlentscheidung.

Zusätzlich zu diesen klassischen Konzepten fügt Mario Paul seinem nun als Kreislauf dargestellten Modell noch Einflüsse politischer Kommunikation hinzu. Hierdurch werden eigentlich alle Grundideen miteinander vereint, ohne die Frage nach der Relevanz, also dem Gewicht der einzelnen Faktoren, zu beantworten. Ob diese Gewichtungsfundung überhaupt möglich ist, sei an dieser Stelle dahingestellt, genauso wie die Frage, ob sich das komplexe Wesen Mensch überhaupt durch auch noch so umfangreiche Modelle ausreichend darstellen lässt. Es herrscht bei der Formulierung eines Modells prinzipiell ein Antagonismus zwischen Detailgenauigkeit auf der einen Seite und Allgemeingültigkeit auf der anderen. (vgl. Paul, 2006, 189-210)

Insgesamt geht Paul aber den wissenschaftlichen Weg, der momentan in der Forschung die Oberhand gewinnt. Dieser Weg wird dadurch beschrieben, „...dass sich die in der jüngeren Vergangenheit entwickelten Erklärungsansätze verstärkt aufeinander zu bewegten, Elemente der jeweils anderen Schule zu integrieren versuchen und von sparsamen, aber oftmals allzu realitätsfernen theoretischen Extrempositionen abrückten.“ (Broschek und Schultze, 2006: 6) Dies wird auch in anderen Beiträgen wie dem von Falter und Schoen so bestätigt. (vgl. Falter, Gabriel und Wessel, 2005[3]: 323-325)

4 Statistische Beschreibung von Parteineigung

Wie bereits weiter oben angesprochen, war die Messung des aus der amerikanischen Forschung stammenden Begriffs der “party identification“ in der Bundesrepublik Deutschland schwieriger als zunächst erwartet. Erst ab der Bundestagswahl 1972 wird vergleichbar und stetig die Parteineigung, der deutsche Ausdruck hierfür, erhoben. Für die DDR liegen für diesen Zeitraum keine Erhebungen vor. Generell kann man sagen, dass die ersten voll vergleichbaren Erhebungen im Bereich Parteineigung erst seit 1994 mit dem Datensatz der Forschungsgruppe Wahlen von Falter, Rattinger und Gabriel stattgefunden haben. 1990 existieren zwar auch schon ostdeutsche Datensätze, eine mit den anderen Erhebungen vergleichbare Parteibindungsfrage war hierbei allerdings nicht gegeben. So kann man also in Westdeutschland seit 1972, in Gesamtdeutschland erst seit 1994 von brauchbarem Datenmaterial für die hier diskutierte Frage sprechen. Im Folgenden werden die Wahl- und Parteibindungsergebnisse von 1972 bis 1990 für die alte Bundesrepublik und ab 1994 für Gesamtdeutschland dargestellt. In Anschluss hieran wird in einen kurzen Abschnitt die spezielle Situation in den neuen Bundesländern erörtert.

4.1 West- und Gesamtdeutschland

Am 19. November 1972 hat es, nach Mehrheitsproblemen in der sozialliberalen Koalition unter Bundeskanzler Willy Brandt, erstmals in der bundesrepublikanischen Geschichte vorgezogene Neuwahlen gegeben. Dem war der gescheiterte Versuch eines konstruktiven Misstrauensvotums und die negativ beantwortete Vertrauensfrage durch Kanzler Brandt vorangegangen. In dieser politischen Konstellation konnte die SPD mit 45,8 Prozent das beste Ergebnis ihrer Geschichte erzielen, während die Unionsparteien erstmals nicht mehr stärkste Fraktion im deutschen Bundestag wurden. Bei diesem Wahlergebnis ist es nicht verwunderlich, dass von den 78 Prozent, die in der ersten

Befragungswelle vor der Wahl angaben, eine Parteineigung zu haben, knapp 44 Prozentpunkte, also mehr als die Hälfte, eine SPD-Bindung hatten. Die Unionsparteien kommen auf etwa 30 Prozent, so dass Bindungen in diesem Wahljahr fast ausschließlich für die beiden großen Parteien existent waren. Die Liberalen, immerhin mit 8,4 Prozent der Stimmen gewählt, konnten nur 3,8 Prozent der Parteibindungen verbuchen. Hierbei ist anzumerken, dass bei der Berechnung dieser Zahlen nur diejenigen Personen berücksichtigt sind, die auch klare Antworten formuliert haben, das heißt der Datensatz wurde von den Responsekategorien "keine Antworten" oder "weiß nicht" befreit. Dieser Trend zur SPD wurde im Laufe der drei erhobenen Vorwahlpanelwellen noch weiter verstärkt, wobei die Sozialdemokraten im konservativen und liberalen Lager nur moderat zulegen, bei den Ungebundenen allerdings deutlich zulegen konnten. In der dritten Welle kommt die SPD schließlich auf 50,2, die Union auf 28,9 und die Liberalen auf 3,3 Prozent Parteibindung, so dass in der Summe 82,5 Prozent der Wähler kurz vor der Wahl angaben, eine Parteibindung zu besitzen. Die Wahlen 1972, 1976, 1983, 1987 und 1990 liegen als Paneldaten mit je drei Wellen beziehungsweise der rein westdeutsche Datensatz 1990 mit vier Panelwellen vor. Um eine einfache Darstellung zu gewährleisten, wird bei den Wahlen nach 1972 im Panelformat die Welle betrachtet, die den höchsten Grad der Parteibindung aufweist. Dies ist, wenn man von den Wahlen 1976 und 1990 absieht, die letzte Welle, die außer 1972 als Nachwahlbefragung durchgeführt wurde. 1976 und 1990 weisen die Wellen kurz vor der Wahl, also bei der letzten Vorwahlbefragung, den höchsten Wert auf. Der Autor ist sich sowohl der Problematik der nicht zufälligen Selektion, als auch des schrumpfenden Stichprobenumfangs bewusst. Beides spielt allerdings für die deskriptive Darstellung eine untergeordnete Rolle, da sich bei den Panelstudien ein zyklisches Verhalten feststellen lässt und damit Vergleichbarkeit gewährleistet wird. Des Weiteren muss angemerkt werden, dass sich die mit den in den Datensätzen enthaltenen Repräsentativgewichten gewichteten Werte von ihren ungewichteten Ursprungswerten bis zur ersten gesamtdeutschen Wahlstudie kaum unterscheiden. Zu der Zeit ab 1994 später

mehr.

Zwischen den Wahlen 1972 und 1976 ist es durch die Affäre um Günter Guillaume zu einem Kanzlerwechsel in der SPD gekommen, so dass seit 1974 Helmut Schmidt neuer Kanzler der Bundesrepublik Deutschland war. (vgl. BPB, 2007: 74) Auf die Parteineigung bezogen ist die Wahl 1976 eine Rekordwahl, da mit 87,6 Prozent die höchste in der Bundesrepublik gemessene Parteibindungsrate bei einer Bundestagswahl erreicht wurde. Das sozialdemokratische und das christdemokratische Lager liegen diesmal in etwa gleich auf mit 40,3 beziehungsweise 40,8 Prozent. Die F.D.P. bindet 6 Prozent, andere Parteien liegen im nicht nennenswerten Bereich. Als Ergebnis dieser Wahl konnte die sozialliberale Koalition unter Kanzler Schmidt fortgeführt werden. Der SPD gelang es allerdings mit 42,6 Prozent der Stimmen nicht, erneut stärkste Fraktion im Bundestag zu werden. Christdemokratischer Gegenkandidat war erstmals der spätere Bundeskanzler und damalige rheinland-pfälzische Ministerpräsident Helmut Kohl. In der Folgezeit gab Kohl sein Amt als Ministerpräsident auf und wechselte als Oppositionsführer in den Bundestag. (vgl. BPB, 2007: 78)

Trotz des Oppositionsführers Helmut Kohl hieß Schmidt's Gegenkandidat 1980 nicht Kohl, sondern Strauß. Der damalige bayerische Ministerpräsident und CSU-Vorsitzende setzte sich unionsintern gegen Kohl und Niedersachsens Regierungschef Albrecht durch. Mit fortlaufender Wahlkampfdauer entwickelte sich eine hohe Emotionalität, die sehr stark personalisiert wurde. Die Parteineigungsrate lag unter dem historischen Höchststand von 1976, erreichte aber immerhin 81,6 Prozent. Hierbei blieb die SPD mit 41,1 Prozent Parteibindung im Vergleich zu 1976 relativ stabil. Das Unionslager hatte allerdings mit insgesamt nur 33,4 Prozent herbe Verluste hinzunehmen, die sich dann auch im Wahlergebnis von nur noch 44,5 von Hundert Wählern und damit einem Verlust von mehr als vier Prozentpunkten niederschlugen. Die Sozialdemokraten konnten zwar wieder nicht stärkste Fraktion werden, legten aber mit 42,9 Prozent der Stimmen im Vergleich zu 1976 leicht zu. Die Liberalen gewannen in der Wählergunst in gleichen Maße, wie die Unions-

parteien verloren hatten, nämlich von 7,9 Prozent 1976 auf 10,6 Prozent im Wahljahr 1980, und das obwohl sich der Anteil der an die F.D.P. gebundenen Wähler mit 5,1 Prozent im Vergleich zu 1976 verringert hatte. Des Weiteren ist erstmals die Grüne Partei zu erwähnen, der zwar bei ihrer ersten Kandidatur auf Bundesebene der Sprung in den Bundestag nicht gelang, die aber zum ersten Mal den Anteil der Parteigegebenen im Bereich "Sonstige" auf bisher nicht vorhandene 2 Prozentpunkte steigern konnte.

Nach dem Ende der sozialliberalen Koalition 1982, verbunden mit einem konstruktiven Misstrauensvotum, in dessen Folge Helmut Kohl zum Bundeskanzler gewählt worden war, kam es 1983, nach negativ beantworteter Vertrauensfrage, zur Auflösung des Parlaments und damit zu außerplanmäßigen Neuwahlen. (vgl. BPB, 2007: 92) Bei diesen Neuwahlen verlor die SPD, nach dem Abschied von Helmut Schmidt aus der aktiven Politik, die mit Hans-Jochen Vogel als Spitzenkandidat angetreten war, deutlich und kam nur noch auf 38,2 Prozent der Wählerstimmen. Die Union, der klare Wahlsieger, konnte mit 48,8 Prozent eines der besten Wahlergebnisse ihrer Geschichte erzielen. Die Liberalen landeten mit 7 Prozent auf Platz drei vor den erstmals im Bundestag vertretenen Grünen, die es auf 5,6 Prozent der Stimmen schafften. Im Bereich Parteineigung zeigte sich eine Bindungsrate von 81,9 von Hundert, was einen leichten Anstieg gegenüber 1980 bedeutet. Hiervon konnten die Sozialdemokraten allerdings nur noch 37,5 Prozent verbuchen, die Union kam hingegen, etwas besser als 1980, auf 38,9 Prozent Parteineigung. Liberale und Grüne haben hingegen mit 2,5 und 2,7 Prozent bei den Bindungen relativ zum Wahlergebnis niedrige Werte, der Trend des Verlusts an parteigegebenen Wählern ist bei der F.D.P. relativ deutlich. Die Interpretation dieses Sachverhaltes erfolgt später.

1987 wurden dann wieder turnusmäßig die Wahlen zum 11. deutschen Bundestag, welche die letzten westdeutschen Wahlen sein sollten, durchgeführt. Hierbei sollte das christdemokratisch-liberale Lager um Kanzler Kohl an der Macht bleiben, die Unionsparteien mussten allerdings im Vergleich zu den guten Wahlergebnissen 1983 Verluste hinnehmen und kamen nur noch auf 44,3

Prozent der Stimmen. (vgl. BNP, 2007: 102) Auf Grund eines Zuwachses bei der F.D.P. auf 9,1 Prozent und dem Verharren der SPD bei 37 Prozent kamen keine Zweifel bezüglich der neuen Regierungsbildung auf. Die Grünen konnten als zweite kleine Partei ebenfalls deutlich hinzugewinnen und schnitten mit 8,3 Prozent ab. Trotz des nur moderaten Falls der Gesamtrate bei den Parteineigungen auf 79 Prozent geht der Trend weg von den großen Volksparteien weiter. Mit 34,4 beziehungsweise 35,9 Prozent für SPD und Union verlieren beide Parteien gleichermaßen. Die Liberalen erholen sich leicht und kommen auf 3 Prozent, die Grünen legen auch in diesem Bereich weiter zu und binden 5,4 Prozent der Auskunftswilligen.

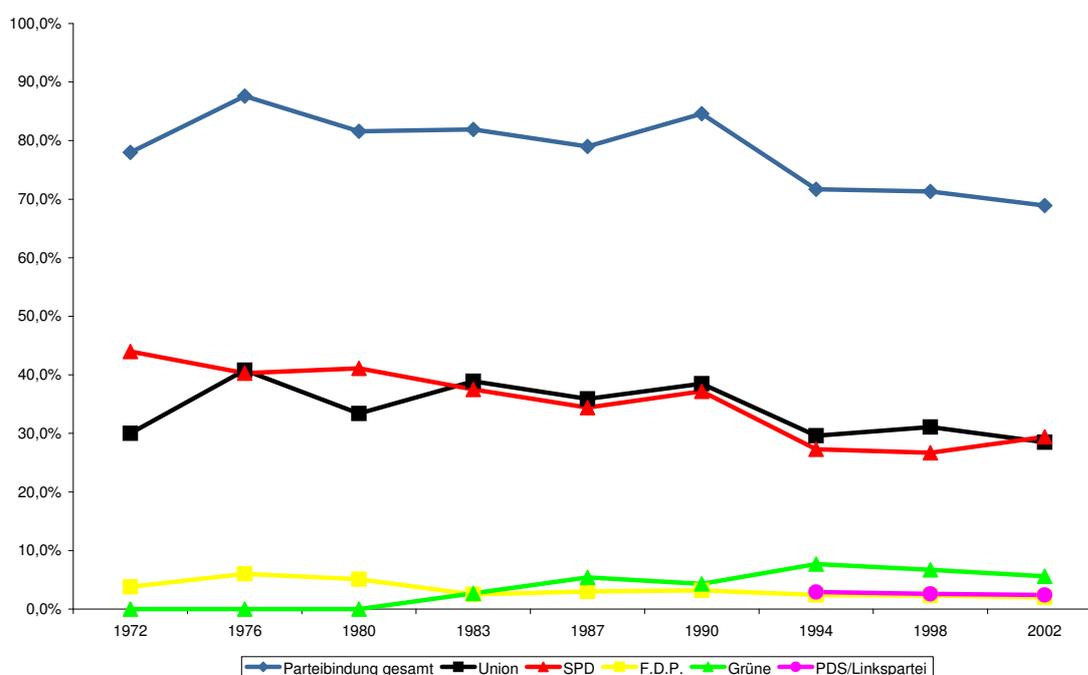


Abbildung 8: Parteibindung in Deutschland bei den Bundestagswahlen 1972-2002, ab 1994 gesamtdeutsch (Quelle: eigene Darstellung)

Am 2. Dezember 1990 kam es nach der Wiedervereinigung Deutschlands zu den ersten gesamtdeutschen Wahlen. Bundeskanzler Kohl hatte bei dieser Wahl aufgrund seines Amtsbonus einen Popularitätsvorsprung und konnte

diese Wahl deutlich für sich entscheiden. Mit 43,9 Prozent für die CDU/CSU und 11 Prozent für die F.D.P. war das Ergebnis eine sehr deutliche Angelegenheit. Die Sozialdemokraten kamen mit dem Spitzenkandidaten Lafontaine auf eine neue Tiefstmarke seit 1957 von nur 33,5 Prozent, die Grünen erreichten, im Osten zusammen mit Bündnis 90, insgesamt 5,1 Prozent. Bei den Parteibindungen liegen für diese Wahl leider keine brauchbaren Daten für Ostdeutschland vor, so dass ein Vergleich zwischen westdeutschen Bindungsraten mit den westdeutschen Wahlergebnissen notwendig wird. Die beiden großen Parteien konnten in Westdeutschland mit 44,3 beziehungsweise 35,7 Prozent besser abschneiden als in Ostdeutschland, bei den beiden kleineren Parteien verhält es sich mit 10,6 und 4,8 Prozent genau spiegelverkehrt. Bei den Parteibindungsraten in Westdeutschland kann mit insgesamt 84,6 Prozent ein hoher Wert erzielt werden. Hierbei kommt die SPD auf 37,2 Prozent, die Unionsparteien auf 38,5 Prozent, auch die kleineren Parteien können mit 3,2 beziehungsweise 4,3 von Hundert für Liberale und Grüne akzeptable Bindungsraten erzielen. Auf Grund der bis hier beobachteten deskriptiven Ergebnisse kann kein signifikanter Abbau von Parteibindungen bis 1990 festgestellt werden.

	Union	SPD	F.D.P.	Grüne	PDS	PID Gesamt
Ergebnis Gesamt	41,4	36,4	6,9	7,3	4,4	-
Neigung Gesamt	29,6	27,3	2,4	7,7	2,9	71,7
Ergebnis West	42,1	37,5	7,7	7,9	1,0	-
Neigung West	31,5	29,5	2,7	8,4	0,3	74,6
Ergebnis Ost	38,5	31,5	3,5	4,3	19,8	-
Neigung Ost	23,2	19,9	1,5	4,3	11,8	61,1

Tabelle 1: Wahlergebnis und Parteineigung 1994 in %

Seit 1994 liegen auch für Ostdeutschland Parteineigungsbefragungen im verwertbaren Umfang vor, so dass ab dem Wahljahr 1994 gesamtdeutsche Zahlen genannt werden können. Der Übersicht halber, aufgrund der Unterscheidung in Ost- und Westdeutschland, werden die Zahlen in Tabelle 1 dargestellt. Des Weiteren sind die 1,6 Prozent an die Republikaner Gebundenen in Westdeutschland zu erwähnen.

Hierbei fällt ein radikaler Verlust an Parteibindung, isoliert betrachtet auch in Westdeutschland auf. Einerseits gab es in dieser Zeit eine „Welle von Parteien- und Politikverdrossenheit, die insbesondere in den Jahren 1992 und 1993 zu starken Veränderungen der Wahlbeteiligung und zum zeitweisen Erstarken der Parteien am rechten Rand“ geführt hat. (Roth, 1998: 174) Andererseits bleibt aber auch die Frage bestehen, ob es sich 1994 noch um die gleiche Verteilung der Grundgesamtheit in Westdeutschland gehandelt hat. Bei einem Zuzug von Ost- nach Westdeutschland von über einer Million Menschen kann hiervon nicht ausgegangen werden. Abbildung 9 bietet einen Überblick über die Abwanderung seit 1989. Auch nach Berücksichtigung der Tatsa-

che, dass diese Personen aufgrund der Staatsangehörigkeit und des Alters nicht alle wahlberechtigt sind und dass von den Wahlberechtigten nicht jeder zur Wahl geht, blieben immer noch über eine halbe Million Menschen mit deutlich geringeren gewachsenen Parteibindungen übrig. Da der Wegzug aus Ostdeutschland gerade unter den sehr schwach gebundenen jungen Leuten überproportional groß war, liegt hierin wohl ein weiterer Grund für die sinkende Parteibindung in Westdeutschland. (vgl. Institut für Wirtschaftsforschung Halle, 2001: 70) Dieser Faktor kann bis zu einem Prozentpunkt ausmachen.

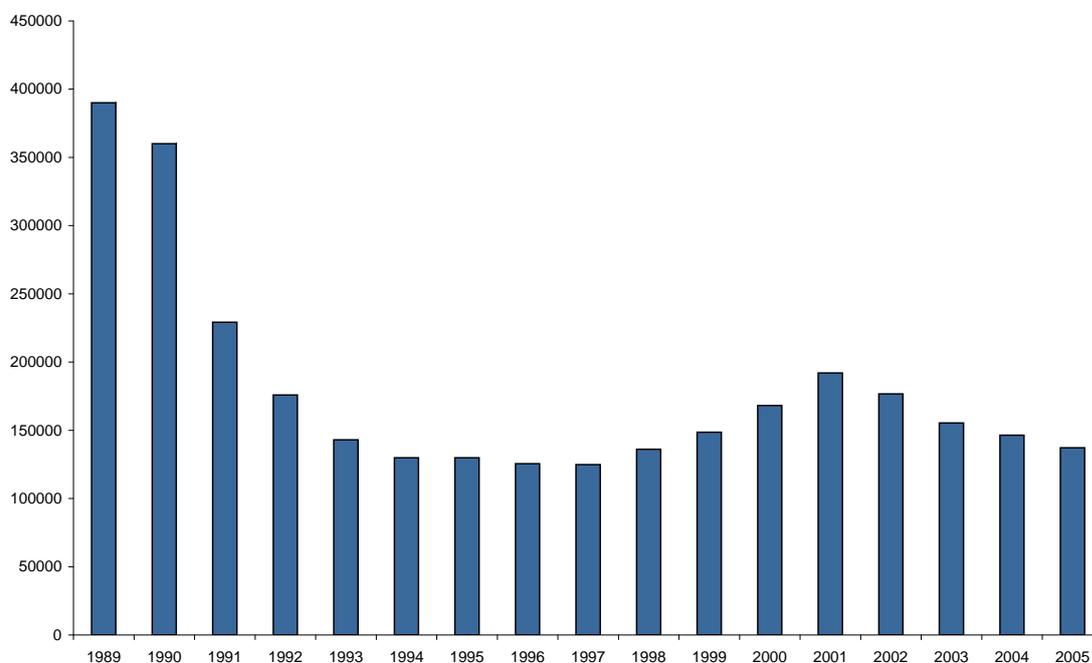


Abbildung 9: Wanderungen von den neuen in die alten Bundesländer 1989 bis 2005 (Quelle: Statistisches Bundesamt, 2006)

Der dritte Faktor, der den Sprung zwischen 1990 und 1994 erklären kann, ist erhebungsabhängig. Während bisher nur die höchste Politisierung vor der Wahl, also nur eine Welle, betrachtet wurde, gehen nun alle Beobachtungen im gleichen Maße in das Ergebnis mit ein. Wenn man beispielsweise nur die ersten Befragungswellen zugrunde legen würde, in denen die Parteibindung

traditionell am niedrigsten ist, kommt man 1990 in Westdeutschland auf 79 Prozent, 1987 allerdings nur auf 74,7 Prozent und 1983 auf 76 Prozent. 1990 ist in dieser Hinsicht und trotz der leicht unterdurchschnittlichen Wahlbeteiligung wohl als Wahl mit außergewöhnlich hoher Polarisierung zu werten. Nach Addition dieser beiden Faktoren zu der Parteieignungsrate kann ein tatsächlicher plötzlicher Verlust an Parteibindungsraten im westdeutschen Bundesgebiet zumindest in Frage gestellt werden.

1994 gab es also bei der Vergleichbarkeit der Ergebnisse mit früher erhobenen Daten noch Probleme. Dieser Faktor kann bei den Wahlen 1998 nicht mehr gelten, beide Datensätze 1994 und 1998 haben die gleiche Grundstruktur.

1998 sollte die Ära Kohl nach 16 Jahren und vier gewonnenen Bundestagswahlen zu Ende gehen. Die SPD kam mit Gerhard Schröder, der den dritten Weg in der Sozialdemokratie unter dem Namen "Neue Mitte" propagierte, zusammen mit den Grünen wieder an die Macht und realisierte hiermit den ersten kompletten Machtwechsel in der Geschichte der Bundesrepublik. (vgl. Pickel, Walz und Brunner, 2000: 21-26) Es sollte sich in späteren Analysen zeigen, dass es Schröder gelungen war, gerade aus dem christdemokratisch-liberalen Lager viele Stimmen zu holen. Dies wird allgemein mit einer Wechselstimmung und einem Überdruß an der Person Helmut Kohl erklärt. (vgl. Karsten, 1999) Die Diskrepanz zwischen Wahlergebnis der SPD und der zugehörigen Parteibindung deutet ebenfalls darauf hin. Insgesamt stellt sich die Situation wie in Tabelle 2 dar. Nichtsdestotrotz „...verfügen CDU/CSU und SPD nach wie vor über einen beachtlichen Sockel solcher Wähler, die gefühlsmässig mit "ihrer" Partei verbunden sind. So konnten denn auch bei den Bundestagswahlen 1998, [...] die Volksparteien weiterhin auf den größten Stammwähleranteil setzen.“ (Holtmann, 2006: 218) Bei den Bindungsraten kann man feststellen, dass im Vergleich zu 1994 ein sehr kleiner Rückgang zu verzeichnen ist, in Ostdeutschland auf niedrigem Niveau sogar eine leichte Steigung. Diese Daten deuten auf die oben geäußerte These hin, dass kein deutlicher Rückgang in Westdeutschland zu beobachten ist, beziehungsweise „...das Abschmelzen solcher affektiven Bindungen nahezu zum Stillstand

	Union	SPD	F.D.P.	Grün	PDS	PID Gesamt
Ergebnis Gesamt	35.1	40.9	6.2	6.7	5.1	–
Neigung	31,1	26,7	2,3	6,7	2,6	71,3
Ergebnis West	37.0	42.3	7.0	7.3	1.2	-
Neigung West	33,3	28,2	2,4	7,5	0,4	73,5
Ergebnis Ost	27.3	35.1	3.3	4.1	21.6	-
Neigung Ost	21,2	20,2	1,7	3,0	12,1	62,0

Tabelle 2: Wahlergebnis und Parteineigung 1998 in %

gekommen [ist]. Das Ausmaß der Parteiidentifikation war in Ostdeutschland von Anfang an signifikant geringer als in Westdeutschland nämlich um etwa zehn Prozentpunkte.“ (Holtmann, 2006; 218) Diese Aussage kann auch durch die Ergebnisse von 2002, wie man in Tabelle 3 erkennen kann, nicht revidiert werden. Hier sinkt zwar die Gesamtquote, dies ist allerdings ausschließlich auf einen weiteren Rückgang in Ostdeutschland zurückzuführen. Dieser Rückgang kann vor allem mit dem in den neuen Bundesländern unpopulären Unionskandidaten Stoiber und dem Stimmenverlust der PDS erklärt werden. (vgl. Falter, Gabriel und Rattinger, 2005 [1]: 15-49) Diese Situation ist allerdings konstellationsbedingt, wie die Ergebnisse von 2005 im Folgenden zeigen werden.

Außer der Frage, ob überhaupt eine Parteineigung vorhanden ist und falls ja, für welche Partei, ist die Stärke der Parteineigung die zweite zu diesem Themenkomplex gehörende Variable, die über den kompletten Zeitraum erhoben wurde. Als Antwortmöglichkeiten stehen hier bei bestehender Parteibindung, also unter der Voraussetzung, dass eine Parteibindung vorliegt, fünf

	Union	SPD	F.D.P.	Grüne	PDS	PID Gesamt
Ergebnis Gesamt	38.5	38.5	7.4	8.6	4.0	-
Neigung	28,5	29,4	2,0	5,6	2,4	68,9
Ergebnis West	40.8	38.3	7.6	9.4	1.1	-
Neigung West	30,7	30,8	2,0	6,4	0,9	71,5
Ergebnis Ost	28.3	39.7	6.4	4.7	16.9	-
Neigung Ost	19,0	23,3	2,1	2,2	8,8	56,5

Tabelle 3: Wahlergebnis und Parteineigung 2002 in %

Kategorien zur Auswahl. Diese sind hierarchisch steigend “sehr schwache“ , “schwache“ , “mittlere“ , “starke“ und “sehr starke“ Parteineigung. Hierbei zeigt sich eine Tendenz zur Mitte, dies bedeutet, dass die Kategorien “stark“ und “mittel“ besonders stark vertreten sind. Die drittgrößte Kategorie ist die der “sehr starken“ Bindungen, erst dann kommen mit weitem Abstand die beiden schwachen Bindungsausprägungen. Abbildung 10 zeigt die Veränderung der Verhältnisse zwischen den Ausprägungen.

Tendenziell lässt sich innerhalb der parteigebundenen Wähler bis 2002 ein leichter Trend zu weniger starken Parteibindungen erkennen. Die Daten von 2005 hingegen deuten wieder auf eine Verfestigung der Bindungen hin. Abgesehen von der Wahl 2005 muss man aber sagen, dass die beiden stärksten Kategorien verlieren, während vor allem die mittlere Kategorie, aber auch die Kategorie “schwach“ zulegen. Inwieweit es sich hierbei um ein gesamtgesellschaftliches Phänomen der zunehmenden Bindungsängste und des

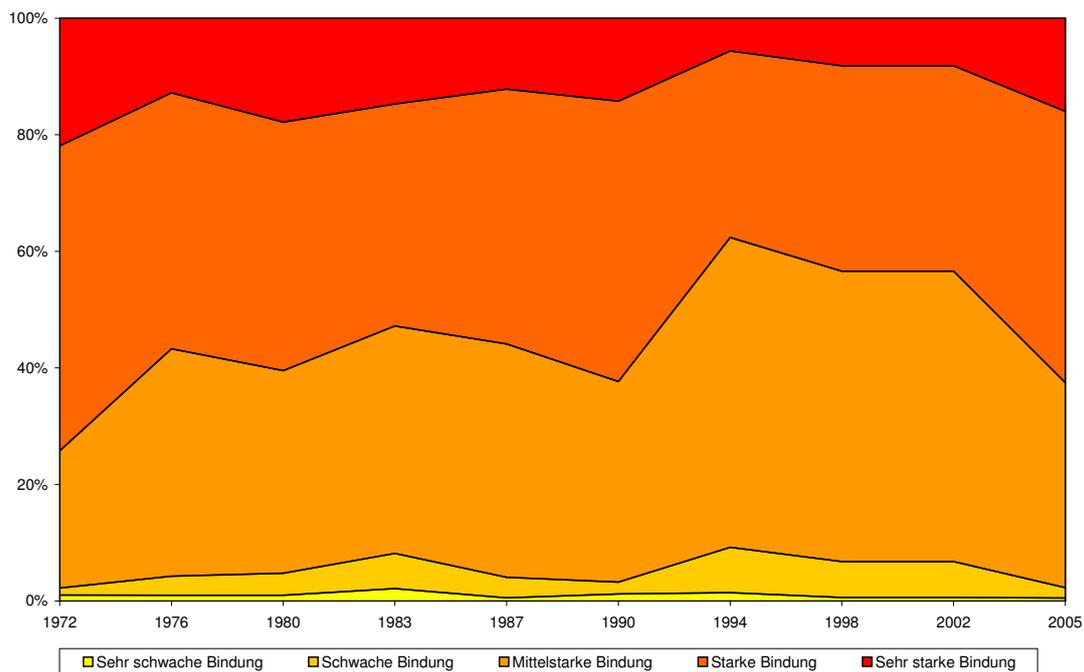


Abbildung 10: Entwicklung der Bindungsstärken zu politischen Parteien (Quelle: eigene Darstellung)

Relativismus handelt sei dahingestellt, eine Debatte hierüber ist unter den verschiedensten Überschriften wie Generation X, Generation Golf oder neue Bürgergesellschaft im Gange. (vgl. Brömme und Strasser, 2001) Bernhard Kornelius und Dieter Roth zeigen allerdings in einer Bertelsmann-Studie aus dem Jahre 2007, dass die allgemeine Bereitschaft, gerade auch unter jungen Leuten sich politisch zu beteiligen, tendenziell unterschätzt wird und hier erhebliches Potential vorhanden wäre. (vgl. Kornelius und Roth, 2007: 131-134)

4.2 Spezialfall: Ostdeutschland

In den neuen Bundesländern gelten andere Gesetzmäßigkeiten als in der restlichen Republik. Ein erster Blick auf die Wahlergebnisse 2002 zeigt deutliche, wenn auch, wie man später sehen wird, sehr undifferenzierte Unterschiede des Wahlverhaltens beider Landesteile. Abbildung 11 zeigt die Wahlergebnisse der einzelnen Parteien in Prozent getrennt nach Ost und West.

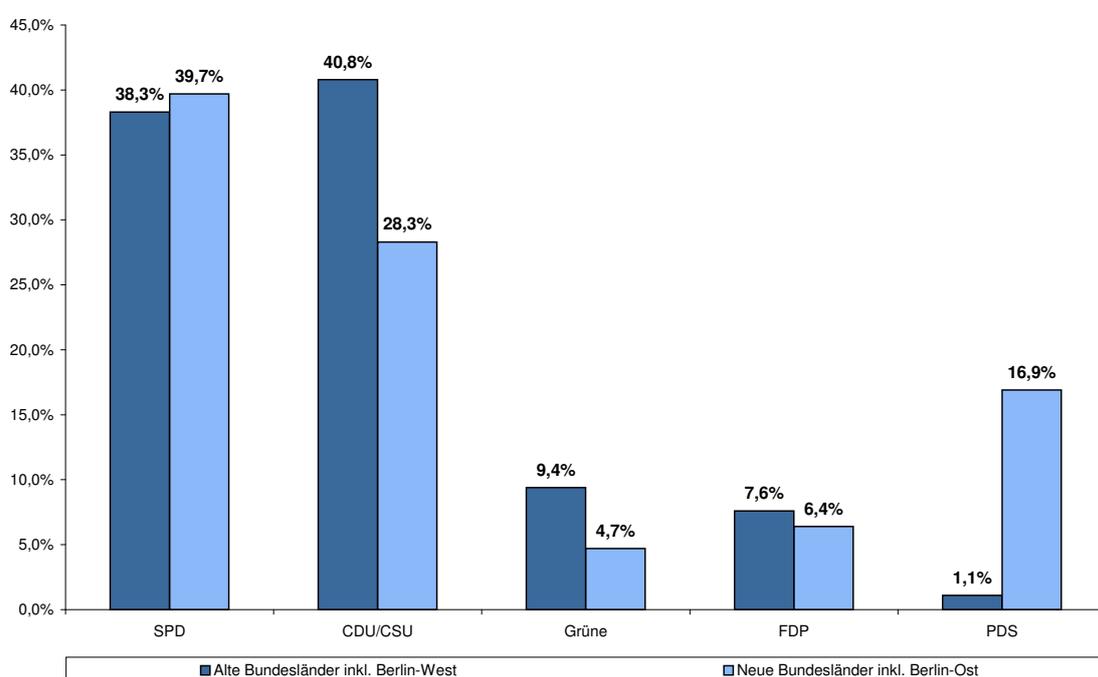


Abbildung 11: Wahlergebnisse 2002 getrennt nach alten und neuen Bundesländern (Quelle: eigene Darstellung)

Bezogen auf die Parteibindungsrate kann ebenfalls ein Niveauunterschied festgestellt werden, in beiden Landesteilen ist allerdings eine Annäherung feststellbar. Dies resultiert vor allem aus den mittlerweile in beiden Landesteilen fast gleich starken Sozialdemokraten. Bei der Union kann währenddessen keine Annäherung festgestellt werden, im Gegenteil, die Schere zwischen West und Ost driftet vor allem aufgrund der Zuwächse in den alten Bundesländern weiter auseinander. Die Abbildungen 12 und 13 zeigen die Gesamt-

unterschiede bei der Parteibindung für alle Parteien, für die SPD und für die Union getrennt nach Ost und West.

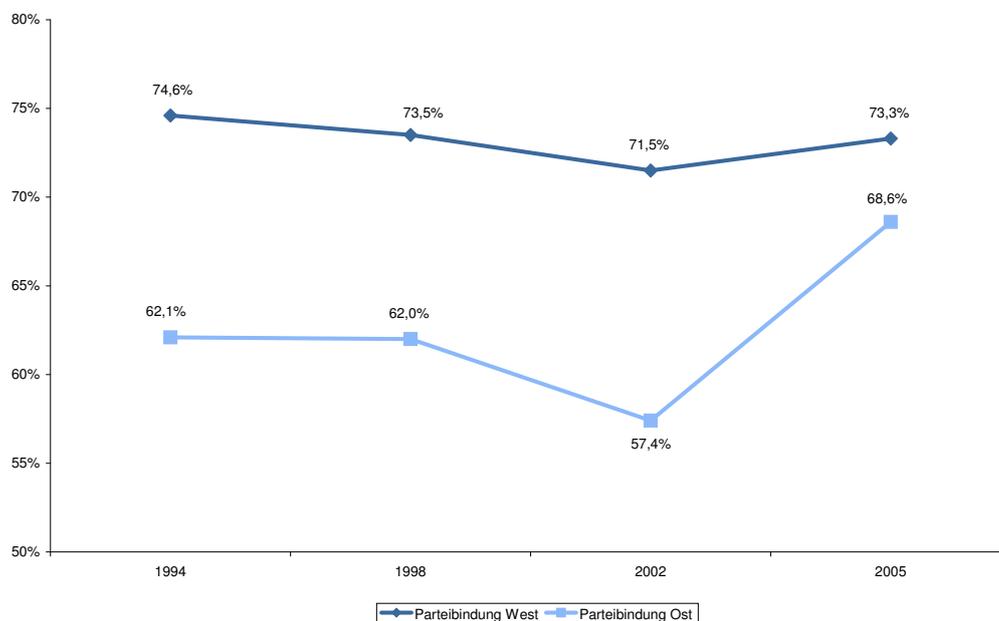


Abbildung 12: Entwicklung der Parteibindung seit der Wiedervereinigung (Quelle: eigene Darstellung)

Bei der Wahl 1990, für die in den neuen Bundesländern keine Parteibindungsdaten vorliegen, kann aber auch aufgrund des sehr guten Wahlergebnisses für die Union ein ebenfalls recht hoher Parteibindungswert erwartet werden. Inwieweit das theoretische Konstrukt der Parteibindung bei Wählern, die zum größten Teil die erste freie Wahl ihres Lebens hatten, überhaupt sinnvoll erfasst werden kann, sei dahingestellt und muss zumindest bezweifelt werden. Fakt ist, dass sich die ostdeutschen Wähler mit fortschreitender Zeit weiter von der Union, also der Partei des Einheitskanzlers, entfernt haben und eine kleine Wende erst durch die ostdeutsche Kandidatin Angela Merkel bei der Bundestagswahl 2005 feststellbar ist. Ob sich an dieser Stelle eine Trend-

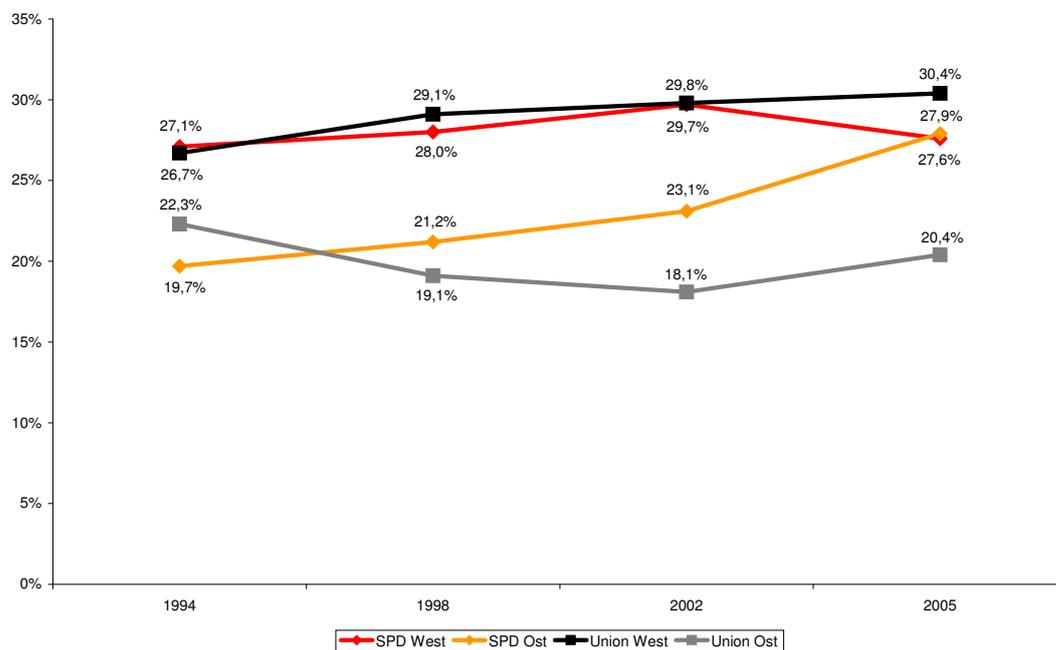


Abbildung 13: Entwicklung der Parteibindung bei den größten Volksparteien seit der Wiedervereinigung (Quelle: eigene Darstellung)

wende abzeichnet, kann hier nicht abschließend geklärt werden, die Frage ist wohl aufgrund des starken Süd-Nord-Gefälles in den neuen Bundesländern so pauschal nicht beantwortbar und wird daher später nochmal aufgegriffen.

5 Modelltheorien - Generalized Linear Models

In der statistischen Datenanalyse hängt die Wahl des Regressionsmodells stark von der Skalierung der Variablen ab. Auf der einen Seite wird die Anzahl der erklärenden Variablen oder Kovariablen über die Komplexität des Modells entscheiden. Vor allem aber die Tatsache, welche Werte der so genannte Response, also die abhängige Variable, annehmen kann, ist entscheidend für die Frage nach der konkreten mathematischen Modellierung. Unterschiede sind hier feststellbar an den Trennlinien univariat versus multivariat, stetige versus diskrete Merkmalsausprägungen, aber auch Normalverteilungsannahme versus nicht normalverteilt. Im letzten Fall kann man bei den nicht normalverteilten Verteilungsannahmen noch einmal unterscheiden ob zumindest eine Verteilung der Exponentialfamilie vorliegt, welche dann oft zu den generalisierten linearen Modellen führt, oder sonstigen semi- und nonparametrischen Modellen auf der anderen Seite.

Gerade in der Praxis kommt es oft vor, dass die zu erklärende Variable ordinal oder sogar nur nominal skaliert ist. Beispiel hierfür wäre die Güteklasse von Fleisch, welche wiederum von Faktoren wie Futter, Haltung oder Ähnlichem abhängt. Als nominales Beispiel eignet sich, wie im vorliegenden Fall, die Wahlentscheidung für eine gewisse Partei. Beide Fälle, also ordinal und nominal skalierte Daten, werden unter dem Überbegriff kategoriale Daten zusammengefasst. Diese kategorialen Daten stellen nun den klassischen Modellansatz vor Probleme, da bei der klassischen Regression keinerlei Einschränkungen bezüglich des Wertebereiches der responsevariable bestehen. Da eine Responsekategorie 3,41 als Resultat einer Kodierung von nominal skalierten Daten aber keinerlei Sinn macht, müssen hier neue Wege der Modellierung gefunden werden. Hierzu wurde mit den generalisierten linearen Modellen eine Verallgemeinerung des klassischen linearen Modells gefunden: Anstelle einer linearen Modellierung des mittleren Response erfolgt die Modellierung hier nach einer Transformation.

5.1 Das binäre Modell

Die Datensituation, mit der sich diese Arbeit beschäftigt, stellt sich wie folgt dar: Auf die Frage, welche Partei jemand wählen würde, wenn nächste Woche Bundestagswahl wäre beziehungsweise auf die retrospektive Frage nach der Wahlentscheidung bei der Bundestagswahl kurz nach der Wahl kann multi-kategorial geantwortet werden. Aus diesen mehrkategorialen Fragen werden dichotome Variablen Y wie SPD ja/nein, Union ja/nein, FDP ja/nein und Grün ja/nein gebildet. Auf diese binären Variablen wirken mehrere verschiedene Variablen X_1, \dots, X_m als Einflussgrößen ein. Das Alter oder die Schichtzugehörigkeit sind Beispiele für unabhängige Variablen, die einen möglichen Einfluss auf die Wahlentscheidung haben können. Insgesamt kommen zirka 20 demographische Variablen und eine sehr wichtige Einstellungsfrage in die nähere Auswahl der möglichen Einflussfaktoren. Mit dieser Konstellation befindet man sich im multiplen, aber nicht multivariaten Fall bei diskreten, weil meist umkodierten Einflussvariablen und einem binären und damit bernoulliverteilten Response. Da die Bernoulliverteilung zur Exponentialfamilie zählt (Toutenburg, 2003: 371), das heißt in der Form

$$f(y_i|\theta_i, \phi) = \exp\left\{\frac{y_i\theta_i - b(\theta_i)}{\phi} + c(y_i, \phi)\right\}$$

dargestellt werden kann, lässt sich die Theorie der generalisierten linearen Modelle verwenden. Bei der Bernoulliverteilung würde der natürliche Parameter θ_i der Exponentialfamilie dem $\text{logit}(\pi_i)$ entsprechen, wobei θ_i die Wahrscheinlichkeit für $y_i = 1$ ist. y_i ist der Response der i -ten Person und ϕ ein so genannter Skalenparameter, der bei der Bernoulliverteilung dem Wert Eins entspricht. $b(\theta_i)$ und $c(y_i, \phi)$ sind weitere von der Verteilung abhängige Funktionen, wobei bei der Bernoulliverteilung gilt: $b(\theta_i) = \log(1 + \exp(\theta_i))$ und $c(y_i, \phi) = 0$. Dadurch vereinfacht sich die Wahrscheinlichkeitsfunktion zu

$$P(Y_i = y_i) = \pi^{y_i}(1 - \pi)^{1-y_i}$$

mit $y_i \in (0, 1)$ und somit zu einer allgemein bekannten Form.

Intuitiv könnte man versuchen zwischen der binären Responsevariable y und den Kovariablen $X = (X_1, \dots, X_m)$ den linearen Zusammenhang $Y = X\beta + \varepsilon$ herzustellen. Dieser ist aus dem klassischen linearen Modell bekannt und lässt eine Interpretation als Regressionsgerade im mehrdimensionalen Raum zu. Da dieser Ansatz aus verschiedenen Gründen, unter anderem an der Tatsache, dass aus dem linearen Modell prognostizierte Responsewerte außerhalb der binären Logik resultieren würden, hier keine Anwendung finden kann, schreibt man obige Gleichung um und betrachtet statt y den Erwartungswert von y . Somit ist $E(Y) = X\beta$ und das ist wiederum bei der Bernoulliverteilung wegen

$$E(Y) = 1 * \pi + 0 * (1 - \pi) = \pi = P(y = 1)$$

die Wahrscheinlichkeit $\pi = P(Y = 1)$, also die Wahrscheinlichkeit für einen Treffer. Nach dieser Modifikation im Modell, nun also $\pi = X\beta$, erreicht man zwar eine stetige Responsegröße, da der Wertebereich einer Wahrscheinlichkeit aber definitionsgemäß zwischen 0 und 1 liegen muss, taucht hier ein weiteres Problem auf. Hierbei wird auf die Idee zurückgegriffen, π und den linearen Prädiktor $\eta = X\beta$ durch eine so genannte Responsefunktion miteinander zu verbinden. Als Responsefunktion F bietet sich, aufgrund der bereits genannten Anforderungen zur Modellierung einer Wahrscheinlichkeit, die Auswahl einer Verteilungsfunktion an. Verteilungsfunktionen haben die Eigenschaft, monoton zu wachsen und Werte zwischen 0 und 1 einzunehmen. Die erste prominente Verteilungsfunktion in diesem Zusammenhang ist die kumulative Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung

$$\pi_i = \Phi(\eta_i) = \int_{-\infty}^{\eta_i} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{z^2}{2}\right) dz$$

In diesem Fall spricht man vom sogenannten Probit-Modell. Die zweite bekannte Verteilungsfunktion ist die der standard-logistisch verteilten Zufallsvariable

$$\Lambda(\eta) = \frac{\exp(\eta)}{1 + \exp(\eta)}$$

Dieses Modell wird Logit-Modell genannt. Der Unterschied zwischen beiden Modellen ist marginal, wie man an Abbildung 14 erkennen kann. Diese

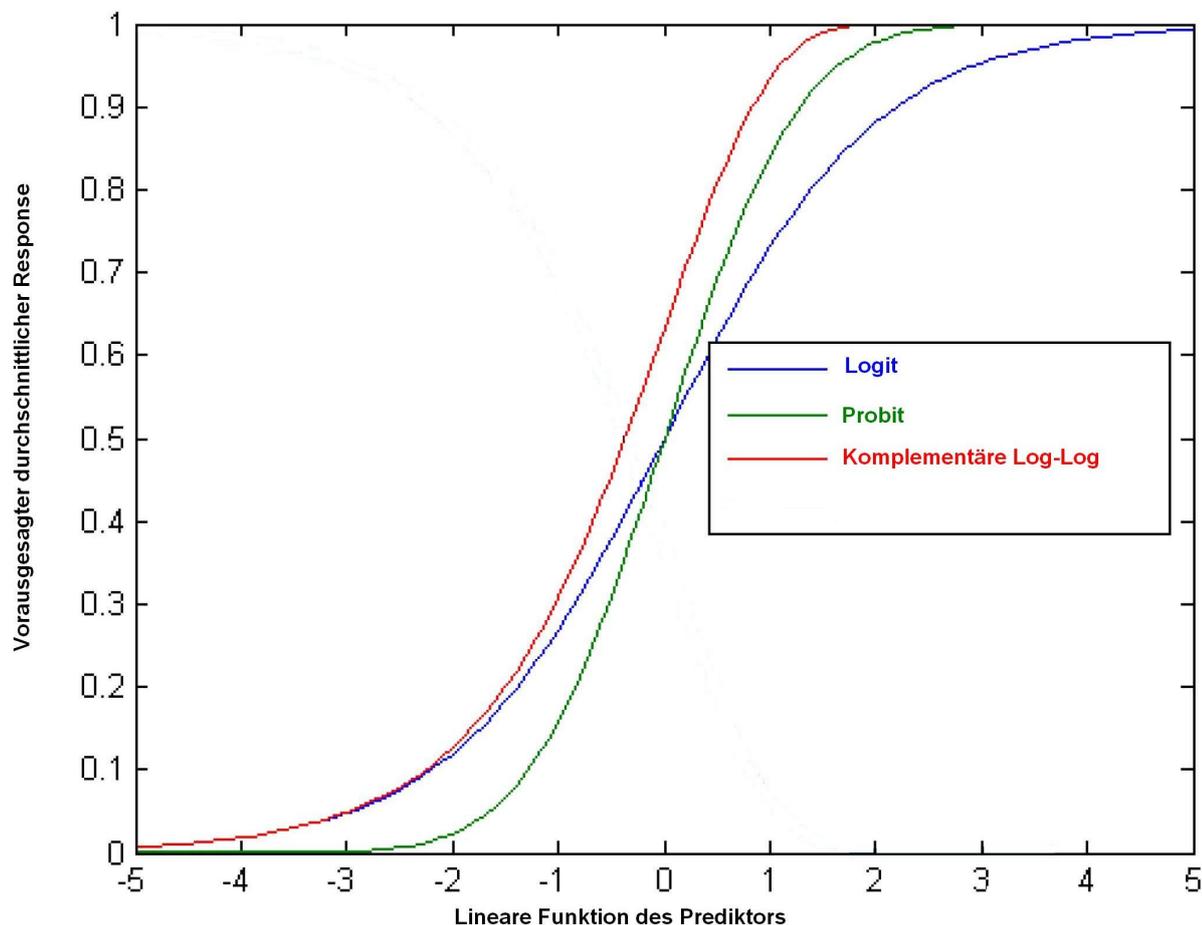


Abbildung 14: Verteilungsfunktionen im Vergleich (Quelle: eigene Darstellung)

Arbeit wird sich aufgrund der positiven Eigenschaften, wie numerisch einfacherer Bestimmbarkeit, im Folgenden ausschließlich mit dem Logit-Modell beschäftigen. Durch die benannte Verteilungsfunktion entsteht also der Zusammenhang

$$\pi_i = \frac{\exp(x'_i \beta)}{1 + \exp(x'_i \beta)}$$

beziehungsweise als so genannte Link-Funktion umformuliert

$$g(\pi_i) = \ln \frac{\pi_i}{1 - \pi_i} = x'_i \beta$$

Aus der Linkfunktion lässt sich der Name Logit-Modell ableiten, da es sich bei den Logits um die logarithmierten Odds, also um den Logarithmus des Quotienten von Wahrscheinlichkeit durch Gegenwahrscheinlichkeit, handelt. Diese Logits werden also statt des Erwartungswertes $E(y_i)$ im klassischen linearen Modell linear modelliert. Das Logit-Modell kann daher als lineares Modell für logarithmierte Odds/Chancen interpretiert werden. (vgl. Fahrmeir und Hamerle, 1984: 94) Als einfaches Beispiel für einen Odds seien Wettquoten wie 5:3 genannt, welche ausgeschrieben nichts anderes bedeuten wie die Wahrscheinlichkeit $5/8$ für einen (Spiel-)Ausgang zur Wahrscheinlichkeit $3/8$ dagegen, bezogen auf den Eintritt eines Gewinns.

5.1.1 Parameterschätzung

Im üblichen linearen Modell lässt sich der Parametervektor β direkt durch Lösen der Normalgleichung

$$X'X\beta = X'y$$

zu

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'y$$

berechnen. Diese Lösung ist ein BLUE Schätzer, ausgeschrieben ein best linear unbiased estimator, und wird KQ-Schätzer beziehungsweise im Falle der Normalregression, das heißt der Annahme von normalverteilten Fehlervariablen ϵ , als ML-Schätzer bezeichnet. (vgl. Toutenburg, 2003: 130) Bei einem Logit-Modell ist diese Schätzung als Resultat der Maximalstellensuche der Likelihood etwas komplizierter. Die Likelihood für $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_k)'$ für $F(\eta) = \Lambda(\eta)$ lautet wegen der Unabhängigkeit der y_i für $i=1, \dots, n$

$$L(\beta; y_1, \dots, y_n, x_1, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n \Lambda(x'_i \beta)^{y_i} (1 - \Lambda(x'_i \beta))^{1-y_i}$$

Daraus folgt für die Log-Likelihood

$$l = \ln(L) = \sum_{i=1}^n y_i \ln \Lambda(x'_i \beta) + \sum_{i=1}^n (1 - y_i) \ln(1 - \Lambda(x'_i \beta))$$

Der Maximum-Likelihood-Schätzer ist das Maximum dieser Funktion, welche durch Nullsetzen der k-partiellen Ableitungen bestimmt wird. In unserem Fall lässt sich dieses Gleichungssystem von k-Gleichungen schreiben als

$$\sum_{i \text{ mit } y_i=0} \frac{1}{1 + e^{-x'_i \beta} x_i}$$

Es lässt sich zwar zeigen, dass in dem Fall $F(\eta) = \Lambda(\eta)$ gilt, X vollen Rang hat und die Lösung, falls sie existiert, eindeutig ist. Da aber die k-Gleichungen nichtlinear in β sind, kann dieses Gleichungssystem nicht ohne weiteres aufgelöst werden. Der gesuchte Schätzer muss durch ein computerintensives Iterationsverfahren bestimmt werden.

5.1.2 Iterative Verfahren zur Parameterbestimmung

Allgemein funktionieren Iterationsverfahren folgendermaßen: Man setzt einen Startwert $\beta^{(0)}$ in die Formel ein und schätzt damit $\beta^{(1)}$. Diese Prozedur wiederholt man dann jeweils mit dem Ergebnis, um ein neues Ergebnis zu erhalten, solange bis sich der Wert nach der n-ten Iteration kaum mehr verändert. Der Iterationsstopp hängt von der Größe der absoluten Veränderung $|\beta^{(n-1)} - \beta^{(n)}|$ ab. Falls diese Differenz unter ein vorher definiertes Minimum ε sinkt, wird abgebrochen und man spricht von Konvergenz. Die beiden bekanntesten Verfahren sind das Newton-Raphson-Verfahren und der Fisher-Scoring-Algorithmus, welche beide gegen den ML-Schätzer konvergieren. Der Übergang von $\beta^{(n-1)}$ zu $\beta^{(n)}$ erfolgt bei Newton-Raphson durch

$$\beta^{(n+1)} = \beta^{(n)} - \left[\frac{\partial^2}{\partial \beta \partial \beta'} \ln L(\beta) \right]^{-1} \frac{\partial}{\partial \beta} \ln L(\beta)$$

beziehungsweise beim Fisher-Scoring-Algorithmus durch

$$\beta^{(n+1)} = \beta^{(n)} - \left[E \left[\frac{\partial^2}{\partial \beta \partial \beta'} \ln L(\beta) \right] \right]^{-1} \frac{\partial}{\partial \beta} \ln L(\beta),$$

wobei die enthaltenen Ableitungen der Log-Likelihood an der Stelle $\beta = \beta^{(n)}$ ausgewertet werden. Allgemein ist die gefundene Lösung bestimmbar, der Schätzer ist konsistent, das heißt

$$\text{plim}\widehat{\beta}_n = \beta$$

und asymptotisch normalverteilt.

5.1.3 Parametertest

Nachdem ein Schätzer $\widehat{\beta}$ gefunden wurde, stellt sich als Nächstes die Frage welche Variablen einen relevanten Einfluss auf die Zielvariable ausüben. Im Logit-Modell können zwar, wie später bei der Parameterinterpretation ausgeführt wird, keine linearen Aussagen über das Zusammenwirken von Parameterwert und Response getroffen werden, wie dies im linearen Modell der Fall ist. Trotzdem bedeutet ein Wert Null, dass die entsprechende Variable keinen Einfluss auf den Response hat. Allgemein haben Tests die Form:

$$H_0 : A\beta = c$$

versus

$$H_1 : A\beta \neq c$$

wobei A eine beliebige, fest vorgegebene (m,n)-Matrix ist, β der zu überprüfende Schätzer als Vektor und c ein beliebiger, fest vorgegebener Vektor. (vgl. Lang, 2002: 4-9) Aus dieser allgemeinen Form lassen sich alle linearen Hypothesentestvarianten ableiten. Hierfür gibt es verschiedene statistische Tests, bei denen entweder die asymptotische Normalität verwendet wird, um damit im einfachsten Fall $H_0 : \beta_i = 0$ gegen $H_1 : \beta_i \neq 0$ einen t-Test durchzuführen. In diesem einfachsten Fall wäre $A = (0, \dots, 1, 0, \dots, 0)$ mit der 1 an der i-ten Stelle und $c = 0$. Für den allgemeineren Fall existieren verschiedene kompliziertere Ausdrücke wie die Likelihood-Quotienten Statistik,

die Wald Statistik oder die Score Statistik. Diese Arbeit wird im Folgenden auf die beiden Letztgenannten eingehen, da diese bei der Variablenselektion in dem statistischen Programmpaket SAS unter Kapitel 6 später noch eine Rolle spielen. Hierfür müssen die beiden Begriffe Scorefunktion und Fisherinformation eingeführt werden: Die Score-Funktion ist der Vektor der ersten Ableitung der Log-Likelihood nach β also

$$s(\beta) = \frac{\delta l}{\delta \beta}$$

Die Fisherinformation F ist nun die Kovarianzmatrix von $s(\beta)$, das heißt

$$F = \text{Cov}(s(\beta)) = X'WX,$$

wobei X die Designmatrix ist und W eine Gewichtsmatrix. Die Inverse der Fisherinformation F^{-1} ist die asymptotische Kovarianz von $\hat{\beta}$. Die Wald Statistik ω ist nun definiert als

$$\omega := (A\hat{\beta} - c)'(AF^{-1}A')^{-1}(A\hat{\beta} - c),$$

also als Differenz zwischen der Schätzung für $A\beta$ und ihrem hypothetischen Wert c unter H_0 , gewichtet mit der Inversen der asymptotischen Kovarianzmatrix. Die Score-Statistik u misst den mit der Inversen Fisherinformation gewichteten Abstand zwischen der Score-Funktion des Schätzers und dem Nullvektor, das heißt

$$u := s(\hat{\beta})'F^{-1}(\hat{\beta})s(\hat{\beta})$$

Da beide Statistiken Abstände messen, deuten jeweils kleine Werte auf die Nullhypothese, größere Werte auf die Alternative hin. (vgl. Lang, 2002: 4-6)

5.1.4 Gütemaße

Die Frage, welche Kovariablen signifikant sind, gibt weder einen Aufschluss über Relevanz noch darüber, welches Modell die beste Anpassung an die Daten erzielt. So können alle Kovariablen hochsignifikant sein und trotzdem erklärt das Modell die reale Daten- und Zusammenhgangsstruktur nur

unzureichend. Um Modelle einerseits zu bewerten und zugleich mit anderen Modellen vergleichen zu können, benötigt man spezielle Gütemaße. Diese Gütemaße müssen auch in der Lage sein, unabhängig von der Variablenanzahl Validität zu gewährleisten. Dies ist nicht selbstverständlich, da es in der Natur der Sache liegt, dass mit zunehmender Kovariablenzahl auch die Modellanpassung wächst, obwohl dies von Benutzerseite so nicht uneingeschränkt wünschenswert ist. SAS gibt im Standardoutput der Logistic Procedure das Akaike Informationskriterium AIC, das Schwarz'sche Kriterium SC und die Devianz $-2\text{Log}L$ an. Alle drei Gütekriterien basieren auf der LogLikelihood und sind sich sehr ähnlich. Da die Devianz allerdings, neben anderer Nachteile, bei ungruppierten Daten ungeeignet ist, da sie Modelle mit unterschiedlich vielen Variablen nur unzureichend miteinander vergleichen kann, wird sich diese Arbeit im Folgenden mit den beiden Erstgenannten beschäftigen. Diese Kriterien werden später bei der Datenanalyse zum konkreten Modellvergleich verwendet. Der AIC ist definiert als

$$AIC := -2l(\hat{\beta}) + 2(g + p)$$

wobei g die Gruppenanzahl und p die Variablenanzahl ist. Die Gruppenanzahl wird bei den verwendeten Daten jeweils 1 sein, da es sich um ungruppierte Daten handelt. Da ein kleiner AIC eher für eine gute Modellanpassung spricht, werden hier Modelle mit vielen Kovariablen eher "bestraft", was einen Vergleich von Modellen unterschiedlicher Variablenanzahl, im Gegensatz zur Devianz, möglich macht. Den gleichen Vorteil hat auch das SC, welches dem AIC bis auf die logarithmierte Fallzahl gleicht. Der SC ist also

$$SC := -2l(\hat{\beta}) + 2(g + p) \log(n)$$

mit gleichen Eigenschaften wie der AIC mit dem Unterschied, dass die Fallzahl berücksichtigt wird, da sich im Zweifelsfall große Fallzahlen immer positiv auf die Anpassung einwirken.

5.1.5 Variablenselektion

Prinzipiell muss zum Auffinden des Modells mit allen signifikanten Einflussgrößen für jede Kovariable eine der oben beschriebenen Statistiken für Hypothesentests berechnet werden. Da aber der Einfluss einzelner Variablen von der An- bzw. Abwesenheit anderer Variablen im Modell abhängen kann, ist hier keine isolierte Betrachtung möglich. Vielmehr bedarf es hierzu Selektionsmethoden, welche schrittweise Variablen hinzufügen oder entfernen. Die so genannte Forward Selection beginnt mit einem Modell, welches nur den Intercept, also die konstante Variable, enthält. Nun wird Schritt für Schritt jeweils die Variable mit der größten Score-Statistik in das Modell mit aufgenommen. Diese Prozedur wird solange wiederholt, bis keine signifikante Kovariable mehr vorhanden ist. Die Forward Selection basiert also auf dem Score-Test. Genau von der anderen Seite geht die Backward Selection an das Problem heran. Vom vollen Modell mit allen Variablen werden Schritt für Schritt solange Kovariablen mittels Wald-Statistik ausgeschlossen, bis sich nur noch signifikante Einflussgrößen im Modell befinden. Als Kombination beider Varianten ist die so genannte Stepwise Selection zu betrachten. Hier wird abwechselnd per Forward Selection eine Variable hinzugefügt und anschließend getestet, ob durch Backward Selection wieder eine Variable heraus fällt. Die Stepwise Selection beginnt, wie die Forward Selection, mit einem reinen Intercept Modell und vereint die Vorteile beider Methoden. Einerseits kann hierdurch keine Variable im Modell bleiben, die nach Hinzunahme einer anderen Variable nicht mehr signifikant wäre, wie dies bei der Forward Selection denkbar ist. Andererseits ist es auch möglich, dass eine Variable nach dem eigenen Ausschluss durch Backward Selection und dem späteren Ausschluss einer weiteren Variablen wieder signifikant werden würde. In dem Programm SAS kann die Wahl der Methode selbst bestimmt werden. Da die angesprochenen Nachteile durch die Stepwise Selection kompensiert werden können, wurde diese für die in dieser Arbeit verwendete Datenanalyse verwendet. An dieser Stelle muss auf die Tatsache hingewiesen werden, dass das Prinzip der

Variablenselektion aufgrund der overfit-Problematik in der Statistik umstritten ist. (vgl. Hennig, 2004)

5.1.6 Exkurs: Kodierungsmöglichkeiten bei kategorialen Kovariablen

Im Falle von kategorialen Einflussgrößen kann kein natürlicher Abstand zwischen den Kategorien bestimmt werden. Daher ist es nötig, für jede Kategorie separate Regressionskoeffizienten zu schätzen, also praktisch jede Merkmalsausprägung als eigene Variable zu behandeln. Damit allerdings der Gesamtzusammenhang und vor allem die Möglichkeit auf Signifikanztests der kompletten Variablen, und nicht nur einzelner Kategorien, nicht verloren geht, werden speziell genormte Kodierungen verwendet. Die üblichen Methoden sind die Dummy-Kodierung und die Effekt-Kodierung. Bei der Dummy-Kodierung wird eine kategoriale Kovariable x mit k Kategorien in $k - 1$ binäre Dummyvariablen x_1, \dots, x_{k-1} zerlegt, wobei x_i gegeben ist durch

$$x_i = \begin{cases} 1 & x = i \quad \text{für} \quad i = 1, \dots, k - 1 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

Falls eine der Kategorien $1, \dots, k - 1$ zutrifft, so steht also die Eins in der entsprechenden Spalte. Im Falle $X = k$ sind alle Dummyvariablen Null. Bei der Effekt-Kodierung werden ebenfalls $k - 1$ Dummyvariablen gebildet, die Referenzkategorie hingegen wird nicht durch 0, sondern durch -1 angezeigt.

$$x_i = \begin{cases} 1 & x = i \quad \text{für} \quad i = 1, \dots, k - 1 \\ -1 & x = k \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

Allgemein muss nicht die letzte Kategorie als Referenz verwendet werden,

β	$\exp(\beta)$	logit	odds	$P(y = 1)$
$\beta > 0$	$e^\beta > 1$	steigt um β	steigt um e^β	steigt
$\beta < 0$	$e^\beta < 1$	sinkt um β	sinkt um e^β	fällt

Tabelle 4: Interpretation der Parameter

es ist auch jede andere Merkmalsausprägung möglich. In der verwendeten SAS Procedure kann zwischen der ersten und letzten Kategorie als Referenz gewählt werden. Der prinzipielle Unterschied bei der Interpretation der Parameter ist die Tatsache, dass bei der Dummy-Kodierung die Abweichung von der Referenzkategorie, bei der Effekt-Kodierung die Abweichung vom Variablenmittel, also von einer mittleren Kategorie, gemessen wird. Die Abweichungen, sowohl bei Dummy- wie auch bei Effekt-Kodierung sind bei klassischen linearen Modellen problemlos interpretierbar, bei generalisierten linearen Modellen mit integrierter Link- beziehungsweise Responsefunktion ist dies nicht ohne weiteres so möglich, da hier die Parameter nicht direkt auf den Response wirken können.

5.1.7 Interpretation der Schätzer

Da zwischen Kovariablen und Response kein linearer Zusammenhang besteht, können, wie bereits bei der Kodierung angesprochen, die Parameterwerte β nicht ohne weitere Berechnung interpretiert werden. Eine Vervielfachung des Response durch Vervielfachung einer Kovariable mit dem geschätzten Parameterwert $\hat{\beta} = 2$, wie dies in der linearen Regression verstanden werden kann, ist im Logit-Modell nicht möglich. Trotzdem können auch hier Aussagen auf $P(y = 1)$ und alle Zwischenschritte getroffen werden, wie dies Tabelle 4 zeigt:

Wie man erkennt, kann kein linearer Zusammenhang zwischen Schätzwert

und Response quantifiziert werden, sondern nur die steigende oder fallende Wirkung von positiven oder negativen Schätzern auf die Wahrscheinlichkeit $P(y = 1)$. Dies gilt in gleicher Weise auch für kodierte Variablen, unabhängig von der Kodierungsmethode. (vgl. Lang, 2002: 4-9)

5.1.8 Spezialfall kategorialer Kovariablen

In dieser Arbeit liegen am Ende der Datenerhebung und Datenaufarbeitung nur noch kategoriale erklärende Variablen vor. Wie bereits angesprochen, bedarf es hier einer Kodierung, um eine sinnvolle Parameterinterpretation sicherzustellen. Im Falle des ausschließlichen Auftretens von Faktorvariablen lautet die Modellgleichung $\eta(x) = X\beta$ oder genauer

$$\eta(x) = \beta_0 + x_{A(1)}\beta_{A(1)} + \dots + x_{A(k-1)}\beta_{A(k-1)} + x_{B(1)}\beta_{B(1)} + \dots + x_{B(l-1)}\beta_{B(l-1)} + \dots$$

In diesem Fall hätte die Kovariable A k Kategorien, die Variable B l Kategorien und so weiter. $x_{A(1)}$ bedeutet somit die Dummyvariable von A mit der ersten Ausprägung und $\beta_{A(1)}$ der zugehörige Parameterwert. Jede Dummyvariable wird als neue Kovariable jeweils mit eigenem Parameterwert aufgefasst. Die Interpretation dieser Parameter wiederum hängt allerdings von der Kodierungsmethode ab. Im Falle der Dummy-Kodierung können die Parameterwerte als Abweichung von β_0 , also von der Faktorkombination aller Referenzkategorien, angesehen werden. Hierzu ein einfaches Beispiel mit der Kovariable A, welche in drei Stufen wirkt, und einer zweiten binären Kovariable B. Das Modell hat somit die Form

$$\text{logit}(\pi(x)) = \beta_0 + x_{A(1)}\beta_{A(1)} + x_{A(2)}\beta_{A(2)} + x_B\beta_B$$

mit $A = 3$ und $B = 2$ als Referenzkategorien. $\beta_{A(1)}$ beispielsweise wirkt nun additiv auf die Logits beim Übergang von der Referenzkategorie zu $A = 1$. Etwas komplizierter stellt sich der Interpretationssachverhalt bei der Effektkodierung dar. Hier ist $\beta_{A(1)}$ „...die additive Wirkung auf die Logits als Abweichung von den über alle Ausprägungen gemittelten Logits.“ (vgl. Tutz,

2000: 63) Im einfacheren Fall der dichotomen Variable B würde dies bedeuten β_B wirkt für $B = 1$ und $-\beta_B$ für $B = 2$ und ist somit als Abweichung von einem imaginären beziehungsweise von den Kovariablenausprägungen unabhängigen Mittel zwischen den beiden Kategorien zu verstehen. Bei der anderen verwendeten Variable im obigen Beispiel wirkt $\beta_{A(i)}$ für $i = 1, 2$ und $-\beta_{A(1)} - \beta_{A(2)}$ für $A = 3$. Aufgrund der inhaltlichen Nähe zur Kontingenztafel kann dieses Modell auch anders dargestellt werden. (vgl. Toutenburg, 2003: 403-407)

Eine sehr übersichtliche und leicht verständliche Darstellung der logistischen Regressionsmodellen findet sich im Buch von Backhaus. (vgl. Backhaus u. a., 2003: 104-144)

5.2 Das nominale Modell

Nachdem sich aber nicht jeder Sachverhalt auf die Frage Ja oder Nein beschränken lässt, bedarf es auch für den multikategorialen Fall einer Responsevariable Modellierungsansätze. In der ursprünglich im Fragebogen erhobenen Form ist die Parteibindung selbst ein Beispiel hierfür. Auf die Frage nach der Parteibindung einer Person sind, abhängig von der aktuellen politischen Stimmung, neben den Antworten für die bisher im Bundestag vertretenen Parteien auch kleinere Parteien als Antwort möglich. Alle nicht aufgeführten Parteien werden unter der Kategorie "Andere" subsumiert. So gab es im Fragebogen 2002, der hier als Beispiel dienen soll, folgende Antwortmöglichkeiten: 1. CDU 2. CSU 3. SPD 4. FDP 5. Grüne 6. Republikaner 7. PDS 9. Andere 10. Keine. Um diesen Response zu modellieren kann man im einfachsten Fall aus den zehn Antworttypen zehn neue dichotome Variablen machen. Dies würde allerdings den negativ korrelierten Zusammenhang zwischen diesen zehn neuen Variablen völlig ignorieren. Falls man aber gemeinsame Kovariablen finden möchte, lohnt es sich, ein verallgemeinertes Logit-Modell beziehungsweise im Speziellen ein multinomiales Logit-Modell

zu rechnen. Auch dieser Fall lässt sich auf den binären Fall zurückführen, erzeugt allerdings wesentlich mehr Parameterschätzungen und Rechenaufwand als die gewöhnliche binäre Struktur. Aus der Modellgleichung

$$\log \left(\frac{P(Y = 1|x)}{1 - P(Y = 1|x)} \right) = x' \beta$$

also der logarithmierten Wahrscheinlichkeit geteilt durch die Gegenwahrscheinlichkeit, dem so genannten Odds, wird im multinomialen Fall

$$\log \left(\frac{P(Y = r|x)}{P(Y = k|x)} \right) = x' \beta_r$$

Jetzt steht also der Wahrscheinlichkeit für das Auftreten einer bestimmten Kategorie $Y = r$ die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten der Referenzkategorie k gegenüber. Auch der Parameter β ist nun mit einem Index versehen, was auf die Zugehörigkeit zu einer bestimmten Responsekategorie hinweist. Hier wird das erste Mal deutlich, welcher Rechenaufwand, abhängig von der Anzahl der Responsekategorien im Gegensatz zum normalen Logit-Modell, entstehen kann. Durch die bereits aus den letzten Abschnitten bekannte Umformung erhält man für den einfachsten Fall $r = 1, \dots, k-1$, also bei der Wahl der letzten Ausprägung k als Referenz

$$P(Y = r|x) = \frac{\exp(x' \beta_r)}{1 + \sum_{s=1}^{k-1} \exp(x' \beta_s)}$$

Üblicherweise lässt sich das multinomiale Logit-Modell in der Literatur meist in folgender übersichtlicherer Form finden:

$$P(Y = r|x) = \frac{\exp(x' \beta_r)}{\sum_{s=1}^k \exp(x' \beta_s)}$$

Diese Darstellung benötigt allerdings zur Identifizierung der Parameter eine Nebenbedingung für eben diese Parameter β_1, \dots, β_k . Üblicherweise setzt man hierzu den Parameter der Referenzkategorie $\beta'_k = (0, \dots, 0)$, wobei k eine beliebige Kategorie sein kann, also weder die erste noch die letzte sein muss. Es sind auch andere Nebenbedingungen denkbar. Da sich später im Programmpaket allerdings ausschließlich die Wahl der Referenz als erste oder letzte Kategorie wiederfinden wird, kann an dieser Stelle darüber hinweg gesehen werden.

5.2.1 Parameterinterpretation im multinomialen Fall

Die Parameterinterpretation hängt unter anderem, wie auch schon im gewöhnlichen Logit-Modell, von dem Skalenniveau der Kovariablen ab. Hier lässt sich ganz allgemein zwischen metrischem und kategorialen Skalenniveau unterscheiden. Der einfache Fall ist der metrische. Hier gibt es für jede metrische Kovariable x_M einen auf die Responsekategorie r bezogenen Parameter $\beta_{M,r}$. Etwas komplizierter ist die Parameterindizierung bei kategorialen Kovariablen. Hier muss für jede Kategorie der Kovariable x_K ein Parameter in Abhängigkeit von der Kategorie r der Responsevariable geschätzt werden. Der Parameter hat also für die m -te Kategorie der Kovariable die Form $x_{K(m),r}$. Hierdurch erkennt man den Rechenaufwand, der beispielsweise entsteht, wenn man ein Modell mit fünf Response- und durchschnittlich fünf Kovariablenkategorien bei 10 verwendeten Kovariablen rechnen muss. Während bei metrischen Größen hier 50 Parameter ausreichen würden, vervielfacht das kategoriale Datendesign diese Zahl auf 250 iterativ zu schätzende β 's. Zum Vergleich: Im klassischen linearen Modell mit ausschließlich metrischen Größen und normalverteiltem Response genügt die Schätzung von 10 Parametern. Für die Interpretation, die abhängig von mehreren Festlegungen zu leisten ist, muss zuerst die Referenzkategorie und damit die Nebenbedingung bei der Responsevariable festgelegt werden. Wir wählen den allgemeinen Fall einer beliebigen Referenzkategorie r_0 . Anschließend ist es nötig, bei den Kovariablen zwischen Interpretation bei Dummy- oder Effekt-Kodierung wieder in Abhängigkeit von der Wahl der Referenz zu unterscheiden. Als Referenz wird hier die erste Kategorie gewählt. Somit ergibt sich die in Tabelle 5 dargestellte Interpretation. Durch die Relation zwischen einer Responsekategorie und der Responsereferenz lassen sich auch Beziehungen von zwei Nicht-Referenzkategorien darstellen, indem man zu einer unparametrisierten Form übergeht. Modelle mit Interaktionseffekten lassen sich ähnlich interpretieren, da dies allerdings in dieser Arbeit keine Verwendung findet, wird an dieser Stelle auf ein Beispiel anhand der Parteibindung im einem Buch von

Kovariable und Kodierung	Interpretation
x_M metrische Kovariable	$\beta_{M,r}$ ist die additive Wirkung auf Logits für r gegenüber r_0 pro Einheit von x_M
$x_{K(i)}$ kategoriale Kovariable in Dummy-Kodierung	$\beta_{K(i),r}$ ist die additive Wirkung auf Logits für r gegenüber r_0 beim Übergang von $K = k$ zu $K = i$
$x_{K(i)}$ kategoriale Kovariable in Effekt-Kodierung	$\beta_{K(i),r}$ ist die additive Wirkung auf Logits für r gegenüber r_0 als Abweichung vom mittleren Logit-Wert
x_M metrische Kovariable	$e^{\beta_{M,r}}$ ist die multiplikative Wirkung auf die Chancen für r gegenüber r_0 pro Einheit von x_M
$x_{K(i)}$ kategoriale Kovariable in Dummy-Kodierung	$e^{\beta_{K(i),r}}$ ist die multiplikative Wirkung auf die Chancen für r gegenüber r_0 beim Übergang von $K = k$ zu $K = i$
$x_{K(i)}$ kategoriale Kovariable in Effekt-Kodierung	$e^{\beta_{K(i),r}}$ ist die multiplikative Wirkung auf die Chancen für r gegenüber r_0 , wobei das Produkt der Chancen auf 1 normiert ist

Tabelle 5: Parameterinterpretation im multinomialen Fall

Gerhard Tutz (Tutz, 2000: 171-173) verwiesen.

Das multinomiale Modell lässt sich, wie auch das normale Logit-Modell sowohl als verallgemeinertes lineares Modell mit Link- und Responsefunktion als auch als Wahlmodell der Nutzenmaximierung vor dem Hintergrund der Annahme eigentlich latent wirkender Variablen darstellen. Die zweite Alternative würde sich vor allem bei einer großen Anzahl von Einstellungsfragen, und dies ist bei politologischen Fragestellungen in der Regel nicht unüblich, anbieten. (vgl. Tutz, 2000: 180-185)

5.2.2 Testen und Schätzen beim multinomialen Logit-Modell

Generell lassen sich Logit-Modelle in der allgemeinen Form

$$g(\pi_i) = X_i\beta \quad \text{bzw.} \quad \pi_i = h(Z_i\beta)$$

darstellen. Hierbei bezeichnet g die Linkfunktion und h die Responsefunktion. Es wird von p gruppierten, unabhängigen Beobachtungen in q Kategorien ausgegangen, wobei jeder gruppierten Beobachtung y_i n_i ungruppierte Beobachtungen zu Grunde liegen. Die y_i sind also die Anzahl der Fälle mit gleichen x -Werten, die multinomialverteilt sind mit den Parametern (n_i, π_i) . Die Log-Likelihood wird durch folgenden Term dargestellt, dessen Maximierung wiederum iterativ berechnet wird.

$$l(\beta) = \sum_{i=1}^p y_{i1} \log\left(\frac{\pi_{i1}}{1 - \pi_{i1} - \dots - \pi_{iq}}\right) + \dots + y_{iq} \log\left(\frac{\pi_{iq}}{1 - \pi_{iq} - \dots - \pi_{iq}}\right) \\ + n_i \log(1 - \pi_{iq} - \dots - \pi_{iq}) + \log(c_i),$$

wobei $c_i = n_i! / (y_{i1}! \dots y_{iq}!(n_i - y_{i1} \dots y_{iq})!)$ ist. Das gefundene ML-Schätzer $\hat{\beta}$ ist approximativ normalverteilt mit dem Erwartungswert β und der inversen Fisher-Matrix $F(\hat{\beta})^{-1}$ als Kovarianzmatrix, die durch $F(\hat{\beta}) = X_i^{-1} W_i(\hat{\beta}) X_i$

gegeben ist. (vgl. Tutz, 2000: 197-199)

Als Anpassungstests werden auch im mehrdimensionalen Fall die bekannten Gütemaße wie die Pearson-Statistik und die Devianz verwendet. Diese sind zwar im multinomialen Fall etwas anders definiert, entsprechen aber ansonst den verwendeten Größen des normalen Logit-Modells. Eine ausführlichere Darstellung der Gütemaße bei multinomialen Modellen findet sich unter anderem bei Tutz (Tutz, 2000: 199-203) oder bei Pruscha (Pruscha, 2006: 163)

5.3 Das ordinale Modell

Zwischen klassischer linearer Regression mit normalverteilter, stetiger Zielgröße und Modellen mit rein nominalen Resonse gibt es auch Zwischenformen, zu denen Modelle mit ordinalem Response gehören. Zwar liegen hier ebenfalls diskrete Zielvariablen vor, im Gegensatz zum klassisch nominalen Modell ist nun aber eine Ordnung zwischen den Kategorien vorhanden. Als typische Beispiele werden Güteklassen, aber auch mehrstufige Antwortmöglichkeiten bei Einstellungsfragen nach dem Muster "Gut, Mittel, Schlecht" oder "Stark, Mittel, Schwach" genannt. In dieser Arbeit soll versucht werden, die Stärke der Parteibindung, falls vorhanden, zu modellieren. Diese Variable liegt in den Ausprägungen "Sehr Stark, Stark, Mittel, Schwach und Sehr Schwach", also fünfstufig, vor. Prinzipiell ist es möglich, diese Modelle wie nominale Modelle aus dem letzten Kapitel zu behandeln. Hierbei würde man allerdings die vorliegende Information der geordneten Werte schlicht ignorieren und ein rechenintensiveres und eventuell auch nicht berechenbares Modell wählen. Auf der anderen Seite muss auch gegenüber metrischem Niveau abgegrenzt werden, da die Abstände zwischen zwei Ausprägungen nicht sinnvoll interpretierbar sind. In der gängigen Literatur (vgl. Tutz, 2000) haben sich zwei Standardtypen zur Modellierung dieses Ansatzes durchgesetzt: das kumulative Modell, welches auch Schwellenwertmodell genannt wird, und das sequentielle Modell.

5.3.1 Das kumulative Modell

Der Grundgedanke dieses Modells geht von der Existenz einer zur Zielvariable Y gehörigen metrischen Variable \hat{Y} aus. Hierbei muss Y als die in Kategorien eingeteilte Variable angesehen werden, welche aus \hat{Y} gebildet wird. Für \hat{Y} gilt der lineare Ansatz:

$$\hat{Y} = -x'\alpha + \epsilon, \quad \text{mit } E(\epsilon) = 0$$

ϵ besitzt hier die Verteilungsfunktion F . Die Kategorisierung von Y , also die Verknüpfung zwischen Y und \hat{Y} wird durch das Schwellenwertkonzept realisiert. Damit ist:

$$Y = r \iff \theta_{r-1} < \hat{Y} < \theta_r$$

mit θ_i also größengeordnete Schwellenwerte ($\theta_{r-1} < \theta_r$) auf dem stetigen Wertebereich von \hat{Y} . Diese Betrachtungsweise ist im vorliegenden Fall "Stärke der Parteibindung" sicherlich vertretbar, die Stärke ist hier sehr wohl als stetig vorstellbar. Der Übergang von der einen Kategorie in die nächste ist sicherlich eher als Prozess und nicht so sehr als Ereignis aufzufassen. Es lässt sich ableiten:

$$P(Y \leq r|x) = F(\theta_r + x'\alpha)$$

und

$$P(Y = r|x) = F(\theta_r + x'\alpha) - F(\theta_{r-1} + x'\alpha)$$

Abhängig von der Wahl der Verteilungsfunktion F ergeben sich dann hieraus, wie auch schon beim Logit-Modell, verschiedene Varianten. Eine sehr gängige Verteilungsfunktion ist die logistische Funktion $F(u) = \exp(u)/(1 + \exp(u))$. Bei Verwendung der logistischen Funktion nennt man das Modell kumulatives Logit- oder "proportional-odds model" . (vgl. Tutz, 2000: 213-215) Eingesetzt erhält das Modell nun die Form:

$$P(Y \leq r|x) = \frac{\exp(\theta_r + x'\alpha)}{1 + \exp(\theta_r + x'\alpha)}$$

beziehungsweise

$$\log \left(\frac{P(Y \leq r|x)}{P(Y > r|x)} \right) = \theta_r + x'\alpha$$

Wenn man nun statt θ ein α oder β einsetzt, so hat man die klassisch lineare Form, wie man es als lineares Modell für logarithmierte Odds als dem binären Logit-Modell kennt. Allerdings ist dieses β nun meist mit Doppelindex der Art β_{0r} versehen. Aus der Modellannahme, dass der lineare Term nicht von r abhängt, folgt für das Verhältnis zweier kumulierter Chancen, dass der Term $x'\alpha$ eliminiert werden kann und sich das Verhältnis durch die Differenz der beiden Konstanten darstellen lässt.

$$\frac{P(Y \leq r|x)}{P(Y > r|x)} \bigg/ \frac{P(Y \leq s|x)}{P(Y > s|x)} = \log \left(\frac{P(Y \leq r|x)}{P(Y > r|x)} \right) - \log \left(\frac{P(Y \leq s|x)}{P(Y > s|x)} \right) = \theta_r - \theta_s$$

Aus diesem größenproportionalen Verhältnis leitet sich der Name “proportional-odds model“ ab. Außer der logistischen Funktion können auch andere Verteilungsfunktionen verwendet werden. Dies wird allerdings hier nicht weiter ausgeführt, da für die Datenanalyse in vorliegender Arbeit ausschließlich mit kumulativen Logit-Modellen gearbeitet wurde.

5.3.2 Das sequentielle Modell

Das sequentielle Modell ist eine Modellierungsalternative zum kumulativen Modell bei ordinalem Response. Grundannahme ist hierbei, dass die geordneten Kategorien nur nacheinander erreichbar sein können. Dies würde im Konkreten bedeuten, dass ein Wähler zuerst eine mittelhohe Parteibindung aufweisen muss bevor er eine starke Bindung haben kann, wobei die Verweildauer im Zustand “Mittel“ auch sehr kurz sein kann. Vor dem bereits dargestellten theoretischen Hintergrund und der enthaltenen Grundannahme, dass sich die Parteibindung als langfristige Überzeugung manifestiert, kann dieses Modell nicht gänzlich abgelehnt werden. Sowohl Auf- wie auch Abbau der Stärke einer Parteibindung kann sich nicht sprunghaft ändern,

andernfalls müsste die postulierte Langfristigkeit der Entstehung in Frage gestellt werden. Modelliert wird nun der Übergang von der r -ten in die $r + 1$ -te Kategorie. Diese ist nun eine binäre Fragestellung, deren Modellbildung erneut mittels einer metrisch latenter Variable realisiert wird. Das sequentielle Modell hat die Form:

$$P(Y = r | Y \geq r, x) = F(\theta_r + x'\alpha)$$

Der einzige erkennbare Unterschied zum kumulativen Modell besteht in der Abhängigkeit von dem Ausdruck $Y \geq r$, welcher die binäre Fragestellung durch die Forderung nach einem Y impliziert, das mindestens die Stufe r erreicht hat. Dies bedeutet, dass alle $Y < r$ ausgeschlossen werden. Es gibt daher die zwei verbleibenden Möglichkeiten:

- a. $Y = r$
- b. $Y > r$

die als zwei Komplementärereignisse, ähnlich wie bei gewöhnlich binärer Modellierung und damit als Chance modelliert werden. Ebenso wie beim kumulierten Modell ergibt sich durch die Wahl der logistischen Verteilungsfunktion das sequentielle Logit-Modell. In diesem Fall kann das Modell sehr einfach und analog zum klassischem Logit-Modell dargestellt werden:

$$\log\left(\frac{P(Y = r|x)}{P(Y > r|x)}\right) = \theta_r + x'\alpha$$

Der linke Teil der Gleichung wird "continuation ratio"-Logit genannt. Falls man keine konstanten Einflussfaktoren über alle Stufen hinweg annimmt, kann statt α auch der kategorienspezifische Parameter α_r verwendet werden. In diesem Fall spricht man vom verallgemeinerten sequentiellen Modell.

5.3.3 Testen und Schätzen im ordinalen Fall

Testen und Schätzen bei ordinalen Zielvariablen kann als Sonderfall des nominalen Falles dargestellt werden. Hierzu ist es eigentlich nur notwendig die

Charakteristika der spezifischen Eigenschaften darzustellen. Wenn dies geschehen ist, kann die bereits vorgestellte Schätzung aus dem vorangegangenen Kapitel angewendet werden. Eine allgemeine Übersicht über die Maximum-Likelihood Schätzung bei generalisierten linearen Modellen ohne konkrete Benennung der Link- und Responsefunktion findet sich im Buch von Tutz. (Tutz, 2000: 375-379) Aus dieser Darstellung lässt sich jeder Spezialfall relativ einfach ableiten.

Das kumulative Modell hat die Form:

$$P(Y_i \leq r|x_i) = F(\theta_{0r} + x_i' \alpha)$$

und

$$\pi_{ir} = P(Y_i = r|x_i) = F(\theta_{0r} + x_i' \alpha) - F(\theta_{0r-1} + x_i' \alpha)$$

Hieraus ergibt sich durch eine Reihe von Umformungen im logistischen Fall schließlich die Linkfunktion:

$$g_r(\pi_{i1}, \dots, \pi_{iq}) = \log \left(\frac{\pi_{i1} + \dots + \pi_{ir}}{1 - \pi_{i1} - \dots - \pi_{ir}} \right) = \theta_{0r} + x_i' \alpha$$

unter der Restriktion $\theta_{01} < \dots < \theta_{0q}$ mit $q = k - 1$. Daraus ist nun die Maximum-Likelihood Schätzung iterativ berechenbar.

Im sequentiellen Modell ergibt sich bei identischen linearen Prädiktoren wie im kumulativem Modell die Linkfunktion:

$$g_r(\pi_{i1}, \dots, \pi_{iq}) = F^{-1} \left(\frac{\pi_{ir}}{1 - \pi_{i1} - \dots - \pi_{ir-1}} \right)$$

wiederum mit $\pi_{ir} = P(Y_i = r|x_i)$, allerdings allgemein festgelegt wie folgt:

$$P(Y = r|Y \geq r, x) = F(\theta_{0r} + x' \alpha) \prod_{i=1}^{r-1} (1 - F(\theta_{0i} + x' \alpha))$$

Es bleiben am Ende dieses Abschnittes noch zwei Anmerkungen hinzuzufügen:

1. Das klassische lineare Modell mit Normalverteilungsannahme kann in manchen Fällen ebenfalls zur Modellierung von ordinalen Daten verwendet werden. Ordinale Modelle sind allerdings immer dann unverzichtbar, wenn die Responsevariable nur wenige Ausprägungen besitzt. In diesen Fällen können sich die Ergebnisse beider Modellierungsvarianten erheblich unterscheiden. (vgl. Tutz 2000: 235-239)
2. Sequentielle Modelle können durch eine differenziertere Analyse genauere Ergebnisse liefern. Auf der anderen Seite ist die Grundforderung, nämlich die bereits beschriebene Forderung nach ausschließlich sukzessiver Erreichbarkeit der Kategorien, eine sehr hohe und oft nicht garantierbare Zusatzforderung. Des Weiteren wird eine Berechnung des sequentiellen Modells nur von wenigen statistischen Programmpaketen angeboten.

6 Modelle für Longitudinaldaten - Generalized Estimating Equations

Die bisher beschriebenen Modelle greifen meist mit wenigen Ausnahmen nur im Falle einer klassischen Querschnittsanalyse, speziell also im Fall, dass alle Erhebungen unabhängig voneinander sind und im gleichen Zeitraum durchgeführt wurden. Nun liegen aber in den Wahldatensätzen der Bundestagswahlen 1972, 1976, 1983, 1987 und 1990 keine Querschnittsdaten, sondern so genannte Paneldaten in drei beziehungsweise 1990 sogar vier Wellen vor. Die Unabhängigkeitsvoraussetzung kann hier also nicht erfüllt werden, da die Antwort einer Befragungsperson in der Panelwelle x sicherlich von der Antwort bei der Panelwelle $x-1$ abhängt. Dies bedeutet also auch, dass bei diesen Datensätzen die meisten wichtigen Variablen drei- oder viermal erhoben wurden, darunter auch die Parteibindung. In der Regel findet die erste Befragung einige Monate vor der Wahl statt, die zweite Welle kurz vor der Wahl und die dritte Erhebung kurz nach der Wahl. Da es sich bei den Daten um Panelwellen handelt, bei denen jedes Individuum mehrmals befragt wird, erhält man eine Zeitreihe pro Individuum. Daher spricht man von Longitudinal- beziehungsweise Längsschnittdaten. Prinzipiell ist es natürlich möglich diesen zeitlichen Zusammenhang zu ignorieren und drei- beziehungsweise vier Querschnittsmodelle zu rechnen. Dadurch würde allerdings eine Unabhängigkeit der einzelnen Responsedaten unterstellt, die augenscheinlich falsch ist. Im statistischen Sinne könnten bei der Analyse, bei Ignorierung dieser Korrelation, ungerechtfertigt Signifikanzen entstehen, da ungerechtfertigterweise mit einem zu kleinen Standardfehler gerechnet wird. Daher bedarf es einer Modellierung, welche in der Lage ist, die zusätzliche Information der zeitlichen Zusammenhänge in das Modell mit einzubinden.

6.1 Generalisierte lineare Modelle für Longitudinaldaten

Im Gegensatz zur klassischen Zeitreihenanalyse ist im Regressionsfall, wie auch schon bei den Querschnittsanalysen der vorangegangenen Kapitel, vor allem die Schätzung von Einflussparametern interessant, also die Frage nach relevanten Zusammenhängen. Daher ist eine klassische Zeitreihenanalyse ungeeignet, es bedarf bei vorliegender Datensituation einer GLM-Modellierung, ähnlich der des sechsten Kapitels, allerdings für Longitudinaldaten. Dies wurde von Diggle, Liang und Zeger (Diggle, Liang und Zeger, 1994) erstmals 1986 systematisch beschrieben. Ausgangspunkt der marginalen Modelle ist wiederum die Linkfunktion g , mit welcher der Zusammenhang zwischen dem Erwartungswert μ , der Zielgröße Y und dem linearen Prädiktor $x'\beta$ dargestellt wird.

$$g(\mu) = x'\beta$$

diesmal aber mit einer angepassten Varianzfunktion

$$\text{Var}(Y_{ij}) = v(\mu_{ij})\phi,$$

wobei v die bekannte Varianzfunktion ist und ϕ ein Skalierungsparameter oder Dispersionsparameter ist, der für den Fall $\phi \neq 1$ die oft falsche Unabhängigkeitsannahme zwischen den Messungen zu den j Zeitpunkten korrigiert. Im Falle $\phi > 1$, also positiv korrelierten Werten, spricht man von "Überdispersion", im Fall $\phi < 1$ von "Unterdispersion". (vgl. Tutz, 2000: 148) Hierbei ist $\mu = E(Y)$ und Y zu verstehen als die Matrix $Y_{i,j}$, wobei i der Index der Einheit oder Person ist und das j auf die Beobachtung zum Zeitpunkt j hinweist. Angenommen wird, und dies ist in vorliegender Datensituation auch gegeben, der so genannte balancierte Fall, das heißt die Zeitpunkte der einzelnen Erhebungswellen sind nicht subjektspezifisch, sondern für alle Individuen gleich. Falls dies nicht der Fall wäre, müsste das j mit einem eigenen Index versehen werden. Bei den vorliegenden Daten wäre $j = (1, 2, 3)$ beziehungsweise 1990 $j = (1, 2, 3, 4)$. Ein weiterer Spezialfall, den

man “equally spaced“ nennt, läge vor, wenn die Erhebungszeitpunkte äquidistant erhoben wurden, dies ist allerdings bei den benutzten Wahldatensätzen nicht der Fall. Weiter wird, wie auch schon bei den GLM’s, eine Unabhängigkeit der Individuen angenommen. Im stetigen Fall der Normalregression wäre es nun möglich, mittels Aitken-Schätzer eine veränderte Kovarianzstruktur einzubauen und die Schätzung analog zur KQ-Schätzung durchzuführen. Der kategoriale Fall erlaubt diese einfache Struktur leider nicht. Nun betrachtet man die bereits in Kapitel fünf vorgestellte und um den Dispersionsparameter erweiterte Scorefunktion als Schätzgleichung für β :

$$U(\beta) = \sum_{i=1}^N \left(\frac{\delta \mu_i(\beta)}{\delta \beta} \right)' \text{Var}(Y_i; \beta, \phi)^{-1} (Y_i - \mu_i(\beta)) = 0$$

Falls man die in der Schätzfunktion enthaltene Varianz durch das multivariate Analogon, nämlich die so genannte Arbeitskovarianzmatrix $V_i(\beta, \alpha, \phi)$, ersetzt, erhält man eine verallgemeinerte Schätzgleichung, die die Abhängigkeitsstruktur zwischen den Zielvariablen in der Schätzgleichung berücksichtigt. Mit α wird der Korrelationskoeffizient zwischen $Y_{i,j}$ und $Y_{i,k}$ bezeichnet, wobei hier von konstanter Korrelation also vom Fall “exchangeable“ ausgegangen wird. Ist dies nicht der Fall, so müsste α mit Index versehen werden. Die Arbeitskovarianzmatrix im Korrelationsfall “exchangeable“ für alle $t' \neq t$ hat die Form:

$$V_i(\beta, \alpha, \phi) = \begin{pmatrix} \text{Var}(Y_{i,t}) & \text{Cov}(Y_{i,t}, Y_{i,t'}) \\ \text{Cov}(Y_{i,t}, Y_{i,t'}) & \text{Var}(Y_{i,t'}) \end{pmatrix}$$

Diese enthält also die Varianzen auf der Hauptdiagonalen und die symmetrischen Kovarianzen überall sonst. Alternativ kann man die Arbeitskovarianzmatrix auch als Produkt von Matrizen wie folgt darstellen:

$$V_i(\beta, \alpha, \phi) = \phi A_i(\beta)^{\frac{1}{2}} R_i(\alpha) A_i(\beta)^{\frac{1}{2}},$$

wobei $A_i(\beta)$ die Diagonalmatrix der Varianzen und $R_i(\alpha)$ die Arbeitskorrelation zwischen den Werten von t und t' mit $t \neq t'$ bezeichnet. Die entstehende verallgemeinerte Schätzgleichung wird in der Literatur unter dem Namen GEE also “generalized estimating equation“ geführt. Für diesen Ansatz ist keine Exponentialfamilienannahme nötig, sondern nur eine Modellspezifikation für den mittleren Response.

6.2 Iterative Lösung der GEE's und Varianzschätzung von β_G

Ebenso wie alle GLM Ansätze wird auch die verallgemeinerte Schätzgleichung (GEE) iterativ, also in sich wiederholenden Schritten bis zur Konvergenz bestimmt. Bei dem in Abschnitt 6.1 beschriebenen Modell im Fall kategorialer Responsevariablen läuft die Iteration in folgenden Schritten ab:

1. Anfangsschätzung $\hat{\beta}_{GEE}$ für β_{GEE} zum Beispiel berechnet als GLM mittels Unabhängigkeitsannahme bei den Werten der einzelnen Befragungszeitpunkte.

2. Mittels aktueller Schätzung $\hat{\beta}_{GEE}$ Pearson Residuen

$$r_{it}(\hat{\beta}_{GEE}) = \frac{y_{it} - \mu_{it}(\hat{\beta}_{GEE})}{\sqrt{v(\mu_{it}(\hat{\beta}_{GEE}))}}$$

berechnen.

3. Optional: Schätzung von $\hat{\phi}$ als

$$\hat{\phi} = \frac{1}{M - p} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^{T_i} r_{it}(\hat{\beta}_{GEE})^2$$

mit $M = \sum_{i=1}^N T_i$, wobei T_i die Anzahl der Messzeitpunkte des Individuums i ist.

4. Hiermit Schätzung der Arbeitskorrelation, hier für das Beispiel “Exchangeable“ , also für den Fall eines konstanten Wertes α :

$$\hat{\alpha} = \frac{1}{(M^* - p)\hat{\phi}} \sum_{i=1}^N \sum_{t \neq t'} r_{it}(\hat{\beta}_{GEE}) r_{it'}(\hat{\beta}_{GEE})$$

mit $M^* = \sum_{i=1}^N T_i(T_i - 1)$

5. Hiermit Schätzung der Kovarianzmatrix:

$$A_i(\hat{\beta}_{GEE}) = \text{diag}[v(\mu_{i1}(\hat{\beta}_{GEE})), \dots, v(\mu_{iT_i}(\hat{\beta}_{GEE}))]$$

und damit

$$V_i(\hat{\beta}_{GEE}, \hat{\alpha}, \hat{\phi}) = \hat{\phi} A_i(\hat{\beta}_{GEE})^{\frac{1}{2}} R_i(\hat{\alpha}) A_i(\hat{\beta}_{GEE})^{\frac{1}{2}}$$

6. Aus all diesen Schritten wird nun die neue Schätzung für β_{GEE} berechnet. Die aufgeführten Schritte werden nun solange iterativ wiederholt, bis Konvergenz zu einer vorher festgelegten Genauigkeit eintritt.

Des Weiteren wird durch

$$\widehat{Cov}(\hat{\beta}_{GEE}) = \hat{F}^{-1} \hat{G} \hat{F}^{-1}$$

eine konsistente Schätzung der Kovarianzmatrix von $\hat{\beta}_{GEE}$ geliefert. Dieser Ausdruck wird aufgrund seiner symmetrischen Form als “Sandwich-Schätzer“ bezeichnet. G und F sind hierbei wie folgt definiert:

$$F = \sum_{i=1}^N \left(\frac{\partial \mu_i}{\partial \beta_{GEE}} \right)' V_i^{-1} \left(\frac{\partial \mu_i}{\partial \beta_{GEE}} \right)$$

und

$$G = \sum_{i=1}^N \left(\frac{\partial \mu_i}{\partial \beta_{GEE}} \right)' V_i^{-1} Cov(Y_i) V_i^{-1} \left(\frac{\partial \mu_i}{\partial \beta_{GEE}} \right)$$

F wird als Quasi-Fisher-Matrix bezeichnet und müsste eigentlich, wie auch die Arbeitskovarianzmatrix, noch mit den Argument α und β versehen werden. $Cov(Y_i)$ ist die wahre Kovarianzmatrix von Y, die im Optimalfall der Arbeitskovarianz entspricht. In diesem Fall nennt man die Schätzung effizient und es gilt:

$$V_{GEE} = F_{GEE}^{-1}$$

Die Schätzung $\hat{\beta}_{GEE}$ ist unter schwachen Bedingungen und Annahmen, die im Buch von Toutenburg (Toutenburg, 2003: 426-427) genauer dargestellt werden, konsistent und asymptotisch normalverteilt.

$$\hat{\beta}_{GEE} \sim N(\beta, F^{-1})$$

(vgl. Heumann, 2006)

6.3 Eigenschaften, Tests und fehlende Werte

Die GEE-Schätzer sind, wie gerade beschrieben, unter schwachen Voraussetzungen konsistent und asymptotisch normalverteilt. Mittels Wald-Test kann β durch die allgemeine lineare Nullhypothese $C\beta = d$ auf Signifikanz untersucht werden. Es ergibt sich die Testgröße

$$T = (C\hat{\beta} - d)'[C\hat{cov}(\hat{\beta})C']^{-1}(C\hat{\beta} - d),$$

welche asymptotisch χ^2 - verteilt ist. Die Freiheitsgrade werden durch den Zeilenrang der Matrix C gegeben. Ein weiteres Problem bei allen Arten von Paneluntersuchungen ist die so genannte Panelmortalität, also die größer werdende Anzahl von fehlenden Werten nach jedem Befragungszyklus. (vgl. Arminger und Müller, 1990: 37) Die GEE ist nur im Fall "Missing Completely at Random", also bei völlig zufälligem Ausfall, in der Lage, konsistent zu schätzen. Bei dem vorliegenden Datenmaterial ist der Fall "Missing Completely at Random" gegeben. Jede schwächere Annahme für den Fehlprozess

führt zu Inkonsistenzen. Die so genannten “weighted estimating equations“ oder auch WEE bieten in diesem Fall eine Erweiterung des GEE-Ansatzes. Hier sei auf die Arbeiten von Robins (Robins, Rotnitzky und Zhao, 1994: 846-866) und Zhao (Zhao, Lipsitz und Lew, 1996: 1165-1182) verwiesen. SAS bietet als eines von wenigen Statistiksystemen die Möglichkeit, GEE´s mittels eines Makros von Krim und Zeger rechnen zu lassen. SPSS bietet seit Version 15 ebenfalls eine Möglichkeit, diese wurde aber vom Autor nicht verwendet und kann daher auch nicht beurteilt werden. Eine Prozedurübersicht inklusive SAS-Syntax befindet sich im Anhang.

Vorteile des GEE-Ansatzes sind, dass der gefundene Schätzer in den meisten Fällen genauso effizient ist wie ein möglicher ML-Schätzer, und hierzu nur der Erwartungswert korrekt spezifiziert werden muss. Selbst wenn die Korrelationsstruktur falsch spezifiziert wurde, bleibt die Schätzung konsistent. Des Weiteren funktioniert der Ansatz sowohl für diskreten als auch für stetigen Response und dies jeweils ohne Verteilungsannahme. Dies macht die GEE zu einem sehr mächtigen, weil sehr universell einsetzbaren Instrument der statistischen Analyse.

7 Zeitreihenanalyse

Der letzte Abschnitt hat die theoretischen Grundlagen der verwendeten Regressionsmodelle aufgezeigt. Diese Modelle werden in den Auswertungen, die in den Kapiteln Acht bis Zehn beschrieben werden, vor allem für die Frage nach Einflussfaktoren der Parteibindung verwendet. Im zweiten Teil der Arbeit will der Autor versuchen, über die Beschreibung des bisher Gewesenen hinauszugehen und eine Zukunftsprognose zu stellen. Diese Prognose wird zum Teil durch bekannte Prognosen von signifikanten soziodemographischen Faktoren und deren Einfluss auf die Parteibindung zu leisten sein. Auch eine argumentativ-inhaltliche Vorausschau wird in die folgenden Kapiteln integriert. Des weiteren soll aber auch der mathematisch statistische Versuch einer so genannten Extrapolation unternommen werden, für den an dieser Stelle die Theoriebeschreibung stattfindet.

7.1 Einführung in die Zeitreihenanalyse

Einen stochastischen Prozess kann man sich im einfachsten Fall als eine Variable Y vorstellen, die entweder permanent, das heißt zeitstetig, oder zu n diskreten Zeitpunkten erhoben wird. Y selbst kann ebenfalls sowohl stetig als auch diskret sein. Die Klassifizierung der stochastischen Prozesse und die Zuordnung der Zeitreihen in diese Systematik ist in Abbildung 15 zu sehen. Den Zustandsraum kann man sich in den einfachen Modellen als Y und den Parameterraum als Zeit vorstellen.

		Zustandsraum	
		diskret	stetig
Parameterraum	diskret	z.B. einfache Irrfahrt, Markovkette,...	z.B. Zeitreihen,..
	stetig	z.B. diskreter Markovprozeß, Semi-Markovprozeß,...	z.B. Wiener Prozeß, Brownsche Bewegung,...

Abbildung 15: Theoretische Einordnung der Zeitreihen (Quelle: eigene Darstellung)

In der vorliegenden Datensituation wäre Y die stetige Parteibindungsrate, also der Anteil der parteigebundenen Wähler an der Stichprobe, zwischen null und hundert Prozent und, zumindest wenn man von den bisher verwendeten Daten ausgeht, t diskret mit etwa 20 Zeitpunkten. Es ergibt sich die linke Seite von Abbildung 16, die Interpolationen zwischen den Punkten sind hier einfach die geraden Verbindungen zwischen diesen Punkten.

Die Parteibindungsdaten an den einzelnen Messpunkten sind gewichtete Daten. Falls man die Raten lediglich einmal pro Wahl mit dem Maximum mit einfließen lässt, entsteht die rechte Seite von Abbildung 16 mit annähernd äquidistanten Messpunkten.

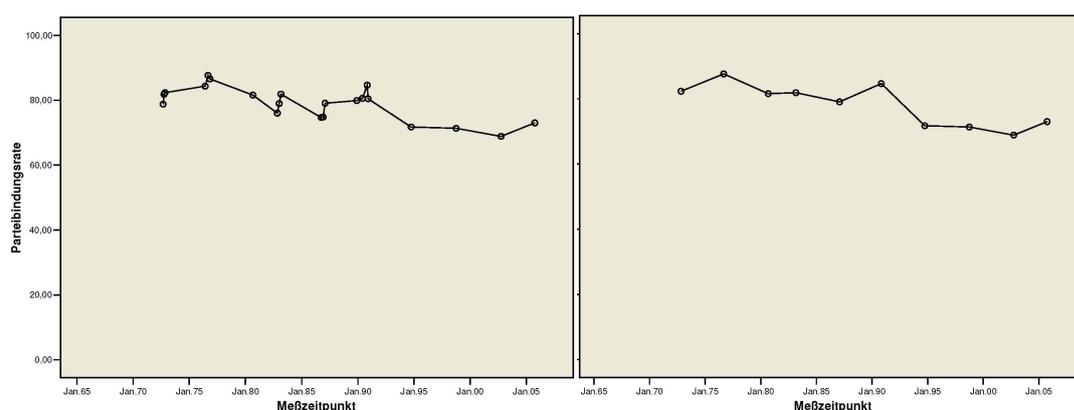


Abbildung 16: Zeitreihe mit allen Messpunkten (links) und den Maxima als Messpunkte (rechts) (Quelle: eigene Darstellung)

Datensituationen mit stetigem Y zu diskreten Zeitpunkten sind, wenn man von rein stochastischen Modellen wie Markovketten absieht, die einfachsten Zeitmodelle für empirische Daten. In diesem Fall ist die Zeit die unabhängige Variable, in der sich Information bündelt und Y die Abhängige. Theoretisch ist eine Zeitreihe also der Vektor $Y(t_i) : i = 1, \dots, n$ mit Werten zu den Zeitpunkten t_i . Der Zusammenhang zwischen Y und der Zeit lässt sich in verschiedene Bereiche aufteilen. Bei Zeitreihen spricht man vom Trend und dem dazugehörigen Rauschen, also natürlichen und zeitlich variierenden Abweichungen. Dieses Rauschen könnte man im weiten Sinn mit der Residualabweichung $(Y_i - \hat{Y}_i)^2$ der linearen Regression vergleichen, der Trend wäre somit die erklärable Abweichung vom Gesamtmittel $(\bar{Y} - \hat{Y}_i)^2$. Somit hat die Zeitreihe die allgemeine Form:

$$Y(t_i) = \mu(t_i) + U(t_i)$$

$\mu(t_i)$ entspricht dem Trend, die stationäre Zufallsfunktion $U(t_i)$ repräsentiert das Rauschen. Des Weiteren gibt es bei Zeitreihen zwischen dem globalen Trend und dem rein zufälligen Rauschen oft noch eine saisonale Komponente $S(t_i)$, die geeignet ist, wiederkehrende Zyklen, als Beispiel sei hier die übliche Erhöhung der Arbeitslosenrate im Herbst/Winter genannt, zu modellieren. Trend und saisonaler Einfluss werden oftmals als systematische, also nicht

zufällige Komponenten bezeichnet. Diese drei Teile einer Zeitreihe können neben der oben benutzten additiven Verknüpfung auch multiplikativ zusammenhängen, dies ist am Schwankungsverhalten erkennbar. Gleich bleibende absolute Schwankungen, graphisch also eine Schlauchstruktur, innerhalb der Perioden weisen eher auf einen additiven Zusammenhang hin. Sind die Schwankungen nur relativ gleich, also im Ausschlagverhalten mit dem Ausschlag zum vorhergehenden Zeitpunkt vergleichbar, absolut aber größer oder kleiner und daher graphisch als größer oder kleiner werdender Trichter interpretierbar, deutet sich eine multiplikative Verknüpfung an. Wie auch bei nor-

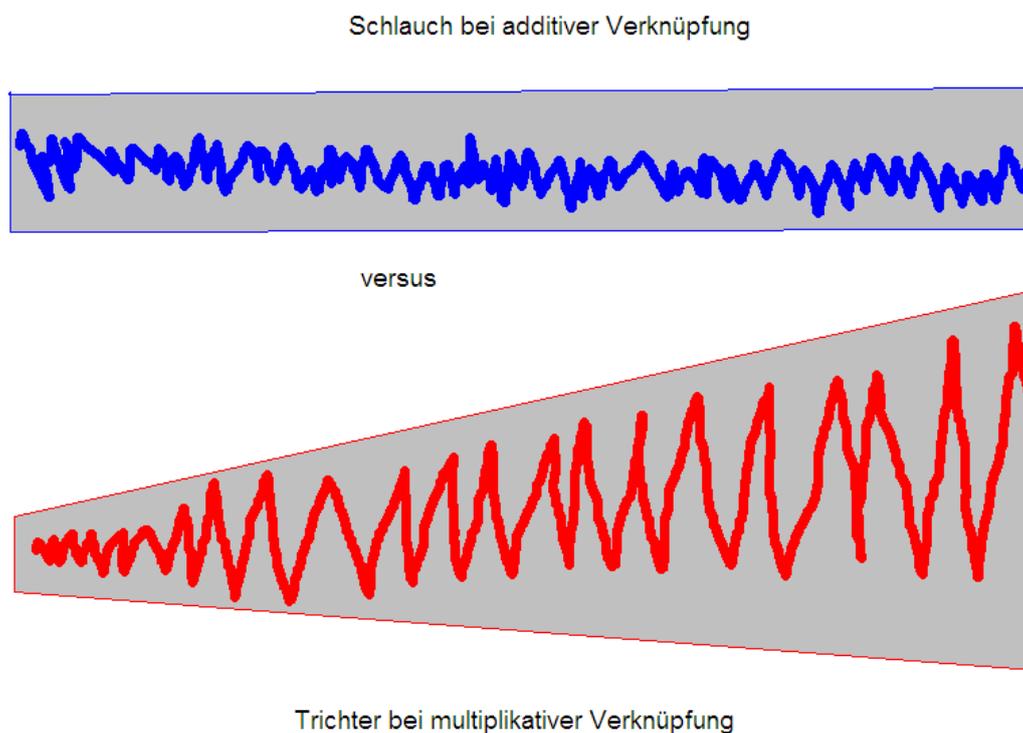


Abbildung 17: Beispiele für additive und multiplikative Verknüpfung (Quelle: eigene Darstellung)

malen Regressionsmodellen ist die entscheidende Frage die nach der Quantifizierung des Zusammenhangs, das heißt der Bestimmung des Trends. Hierfür gibt es mehrere Ansätze. Die einfachste und wohl bekannteste Möglichkeit

Zusammenhang	Funktion
linear:	$Y_{Trend} = b_1 + b_2 t$
quadratisch:	$Y_{Trend} = b_1 + b_2 t^2$
exponentiell:	$Y_{Trend} = \exp(b_1 + b_2 t)$
logarithmisch:	$Y_{Trend} = b_1 + b_2 \ln(t)$

Tabelle 6: Häufig benutzte Trendzusammenhänge

sind so genannte gleitende Durchschnitte. Trotz der leichten Verständlichkeit und der mathematischen Einfachheit steht am Ende der Prozedur keine mathematische Funktion, die in der Lage ist, den Zusammenhang zu bestimmen, um damit Prognosemöglichkeiten zu entwickeln. Ein weiterer Ansatz ist, die, aus der Regressionstheorie bekannte Kleinste-Quadrate-Methode. Hierbei wird eine mathematisch darstellbare Zusammenhangsfunktion gesucht, die im einfachsten Fall, ähnlich der linearen Regression, einer Gerade in \mathbb{R} entspricht. Die Zeit ist unabhängige Variable, Y_{Trend} der Response. Außer dem linearen Ansatz sind quadratische, exponentielle oder logarithmische Funktionen üblich und werden dementsprechend häufig benutzt.

Die Berechnung des Koeffizienten b_2 erfolgt analog zur einfachen linearen Regression, exponentielle und logarithmische Zusammenhänge lassen sich durch einfache Umformungen ebenfalls so berechnen.

Die so genannte exponentielle Glättung ist eine einfache Glättungs- aber auch Vorhersageprozedur. Der künftige Wert y_{t+1} wird als gewichtetes Mittel zwischen dem aktuellen Wert und dem Schätzwert für den aktuellen Wert ermittelt. Das heißt:

$$\hat{y}_{t+1} = \alpha \cdot y_t + (1 - \alpha) \cdot \hat{y}_t = \sum_{i=0}^{n-1} \alpha(1 - \alpha)^i y_{n-1} + (1 - \alpha)\hat{y}_1$$

Der Glättungsparameter α ist somit das Gewicht, welches die Bedeutung der aktuellen Beobachtung repräsentiert. Umso größer α ist, desto mehr Gewicht wird auf die aktuelle Beobachtung gelegt. Wenn α sehr klein ist, wird der Vergangenheit vor dem aktuellen Wert viel Bedeutung beigemessen. Bei sehr kleinem α wird also eine sehr gerade verlaufende Kurve entstehen, die sich nahe am Ursprungswert bewegt.

Nach der Bestimmung der Trendkomponente ist des Weiteren die Saisonkomponente und deren Bestimmung von Interesse. Gerade bei zyklischen Fragestellungen, beispielsweise welches Ausmaß die Jahreszeit auf die Wahlbeteiligung hat, steht diese Analyse im Vordergrund. Optisch ist dies in vielen Fällen durch eine Normierung um den Trend möglich. Dies bedeutet, dass man praktisch nur noch die Differenz zwischen dem realen Wert Y_t und dem Trendwert zum Zeitpunkt t somit \hat{T}_t betrachtet und als X-Achse dieser Graphik also die Trendfunktion wählt. Unter der Annahme $E(R) = 0$ gilt: $S = Y - T$ beziehungsweise bei multiplikativer Verknüpfung $S = Y/T$. R , S und T stehen hierbei für Residuum, Saison und Trend. Der Saisoneneffekt lässt sich nun einfach als arithmetisches Mittel aller Werte der gleichen Saison in den verschiedenen Jahren schätzen. Alternativ werden auch häufig periodisch trigonometrische Funktionen wie Sinus oder Cosinus zur Schätzung einer Saisonkomponente benutzt. Aus diesen geschätzten Werten und den bereits bekannten Trendwerten lassen sich durch Addition beziehungsweise Multiplikation Schätzungen für Y erstellen. Die Anpassungsgüte des Modells kann durch die zu errechnenden Residuen $R = Y - \hat{Y}$ erstellt werden. Anzumerken bleibt, dass der multiplikative Fall analog funktioniert, mit dem Unterschied, dass hier von Saisonnormale, Saisonindizes und mittleren Saisonanteilen gesprochen wird. (vgl. Pruscha, 2006: 317-323)

Die einfachste Prognose wird nun durch Addition der durchschnittlichen Veränderung zwischen zwei aufeinander folgenden Zeitpunkten mit dem aktuel-

len Wert realisiert. Das heißt bei additiver Verknüpfung:

$$\hat{Y}_{t+1} = Y_t + \bar{d} = Y_1 + t * \bar{d}$$

Im multiplikativen Fall gilt analog:

$$\hat{Y}_{t+1} = Y_t * \bar{d} = Y_1 + \bar{d}^t$$

wobei hier \bar{d} dem geometrischen Mittel der relativen Veränderung und nicht wie oben dem arithmetischen Mittel der absoluten Veränderung entspricht.

Insgesamt kann die Zeitreihe als erklärt betrachtet werden, wenn nach Berücksichtigung aller Komponenten nur noch ein weißes Rauschen als Residuum verbleibt.

7.2 Komplexere Zeitreihenmodelle

Da sich viele Zeitreihen nicht in dieses schlichte Schema pressen lassen, da beispielsweise kein linearer Trend vorliegt, bedarf es oftmals auch komplexerer Ansätze. Zur Schätzung des Trends werden daher des öfteren Polynome beliebigen Grades verwendet. Der Trend lässt sich dann schreiben als Polynom p-ten Grades:

$$T(t) = \sum_{j=0}^p b_j t^j$$

Hierbei gilt es die einzelnen Einflussgrößen b_j zu schätzen. Je größer man den Grad p wählt, desto besser liegt das gefundene Polynom an den Daten an. Auf der anderen Seite ist es allerdings wünschenswert, den Grad so niedrig wie möglich zu halten, um eine gewisse Prognosefähigkeit und Stabilität gewährleisten zu können. Es gibt also einen Gegensatz zwischen Datentreue und praktischer Handhabbarkeit des gefundenen Modells, der so genannten Glättung. Mit diesem Dilemma sind die meisten komplexeren Zeitreihenmodellierungen konfrontiert. Eine mittlerweile häufig verwendete Glättungsalternative zum klassischen Polynom sind so genannte Splines. (vgl. Lang,

2004: 73-107) Hierbei wird der Wertebereich in kleinere Teilbereiche unterteilt, um dann in den Teilstücken einen Zusammenhang zu modellieren. Diese einzelnen Funktionen werden stetig differenzierbar zusammengefügt und bilden somit eine stetig differenzierbare Funktion. Ein kubischer Spline als Schätzung eines Trends wird durch Minimierung der Funktion

$$Q(\alpha) = \sum_{i=1}^n (y_i - \mu(t_i))^2 + \alpha \int (\mu''(t))^2 dt$$

erreicht. Hierbei entspricht α dem Glättungsparameter, der die Rau- oder Glattheit der Funktion bestimmt. Die hierdurch bestimmte Funktion ist stetig differenzierbar und besteht aus kubischen Funktionen zwischen zwei Zeitpunkten. Außerhalb der gegebenen Werte ist die Funktion linear. Dieser kubische Spline entspricht lokal, das heißt zwischen zwei Zeitpunkten, gewichteten gleitenden Durchschnitten, mit α als so genannter Fensterbreite. Eine weitere komplexere Methode zum Auffinden von Trendfunktionen ist die Annahme der Autokorrelation, das heißt die Annahme, dass ein Wert von beliebig vielen Vorgängerwerten abhängt. Im Fall der Abhängigkeit von dem direkten Vorgängerwert spricht man von Autokorrelation erster Art (AR1-Funktion).

$$Y_t = \alpha Y_{t-1} + Z_t$$

Im Falle $|\alpha| < 1$ ist der Prozess stationär, das heißt vereinfacht gesagt, dass es einen zeitunabhängigen Erwartungswert und eine Korrelationsstruktur, die ausschließlich von der Zeitdifferenz abhängt, gibt. Bei stationären Prozessen gilt für die Autokovarianz (AKF)- beziehungsweise für die Autokorrelationsfunktion (ACF):

$$\gamma(k) = cov(Y_t, Y_{t-k}) \quad AKF$$

$$\rho(k) = \frac{\gamma(k)}{\gamma(0)} \quad ACF$$

Korrelationen nehmen ausschliesslich Werte zwischen minus Eins und Eins an und sind symmetrisch, das heißt, dass $\rho(k) = \rho(-k)$ gilt. Des Weiteren ist die

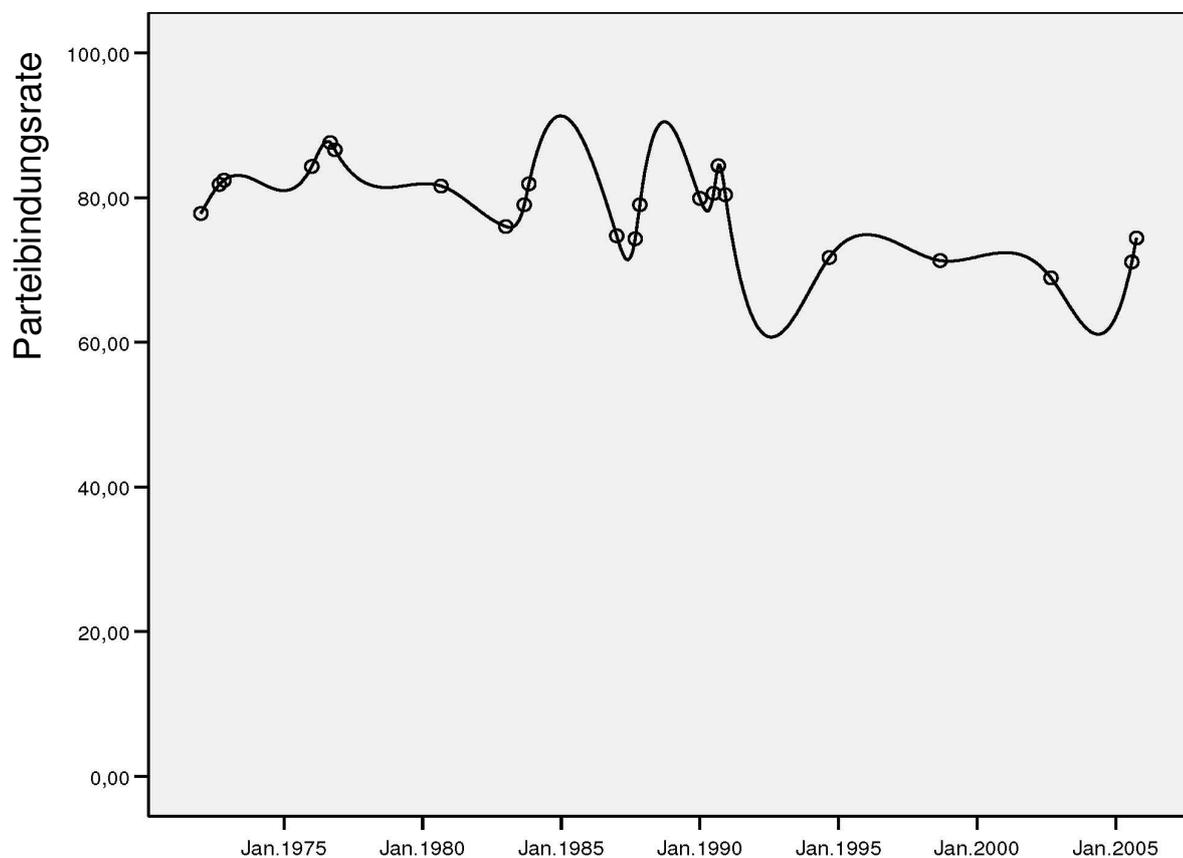


Abbildung 18: Typisches Aussehen eines Splines (Quelle: eigene Darstellung)

partielle Autokorrelationsfunktion (PACF), welche die um die Korrelationen der zwischenliegenden Werte bereinigte Korrelation angibt, von Bedeutung. Die PACF ist wie folgt definiert:

$$\phi(k) = P_k^{-1} \cdot \rho(k)$$

P_k^{-1} ist die invertierte Korrelationsmatrix k-ter Ordnung.

Die empirischen ACF und PACF werden in der Analyse normalerweise gegen k geplottet, den entstehenden Plot nennt man Korrelogramm. Das Korrelogramm testet im Grunde, ob es sich nur noch um unkorreliertes weißes Rauschen handelt oder ob eine signifikante Autokorrelation vorliegt. Für nicht

äquidistante Zeitreihen existiert mit dem so genannten Variogramm eine Erweiterung des Korrelogramms. (vgl. Held, 2004)

Eine weitere, sehr einfache Methode, um Trends von Zeitreihen zu entfernen, ist die Differenzbildung, also die Berechnung der Differenz zwischen einem Wert und seinem Vorgänger.

Autokorrelationszusammenhänge jeden Grades lassen sich mit Moving-Average-Prozeduren, das sind Glättungsverfahren auf Grundlage gleitender Durchschnitte, kombinieren und werden dann ARMA-Modell genannt. Falls man zusätzlich noch Differenzbildung betreiben will, nennt man das Modell ARIMA, hierauf wird aber im Folgenden nicht näher eingegangen, da diese Modellierung keine praktische Anwendung gefunden hat. Eine detaillierte Darstellung dieser Modelle findet sich unter anderem bei Pruscha (Pruscha, 2006: 351-355) oder im sehr detaillierten Werk von Schlittgen und Streitberg (Schlittgen und Streitberg, 2001).

Abgeschlossen ist der Modellierungsvorgang, wenn es gelingt, mit möglichst einfachen Mitteln die Zeitreihe zu reduzieren, also nach Abzug von Trend- und Saisonkomponente nur noch ein weißes Rauschen vorliegen zu haben. Eine Prognose der Daten erfolgt in der Regel durch Einsetzen in das Gesamtmodell. Je komplexer dies ausfällt, umso größer ist dann auch das Risiko der unsicheren Extrapolation. (vgl. Pruscha, 2006: 317-370)

8 Faktoren und Ursachen der Parteibindung

Nachdem nun die Beschreibung der politologischen und statistischen Theorie sowie die deskriptive Analyse der Variable “Parteineigung“ beziehungsweise “Stärke der Parteineigung“ abgeschlossen ist, folgt die Beschreibung der Kovariablen und der Resultate der Modelle.

8.1 Soziodemographische Faktoren - die Kovariablen

Vor der Präsentation der Ergebnisse muss angemerkt werden, dass, vor allem um die Berechenbarkeit der Modelle zu gewährleisten, eine Umkodierung der meisten Variablen durchgeführt wurde. Diese Umkodierung bedeutet eine Reduktion der Kategorien von kategorialen Variablen durch Zusammenfassung von schwach besetzten Ausprägungsmöglichkeiten unter einem neuen Überbegriff. Der zweite Grund für eine Neukodierung ist der Wunsch nach Einheitlichkeit und damit Vergleichbarkeit über die verschiedenen Studien hinweg. Einheitliche Fragestellungen sind leider erst seit 1994 bei den Datensätzen von Falter und anderen erkennbar. Eine Übersicht der umkodierten Variablen zeigt Abbildung 19. Die detaillierte Vorgehensweise ist als SAS-Code dem Anhang am Ende dieser Arbeit zu entnehmen. Die Abbildungen 19 und 20 zeigen die Auflistung aller Variablen und deren Erhebungswahljahre. Aus dieser Neukodierung ergeben sich folgende Verteilungen, die Variablen Alter, Geschlecht, Haushaltsgröße beziehungsweise Anzahl der Personen im Haushalt, das Haushaltseinkommen, die Ortsgruppengröße und das Bundesland bedurften keiner Neukodierung und werden somit in der Originalverteilung dargestellt.

Wahl-jahr/Welle	Alter	Sex	Fam-Stand	Konf	HH-Vstand	HH-größe	#Pers	ETK	Beruf	A-los	Schul-Bildung	Wirt. Lage	H H E	Gewerk-schaft	Ort	Bundes-Land	Kirch-g	Schicht	W O
72/1	v117	V115	V116	V130	V121	V124	V125	V118	V119		V120	V14	V127	V129	V7	V5	V131		
72/2	v244	V242	V243	V254	V248	V251	V125	V245	V246		V247	V136	V252	V129	V7	V5	V255		
72/3	v244	V356	V243	V357	V248	V251	V125	V245	V246		V247	V260	V252	V129	V7	V5	V255		
76/1	v185	V179	V180	V216	V198	V205	V206	V188	V197	V97	V187	V40	V208	V210	V7	V5	V216	V170	
76/2	v185	V381	V382	V403	V392	V397	V398	V387	V391	V320	V386	V256	V400	V402	V7	V5	V404	V362	
76/3	v185	V543	V544	V550	V547	V397	V548	V387	V391	V320	V386	V455	V400	V549	V7	V5	V551	V540	
80	v283	V282	V284	V296	V289	V280	V281	V286	V287		V285	V42		V295	V303	V301	V287		
83/1	v110	V109	V111	V119	V115	V107	V108	V113	V114	V44	V112	V40		V118	V126	V124	V120		
83/2	v254	V253	V255	V119	V260	V251	V252	V257	V258	V180	V256	V176		V118	V126	V267	V120		
83/3	v393	V392	V394	V119	V260	V390	V391	V257	V258	V180	V256	V176		V118	V126	V398	V120		
87/1	v175	V172	V176	V184	V180		V171	V178	V179		V177	V76		V183	V191	V189	V185		
87/2	v337	V334	V338	V346	V342		V333	V340	V341		V339	V233		V345	V353	V351	V347		
87/3	v337	V478	V481	V346	V486		V477	V483	V484		V482	V370		V345	V353	V351	V347		
90/1	V139	v136	V140	V143	V152		V135	V149	V151		V145	V50		V142	V162	V160	V144		
90/2	V297	V296	V299	V302	V310		V295	V308	V309		V304	V210		V301	V317	V315	V303		
90/3	V458	V457	V460	V463	V471		V456	V469	V470		V465	V365		V462	V478	V476	V464		
90/4	V594	V591	V595	V604	V602		V601	V600	V470		V596	V528		V603	V482	V476	V605		
90	V263	V262	V264	V277	V273		V272	V270	V271		V266	V227		V276	V5	V281	V278		
94	vja hr	vsex	vfamst dn	vrelig	vhhv	vhhper	vhhper16	vberufg	vberuf	varlos90	vbidg	v90	vhh ein ko	vbgewer mg	vorts gp	vland	vkirch g	Schicht schielt	vsp l itwo
98	vja hr	vsex	vfamst dn	vrelig		vhhper	vhhper16	vberufg	vberuf	varlos94	vbidga	v90	vhh ein ko	vbgewer mg	vorts gp	vland	vkirch g	Schicht schielt	vsp l itwo
02	vja hr	vsex	vfamst dn	vrelig		vhhper	vhhper16	vberufg	vberuf	varlos98	vbidga	v90	vhh ein ko	vbgewer mg	vorts gp	vland	vkirch g	Schicht schielt	vsp l itwo

Abbildung 19: Alle verwendeten Kovariablen in Originalbezeichnung (Quelle: eigene Darstellung)

Neue Kategorie	Sex	Fam-Stand	Konf	HH-Vstand	ETK	Beruf	A'los	Schul-Bildung	Wirt. Lage	Gewerk-schaft	Kirch-g	Schicht/Schicht
	vsex	vfam	vrelig	vhhvor	verwerb	vberuf	varlos	vbild	vwirtlg	vgewerk	vkirch g	Schicht/Schicht
1	M	Verh.	Kat.	Ja	Voll	Selbstständig	Ja	HS/Kein	Gut	Ja	Oft	Arbeiter/Niedriger
2	W	Ledig	Ev.	Nein	Teil	Ang.	Nein	MR/Abi	Mittel	Nein	Selten	Mittel/Gleich
3		Gesch.	And.		Arlos/Umsch	Leit. Ang.		Uni	Schlecht			Ober/Höher
4		Verw.	Kein		Rente	Beamter		Schule				
5					Ausb.	Höh. Dienst						
6					Haushalt	Arbeiter						
7						Hochqual. Arbeiter						
8						Landwirt						
9						Ausbild. HH/Rente						

Abbildung 20: Einheitliche Umkodierung und Reduktion der Kategorien (Quelle: eigene Darstellung)

Alter und Geschlecht: In den Abbildungen 21 und 22 ist für das Alter sowohl das arithmetische Mittel als auch die Verteilung für die Wahljahre 1972 bis 2005 ersichtlich. Als Vergleichsmöglichkeit für die Repräsentativität der Stichprobe dienen die Daten der Gesamtbevölkerung in Abbildung 23 in demselben Zeitraum.

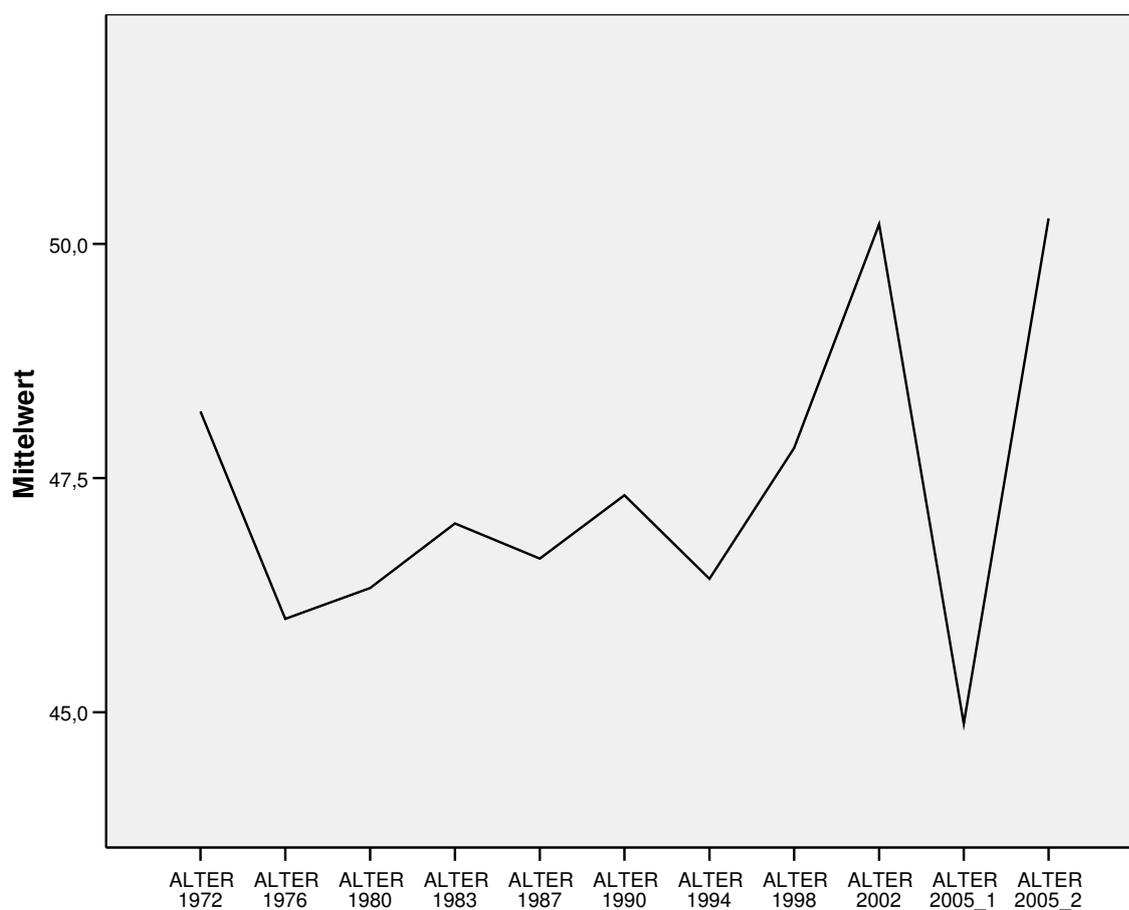


Abbildung 21: Veränderung des durchschnittlichen Alters in der Stichprobe (Quelle: eigene Darstellung)

Im Vergleich zur Gesamtbevölkerung sieht man, dass das Alter der Stichproben einigermaßen konstant aber beständig zu hoch ausfällt. Dies wird in

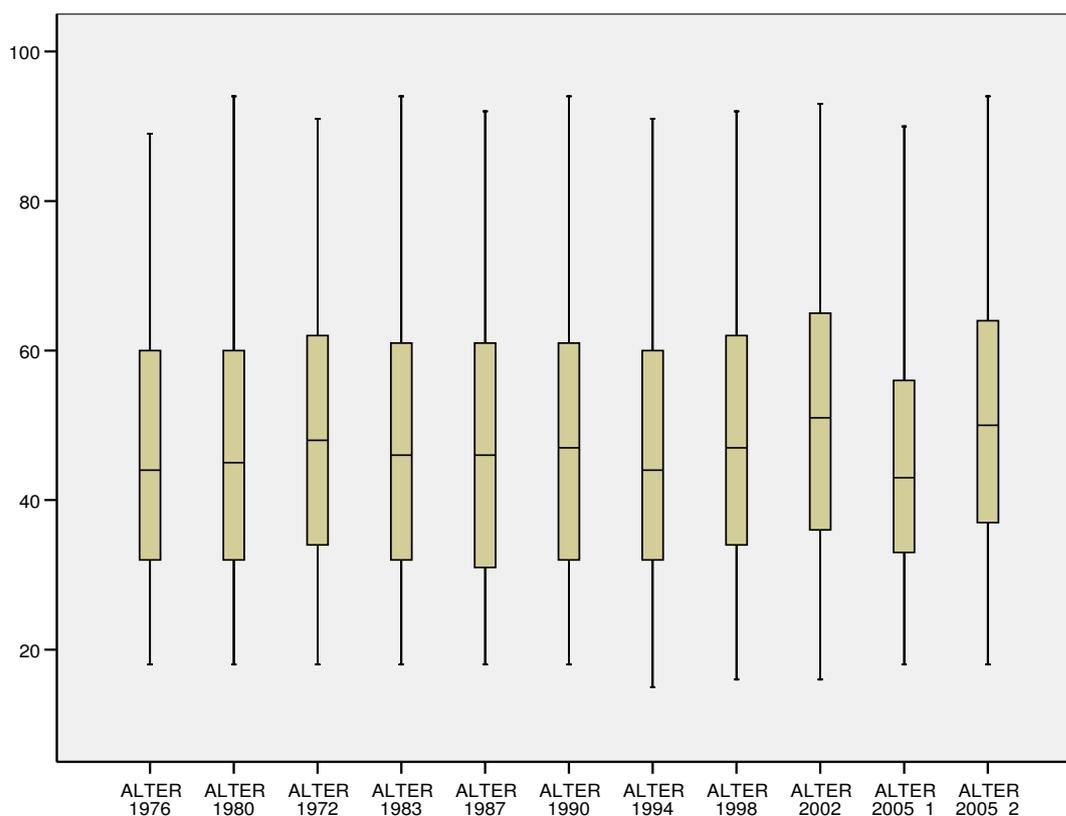


Abbildung 22: Darstellung der Altersverteilung pro Wahljahr mittels Boxplots (Quelle: eigene Darstellung)

einigen Datensätzen mit einem Gewicht bereinigt.

Die Geschlechtsverteilung in den Datensätzen 1972-1980 enthält relativ konstant etwa 45 Prozent Männer. Ab 1983 steigt dieser Anteil langsam aber stetig bis auf knapp 49 Prozent im Jahr 2002 an. Diese Verteilung mit dem verzeichneten Anstieg entspricht in etwa auch der Entwicklung in der Gesamtbevölkerung, in der der Männeranteil aktuell zum Stichtag 31.12.2006 48,96 Prozent (Statistisches Bundesamt, 2008) beträgt. Diese Entwicklung ist eine natürliche Konsequenz des "Wegsterbens" der Kriegsjahrgänge mit Frauenüberschuss in Kombination mit der seit Jahren leicht höheren Wahrscheinlichkeit, ein männliches Kind auf die Welt zu bringen. Bernhard Rüger

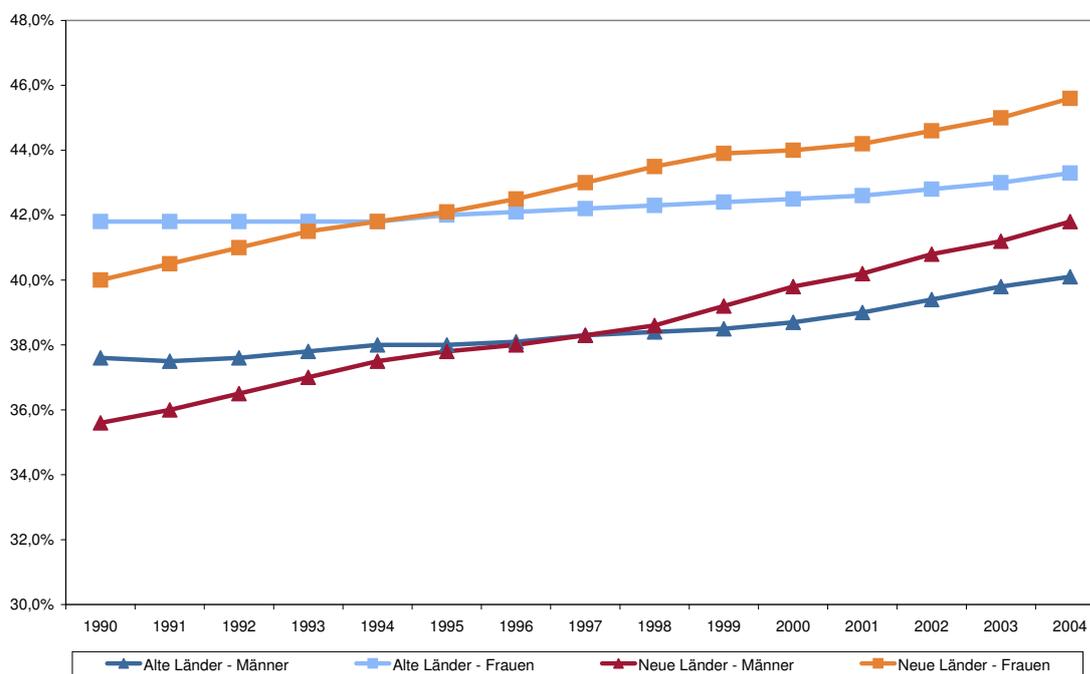


Abbildung 23: Durchschnittsalter in der Gesamtbevölkerung
(Quelle: Thüringer Landesamt für Statistik)

(Rüger, 2006) weist in seiner Vorlesung darauf hin, dass die Wahrscheinlichkeit einer männlichen Befruchtung nahezu doppelt so hoch ist als einer weiblichen. „Die Sexualproportion befruchteter Eizellen wird für die ersten Wochen auf 1.5 bis 1.9 geschätzt; bei der Befruchtung kommen demnach fast doppelt so viele männlich wie weibliche Eizellen zustande. Schon ab dem Zeitpunkt der Befruchtung unterliegen männliche Föten bzw. Embryos einer höheren Sterblichkeit als weibliche.“ (Rüger, 2006: 8) Durch die wesentlich höhere Anfälligkeit männlicher Embryonen und deren häufigeren Abgang in Kombination mit höherem Kindstod bei Jungen kam allerdings bisher eine nahezu 50:50 Verteilung am Ende heraus. In Folge des medizinischen Fortschritts, kombiniert mit der Tatsache, dass es keinem Krieg mehr in den letzten Jahrzehnten gab, setzt nun allmählich ein Männerüberschuss ein, wie die Abbildung 24 zeigt.

Altersaufbau der Bevölkerung Deutschlands am 31.12.2005

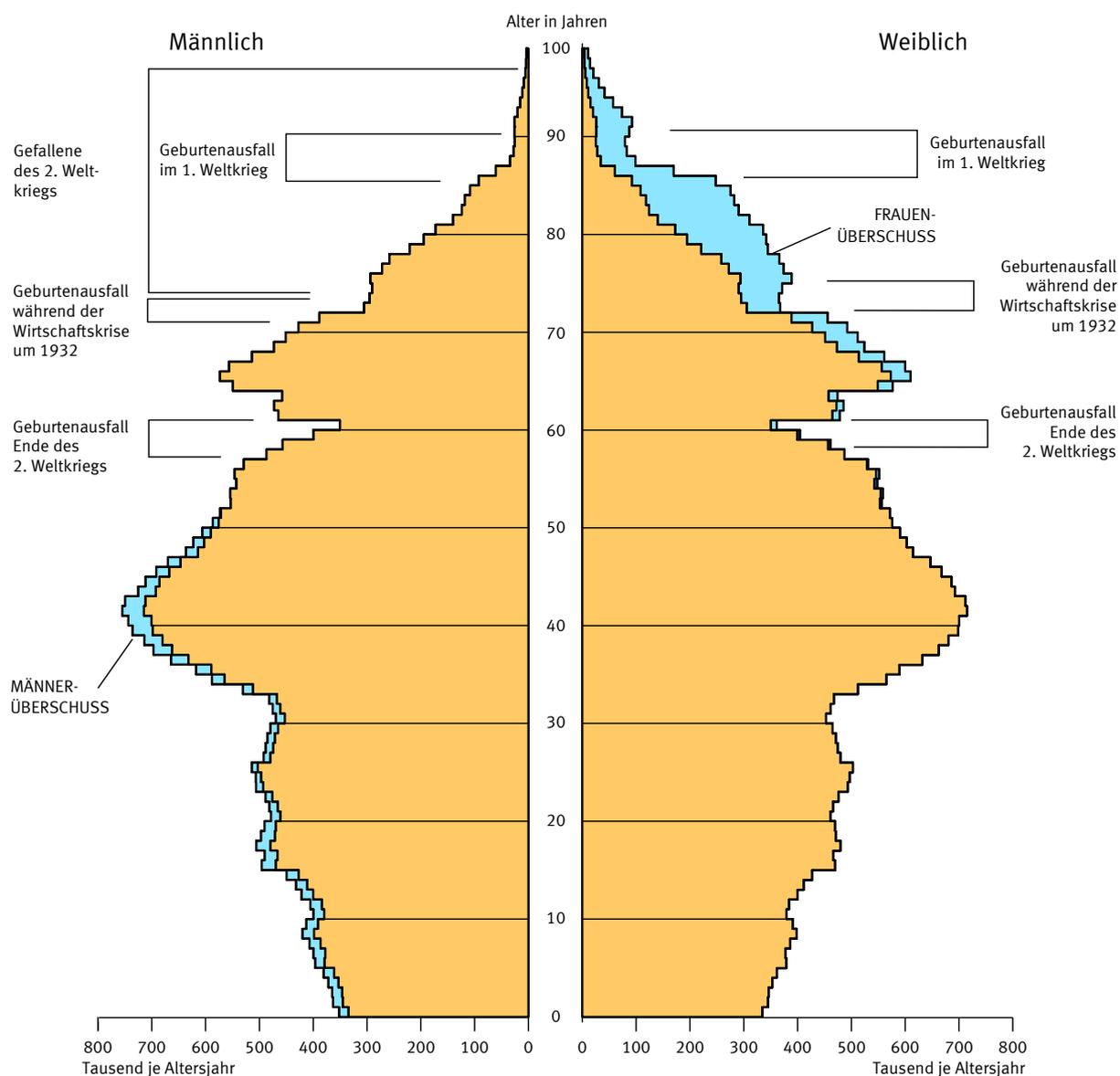


Abbildung 24: Bevölkerungspyramide mit Männerüberschuss am 31.12.2005
(Quelle: Statistisches Bundesamt, 2006)

Die Variable Familienstand ist die erste Kovariable, die umkodiert wurde, nämlich zu den vier Hauptkategorien “verheiratet“ , “ledig“ , “geschieden“ und “verwitwet“. 1972 wurden die Kategorien “geschieden“ und “verwitwet“ noch als eine Antwortmöglichkeit erfasst. Die folgende Tabelle zeigt die Verteilungen der neu kodierten Variablen in den Datensätzen. Im Gegensatz zur

	verheiratet	ledig	geschieden	verwitwet
Familienstand 1972	70,6%	13,7%	15,7%	
Familienstand 1976	69,7%	14,4%	4,3%	11,6%
Familienstand 1980	63,2%	17,1%	5,3%	14,4%
Familienstand 1983	59,7%	19,3%	6,0%	15,0%
Familienstand 1987	56,7%	21,4%	7,4%	14,5%
Familienstand 1990	59,1%	19,6%	7,6%	13,7%
Familienstand 1994	64,9%	22,8%		12,2%
Familienstand 1998	59,4%	22,1%	7,5%	11,0%
Familienstand 2002	56,7%	23,7%	8,0%	11,6%
Familienstand 2005 Nachwahl	58,3%	21,9%	9,4%	10,3%
Familienstand 2005 Vorwahl	55,3%		38,8% (ledig und geschieden)	5,9%

Abbildung 25: Verteilung der Variable “Familienstand“ in den Stichproben (Quelle: eigene Darstellung)

Gesamtbevölkerung, in der sich die Ledigen und die Verheirateten fast die Waage halten (etwa 36 Mio. Verheiratete zu 33 Mio. Ledigen) sind in den Datensätzen die Verheirateten deutlich überrepräsentiert. Dies hat seine Ursachen vor allem in der besseren Erreichbarkeit von Verheirateten.

Bei den religiösen Variablen Konfession und Kirchengangshäufigkeit ist eigentlich keine gravierende Verzerrung erkennbar. Ende 2005 waren in der deutschen Gesamtbevölkerung etwa 32 Prozent katholisch, 34 Prozent Protestanten, rund fünf Prozent Anhänger einer anderen Religion, hierunter der Lö-

wenanteil Muslime und etwa 29 Prozent ohne Religion beziehungsweise Atheisten. Protestantisch ist hierbei ein Sammelbegriff, wobei der überwiegende Anteil, nämlich 30 der 34 Prozent, von den Evangelischen Landeskirchen gestellt wird.

Die exakten Zahlen lassen sich auf der Internetpräsenz des religionswissenschaftlichen Medien- und Informationsdienstes (www.remid.de) finden. Im Vergleich mit den Stichprobenverteilungen ist über die Zeit hinweg eigentlich nur die prinzipielle Unterrepräsentativität der anderen Religionen erkennbar. Dies erklärt sich der Autor vor allem mit der Tatsache, dass viele Muslime in Deutschland als Ausländer nicht zu den Wahlberechtigten gehören und somit auch nicht in die Stichprobe mit einfließen. Des Weiteren ist bei den beiden großen christlichen Religionen ein deutlicher Abfall zwischen 1990 und 1994 erkennbar. Dies kommt daher, dass 1990 noch ein rein westdeutscher Datensatz verwendet wurde und 1994 auch die neuen Bundesländer, in denen wesentlich weniger Menschen eine Religionszugehörigkeit besitzen, in den Datensatz mit einfließen.

	1972	1976	1980	1983	1987	1990	1994	1998	2002	2005 vorwahl	2005 nachwahl
katholisch	47,9%	42,7%	44,4%	42,3%	45,2%	44,7%	21,4%	28,6%	29,9%	31,8%	26,6%
evangelisch	47,0%	48,9%	49,0%	50,4%	47,1%	47,0%	35,0%	37,5%	37,7%	36,5%	31,3%
andere	1,0%	1,6%	1,4%	1,2%	1,5%	1,0%	1,5%	1,7%	2,0%	2,1%	4,2%
keine	4,1%	6,8%	5,3%	6,2%	6,1%	7,3%	42,1%	32,2%	30,5%	29,5%	37,9%

Abbildung 26: Verteilung der Variable Religion in der Stichprobe (Quelle: eigene Darstellung)

Außer der reinen Zugehörigkeit zu einer Religionsgemeinschaft ist, gerade in der Wahlforschung, die Frage, inwieweit man diese Religion auch praktiziert, von primärer Bedeutung. So erklärt sich Wahlverhalten in Deutschland eher an der Konfliktlinie religiös aktiv versus inaktiv und nicht so sehr über die reine Mitgliedschaft. Um diese Aktivität messen zu können, wurde die

Variable “Kirchgangshäufigkeit“ eingeführt. Da diese Variable in der Originalversion relativ viele Ausprägungen besitzt, wurde vom Autor hier eine radikale Vereinfachung auf die beiden Ausprägungsmöglichkeiten “oft“ und “selten“ vorgenommen. Hierbei ist in den letzten dreißig Jahren ein Anstieg bei denen zu verzeichnen, die eher selten in die Kirche gehen. So stieg der Anteil der Gelegenheitsgänger von etwa 75 Prozent in 1972 auf aktuell etwa 80 Prozent. Die genauere Verteilung und die Neukodierung ist im Anhang dieser Arbeit zu finden.

Einen weiteren Komplex bilden die wirtschaftlichen Variablen Erwerbstätigkeit, Beruf und Arbeitslosigkeit. Die folgende Tabelle zeigt die Zusammensetzung im Bereich Erwerbstätigkeit. Hier ist, selbst nach Gewichtung, vor allem ein Anstieg der Teilzeitarbeit und der Renten zu Kosten der Vollzeitarbeit zu erkennen. Die Tabelle der einzelnen Berufe findet sich im Anhang.

	Erwerbs- tätigkeit 1972	Erwerbs- tätigkeit 1976	Erwerbs- tätigkeit 1980	Erwerbs- tätigkeit 1983	Erwerbs- tätigkeit 1987	Erwerbs- tätigkeit 1990	Erwerbs- tätigkeit 1994	Erwerbs- tätigkeit 1998	Erwerbs- tätigkeit 2002	Erwerbs- tätigkeit 2005
Vollzeit	45,7%	40,8%	43,5%	38,0%	42,3%	43,6%	40,4%	37,0%	34,4%	37,8%
Teilzeit	7,6%	5,7%	6,5%	7,6%	6,7%	8,7%	9,4%	9,5%	12,0%	12,8%
Arbeitslos/ Umschulung	0,3%	23,4%	18,2%	18,4%	18,0%	3,6%	6,1%	7,2%	7,7%	10,8%
Rente	14,9%	17,5%	17,7%	21,4%	22,7%	22,0%	23,3%	23,9%	26,3%	30,7%
Ausbildung	3,3%	3,7%	4,4%	5,6%	6,2%	4,1%	9,0%	9,0%	10,5%	4,9%
Haushalt	28,2%	9,0%	9,7%	9,0%	4,2%	18,0%	11,7%	13,5%	9,3%	6,9%

Abbildung 27: Empirische Verteilung der Variable Erwerbstätigkeit (Quelle: eigene Darstellung)

Felix Büchel und Jürgen Falter betonen den besonderen Einfluss der Variable Arbeitslosigkeit auf die Parteiidentifikation: „Die Wahrscheinlichkeit einer Neigung zu einer oppositionellen Partei ist dann am geringsten, wenn die Angabe zur politischen Einstellung vor Eintritt in die Langzeitarbeitslosigkeit erhoben wurde. Diese Wahrscheinlichkeit steigt in der Frühphase einer Langzeitarbeitslosigkeit, das heißt im Zustand einer noch “normalen“ Arbeitslosigkeit, nur schwach an. Nach dem ersten in Langzeitarbeitslosigkeit verbrachten Jahr nimmt die Oppositions-Wahrscheinlichkeit jedoch drastisch

zu. Erfolgt die Befragung nach Beendigung der Langzeitarbeitslosigkeit [...], so geht die Wahrscheinlichkeit einer oppositionellen Parteineigung wieder deutlich zurück und liegt nicht mehr signifikant über dem Ausgangsniveau.“ (Büchel und Falter, 1994: 396) Ob dies in der multivariaten Analyse weiterhin Bestand hat oder doch eher eine Scheinkorrelation über eine andere wirtschaftlich relevante Variable besteht, wird im folgenden Kapitel erörtert. An der Arbeitslosigkeit lässt sich allerdings recht gut erkennen, dass die Stichproben gerade in den Jahren 1976 bis 1987 nicht repräsentativ für die Gesamtbevölkerung sein können, das heißt es liegen diesbezüglich verzerrte Stichproben vor. Diese Verzerrungen können, vor dem Hintergrund, dass diese Variablen bei den späteren Resultaten kaum eine Rolle spielen, vernachlässigt werden.

Die Verteilung der Variable Ausbildung ist in Abbildung 28 aufgeführt.

	Bildung 1972	Bildung 1976	Bildung 1980	Bildung 1983	Bildung 1987	Bildung 1990	Bildung 1994	Bildung 1998	Bildung 2002
Kein Abschluss/ Hauptschule	82,3%	69,5%	75,4%	75,9%	68,5%	58,1%	46,9%	43,5%	43,0%
Mittlere Reife/Abitur	14,7%	26,0%	21,6%	21,1%	27,6%	41,4%	43,2%	41,6%	42,3%
Universität	3,0%	4,5%	3,0%	3,0%	3,8%	nicht befragt	9,9%	12,6%	12,8%
noch in Ausbildung	nicht befragt	nicht befragt	nicht befragt	nicht befragt	nicht befragt	,5%	nicht befragt	2,3%	1,9%

Abbildung 28: Empirische Verteilung der Variable Ausbildung (Quelle: eigene Darstellung)

Da die Zahlen von 2005 in der Tabelle nicht enthalten sind, seien diese hier kurz erwähnt: 38 Prozent ohne Schulabschluss beziehungsweise mit Hauptschulabschluss, 47 mit mittlerer Reife oder Abitur und 15 Prozent mit Hochschulabschluss. Insgesamt ist ein Anstieg der mittleren und höheren Bildungsabschlüsse in den Datensätzen erkennbar, dies stimmt mit der gesamtgesellschaftlichen Entwicklung überein, auch wenn sich diese auf einem etwas niedrigeren Niveau abzeichnet. So hatten 2006 etwa 37 Prozent einen höheren und

etwa 10 Prozent einen Hochschulabschluss. Diese Verzerrung ist wohl unter anderem dadurch erklärbar, dass die Wahlbevölkerung nicht der Gesamtbevölkerung entspricht. Da aber gerade Nichtdeutsche eher zu niedrigeren Bildungsabschlüssen "tendieren", ist hier eine leichte Verzerrung durchaus nachvollziehbar.

Zwei der wohl wichtigsten Variablen sind die Beurteilung der eigenen wirtschaftlichen Lage und das Haushaltseinkommen. Gerade der Beurteilung der eigenen wirtschaftlichen Lage, also der Frage nach Zufriedenheit mit der eigenen Situation, kommt in der kompletten Meinungs- und auch Konjunkturforschung eine sehr wichtige Funktion zu. Hier bildet diese Arbeit keine Ausnahme, sondern bestätigt diese Verallgemeinerung. Bei der Zusammensetzung ergibt sich die Verteilung wie in Abbildung 29. Erkennbar ist eine

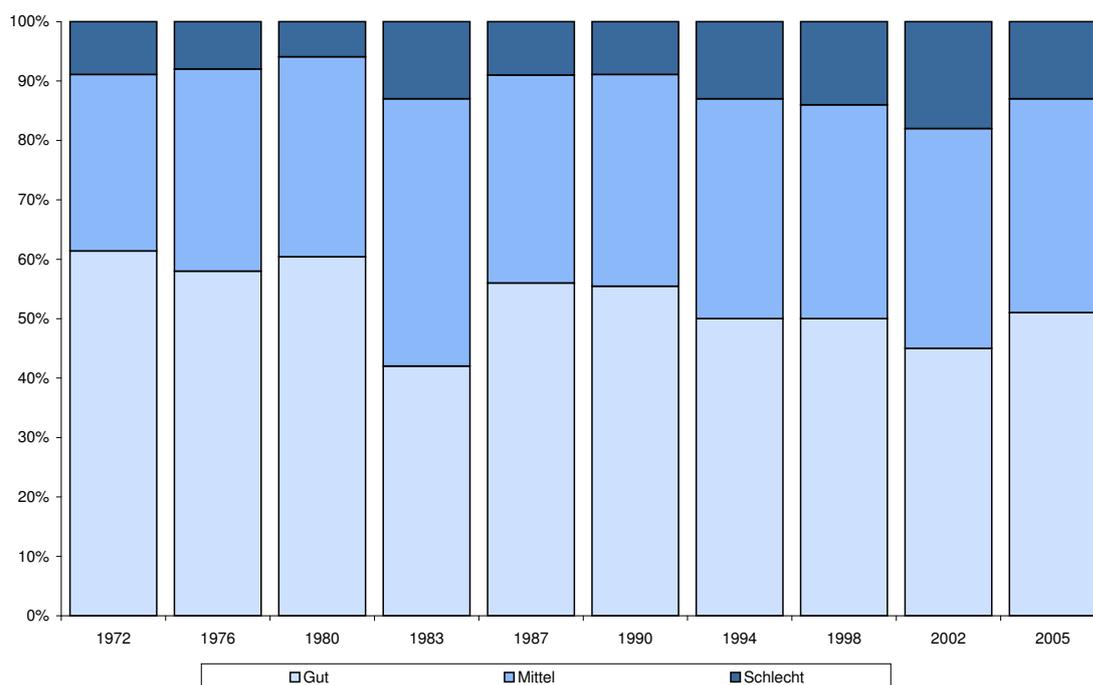


Abbildung 29: Einschätzung der eigenen wirtschaftlichen Lage (Quelle: eigene Darstellung)

Abnahme der Zufriedenen bei gleichzeitiger Zunahme der Unzufriedenen. Die

mittlere Kategorie bleibt mehr oder minder konstant.

Das Haushaltsnettoeinkommen ist eine der Variablen, die nur in den 1970er Jahren und dann wieder ab 1994 erhoben wurde. Durch diesen sehr großen Sprung ist die Vergleichbarkeit nicht gewährleistet, man kann dennoch erwartungsgemäß eine deutliche Steigerung feststellen. Inflationbereinigt ändert sich die Verteilung allerdings kaum. Etwa 20 Prozent der Stichprobe sowohl 1972 wie auch 2005 hatten ein Haushaltsnettoeinkommen unter 1000 Euro (Basis 2005), die Hälfte der Stichprobe unter 1800 Euro. Die genauen, nicht inflationbereinigten Verteilungen sind in den Abbildungen 30 und 31 dargestellt. Mit der Frage nach einer Gewerkschaftsmitgliedschaft wird bei der lohn- oder einkommensabhängigen Bevölkerung in gewisser Weise der Grad der Schichtidentifikation gemessen. Der Anteil der gewerkschaftlich gebundenen Bürger ist hierbei in den Datensätzen seit 1972 bis 2005 relativ gleichmäßig von etwa 20 Prozent auf zehn Prozent geschmolzen. Die genauen Zahlen mit Tabelle sind im Anhang zu finden. Die tatsächliche Entwicklung wird in Abbildung 32 in absoluten Zahlen wiedergegeben: Wenn man nun diese Zahlen durch die Anzahl der Wahlbevölkerung in der jeweiligen Zeit teilt, erhält man in etwa die Zahlen, die in den Studien vorkommen. Eine großartige Verzerrung ist auf jeden Fall nicht feststellbar. Bei momentan etwas mehr als sechzig Millionen Wahlberechtigten in der BRD und 6,7 Millionen Gewerkschaftsmitgliedern würde dies derzeit etwa 11 Prozent bedeuten, dies ist kompatibel mit den 10,9 Prozent, die der Datensatz von 2005 produziert. Eine weitere Variable in diesem Kontext ist die eigene Schichtzugehörigkeit und der Vergleich zu der des eigenen Elternhauses. Da beide Variablen allerdings nur sporadisch und nicht kontinuierlich über die Wahljahre hinweg erhoben wurden, lassen sich vernünftige Aussagen erst ab 1994 treffen. Ein erster Überblick zeigt allerdings, dass sich eine 40-50-10 Verteilung zwischen Unter-, Mittel- und Oberschicht ergibt. Beim Vergleich mit dem Elternhaus zeigt sich, dass sich die überwiegende Anzahl der Befragten in die gleiche Schicht wie die eigenen Eltern einordnen würde. Die Verhältnisse sind hier etwa 12-70-18 in der Reihenfolge niedriger-gleich-höher als das eigene Eltern-

Haushaltseinkommen 1972	Gültige Prozente	Kumulierte Prozente	Haushaltseinkommen 1976	Gültige Prozente	Kumulierte Prozente
unter 400 DM	3,6	3,6	unter 400 DM	,9	,9
400 bis 600 DM	7,1	10,7	400 bis 600 DM	2,3	3,2
600 bis 800 DM	8,6	19,3	600 bis 800 DM	5,7	8,9
800 bis 1000 DM	12,3	31,5	800 bis 1000 DM	6,9	15,7
1000 bis 1200 DM	14,3	45,8	1000 bis 1200 DM	9,5	25,2
1200 bis 1500 DM	17,7	63,5	1200 bis 1500 DM	15,7	41,0
1500 bis 2000 DM	18,7	82,2	1500 bis 2000 DM	19,5	60,5
2000 bis 2500 DM	10,4	92,6	2000 bis 2500 DM	16,9	77,4
2500 bis 3500 DM	4,2	96,9	2500 bis 3500 DM	14,4	91,8
3500 DM und mehr	3,1	100,0	3500 bis 4000 DM	3,7	95,5
Gesamt	100,0		4000 DM und mehr	4,5	100,0
			Gesamt	100,0	

Haushaltseinkommen 1994	Gültige Prozente	Kumulierte Prozente	Haushaltseinkommen 1998	Gültige Prozente	Kumulierte Prozente
Unter 1000 DM	3,1	3,1	unter 1000 DM	2,4	2,4
1000 bis 1500 DM	9,6	12,6	1000 bis 1500 DM	6,3	8,7
1500 bis 2000 DM	11,8	24,4	1500 bis 2000 DM	9,3	18,0
2000 bis 2500 DM	15,1	39,6	2000 bis 2500 DM	13,0	31,0
2500 bis 3000 DM	15,0	54,6	2500 bis 3000 DM	14,0	45,0
3000 bis 3500 DM	11,9	66,5	3000 bis 3500 DM	11,9	56,9
3500 bis 4000 DM	10,5	77,0	3500 bis 4000 DM	12,2	69,1
4000 bis 5000 DM	10,0	87,0	4000 bis 5000 DM	12,1	81,3
5000 bis 6000 DM	6,3	93,3	5000 bis 6000 DM	8,1	89,4
6000 bis 7000 DM	3,4	96,7	6000 bis 7000 DM	4,6	93,9
7000 bis 10000 DM	2,4	99,1	7000 bis 10000 DM	4,4	98,3
10000 u. mehr DM	,9	100,0	10000 u. mehr DM	1,7	100,0
Gesamt	100,0		Gesamt	100,0	

Haushaltseinkommen 2002	Gültige Prozente	Kumulierte Prozente	Haushaltseinkommen 2005	Gültige Prozente	Kumulierte Prozente
unter 500 Euro	3,9	3,9	unter 500 Euro	3,7	3,7
500 bis 750 Euro	11,8	15,7	500 bis 749 Euro	7,1	10,8
750 bis 1000 Euro	11,2	26,9	750 bis 999 Euro	7,6	18,4
1000 bis 1250 Euro	11,7	38,6	1000 bis 1249 Euro	11,0	29,4
1250 bis 1500 Euro	3,6	42,2	1250 bis 1499 Euro	11,2	40,6
1500 bis 1750 Euro	12,2	54,4	1500 bis 1749 Euro	9,4	50,0
1750 bis 2000 Euro	7,0	61,3	1750 bis 1999 Euro	12,1	62,0
2000 bis 2500 Euro	11,5	72,9	2000 bis 2499 Euro	8,3	70,4
2500 bis 3000 Euro	8,4	81,2	2500 bis 2999 Euro	12,9	83,2
3000 bis 3500 Euro	8,2	89,4	3000 bis 3499 Euro	7,5	90,7
3500 bis 5000 Euro	4,3	93,7	3500 bis 4999 Euro	6,2	96,9
5000 Euro und mehr	6,3	100,0	5000 Euro und mehr	3,1	100,0
Gesamt	100,0		Gesamt	100,0	

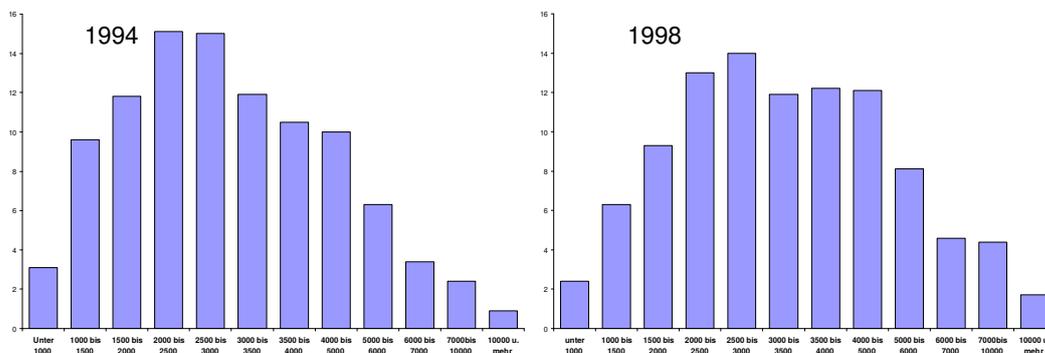
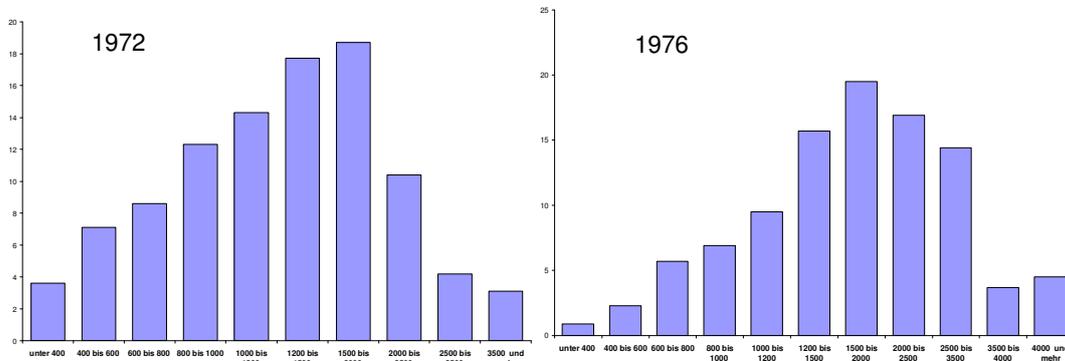
Abbildung 30: Verteilung des Haushaltsnettoeinkommens in Originalkodierung (Quelle: eigene Darstellung)

haus. Auch hier liegen keine zeitüberdauernden Daten vor. Die einzelnen Verteilungen sind im Anhang zu finden. Die letzte Variablen­gruppe beinhaltet lokale Faktoren wie Ortsgruppengröße, Bundesland und den Ost-West-Split, also den ost- westdeutschen Vergleich. Für die Bundesländer ergeben sich Zusammensetzungen wie in Abbildung 33 dargestellt. Im Vergleich zu den tatsächlichen Größenverhältnissen (siehe Anhang) sind die westdeutschen

Bundesländer alle unterrepräsentiert, die neuen Bundesländer dafür überrepräsentiert. Dies ist aber mit der Intention, gerade über die neuen Landesteile verlässlichere Daten zu haben, gewollt und wird durch die Gewichte wieder ausgeglichen. Dementsprechend verhält sich dann auch der Ost-West-Split in den Datensätzen 1998-2005 etwa 63 zu 38, 1994 sogar etwa 50:50. Die wahre Zusammensetzung liegt bei knapp 80:20.

Als letzte Variable wurden die Ortsgruppenklassen, also die Frage nach der Einwohnergröße des Wohnortes des Befragten, in die Analysen miteinbezogen. Hier ergeben sich in Abbildung 34 und 35 folgende Vergleiche zwischen Datensätzen der tatsächlichen Zusammensetzung zum Stichtag 31.12.2005. Hieran lässt sich erkennen, dass die Stichproben eigentlich ganz gut zu den realen Verhältnissen passen. Die Ausnahme stellt der Datensatz von 2005 dar, der einen überproportional großen Anteil an Großstädtern zu Ungunsten der mittleren und kleineren Ortsgruppen abbildet. Die Daten von 2005 sind in mehreren Kategorien nicht optimal, ihre Verallgemeinerungsfähigkeit wird hierdurch leider nicht unterstrichen.

In DM



In EURO

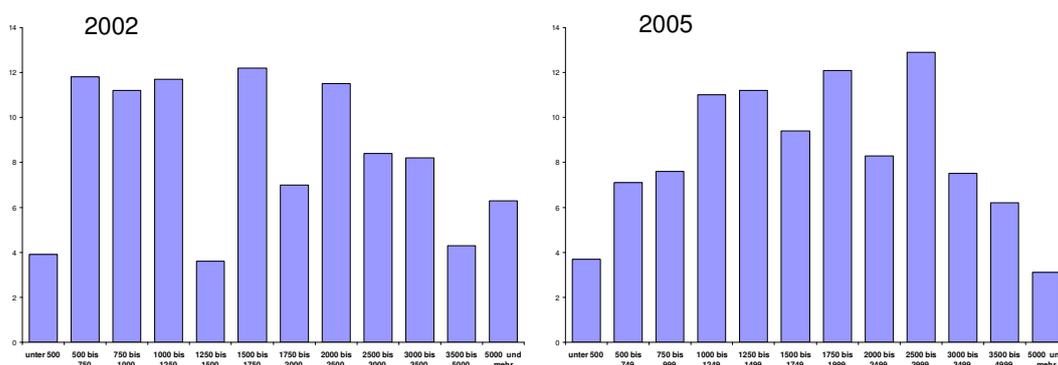


Abbildung 31: Graphische Änderung in der Verteilung des Haushaltsnettoeinkommens in Originalkodierung (Quelle: eigene Darstellung)

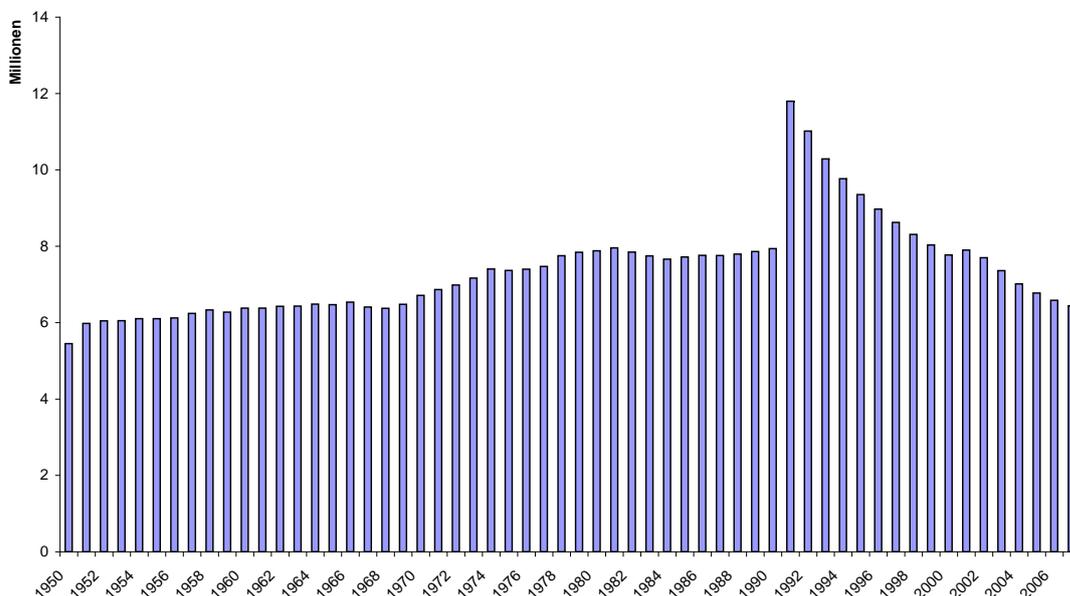


Abbildung 32: Entwicklung der Gewerkschaftsmitgliedschaften in absoluten Zahlen (Quelle: eigene Darstellung)

	1972	1976	1980	1983	1987	1990	1994	1998	2002	2005
Schleswig-Holstein	3,8%	4,7%	4,9%	4,8%	5,1%	4,6%	1,7%	2,8%	3,7%	2,8%
Hamburg	4,2%	4,7%	4,2%	3,0%	2,9%	3,3%	1,8%	2,2%	1,9%	2,0%
Niedersachsen	11,0%	11,7%	11,6%	12,6%	10,8%	11,8%	6,3%	7,3%	8,2%	7,0%
Bremen	1,5%	1,3%	1,4%	1,5%	0,9%	1,1%	0,7%	1,0%	1,1%	0,6%
NRW	29,8%	30,3%	26,1%	29,8%	28,4%	28,0%	13,5%	19,1%	16,0%	18,0%
Hessen	8,1%	7,4%	9,1%	9,6%	9,5%	8,7%	3,9%	6,9%	4,9%	6,1%
Rheinland-Pfalz	7,1%	4,6%	6,1%	5,4%	6,2%	6,2%	2,5%	3,4%	3,9%	3,7%
Baden-Württemberg	13,5%	14,5%	15,5%	13,9%	16,3%	16,0%	7,3%	8,8%	10,4%	9,6%
Bayern	19,0%	18,5%	19,2%	17,8%	17,9%	19,0%	9,0%	10,8%	13,9%	12,2%
Saarland	2,0%	2,4%	2,0%	1,6%	1,8%	1,5%	0,9%	1,2%	1,0%	0,9%
Berlin							5,6%	6,5%	5,0%	5,5%
Brandenburg							9,5%	5,3%	4,5%	5,9%
Mecklenb.-Vorpom.							5,3%	3,9%	3,7%	4,3%
Sachsen							15,1%	9,5%	9,3%	9,9%
Sachsen-Anhalt							8,8%	5,9%	6,2%	6,2%
Thüringen							8,2%	5,4%	6,3%	5,4%

Abbildung 33: Anteil der Befragten je Wahljahr und Bundesland (Quelle: eigene Darstellung)

	Unter 2.000 Einwohner	2.000- 5.000 Einwohner	5.000- 20.000 Einwohner	20.000- 50.000 Einwohner	50.000- 100.000 Einwohner	100.000- 500.000 Einwohner	Über 500.000 Einwohner
1972	k.a.	k.a.	k.a.	k.a.	k.a.	k.a.	k.a.
1976	16,5%	12,7%	18,3%	9,4%	8,4%	16,1%	18,5%
1980	6,7%	9,2%	23,0%	15,4%	9,1%	18,5%	18,1%
1983	6,0%	5,7%	23,6%	17,0%	8,2%	22,4%	17,1%
1987	5,1%	9,1%	23,5%	17,1%	9,4%	20,6%	15,3%
1990	5,1%	10,9%	24,3%	14,4%	9,9%	18,5%	16,9%
1994	14,3%	8,1%	20,5%	17,9%	6,0%	18,7%	14,4%
1998	8,8%	9,3%	18,3%	18,2%	8,2%	19,4%	17,8%
2002	8,0%	9,6%	24,8%	16,2%	9,2%	17,9%	14,4%
2005	2,6%	3,1%	8,0%	12,6%	10,7%	30,6%	32,4%

Abbildung 34: Verteilung der Ortsgruppenzugehörigkeiten in den Stichproben (Quelle: eigene Darstellung)

Ortsgruppen – Größe	Anteil der Gesamtbevölkerung
Unter 5.000 Einwohner	17,52
5.000 bis 20.000 Einwohner	24,94
20.000 bis 50.000 Einwohner	17,47
50.000 bis 100.000 Einwohner	8,84
100.000 bis 200.000 Einwohner	16,70
500.000 und mehr Einwohner	14,53

Abbildung 35: Verteilung der Menschen nach Ortsgruppengrößen in Deutschland (Quelle: eigene Darstellung)

8.2 Binäre Zusammenhangsmaße mit der Parteieigung

Aufgrund des Skalenniveaus der meisten Variablen kommt man bei der Zusammenhangsanalyse im binären Fall qualitativ nicht über das Level eines Chi-Quadrat-Testes hinaus. Erwartungsgemäß sind, wenn man von Alter und Geschlecht absieht, sehr viele signifikante Zusammenhänge erkennbar, dies ist bei einer Datensatzgröße von zwei- bis dreitausend auch nicht weiter verwunderlich und deutet daher nicht unbedingt auf reale Zusammenhänge hin. Eine Übersicht hierzu kombiniert mit deskriptiven SPSS-Plots, findet sich im Anhang. In diesen Tabellen, hier exemplarisch für den Datensatz von 1998, sind vor allem die Richtungen der vermeintlichen Zusammenhänge erkennbar. Diese Richtungen werden später bei der Interpretation des Zusammenhangs im multiplen Fall noch einmal wichtig.

		Parteibindung										Gesamt
		CDU	CSU	SPD	F.D.P.	Grüne	Rep	PDS	DVU	Andere	Keine	
Kein Abschluss/ Hauptschule	Anzahl	335	67	426	13	16	16	25	11	8	434	1.351
	% von Bildung	24,8%	5,0%	31,5%	1,0%	1,2%	1,2%	1,9%	0,8%	0,6%	32,1%	100,0%
Mittlere Reife/ Abitur	Anzahl	295	38	334	34	117	9	79	14	9	383	1.312
	% von Bildung	22,5%	2,9%	25,5%	2,6%	8,9%	0,7%	6,0%	1,1%	0,7%	29,2%	100,0%
Universität	Anzahl	93	10	86	20	65	0	37	0	3	91	405
	% von Bildung	23,0%	2,5%	21,2%	4,9%	16,0%	0,0%	9,1%	0,0%	0,7%	22,5%	100,0%
Noch in Ausbildung	Anzahl	7	3	6	2	12	0	1	3	2	33	69
	% von Bildung	10,1%	4,3%	8,7%	2,9%	17,4%	0,0%	1,4%	4,3%	2,9%	47,8%	100,0%
Gesamt	Anzahl	730	118	852	69	210	25	142	28	22	941	3.137
	% von Bildung	23,3%	3,8%	27,2%	2,2%	6,7%	0,8%	4,5%	0,9%	0,7%	30,0%	100,0%

Abbildung 36: Beispielhafte Darstellung einer Kreuztabelle des Zusammenhangs Bildungsgrad - Parteieigung 1998 ungewichtet (Quelle: eigene Darstellung)

Den deutlichsten Bildungseffekt kann man 1998 bei den Grünen erkennen, bei denen sechzehn Prozent der Hochgebildeten, aber lediglich 1,2 Prozent der Menschen mit niedrigeren oder keinen Bildungsabschlüssen eine Bindung zur Partei haben.

Prinzipiell greift bei all diesen einfachen Zusammenhangsmaßen das Problem, wie auch oben bereits angesprochen, dass ab einer gewissen Stichprobengröße, und die scheint hier erreicht zu sein, aufgrund der damit verbundenen Schärfe der Tests, jede noch so kleine Abweichung signifikant ist, auch wenn

die Unterschiede marginal erscheinen. Daher wird den einfachen Zusammenhangsmaßen kein allzu großer Platz in der Untersuchung eingeräumt.

8.3 Modelle mit binärer Fragestellung

Neben den nur bedingt aussagekräftigen binären Zusammenhangsmaßen müssen auch komplexere Modelle eingesetzt werden, um Abhängigkeiten darstellen zu können. Auf die Problematik der Scheinkorrelation bei binärer Betrachtungsweise sei auf Fahrmeir und andere (vgl. Fahrmeir u. a., 1997: 148-152) verwiesen.

Die Überschrift "Modelle mit binärer Fragestellung" bezieht sich allerdings in diesem Fall nicht auf die Abhängigkeiten zwischen zwei Variablen, sondern auf eine abhängige Variable, auch Response-Variable genannt, die nur zwei Merkmalsausprägungen besitzt. So lässt sich die ursprünglich mehrkategoriale Fragestellung nach einer Parteineigung, deren Antwortmöglichkeiten die einzelnen Parteien sowie keine Parteineigung und andere Alternativen wie "weiß nicht" oder "keine Antwort" umfasst, auf die einfache Aussage Parteineigung ja/nein reduzieren. Diese neu geschaffene Variable, nun als Response, kombiniert mit den bereits vorgestellten Kovariablen, die meisten als Faktoren, also kategorial vorliegend, ist nun die Basis für ein Modell. Wie oben ausführlich dargestellt, gibt es nun für solch ein Modell mit binärer Zielvariable mehrere Modellierungsarten, primärer Unterschied ist hier die so genannte Linkfunktion. In dieser Arbeit wurde zur Modellierung das Logit-Modell ausgewählt.

Nach der Modellwahl ist des Weiteren im Vorfeld der Ergebnisse anzumerken, dass, wie auch bereits oben mathematisch vorgestellt, für die Datensätze 1972, 1976, 1983, 1987 und 1990, aufgrund der Panelerhebung in drei beziehungsweise vier Wellen, ein modifizierter Ansatz vonnöten ist. Dieser Ansatz muss die Abhängigkeiten zwischen Antworten als Zusatzinformation beachten und wurde im Theorieteil unter dem Stichwort "GEE" eingeführt. Als Signifikanzniveau aller Tests in den verwendeten Logit-Modellen beziehungs-

weise in den marginalen Modellen wurden fünf Prozent gewählt. Die Variablenselektion hat im Logit-Modell, also in den Wahljahren 1980, 1994, 1998, 2002 und 2005 mit der von SAS angebotenen Variante "Stepwise" stattgefunden. Bei den GEE-Modellen wurde von Hand, da nicht anders verfügbar, eine backward-selection durchgeführt. Grundlage aller Modelle waren die bereits im Abschnitt 8.1 vorgestellten Kovariablen. Datensätze und Outputs finden sich im Anhang der Arbeit.

Nun zu den Ergebnissen:

1972 und 1976 sind Fälle, in denen mit marginalen Modellen gearbeitet wurde. Während 1972 überhaupt keine Signifikanzen liefert, kann 1976 das Bundesland und die eigene wirtschaftliche Lage als signifikant errechnet werden. Beim Bundesland kann folgende Reihenfolge mit Tendenz zur Parteibindung festgestellt werden: 1. Saarland, 2. Hamburg, 3. Schleswig-Holstein, 4. Niedersachsen 5. Bremen, 6. Hessen, 7. Bayern, 8. Baden-Württemberg, 9. Rheinland-Pfalz, 10. NRW

Diese Verteilung ist allerdings stark von der lokalen Herkunft der Spitzenkandidaten abhängig. Einzig das Saarland ist relativ konstant an der Spitze der Bindungsraten. Bei der eigenen wirtschaftlichen Lage liegt indes der Fall wesentlich klarer. Während Bürger, die ihre eigene wirtschaftliche Lage gut einschätzen eine deutlich erhöhte Wahrscheinlichkeit zur Parteineigung aufweisen, sinkt diese Wahrscheinlichkeit bei wachsender Unzufriedenheit konstant.

Die Wahl 1980 geht als Querschnittsdatsatz in die Analyse mit ein und produziert dadurch mehr signifikante Kovariablen. Somit werden, zu einem Signifikanzniveau von 5 Prozent, neben der eigenen wirtschaftlichen Lage und dem Bundesland die Ausbildung, der Kirchgang, die Gewerkschaftsmitgliedschaft, der Beruf und die Ortsgruppengröße signifikant.

Bei der Bildung sind es vor allem Menschen mit Realschulabschluss und Abitur, die erhöhte Wahrscheinlichkeiten zur Parteibindung aufweisen, während

Universitätsabschlüsse und niedrigere beziehungsweise keine Abschlüsse eher gegen Bindungen sprechen.

Auch häufiger Kirchgang bewirkt tendenziell eine Parteibindung. Bei den späteren Analysen von Parteieigungen bezüglich der einzelnen Parteien wird sich allerdings herausstellen, dass dieser Effekt ausschließlich für Unionswähler gilt, er bei der SPD sogar in die entgegengesetzte Richtung wirkt.

Ähnliches gilt für die Gewerkschaftsmitgliedschaft und die SPD. Auch hier ist der Effekt, dass sich Gewerkschaftsmitglieder eher binden, ausschließlich auf die Fälle mit Bindung zur Sozialdemokratie zurückzuführen. Hier gilt ebenso, dass sich der Effekt bei den Unionsparteien umdreht, dieser aber nicht so stark ist und somit insgesamt ein Ergebnis entsteht, welches ein Einparteien-Effekt ist.

Beim Beruf wirkten sich die Tatsache, Landwirt, leitender Angestellter, Selbstständiger oder hochqualifizierter Arbeiter zu sein, in dieser Reihenfolge mit fallender Bedeutung positiv auf die Parteieigung aus. Besonders schwache Tendenzen zur Parteibindung existieren bei Beamten, hier vor allem im höheren Dienst. Angestellte und Arbeiter haben ebenfalls leicht unterdurchschnittliche Bindungsraten.

Beim Bundesland ist ein ähnlicher Trend wie 1976 zu verzeichnen. Während im Saarland und in Hamburg sehr starke Bindungen gepflegt werden, können bei den restlichen Bundesländern keine konkreteren Aussagen gemacht werden. Auch hier liegt die Vermutung nahe, dass die sich überlagernden und größtenteils eliminierenden Effekte bei den beiden großen Parteien unsystematische Gesamteffekte produzieren. Dies ist vor allem bei Ländern mit relativ kleinen Stichprobengrößen leicht möglich. Das Gleiche gilt für die Ortsgruppengröße, auch hier kann, außer der unterdurchschnittlich schwachen Bindung in Städten über 200 000 Einwohner, keine klare Aussage gemacht werden. Der Autor vermutet hier ebenfalls überlagernde Effekte.

Für das Wahljahr 1983 liegen wieder Längsschnittdaten und damit verlässlichere Schätzungen vor. Wie 1980 sind 1983 neben dem Bundesland auch

die Bildung, der Kirchgang und die Ortsgruppengröße signifikant. Des Weiteren haben erstmals der Familienstand und das Geschlecht Einfluss. 1983 und 1990 sind die beiden Wahlen, bei denen der eigenen wirtschaftlichen Lage kein Einfluss nachgewiesen werden kann.

Bei den Bundesländern stechen vor allem die Stadtstaaten Hamburg und Bremen positiv heraus, während in Schleswig-Holstein und auch in der Heimat von Helmut Kohl, Rheinland-Pfalz, unterdurchschnittlich wenig Bindungen existieren. Auf die Effekte zwischen den Bundesländern und der lokalen Herkunft der Spitzenkandidaten wird in einem späteren Kapitel nochmals separat eingegangen.

Bei der Schulbildung zeigt sich das von den bisherigen Wahlen gewohnte Bild. Menschen mit Universitätsabschlüssen haben überdurchschnittliche Bindungsraten. Bemerkenswert ist die Tatsache, dass Bürger mit niedrigen oder keinen Abschlüssen mehr Bindungen aufweisen als Bürger mit mittleren Abschlüssen wie mittlerer Reife oder Abitur.

Auch beim Kirchgang das gewohnte Bild: Menschen, die häufig in die Kirche gehen, neigen eher zu Parteibindungen. Dass dieser Effekt vor allem für Unionswähler gilt wurde bereits erwähnt.

Es zeigt sich außerdem, und dies konsistent durch alle Wahlen, dass Männer eher zu einer Parteineigung tendieren als Frauen. 1983 ist, neben drei weiteren Wahlen, eine der Stichproben, bei dem dieser Effekt auch signifikant ist. Bei der Variable "Familienstand" weisen geschiedene oder getrennt lebende Personen eine hohe Bindungsneigung auf, während sich Singles eher unterdurchschnittlich an Parteien binden.

Auch bei der Ortsgruppengröße ergibt sich ein ähnliches Bild wie bisher. Vor allem Personen, die in Städten mittlerer Größe zwischen 20 000 und 200 000 Einwohnern wohnen, weisen geringere Bindungswahrscheinlichkeiten auf als Menschen in sehr großen Ballungsräumen beziehungsweise überschaubaren Gemeinden.

Für 1987 ist, wie auch für 1983, wiederum eine Längsschnittstudie verfügbar,

die ähnliche Ergebnisse produziert wie die vorherigen Analysen. Neben dem Bundesland und der Ortsgruppe übt nun auch die eigene wirtschaftliche Lage wieder signifikanten Einfluss auf die Chance zur Parteibindung aus. Außerdem ist, wie auch schon 1983, das Geschlecht und der Familienstand, und wie 1980, der Beruf signifikant. Neu ist der Einfluss der Konfession, der den Kirchgang als Kovariable verdrängt.

Der Einfluss der Faktorstufen der Ortsgröße, des Geschlechts und der eigenen wirtschaftlichen Lage auf die Parteibindung bleibt ähnlich wie bei den bisherigen Analysen. Bei der Variable "Familienstand" haben nun, neben den geschiedenen Personen, auch die Verheirateten eine überdurchschnittliche Neigung zu Parteien, während die Ledigen sich hier weiterhin besonders ungebunden präsentieren.

Im konfessionellen Bereich binden sich Katholiken besonders deutlich an Parteien, Mitglieder nichtchristlicher Religionen haben hingegen besonders wenig Interesse an einer Parteibindung. Dieser Effekt ist, wie auch schon der Kirchgang, vor allem auf die Unionsparteien zurückzuführen.

Berufsgruppenspezifische Bindungen sind stark bei den Landwirten zu beobachten, während sich vor allem Beamte, und hier explizit der höhere Dienst, betont neutral verhalten. Bei dem Einfluss, den das Bundesland auf die Parteibindung hat, erobert sich das Saarland die Spitzenposition zurück. Bei sehr kleinen Bundesländern wie Bremen existieren dementsprechend sehr kleine Stichprobenumfänge, so dass hier auch zufällige Effekte eine Rolle spielen können.

Eine Ausnahmewahl stellt sicherlich die Bundestagswahl 1990 dar, da hier die erste gesamtdeutsche Wahl nach der Wende 1989 durchgeführt wurde. Aus der sehr hohen Emotionalisierung und damit auch Politisierung in dieser Zeit resultiert dann auch eine hohe, fast schon ausreißerähnliche Parteibindungsrate. Die vorliegende und analysierte Stichprobe ist allerdings leider eine rein westdeutsche. Das ostdeutsche Pendant wurde ohne die Frage nach einer Parteibindung erhoben und ist somit für diese Fragestellung nicht von Relevanz.

Sozusagen als Ausgleich weist dieser westdeutsche Datensatz dann aber vier, statt bisher drei Panelwellen auf und liefert somit interessante Ergebnisse, die eine personenbezogene Dynamik innerhalb eines Kalenderjahres abbilden. Dementsprechend wenig Variablen bleiben dann auch bei der Regressionsanalyse zu einem Niveau von fünf Prozent übrig. Diese sind, neben dem "Dauerbrenner" Bundesland, die auch bereits mehrfach genannten Variablen Familienstand und Kirchgangshäufigkeit und außerdem die Zugehörigkeit zu einer Gewerkschaft.

Während, wie erwartet, häufiger Kirchgang und eine Gewerkschaftsmitgliedschaft für eine Parteibindung sprechen, vollzieht sich beim Familienstand ein Wandel weg von den geschiedenen hin zu verheirateten und verwitweten Personen. Die geringste Bindungsaffinität weisen weiterhin die ledigen Bürger auf. Bei Kirchgang und Gewerkschaftsmitgliedschaft sei erneut darauf hingewiesen, dass diese Effekte ausschließlich durch eine der beiden großen Volksparteien entstehen.

Im Bereich Bundesländer stehen wie auch schon bisher das Saarland und Hamburg ganz vorne, während diesmal die Flächenländer Bayern, Niedersachsen, NRW und Baden-Württemberg besonders wenig Parteeineigung zulassen.

Der erste verfügbare gesamtdeutsche Datensatz ist mit der Wahl 1994 erhoben worden. Ab dieser Wahl liegen alle Daten nur noch als Querschnitt vor. Auf der anderen Seite bleibt anzumerken, dass bei den Datensätzen 1994 bis 2002 erstmals eine Vereinheitlichung der Variablennamen und der meisten Faktorstufen durch Falter, Gabriel und Rattinger stattgefunden hat. Dies erleichtert die Analyse. Zu den gesamtdeutschen Ergebnissen: Hier gibt es keine Überraschungen, neben dem Bundesland und der eigenen wirtschaftlichen Lage sind der Beruf, die Gewerkschaftsmitgliedschaft, die Religionszugehörigkeit und das Geschlecht signifikant. Bei der wirtschaftlichen Lage, dem Geschlecht, der Konfession und der Gewerkschaftsmitgliedschaft bleiben die Zusammenhänge zwischen Ausprägung und Bindung gleich, bei der Gewerk-

schaftsmitgliedschaft lässt allerdings die Stärke des Effektes nach.

Änderungen sind hingegen bei der Berufszugehörigkeit beobachtbar, wobei hier in Erinnerung gerufen werden muss, dass es sich um eine andere Grundgesamtheit handelt als bei den vorherigen Wahlen. Wie bisher besteht unter den Landwirten das höchste Bindungspotential. Im Gegensatz zu früheren Wahlen binden sich nun allerdings Beamte überdurchschnittlich gerne, während bei Arbeitern, auch höherqualifizierten Arbeitern, und bei Selbstständigen eher unterdurchschnittliche Bindungsraten existieren.

Eine Übersicht der Bundesländer findet sich in Abbildung 37 wieder.

Hierbei fällt vor allem Bayern mit lediglich 62,8 Prozent der Parteigegebenen, und damit weniger als die meisten Ost-Länder, ins Auge.

Bei dieser Wahl bietet sich, gerade um die Veränderungen zu 1990 erkennen zu können, eine getrennte Ost-West-Analyse an.

In den westdeutschen Bundesländern wären von den oben genannten Variablen das Geschlecht und der Beruf nicht signifikant, wenn man das Modell nur für dieses Gebiet rechnet. Bei der Interpretation der Parameter ändert sich bei der Religion der stärkere Einfluss von Protestanten auf die Parteibindung, das heißt auch protestantische Christen haben in Westdeutschland eine erhöhte Wahrscheinlichkeit zur Parteibindung. Bei den Bundesländern lässt sich, abgesehen vom Saarland, ein Nord-Süd-Gefälle beobachten.

Im Osten weisen Großfamilien eine sehr hohe Bindungsrate auf. Des Weiteren reduziert sich im Osten der positive Religionseffekt auf Katholiken. Die Bundesländer sind relativ gleich verteilt, die Ausnahmen bilden Ostberlin im positiven und Thüringen im negativen Sinne. Außerdem ist im Osten auch noch der Schichtvergleich mit dem Elternhaus interessant, hier deutet gleiche Schicht wie die Eltern auf Bindungslosigkeit, eine Veränderung, egal ob besser oder schlechter, fördert hingegen die Bindung zu einer Partei.

So ähnlich wie 1994 ist der Ost-West-Vergleich 1998 nicht mehr. Zunächst aber zu den gesamtdeutschen Resultaten dieser Wahl, die den ersten komplet-

Bundesland		Parteibindung		
		Nein	Ja	Gesamt
Schleswig-Holstein	Anzahl	8	114	122
	% von Bundesland	6,6%	93,4%	100,0%
Hamburg	Anzahl	20	61	81
	% von Bundesland	24,7%	75,3%	100,0%
Niedersachsen	Anzahl	58	285	343
	% von Bundesland	16,9%	83,1%	100,0%
Bremen	Anzahl	11	21	32
	% von Bundesland	34,4%	65,6%	100,0%
Nordrhein-Westfalen	Anzahl	184	591	775
	% von Bundesland	23,7%	76,3%	100,0%
Hessen	Anzahl	60	207	267
	% von Bundesland	22,5%	77,5%	100,0%
Rheinland-Pfalz	Anzahl	53	123	176
	% von Bundesland	30,1%	69,9%	100,0%
Baden-Württemberg	Anzahl	118	327	445
	% von Bundesland	26,5%	73,5%	100,0%
Bayern	Anzahl	192	324	516
	% von Bundesland	37,2%	62,8%	100,0%
Saarland	Anzahl	15	36	51
	% von Bundesland	29,4%	70,6%	100,0%
Berlin	Anzahl	49	124	173
	% von Bundesland	28,3%	71,7%	100,0%
Brandenburg	Anzahl	48	90	138
	% von Bundesland	34,8%	65,2%	100,0%
Mecklenburg-Vorpommern	Anzahl	34	61	95
	% von Bundesland	35,8%	64,2%	100,0%
Sachsen	Anzahl	89	166	255
	% von Bundesland	34,9%	65,1%	100,0%
Sachsen-Anhalt	Anzahl	60	92	152
	% von Bundesland	39,5%	60,5%	100,0%
Thüringen	Anzahl	65	78	143
	% von Bundesland	45,5%	54,5%	100,0%
Deutschland	Anzahl	1.064	2.700	3.764
	% von Bundesland	28,3%	71,7%	100,0%

Abbildung 37: Parteibindungen pro Bundesland 1994 (Quelle: eigene Darstellung)

ten Regierungswechsel in der bundesrepublikanischen Geschichte bedeutet hat und somit in mehrfacher Hinsicht ebenfalls als Ausnahmewahl bezeichnet werden kann. Die Wahlergebnisse 1998 haben der SPD nicht nur eines ihrer besten Ergebnisse beschert, die Union ist auch auf ein für sie bis dahin nicht bekanntes Maß abgefallen. Für die Bindung zu einer Partei waren 1998 fast alle der bisher vorgekommenen Variablen gleichzeitig signifikant. Dies ist höchstwahrscheinlich ein Resultat aus sehr gutem Datenmaterial, das kaum fehlende Werte aufweist und damit einen großen verwertbaren Stichprobenumfang liefert. Signifikante Variablen sind die eigene wirtschaftliche Lage, die Bildung, die Kirchgangshäufigkeit, das Geschlecht, die Gewerkschaftsmitgliedschaft, die Konfessionszugehörigkeit, die Ortsgruppengröße, das Bundesland, die Schichtzugehörigkeit im Vergleich zum Elternhaus und erstmals das Alter, das metrisch in das Modell mit einfließt.

Während sich die Effekte der Merkmalsausprägungen beim Kirchgang, der eigenen wirtschaftlichen Lage, der Gewerkschaftsmitgliedschaft, dem Geschlecht, der Ortsgröße und der Schichtzugehörigkeit im Vergleich zum Elternhaus wie in den Wahljahren zuvor verhalten, gilt es bei den restlichen Kovariablen genauer zu analysieren.

Bei den Katholiken schwächt sich der Effekt deutlich ab, dies auch in einer rein westdeutschen Analyse. Die Reduzierung des Effektes kann also nicht auf die ostdeutschen Katholiken und deren schwächere Bindung zurückgeführt werden. Dementsprechend stärker ist der Effekt bei Protestanten und Menschen ohne Konfession beziehungsweise Menschen, die aus der Kirche ausgetreten sind. Besonders wenig Parteibindungen zeigen sich dagegen nach wie vor bei den Andersgläubigen. Bei dieser Betrachtung muss allerdings angefügt werden, dass die Schätzer in Effektkodierung immer die Abweichung vom unbedingten Gesamtmittel repräsentieren. Das heißt, dass mit einer Abschwächung bei den Katholiken automatisch der Schätzwert für die Protestanten steigt, auch wenn hier die Bindungsraten konstant geblieben sind. Am konkreten Fall 1998 sehen die Zahlen im Vergleich zu 1994 wie in Abbildung 38 aus.

Konfession und Parteibindung 1994				Konfession und Parteibindung 1998			
		Parteibindung				Parteibindung	
		Nein	Ja			Nein	Ja
Konfession	Evangelisch	22,6%	77,4%	Konfession	Evangelisch	26,0%	74,0%
	Katholisch	27,2%	72,8%		Katholisch	28,1%	71,9%
	Andere	40,3%	59,7%		Andere	42,9%	57,1%
	Keine	36,3%	63,7%		Keine	32,2%	67,8%

Abbildung 38: Kreuztabelle zwischen konfessioneller Zugehörigkeit und Parteibindung (Quelle: eigene Darstellung)

Man kann hier erkennen, dass beide großen Konfessionsgruppen bei dem Anteil der parteigebundenen Wählern verloren haben, beide aber immer noch überdurchschnittlich viele Bindungen erzeugen.

Auch bei der Bildung sind relative Veränderungen feststellbar, weg von den Universitätsabsolventen, die sich aber immer noch leicht überdurchschnittlich binden, hin zu mittleren Abschlüssen wie Realschule oder Gymnasium als höchsten Schulabschluss. Hier muss erwähnt werden, dass sich in dieser Gruppe auch Studenten befinden, die mit 78,4 Prozent eine weit überdurchschnittliche Bindungsrate besitzen. Insgesamt macht eine feinere Unterscheidung der Ausbildung Sinn, da hierdurch wesentlich differenziertere Ergebnisse resultieren. Eine Zusammenfassung der Kategorien war allerdings trotzdem richtig um die Rechenbarkeit der Regressionsmodelle sicherzustellen. In der folgenden Abbildung 39 ist diese Differenzierung zum Beispiel an den Menschen ohne Ausbildung erkennbar, die weit über dem neuen Gruppenmittel, also zusammen mit den Absolventen einer Haupt- beziehungsweise Volksschule Bindungen eingehen.

Beim Alter entsteht bei metrischer Skalierung ein leicht negativer Effekt für wachsendes Alter. Das Alter erfordert in diesem Fall eine Kategorisierung und Neuberechnung, da der Parameter in dieser Form keinen Sinn macht. Es ist vielmehr ein nichtlinearer Einfluss zu erwarten. Auf diese Problematik wird später in einem eigenen Abschnitt eingegangen.

Die Verteilung der Parteineigung in den unterschiedlichen Bundesländern lässt, mit den beiden Ausnahmen Rheinland-Pfalz und dem sonst so bin-

Bildung und Parteibindung 1998			Parteibindung		Gesamt
			Nein	Ja	
Bildung	ohne Abschluß	Anzahl	9	35	44
		%	20,5%	79,5%	100,0%
	Volks- Hauptschule	Anzahl	405	943	1348
		%	30,0%	70,0%	100,0%
	Mittlere Reife	Anzahl	286	661	947
		%	30,2%	69,8%	100,0%
	Abitur, Fachabitur	Anzahl	65	252	317
		%	20,5%	79,5%	100,0%
	abg. Uni-/FH-Studium	Anzahl	83	297	380
		%	21,8%	78,2%	100,0%
	noch Schüler	Anzahl	49	51	100
		%	49,0%	51,0%	100,0%
	Antwort verweigert	Anzahl	1	1	2
		%	50,0%	50,0%	100,0%

Abbildung 39: Verteilung der Parteibindung nach Bildungsabschluss 1998
(Quelle: eigene Darstellung)

dungsstarken Saarland, ein West-Ost-Gefälle bei den Parteieigungsraten erkennen. Die Liste der westdeutschen Bundesländern mit den höchsten Bindungsraten wird von Hamburg angeführt.

Nun zu den getrennten Ost-West-Analysen: Die westdeutsche Analyse liefert im Großen und Ganzen die gleichen Ergebnisse wie die gesamtdeutsche Modellierung. Nur die eigene wirtschaftliche Lage ist nicht signifikant. Bei den Parametern fällt im Vergleich zum Elternhaus auf, dass sich hier nur diejenigen stärker als der Durchschnitt binden, die sich schichtmäßig verbessern. Im rein westdeutschen Bundesland-Vergleich schneidet, wie bereits erwähnt, Hamburg besonders gut ab, das Saarland besonders schlecht. Insgesamt ist bei den Bundesländern, mit der Ausnahme Bayern, ein Nord-Süd-Gefälle in Westdeutschland feststellbar.

In Ostdeutschland reduziert sich, nach Abzug der westdeutschen Fälle, die Anzahl der Kovariablen, die einen Einfluss auf die Parteibindung haben, auf das Alter und den Familienstand. Zur Interpretation des Alters bedarf es,

wie oben erwähnt, einer Kodierung, um die nichtlinearen Effekte bestimmen zu können. Beim Familienstand ist anzumerken, dass sich Ledige und Geschiedene beziehungsweise von den Partnern getrennt lebende Personen überdurchschnittlich und Verwitwete unterdurchschnittlich binden, während die Verheirateten weitgehend indifferent sind.

Nach dem Ausnahmewahljahr 1998 kam 2002 ein eher differenzierteres Ergebnis zustande. Neben den bereits bekannten Kovariablen eigene wirtschaftliche Lage, Kirchgang, Gewerkschaftsmitgliedschaft, Beruf und Ortsgruppengröße taucht diesmal erstmals statt des Bundeslandes der Ost-West-Split in der Analyse auf. Bei der Ortsgruppengröße, dem Kirchgang, der Gewerkschaftsmitgliedschaft und der eigenen wirtschaftlichen Lage gleichen die Ergebnisse denen vorangegangener Wahlen. Auch die Tatsache, dass in Westdeutschland häufiger Parteibindungen anzutreffen sind als in Ostdeutschland, ist nicht verwunderlich.

Hochqualifizierte Berufe, wie leitende Angestellte oder Facharbeiter, aber auch Landwirte binden sich überdurchschnittlich häufig an Parteien, einfache Arbeiter und Angestellte ohne leitende Funktion binden sich hingegen eher seltener.

Interessant wird nun, welche Informationen die Split-Variable integriert. Dies lässt sich am einfachsten wiederum durch getrennte Ost-West-Analysen herausfinden. In Westdeutschland bleibt von den Variablen, die für Gesamtdeutschland signifikant waren, nur der Kirchgang und der Beruf übrig.

In den ostdeutschen Bundesländern verringert sich die Anzahl der relevanten Kovariablen ebenfalls, übrig bleiben nur Gewerkschaftsmitgliedschaft und Ortsgruppengröße. Zusätzlich wird allerdings das Bildungsniveau und die Frage nach Erfahrungen mit Arbeitslosigkeit in den letzten Jahren signifikant.

Der Unterschied zwischen Stadt und Land ist hier enorm, in Großstädten entstehen wesentlich häufiger Bindungen. Auch bei der Bildung entstehen starke Bindungsraten bei den Hochschulabsolventen, was sich aber, wie spä-

ter gezeigt wird, stark auf die PDS reduzieren lässt. Des Weiteren besteht bei den Bürgern, die Erfahrungen mit Arbeitslosigkeit gemacht haben, eine wesentlich höhere Wahrscheinlichkeit, sich an eine Partei zu binden.

8.4 Bindungen bei den einzelnen Parteien

Neben der Frage, ob bestimmte Variablen Einfluss auf die Bildung einer Parteineigung im Allgemeinen haben, muss auch der Einfluss auf die Bindungen zu einzelnen Parteien untersucht werden. Es kann, gestützt durch die bisherigen Ergebnisse, nicht davon ausgegangen werden, dass gerade bei den beiden großen Volksparteien die gleichen Faktoren eine Rolle spielen, zumindest nicht in die gleiche Richtung wirken. Bei der Wahl der geeigneten Modellierung bleibt festzuhalten, dass ein multinomiales Logit-Modell versucht wurde, dieses aber außer 1980 und 1994 nicht konvergiert. Grund hierfür ist vor allem die Tatsache, dass im Verhältnis zur Komplexität des Modells und zur großen Anzahl an Kovariablen und damit der großen Anzahl an zu schätzenden Parameter zu wenige Fälle vorhanden waren. Dieses sehr rechenintensive Modell wurde bei allen, außer den explizit genannten, Fällen vom Programm abgebrochen. Als Reaktion hierauf wären mehrere Schritte sinnvoll gewesen: a) eine andere Modellwahl b) eine Reduktion der Kovariablen oder c) eine Reduktion der Merkmalsausprägungen der Kovariablen. Punkt c) wurde bereits im Vorfeld der Analysen durchgeführt, eine weitere Reduktion hätte zu einer zu starken Vereinfachung geführt ohne garantieren zu können, dass die Berechenbarkeit des Modells dadurch deutlich besser wird. Punkt b) wurde bis zu einer Minimalanzahl an wichtigen Kovariablen durchgeführt, allerdings ohne nennenswerten Erfolg bezüglich der Berechenbarkeit.

Deshalb wurde dann die Idee, eine multinomiale Modellierung zu verwenden, verworfen und statt dessen einfache Logit-Modelle beziehungsweise GEE-Modelle, analog zum Abschnitt 8.3, für jede einzelne Partei gerechnet. Hier die Faktoren, die eine Bindung zu den einzelnen Parteien begünstigen beziehungsweise verschlechtern.

Bei der Sozialdemokratie sind eine Gewerkschaftsmitgliedschaft, ein seltener oder kein Kirchgang und der Beruf die ausschlaggebenden Faktoren bezie-

hungsweise Ausprägungen, die eine Bindung positiv beeinflussen. Die nachfolgende Abbildung 40 zeigt komprimiert die Ergebnisse.

	1972	1976	1980	1983	1987	1990	1994	1998	2002
Alter			✓				✓		
Geschlecht	✓		✓						
Familienstand					✓	✓	✓		
Konfession	✓	✓	✓		✓	✓	✓		✓
Erwerbstätigkeit									
Beruf	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
A'losigkeit							✓		
Schulbildung		✓			✓		✓		✓
Eigene wirt. Lage	✓	✓	✓		✓	✓			
Haushaltseinkommen							✓		
Gewerkschaftsmitglied	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Ortsgruppengröße						✓	✓		✓
Bundesland		✓	✓	✓		✓	✓	✓	
Kirchgangshäufigkeit	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Schichtzugehörigkeit (eigene/der Eltern)								✓	

Abbildung 40: Signifikante Kovariablen im Logit-Modell für eine Parteibindung zur SPD nach Wahljahren (SN 5%) (Quelle: eigene Darstellung)

Hierbei ist anzumerken, dass 90/2 ein weiterer Datensatz ist, der zu Testzwecken gerechnet wurde, dessen Datenmaterial allerdings nicht die gleiche Qualität aufweist wie 90/1. Daher bleibt 90/2 bei der Vorstellung der Ergebnisse unberücksichtigt.

Bei den Berufen ist die deutlichste über die Zeit hinweg richtige Aussage, dass Landwirte und Selbstständige sich eher seltener an die SPD binden. Dieser Effekt hat auch über die Zeit hinweg relativ nicht nachgelassen. Bei den Berufsgruppen, die sich der Partei überdurchschnittlich verbunden fühlen, hat sich im Laufe der Jahre eine breitere Koalition gebildet. Während also in den 1970er Jahren noch vorwiegend Arbeiter, hier auch die hochqualifizierten, klassisches SPD-Klientel waren, haben sich über die Jahre auch

überdurchschnittliche Bindungen bei Beamten, hier vor allem im höheren Dienst und bei Angestellten aller Art ergeben.

Bei Alter und Geschlecht zeigt sich eine Relevanzlosigkeit für heutige Parteibindungen zur SPD. Das Alter ist nur bei zwei zeitlich weit auseinander liegenden Querschnittsanalysen signifikant und das Geschlecht hat letztmals in den 1970er Jahren eine Rolle gespielt. Beim Familienstand wird deutlich, dass Verheiratete und Verwitwete eine erhöhte Wahrscheinlichkeit zur SPD-Bindung besitzen und Ledige und Geschiedene niedrigere. Bei der Schulbildung scheint es einen Trend weg von den schlechter Ausgebildeten zu geben, die noch in den 1970er Jahren eine deutlich höhere Bindungswahrscheinlichkeit hatten. Mittlerweile ist diese Verteilung eher gegenläufig, die Unterschiede bleiben aber dennoch erkennbar, wenn man sich die Zahlen von 2002 betrachtet. Hier haben etwa 34 Prozent der schlechter ausgebildeten und nur 27 Prozent der mittel und gut ausgebildeten Bürger eine Bindung zur SPD. Der Trend hat sich hier also nicht geändert, wurde aber abgeschwächt. Ein Trendwechsel ist bei der eigenen wirtschaftlichen Lage zu verzeichnen. Während in den 1970er Jahren noch überdurchschnittlich viele Bürger, die mit ihrer eigenen wirtschaftlichen Lage unzufrieden sind, sich an die SPD gebunden hatten, ist dies schon seit 1987 genau anders herum. Jetzt sind vor allem die Zufriedenen diejenigen, die die Partei unterstützen, unabhängig davon ob man sich in der Regierung oder Opposition befindet. Bei den Bundesländern hat die SPD, mit der Ausnahme 1994, ein Nord-Süd-Gefälle bei ihren treuen Anhängern. Einzig 1994 ist die Haupt-Trennlinie eine ost/westdeutsche.

Trotzdem sollen auch die Ergebnisse der getrennten Ost-West-Analysen nicht fehlen. In den alten Bundesländern ist neben dem nicht regelmäßigen Kirchgang auch noch die Religionszugehörigkeit relevant. Vor allem Gläubige anderer Glaubensrichtungen neigen überproportional oft zur SPD. Um den gesamtdeutschen Zusammenhang zwischen den Berufsgruppen und der Parteibindung besser interpretieren zu können, lohnt die rein westdeutsche Betrachtungsweise. Hier relativiert sich der Effekt für Beamte und Angestellte und Arbeiter treten in den Vordergrund. Eine Ausnahme stellt hier die Wahl

2002 dar, in der sich gerade hochqualifizierte Arbeiter schlecht binden, Beamte im höheren Dienst allerdings besonders gut. Dies kann allerdings bei den geringen Fallzahlen von 64 beziehungsweise 25 Fällen auch ein zufälliger Effekt sein.

In den neuen Bundesländern verlieren Gewerkschaftsmitgliedschaft und Kirchgang ihre prägende Kraft. Dies mag einerseits mit einer zweiten linken Partei in den ostdeutschen Bundesländern zusammenhängen. Die einzige Variable, die zumindest in zwei Wahljahren signifikant bleibt, ist das Bundesland. Hier ist, wie auch schon west- und gesamtdeutsch, ein Nord-Süd-Gefälle beobachtbar. Insgesamt muss man aber sagen, dass es sich um relativ kleine Stichproben handelt und somit Ergebnisse immer relativiert werden müssen.

Die zweite große Volkspartei, die Union bestehend aus CDU und CSU, unterscheidet sich grundlegend in der Zusammensetzung ihrer parteigebundenen Wähler. Eine erste Übersicht bietet die Tabelle in Abbildung 41. Hier lässt sich erkennen, dass neben den beiden religiösen Variablen und Nichtmitgliedschaft in einer Gewerkschaft der Beruf und das Bundesland eine zeitpunktunabhängige Rolle spielen. Außerdem fallen in den neueren Studien seit 1994 zusätzlich die Schulbildung und die Schichtzugehörigkeit ins Auge. Regelmäßiger Kirchgang und die Zugehörigkeit zu einer der beiden großen christlichen Kirchen wirkt sich positiv für die Union aus. Bei den Katholiken ist dieser Effekt noch deutlich stärker.

Zu dem Faktor Bundesland können bei der Union, weniger noch als bei den Sozialdemokraten, keine konsistenten Aussagen getroffen werden. Hierzu sei auf den weiter unten folgenden Abschnitt "Kandidateneffekte bei der Variable Bundesland" verwiesen.

Bei den Berufen stellt sich die Situation hingegen deutlicher dar und eigentlich exakt entgegengesetzt wie bei der SPD. Gerade Landwirte und Selbstständige, letztere allerdings deutlich schwächer, binden sich an die Union. Bei denjenigen, die dies unterdurchschnittlich schlecht tun, existiert kein einheitlicher Trend. Es bleibt aber trotzdem festzuhalten, dass bei Beamten der

	1972	1976	1980	1983	1987	1990	1994	1998	2002
Alter			✓				✓	✓	
Geschlecht				✓		✓	✓	✓	
Familienstand					✓		✓		
Konfession		✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Erwerbstätigkeit			✓		✓	✓			✓
Beruf		✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
A´losigkeit									
Schulbildung			✓				✓	✓	✓
Eigene wirt. Lage		✓		✓	✓	✓	✓	✓	✓
Haushaltseinkommen							✓		✓
Gewerkschaftsmitglied		✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Ortsgruppengröße			✓			✓			✓
Bundesland		✓	✓		✓		✓	✓	✓
Kirchgangshäufigkeit		✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Schichtzugehörigkeit (eigene/der Eltern)							✓	✓	✓

Abbildung 41: Signifikante Kovariablen im Logit-Modell für eine Parteibindung zur Union nach Wahljahren (SN 5%) (Quelle: eigene Darstellung)

Rückhalt geringer ist als vom Autor a priori angenommen und dass der gegenläufige Effekt der Arbeiter seit den 1970er Jahren zwar nicht linear, aber doch mehr oder minder kontinuierlich abnimmt.

Wie oben bereits angesprochen, kommen seit 1994 auch noch die Schulbildung und die Schichteffekte zum Tragen. Inwieweit dies rein ostdeutsche Effekte sind, wird im Folgenden beantwortet. Des Weiteren sei darauf hingewiesen, dass diese Effekte nur bei den Querschnittsdaten signifikant sind und daher ihre Erklärungskraft zumindest nicht endgültig geklärt werden kann. Trotzdem bleibt festzuhalten, und dies steht außer Frage, dass die Union bei den Bürgern mit niedriger und mittlerer formeller Bildung mehr Aussicht auf eine Parteibindung hat. Dies ist auch zeitunabhängig richtig. Das gleiche gilt für Menschen, die sich selbst als Mitglieder der Mittel- beziehungsweise Oberschicht bezeichnen. Auch dieser Personenkreis bindet sich überproportional oft an die Union.

Neben den bereits genannten Effekten der einzelnen Faktorstufen fällt bei den getrennten Ost-West-Analysen auf, dass im Osten die eigene wirtschaftliche Lage an Relevanz gewinnt. Die Union scheint im Osten die Partei der zufriedenen Wendegewinner zu sein. Dies scheinen im Osten allerdings weniger die Landwirte zu sein, sondern neben den Selbstständigen eher Beamte und gut positionierte Angestellte. In den westdeutschen Bundesländern sticht die Variable Alter ins Auge. Eine Interpretation kann allerdings aufgrund des metrischen Eingangs der Variable ins Modell erst nach einer Neukodierung weiter unten geleistet werden. Bei dem Vergleich der westdeutschen Bundesländer können eigentlich auch keine einheitlichen Aussagen getroffen werden. Im Gegensatz zum Wahlergebnis, das zumindest 2002 eine deutliche Nord-Süd-Differenz erkennen lässt, ist dies bei den Parteibindungen nicht feststellbar. 2002 war beispielsweise die Bindung zur Union, neben Bayern, als Herkunftsland des Spitzenkandidaten, noch in Rheinland-Pfalz und in Niedersachsen weit überdurchschnittlich.

Bei den kleineren Parteien stellt sich das Problem der geringen Stichprobengröße dar. Dies hat zur Konsequenz, dass für die Paneldatensätze keine Resultate errechnet werden konnten. So sind die folgenden Resultate ausschließlich aus den Datensätzen 1980, 1994, 1998 und 2002 gezogen worden. Dies stellt die Relevanz der Ergebnisse insgesamt in Frage und lässt keine gesicherten Aussagen zu. Des Weiteren könnte bei der Modellierung dieser geringen Wahrscheinlichkeiten die Wahl einer anderen Linkfunktion, also beispielsweise der Probit-Link andere Ergebnisse produzieren. Da aber deren Relevanz ebenso unsicher ist, hat der Autor hierauf verzichtet. Es soll aber trotzdem nicht auf eine kurze Vorstellung dieses ungesicherten Wissens verzichtet werden.

Bei einer Bindung zur F.D.P. ist die Schulbildung die alles überragende Kovariable. Ein wachsender Bindungsgrad ist mit einer wachsenden Bindungswahrscheinlichkeit korreliert.

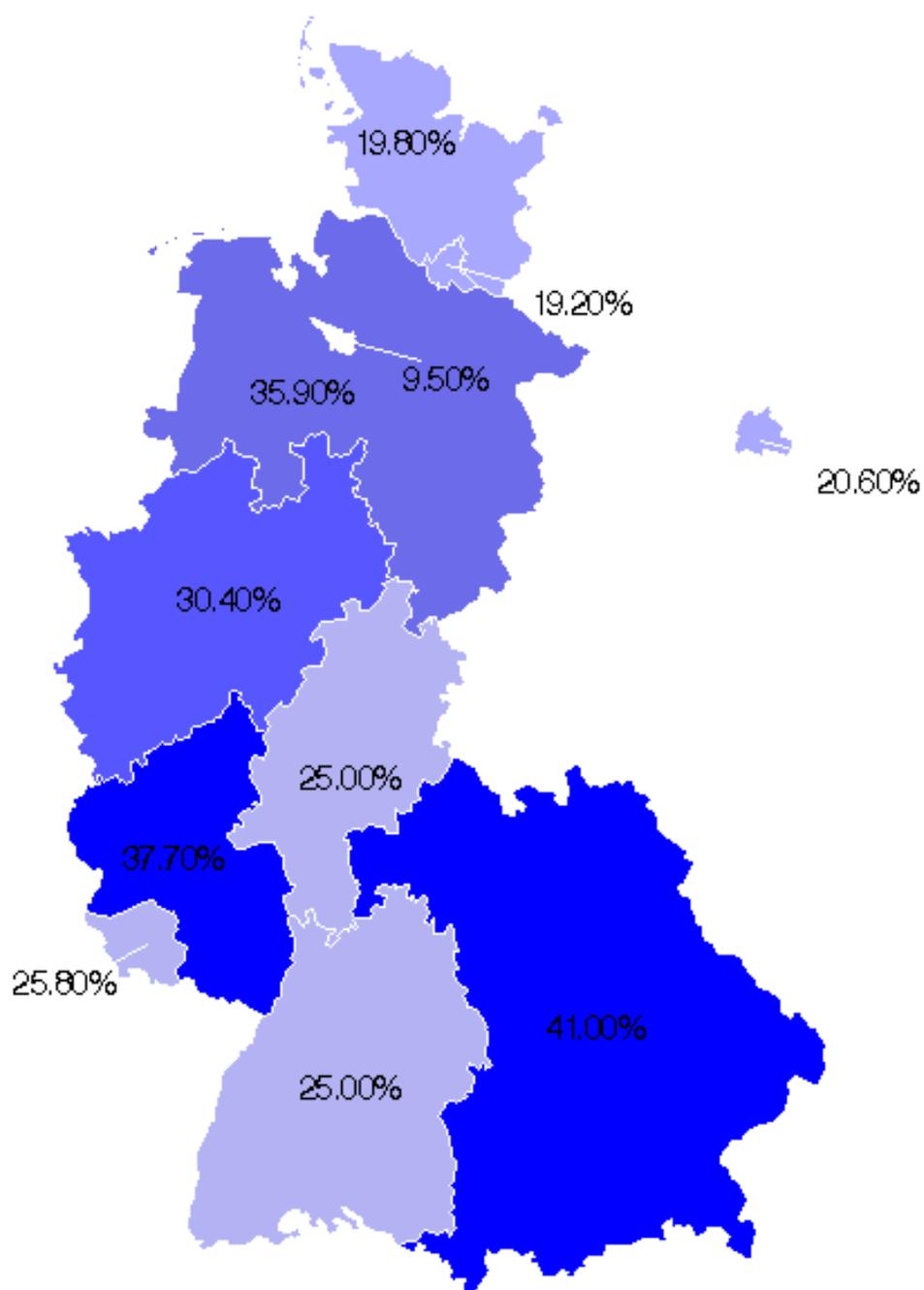


Abbildung 42: Parteibindungen zur Union in den westdeutschen Bundesländern bei der Bundestagswahl 2002 (mit Gesamtberlin) (Quelle: eigene Darstellung)

Bei den Grünen existiert, unter den kleinen Parteien, noch das beste Datenmaterial. Auch bei den Grünen ist die Schulbildung eine wichtige, aber eben nicht die einzige Variable. Allerdings ist auch bei den Grünen der Zusammenhang zwischen Bildung und Bindung positiv. Neben der Bildung kommen der Ost-West-Split, die Ortsgruppengröße und bedingt Alter, Konfession, Beruf und Gewerkschaftsmitgliedschaft zum Tragen. Die Grünen sind eine westdeutsche und großstädtische Partei. Keine Religionszugehörigkeit und wenn, dann eine evangelische wirken sich ebenfalls positiv aus. Berufe dürfen eigentlich alle ausgeübt werden, außer Landwirt, hier sind die Bindungsraten weit unterdurchschnittlich. Eine Gewerkschaftsmitgliedschaft wirkt sich seit 1998 positiv aus, dies kann aber auch dem Koalitionspartner geschuldet sein. In Ostdeutschland sind die Grünen über dies hinaus auch noch die Partei der Menschen in Ausbildung und hier der Studenten und Schüler.

Die PDS bindet gesamtdeutsch überdurchschnittlich im Lager der universitär gebildeten und konfessionslosen Bürger. Außerdem ist, wie zu erwarten war, der Ost-West-Split signifikant. Um die in dieser Variable steckende Information sichtbar zu machen, wurde eine rein ostdeutsche Analyse durchgeführt. In den neuen Bundesländern wird dadurch, neben der Bildung und der Konfession, auch noch das Haushaltseinkommen und die schichtbezogenen Variablen signifikant. Bei beiden Variablen fällt auf, dass die PDS an den Polen stark ist, also bei den recht gut und ziemlich schlecht Situierten. Die mittleren Kategorien haben dagegen unterdurchschnittliche Bindungswerte. Bei denen, die sich selbst als Oberklasse einstufen, könnte es sich zum Beispiel um ehemalige SED-Kader handeln.

Als Letztes steht die Analyse der rechten Parteien aus. Hierunter sind NPD, DVU und Republikaner zusammengefasst. Insgesamt kann man für diesen Bereich den Männern in wirtschaftlich schlechter Lage eine erhöhte Bindungswahrscheinlichkeit zusprechen. Falter spricht von "Männerparteien", die „...bei Jungwählern überdurchschnittlich erfolgreich“ sind. „Befragte, die das

vielzitierte untere Drittel bzw. genauer: das untere Fünftel der Gesellschaft ausmachen, denen es finanziell schlechter geht als dem Durchschnitt, die weniger gebildet sind und sich am Fuß der Schichtungspyramide einordnen, neigen deutlich stärker als der Durchschnitt zur Wahl rechter Parteien.“ (Falter, 1994: 154) Da „wo sich [allerdings] Kirchen- und Gewerkschaftsbindung überlagern sind die Rechtsparteien auch im wiedervereinigten Deutschland so gut wie chancenlos. Dabei scheint die Kirchenbindung, wie schon früher, im Vergleich zur Gerwerkschaftsverbundenheit etwas stärker gegenüber Rechtsparteien zu immunisieren.“ (Falter, 1994: 155)

8.5 Wodurch entstehen unterschiedliche Bindungsstärken?

Ein drittes Ziel dieser Arbeit ist die Erklärung des Einflusses auf verschiedene Bindungsstärken, bei denen, die eine Bindung angegeben haben. Bei den neueren Datensätzen ist außerdem noch die Dauer der Parteibindung erhoben worden. Sie bleibt trotzdem außen vor, da eben keine Vergleichswerte aus den 1970er und 1980er Jahren vorliegen und somit Vergleichbarkeit nicht gegeben ist. Die Bindungsstärke ist, falls vorhanden, in fünf hierarchischen Stufen erhoben worden, nämlich sehr stark, stark, mittel, schwach und sehr schwach. Die veränderte Verteilung dieser fünf Kategorien über die letzten dreißig Jahre wurde bereits in Kapitel Vier dargestellt.

Die Modellierung dieser Fragestellung wurde mit Hilfe des im Theorieabschnitt vorgestellten kumulativen Logit-Modells geleistet. Als allgemeines Signifikanzniveau wurde wiederum fünf Prozent gewählt und es wurde, wie auch schon im normalen Logit-Modell, mit stepwise-selection gearbeitet.

Über den gesamten Zeitraum betrachtet sind die beiden örtlichen Variablen, also das Bundesland und die Ortsgruppengröße, und wie auch schon bei der Parteibindung allgemein die eigene wirtschaftliche Lage die wichtigsten Variablen. Hierbei spielen die örtlichen Variablen eher in den älteren, westdeut-

schen Studien bis 1990 eine Rolle, bei den neueren Wahldatensätzen haben auch das Geschlecht, die Konfession und die Schichtzugehörigkeit signifikanten Einfluss auf die Parteibindungsstärke. Insgesamt lassen sich die Ergebnisse in drei Zeiträume unterteilen: die Wahlen 1972-1980, also die 1970er Jahre der sozialliberalen Koalition, 1983-1990, von dem Wahlsieg Helmut Kohl´s bis zur Wiedervereinigung, und 1994 bis 2005 mit gesamtdeutschen Datensätzen.

In den 1970er Jahren sind neben Ortsgröße und Bundesland das Geschlecht und das Alter für die Stärke der Bindung zu einer Partei wichtig. Hierbei wirkt sich die Tatsache, männlich zu sein und in einem kleinen Ort oder in einer großen Stadt zu wohnen, bindungsstärkensteigernd aus. Beim Bundesland gibt es keinen einheitlichen Trend, hier sei auf den Abschnitt 8.7 verwiesen, in dem explizit auf die Kandidateneffekte bei der Bindung eingegangen wird. Wachsendes Alter wirkt zwar positiv, in den Datensätzen, in denen es im Modell vorhanden bleibt, aber auch hier sei auf eines der folgenden Kapitel verwiesen, in dem die Nichtlinearität dieser Variable geprüft werden soll.

In den 1980er Jahren sind hingegen, neben den Lokalvariablen, die eigene wirtschaftliche Lage, der Kirchgang, die Gewerkschaftsmitgliedschaft und die Schulbildung von Bedeutung für die Stärke der Parteibindung. Hierbei erhöhen ein regelmäßiger Kirchgang, eine Gewerkschaftsmitgliedschaft sowie ein Universitätsabschluss die Bindungsstärkenwahrscheinlichkeiten. Einzig die wirtschaftliche Lage liefert widersprüchliche Ergebnisse.

Bei den gesamtdeutschen Querschnittsanalysen seit 1994 spielen hingegen die Ortsvariablen keine Rolle mehr. Die dominante Variable wird die eigene wirtschaftliche Lage. Außerdem sind auch das Geschlecht, die Konfession und die Schichtzugehörigkeit von Interesse. Bei der wirtschaftlichen Lage bildet sich nun doch ein einheitlicher Trend zugunsten der "Zufriedenen" heraus, die in der Regel eine stärkere Parteibindung haben als die Unzufriedenen. Beim Geschlecht bleibt der positive Einfluss der Männer gleich. Im konfessionel-

len Bereich, der im Gegensatz zum Kirchgang signifikant ist, wirkt sich vor allem katholischer Glaube bindungsstärkend aus, andere nichtchristliche Religionen haben hingegen einen zunehmend negativen Einfluss. Ebenso hat die Tatsache, der Arbeiterschicht anzugehören positiven Einfluss auf die Stärke der Bindung. Das heißt explizit, dass bei Arbeitern, die noch ein Schichtbewusstsein besitzen, dieses auch entsprechend stark ausgeprägt ist.

Insgesamt lässt sich erkennen, dass sich die Einflussfaktoren der Bindungsstärke in den letzten 30 Jahren geändert haben, daher können auch keine over-all Aussagen getroffen werden.

8.6 Faktor Lebensalter: Ergebnisse bei gruppierten Modellierungsansätzen

Eine Erklärungsmöglichkeit für das auffallende Fehlen der bisher stetig in das Modell mit eingezogenen Variable Alter könnte deren nichtlinearer Einfluss sein. Ein nichtlinearer Einfluss könnte plausibel durch Lebenszykluseffekte erklärt werden, im Alter erfolgt oft auch noch ein Parteiwechsel. Um dies zu testen, wurde die Variable in die Kategorien der unter Zwanzigjährigen, in die 20-30, 30-40, 40-50, 50-60, 60-70 und die über 70-Jährigen eingeteilt und alle Modelle noch einmal geprüft. Hier ist dann durchaus ein anderer Trend feststellbar. Das Alter ist nun bei fünf, und hier unter anderem bei allen Wahlen seit 1994 signifikant. Dies stützt die These der Nichtlinearität, gilt allerdings ausschließlich in den westdeutschen Bundesländern. Bei genauerer Betrachtung relativiert sich dieses Ergebnis: Bei der Stärke der bereits Parteigebundenen bleibt der Alterseffekt nahezu gleich, einzig bei der Wahl 2002 kommt eine Signifikanz dazu. Wenn man die einzelnen Parteien betrachtet, schwächt sich der im allgemeinen Modell erzielte Effekt des stärkeren Einflusses des Alters bei kategorialer Verwendung ab. Die Modelle ändern sich zwar selbstverständlich jeweils marginal, dies führt aber im Allgemeinen nicht zu

einer anderen Betrachtungsweise der Variable Alter. Veränderungen sind bei den Grünen und den rechten Parteien feststellbar, was bei den Grünen allerdings eher zu einer Abschwächung des Altereffektes führt. Unter den großen Parteien kann nur bei der Union ein Alterseffekt, also ein signifikanter Einfluss des Alters auf die Parteibindungswahrscheinlichkeit, festgestellt werden. Dieser Effekt lässt sich wiederum ausschließlich auf die westdeutschen Bundesländer zurückführen, dies betrifft am deutlichsten die letzten Wahlen. Bei der SPD sind bei den Parteigebundenen keinerlei Alterseffekte bei neueren Wahlen nachweisbar. Die Variable Alter und die damit verbundenen Lebenszykluseffekte spielen also bei den Konservativen eine wesentlich wichtigere Rolle als bei den Sozialdemokraten.

Wenn man nun die Richtung des Einflusses genauer analysiert, so stellt man fest: Während 2002 bei den bereits Parteigebundenen ein Trend feststellbar ist, der lautet "je jünger, je stärker die Parteibindung", verhält sich dies bei der Frage, ob überhaupt eine Parteibindung vorliegt, genau in die andere Richtung. Erklärbar ist dieses Phänomen eventuell mit dem anfänglichen Enthusiasmus von Erstwählern, die glauben, ihre Parteipräferenz bereits gefunden zu haben. In diesem Alter und bei der hier vorherrschenden Stimmung scheint es wahrscheinlich eher möglich, deutliche Aussagen zu artikulieren, als mit mehr politischer Erfahrung und der einen oder anderen Enttäuschung mit der eigenen Partei. Bei der Parteibindung allgemein scheint es eine besonders stark gebundene Generation der Geburtsjahrgänge 1920-1940 zu geben, die über die Zeit hinweg eigentlich relativ konstant überdurchschnittlich bleibt. Man kann also statt von einem Lebenszykluseffekt wohl eher von einem Generationeneffekt sprechen. „Jede Gruppe von jungen Wählern, die neu auf dem politischen Markt erscheint, ist vom "Zeitgeist" der jeweiligen Epoche beeinflusst und reagiert stärker als die Älteren auf veränderte Stimmungen und Prioritäten: Die in den 1950er Jahren Geborenen und in den 1970er Jahren ins Wahlalter Gekommenen sind nicht - wie die Generation vor ihnen - von Wirtschaftswunder und Westorientierung geprägt, sondern von Reformgeist und Aufbruchstimmung der Ära Brandt. [...] Für die in den

60er Jahren Geborenen waren Sicherheit und Wohlstand selbstverständlich geworden; bei ihrer politischen Sozialisation in den 80er und frühen 90er Jahren spielten post-materialistische und ökologische Werte eine starke Rolle. In der Präferenz für die Grünen kam zugleich eine Abwendung von den "alten" Parteien zum Ausdruck. [...] Das grüne Wählerpotential wird älter: die Altersgruppe mit den höchsten Anteilen an Grünen sind - zumindest im Westen - nicht mehr die Jüngsten, sondern inzwischen die 35- bis 40- Jährigen. Die Präferenzen der in den späten 1970er Jahren Geborenen sind [...] schwer zu deuten. Sie hängen sicherlich mit den aktuellen gesellschaftlichen Bedingungen, Prioritäten und Stimmungslagen in Zeiten stärkerer Individualisierung, Verunsicherung und Unübersichtlichkeit zusammen.“ (Hartenstein, 2002: 85-86) Peter Mnich bestätigt diese Analysen bereits 1989: Die Analyse „...rechtfertigt die Entscheidung zugunsten einer Kohorteninterpretation und die Zurückweisung der Lebenszyklus-These.“ (Falter, Rattinger und Troitzsch, 1989 [2]: 278)

In Bezug auf die einzelnen Parteien wird bei den Grünen der Alterseffekt bei kategorialer Altersskalierung geringer. Einzig 1998 bleibt hier ein Effekt für die 20- bis 50-Jährigen übrig, dieser hat allerdings rein westdeutschen Ursprung. 2005 sind es dann die 40- bis 60-Jährigen. Dies bestätigt die These von Ergrauen der Grünenwähler, wie es von Klein und Arzheimer beschrieben wird. (vgl. Klein und Arzheimer, 1997) Diese Thesen sprechen also ebenfalls eher für Generationeneffekte und gegen das Lebenszeitpandon. Bei der DVU ist 1998 eine Alterssignifikanz zu beobachten, hier sind es vor allem die unter Fünfzigjährigen und hierbei am stärksten die Gruppe der 20- bis 30-Jährigen, insgesamt also diejenigen, die lange nach Kriegsende erst geboren wurden. Bei der Union, der letzten Partei, bei der ein relevanter Alterseffekt erkennbar ist, steigt die Bindungshäufigkeit relativ stetig mit zunehmenden Alter. Hierbei handelt es sich, wie auch schon bei den Grünen, um einen rein westdeutschen Effekt. Bei der SPD ist hingegen kein Effekt erkennbar.

8.7 Kandidateneffekte bei der Variable Bundesland

Bei der Vorstellung aller Ergebnisse muss immer wieder betont werden, dass die Analyse von kleinen Parteien, aber auch Aussagen über die beiden großen Parteien in Ostdeutschland aufgrund der geringen Stichprobengröße stets angreifbar sind beziehungsweise oft gar keine Ergebnisse möglich sind. In diesem Kapitel über Kandidateneffekte soll vor allem dem Phänomen der stetig wechselnden Bundeslandeffekte auf die Parteibindung von einer Wahl zur nächsten Rechnung getragen werden. Da der Ost-West-Split, wie bereits ausführlich dargestellt, ein unzureichendes Merkmal zur Erklärung von unterschiedlichen Parteibindungsraten ist, herrscht Klärungsbedarf bei der meist signifikanten Bundeslandvariable. Ein wechselnder lokaler Effekt, der womöglich noch von der Herkunft des Spitzenkandidaten der jeweiligen Partei abhängt, würde dem langfristig angelegten Konstrukt "Parteibindung" widersprechen.

Zuerst eine Analyse der alten Bundesländer bis einschließlich 1990:

Die SPD verzeichnet vor allem deutliche Zugewinne an parteigebundenen Wählern bei den Wahlen 1976 und 1980 in Hamburg und Schleswig-Holstein. Dies ist durch den hanseatischen Spitzenkandidaten Helmut Schmidt erklärbar. Johannes Rau erzielt 1987 in seinem Heimatland Nordrhein-Westfalen keinen Effekt, weder absolut noch in der Abweichung vom Gesamtmittel. Dies trifft für Oskar Lafontaine 1990 im Saarland nicht zu, hier entstehen deutliche Zusammenhänge zwischen Spitzenkandidat und Parteibindungsquote. Besonders negativ schneidet die SPD 1987 in Rheinland-Pfalz ab, auch dies ist vor allem mit dem Spitzenkandidaten der Union, dem damaligen Ministerpräsidenten Helmut Kohl, erklärbar. Bis 1983, also etwas nach dem Machtverlust der Sozialdemokraten, ist die Parteibindung in Hessen und NRW überdurchschnittlich hoch. Es bleibt anzumerken, dass Effekte, die durch Willy Brandt entstanden sind, mit einem Datenmaterial, das mit der Wahl 1972 beginnt schwer messbar sind. Der erste Messpunkt der Zeitreihe beginnt also mit ei-

nem Kulminationspunkt für die Sozialdemokratie, ein Abfall ist daher nicht ungewöhnlich.

Bei der Union gibt es doch einige bemerkenswerte Ergebnisse: Helmut Kohl erzielt als Spitzenkandidat für seine Partei 1976, im Gegensatz zu den Wahlen zuvor, und auch danach enorme Zuwächse an Parteigegebenen. Dieser Effekt ist vor allem in Niedersachsen, Rheinland-Pfalz, dem Saarland und Bayern sehr ausgeprägt. Im Gegensatz hierzu führt die Kandidatur von Franz-Josef Strauss bei den absoluten Parteibindungsdaten überall außer in Hessen zu Verlusten, selbst in Bayern. Lediglich bei den relativen Veränderungen zum Gesamtmittel bestehen in Bayern, NRW und Hessen Kulminationspunkte. Erst die Wahl 1987 bedeutet für die Union im Bereich parteigegebene Wähler wieder Zuwächse und lässt sie zumindest in Rheinland-Pfalz, Bayern, dem Saarland und Schleswig-Holstein wieder an die Erfolge von 1976 anknüpfen.

1994 ist für die Union ein Bindungsverlust vor allem in Bayern und Rheinland-Pfalz bemerkbar. Des Weiteren kann 2002 ein negativer Stoiber-Effekt in den nord- und ostdeutschen Bundesländern festgestellt werden. Gerade in diesen Bundesländern, abgesehen von Sachsen-Anhalt, kann die Union 2005 mit der Spitzenkandidatin Angela Merkel wieder zulegen.

Die Sozialdemokraten haben in Ostdeutschland einen allgemeinen, bundeslandunabhängigen Aufwärtstrend bei den Parteibindungen zu verzeichnen. In Westdeutschland stellt 2002 die positive Ausnahme dar, aber auch hier bleibt man unter den hohen Werten bis 1990.

Partiell können sinnvolle Schlussfolgerungen gezogen werden, insgesamt aber bestimmen zu viele Fremdfaktoren, wie etwa die geringe Stichprobengröße in den einzelnen Bundesländern oder auch externe, nicht demographische Faktoren, die nicht in die Analyse mit eingegangen sind, das Bild. Hierdurch lassen sich eigentlich keine Globalaussagen treffen. Ein durchweg signifikanter Einfluss der Herkunft des Kandidaten auf die Parteibindungsdaten in dem Heimatbundesland konnte auf jeden Fall nicht gezeigt werden. Dies spricht für die Parteibindung als längerfristige Überzeugung, die eben nicht durch die

lokale Herkunft des Spitzenkandidaten der jeweiligen Partei grundlegend und in großer Anzahl verändert werden kann. Die gleiche Aussage gilt übrigens auch für den Zusammenhang zwischen dem Bundesland und der Wahlentscheidung.

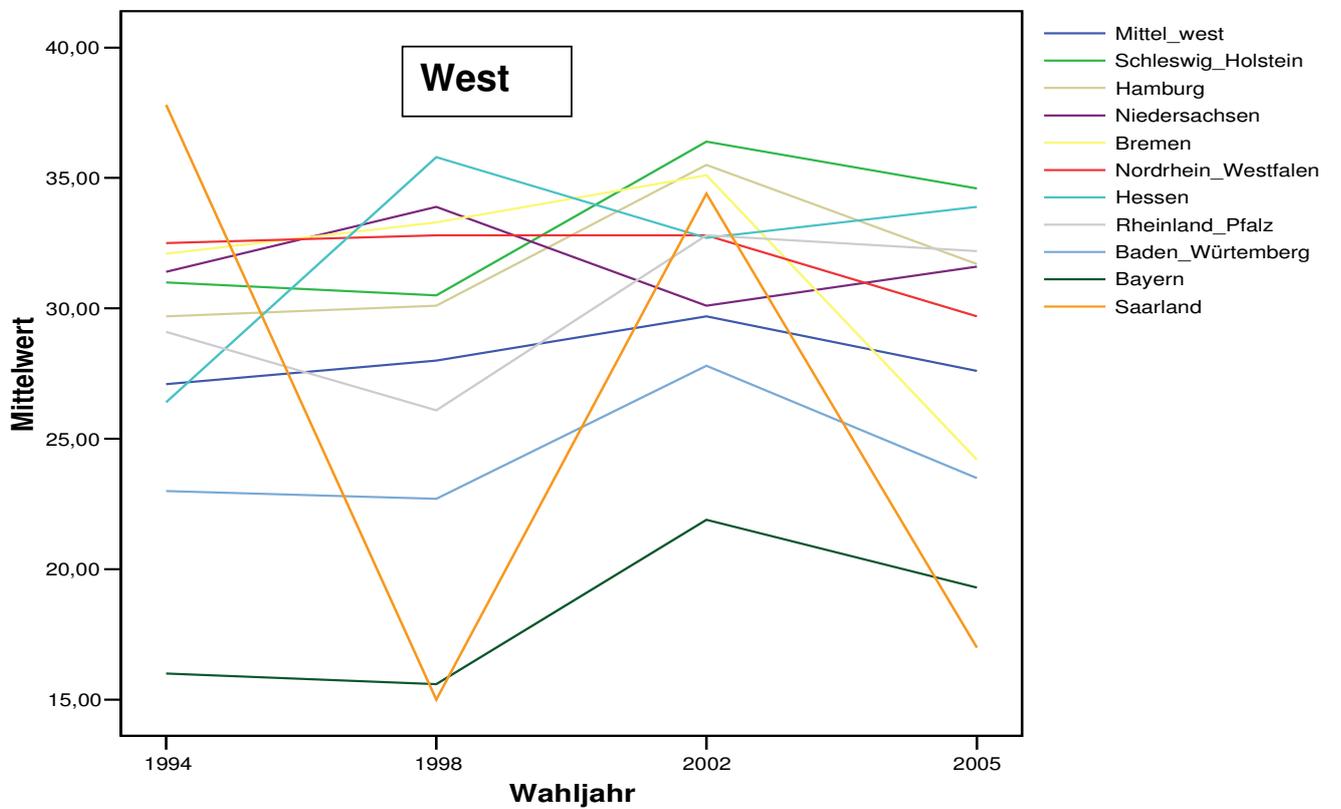
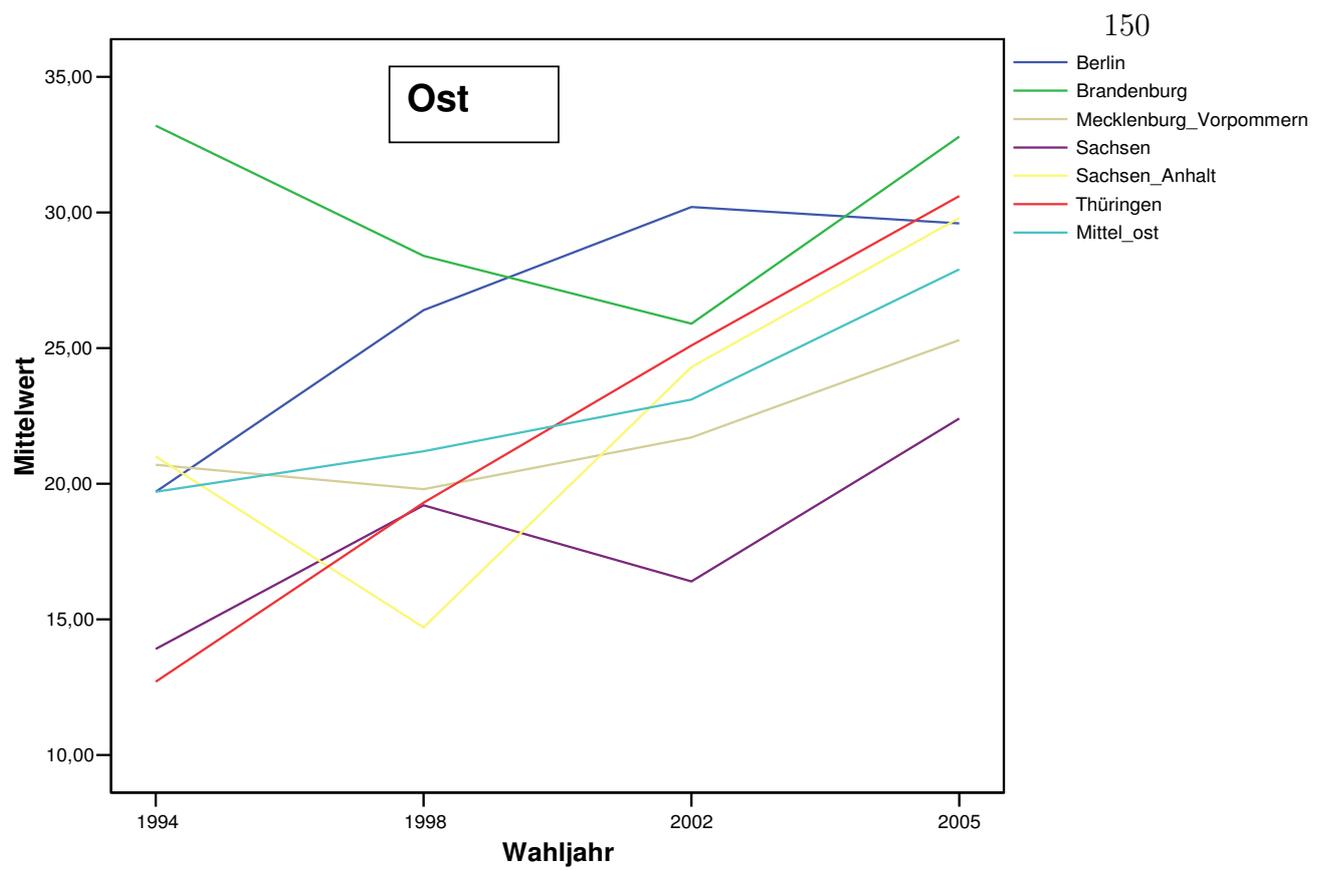


Abbildung 43: Die SPD in den ost- und westdeutschen Bundesländern seit 1994 (Quelle: eigene Darstellung)

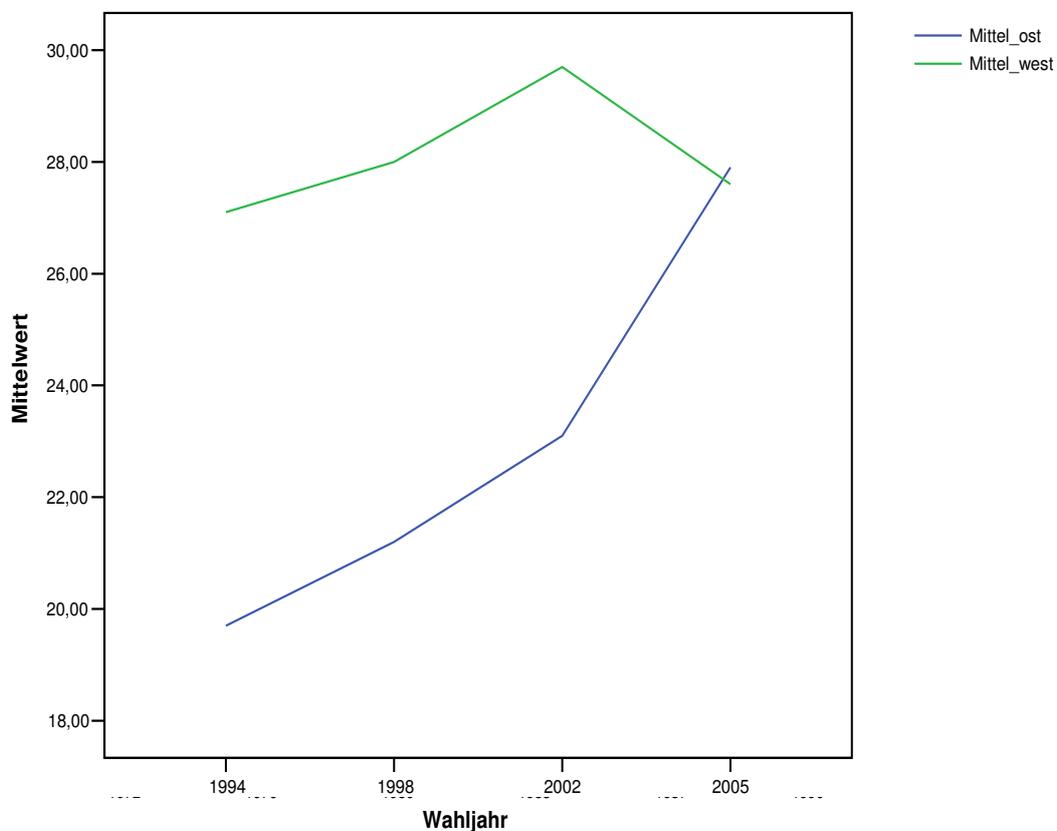
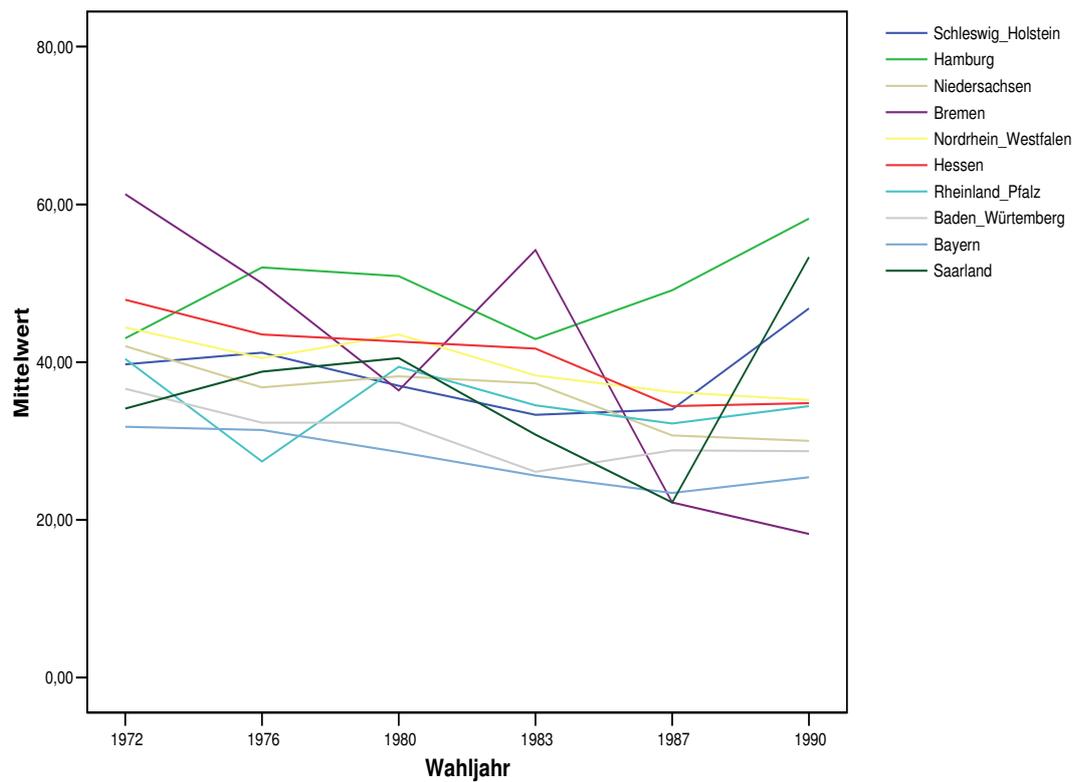


Abbildung 44: Die Parteibindung zur SPD seit 1972 (oben) und im ost-westdeutschen Vergleich seit 1994 (unten) (Quelle: eigene Darstellung)

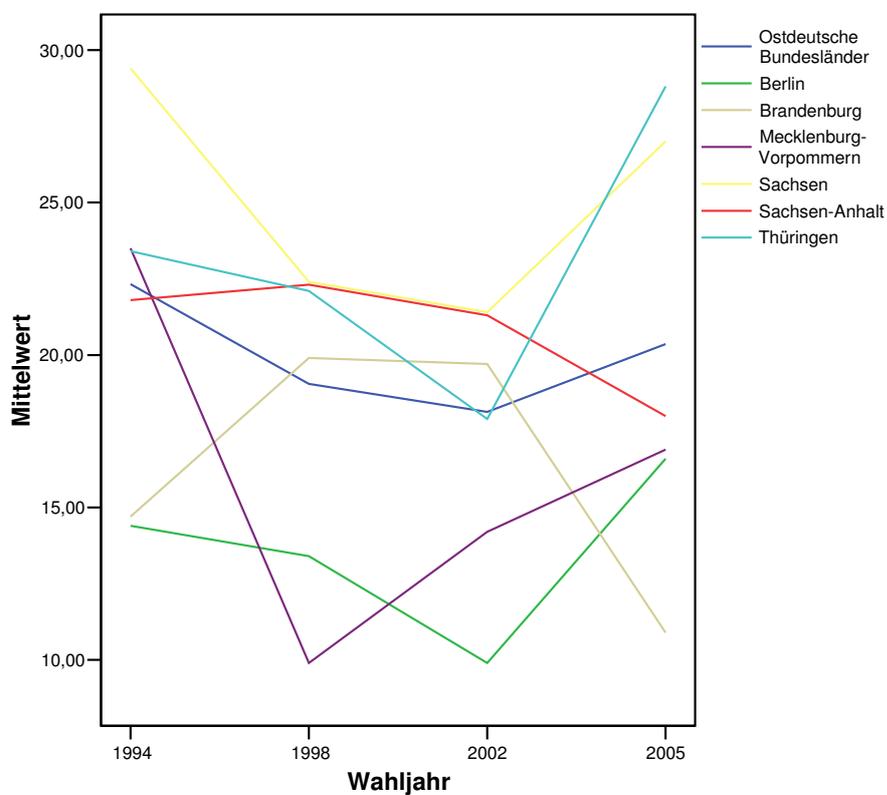
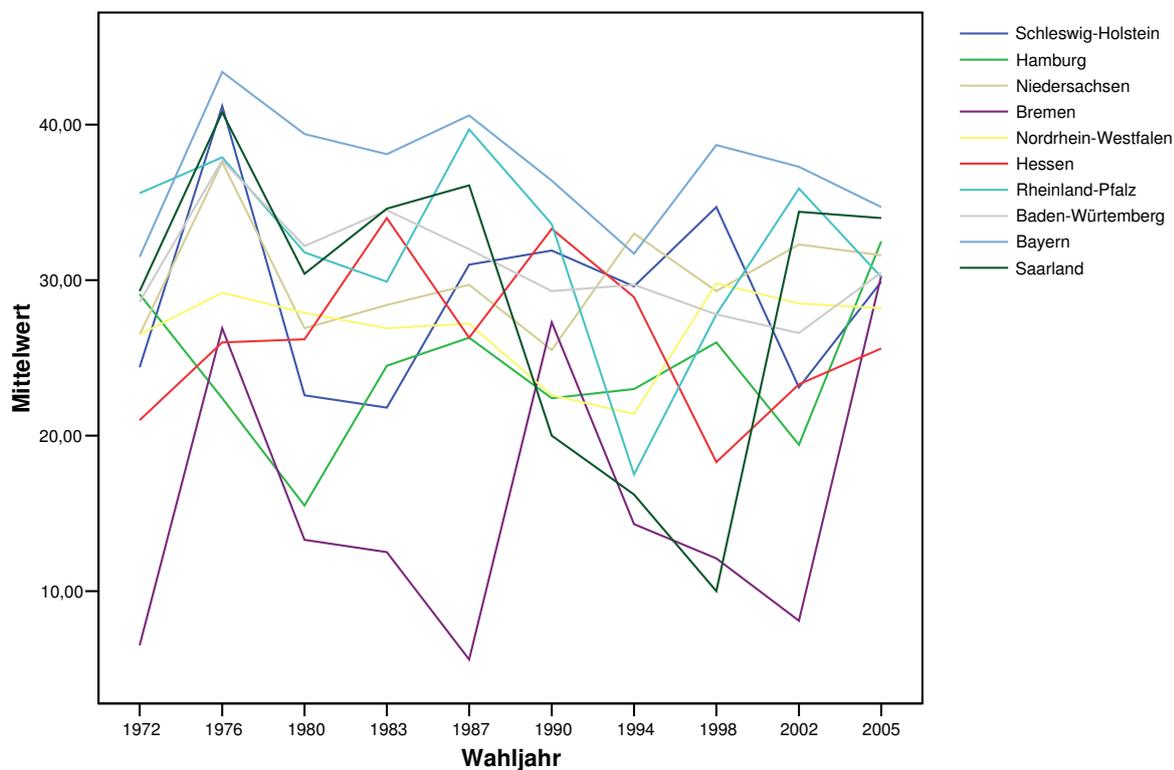


Abbildung 45: Die Parteibindung zur Union von 1972 bis 2005 in den westdeutschen Bundesländern (oben) bzw. in den ostdeutschen Landesteilen seit 1994 (unten) (Quelle: eigene Darstellung)

8.8 Eigene versus allgemeine wirtschaftliche Lage

Manche Autoren wie Jung (Jung, 1982) oder Kirchgässner (Kirchgässner, 1990: 65-97) behaupten, nicht die Einschätzung der eigenen, sondern die der allgemeinen wirtschaftlichen Lage sei die relevante Einflussvariable auf das Wahlverhalten. „In der Artikulation ökonomischer (Valenz-) Issues manifestiert sich im Regelfall eine allgemeine, nicht persönlich bedingte Anspruchshaltung an den Staat. Die Nennung ökonomischer Issues ist zumeist und primär die Reflexion der aktuellen öffentlichen oder veröffentlichten Meinung.“ (Jung, 1982: 226) Hans Rattinger resümiert in einem Aufsatz aus dem Jahre 2000, dass es gerade in dieser Frage keine eindeutigen Ergebnisse gibt und fallspezifisch zwischen den Parteien unterschieden werden muss. (vgl. Rattinger, 2000: 338)

In dieser vorliegenden Studie wurde die eigene wirtschaftliche Lage gegen die allgemeine wirtschaftliche Lage in multivariaten Modellen getestet. Hierbei war stets die eigene wirtschaftliche Lage höher korreliert. Dies kann zwar nicht für alle Wahljahre behauptet werden, da nicht in allen Datensätzen die Frage nach der Einschätzung der allgemeinen wirtschaftlichen Lage abgefragt wurde. Dort wo dies allerdings geschehen ist, zeigen die multivariaten Analysen lediglich eine Scheinkorrelation zur Parteibindung über die eigene wirtschaftliche Lage.

8.9 Ergebnisse 2005

Da die Datensätze für 2005 erst nach Abschluss einzelner Kapitel vorlagen, sind die Ergebnisse noch nicht überall integriert. Zu dem verwendeten Datenmaterial ist zu sagen, dass sich die beiden Studien, auf der einen Seite die Studie von Niedermayer und andere und auf der anderen eine reine Vorwahlbefragung von Schmitt-Beck und Faas, gerade im Bereich Parteibindung widersprechen. Im Folgenden soll eine kurze Zusammenfassung der Ergebnisse von 2005 in den wichtigsten Bereichen wiedergegeben werden, die auf einer

	Union	SPD	F.D.P.	Grüne	PDS	PID Gesamt
Ergebnis Gesamt	35,2	34,2	9,8	8,1	8,7	-
Neigung	27	30	3	5	3,3-6,9	71,1-74,3
Ergebnis West	37,4	35,1	10,2	8,8	4,9	-
Neigung West	31	29-35	3	6	1,8	72-78
Ergebnis Ost	25,3	30,4	8,0	5,2	25,3	-
Neigung Ost	20	28	3,3	3	11-17	70

Tabelle 7: Wahlergebnis und Parteineigung 2005 in %

Kombination beider Datensätze beruht. Die deskriptiven Ergebnisse beider Datensätzen 2005 sind in Tabelle 7 aufgelistet.

Die hier angegebenen Parteibindungswerte geben entweder ein gerundetes arithmetisches Mittel der beiden gewichteten Datensatzergebnisse an oder bei zu starker Abweichung der beiden Einzelergebnisse, die obere und untere Schranke.

Wenn man diese Ergebnisse betrachtet, stellt man selbst mit dem unteren Wert von 71,1 Prozent ein Ende des Abwärtstrends fest. Im Gegenteil, geht man von einem Mittelwert von knapp 73 Prozent aus, so erhält man bei dieser Wahl den höchsten gesamtdeutschen Wert seit 1994. Zurückzuführen ist dies auf den sprunghaften Anstieg der Parteibindung von knapp 15 Prozentpunkten in den ostdeutschen Bundesländern. In den westdeutschen Bundesländern kann währenddessen gerade bei den großen Parteien ein Abwärtstrend festgestellt werden. Hierzu aber später im Bereich der Zeitreihenanalyse mehr. Die zweite deskriptive Fragestellung ist die nach Veränderungen der Parteibindungsstärke. Hier hat sich bisher ein allgemein abschwächender Trend weg

von den sehr starken und starken Bindungen hin zu mittelstarken Bindungen dargestellt. Auch dieser Trend wird mit den beiden Datensätzen 2005 gestoppt. Der Anteil der sehr starken Bindungen erhöht sich von etwas über 8 Prozent 2002 auf knapp 12 Prozent 2005, wie auch der Anteil der starken Bindungen, der ebenfalls leicht steigt. Demgegenüber fallen die mittelstarken Bindungen, abhängig von der Studie um 15 beziehungsweise 25 Prozentpunkte. Diese Verschiebung ist in Ost- und Westdeutschland von ähnlicher Qualität, das heißt diese Verstärkungseffekte sind in beiden Landesteilen beobachtbar.

Bei den binären Fragestellungen stellt sich 2005 neben der schon vorgestellten wichtigen Variable "eigene wirtschaftliche Lage" vor allem das Alter, sowohl gruppiert als auch ungruppiert, in den Vordergrund. Demgegenüber kommt das Bundesland oder eine andere örtliche Variable nicht mehr vor, weder bei der Frage der Parteibindung allgemein noch um die Stärke einer Parteibindung, falls vorhanden, zu erklären. Insgesamt stellt sich ost- und westdeutsch kein grundlegend anderes Bild dar. Dies kann als Zeichen gewertet werden, dass die beiden einst getrennten Landesteile weiter zusammenwachsen.

In Bezug auf die einzelnen Parteien ergibt sich 2005 folgendes Bild:

Neben der alles andere dominierenden Variable der eigenen wirtschaftlichen Lage, die auch 2005 stets präsent und wichtig bleibt, sind bei beiden großen Volksparteien die Bildung und religiöse Faktoren sowie die Mitgliedschaft zu einer Gewerkschaft von tragender Bedeutung. Hierzu kommt bei der Union noch ein Bundeslandeffekt hinzu und bei beiden Parteien rückt auch das bisher noch nicht so wichtige Lebensalter mehr und mehr ins Zentrum, um Parteibindung zu erklären. Die Bundesland-Variable verliert allerdings, wie auch schon oben angemerkt immer mehr an Erklärungskraft, was auf einen zunehmenden Assimilationsprozess hinweisen kann.

Bei den drei kleineren Parteien kann, mangels Stichprobengröße, nur bei der Linkspartei für beide Landesteile ein Modell gerechnet werden, Grüne und F.D.P. haben im Osten zu wenig Parteibindungen. Die Modelle für rechte

und andere Parteien konvergieren nicht.

Bei den Liberalen erhält man bei gesamtdeutschen Modellen neben der wirtschaftlichen Lage das Geschlecht, als einzigen ostdeutschen Effekt, einen negativen Einfluss einer Gewerkschaftsmitgliedschaft und den Beruf als Einflussgrößen. An der Ausrichtung der Variablen ändert sich im Gegensatz zu den Vorjahren nichts. In den westdeutschen Bundesländern kommt noch der Kirchgang hinzu.

Bei den Grünen ist, wie auch schon in den Wahljahren vorher, die Bildung die dominierende Kovariable. Außerdem spielen die Kirchgangshäufigkeit, der Beruf, das kategorisierte Alter und vor allem in Westdeutschland das Geschlecht eine Rolle. Hierbei tendieren eher weibliche Wähler zur grünen Parteibindung. In den ostdeutschen Bundesländern sind die Modelle nicht rechenbar, was, neben der geringen Stichprobe, auch für sehr uneinheitliches Datenmaterial spricht.

Bei der Linkspartei ist ein deutlicher Bruch zu dem bisher Beobachtbaren feststellbar:

Während bisher nur Effekte bei der Schulbildung, dem Haushaltseinkommen und der Nichtreligiösität feststellbar waren, was auf die alten Eliten hinweist, ist das Bild diesmal weiter gestreut. Neben den Bürgern, die mit der eigenen wirtschaftlichen Lage unzufrieden sind, tendieren diesmal auch Gewerkschaftsmitglieder eher zur Linkspartei und dies in ganz Deutschland. Erstmals sind auch für Westdeutschland Effekte feststellbar, hier vor allem in NRW, Hessen und dem Saarland, was sicherlich zum Teil als Lafontaine-Effekt bezeichnet werden kann. Die Linkspartei ist gerade durch die WASG in den westdeutschen Bundesländern in Gewerkschaftsschichten eingedrungen, die mit der Sozialdemokratie unzufrieden waren. Bei der Altersstruktur kann neben den über 60-Jährigen in den ostdeutschen Bundesländern auch ein Trend zur Linkspartei bei den unter 20-Jährigen, also den Erstwählern festgestellt werden.

Auch 2005 müssen einige Befunde aufrecht erhalten werden: Die Union, die F.D.P. und die Grünen bleiben eher westdeutsche Parteien. Gesamtdeutsche

Akzeptanz und gleichverteilte Bindung ist am ehesten bei der SPD zu finden, obwohl auch hier gerade im katholischen Milieu Vorbehalte bestehen. Die Linkspartei, als Zusammenschluss von der PDS mit den ursprünglich aus der SPD stammenden WASG-Mitgliedern, angeführt vom ehemaligen SPD-Vorsitzenden Lafontaine, hat es 2005 geschafft, zumindest in einigen westdeutschen Bundesländern Fuß zu fassen. Inwieweit dies eine stabile Konstante ist, bleibt abzuwarten, es könnte sich hier ebenso um eine politische Eintagsfliege handeln. Gerade wenn die SPD nicht mehr in bundespolitischer Verantwortung stehen sollte, wird sich zeigen, welches nachhaltige Potential eine Bewegung links von der Sozialdemokratie wirklich besitzt.

9 Prognose der Variable Parteibindung

Als zweiter Abschnitt der Ergebnisdarstellung beschäftigt sich Kapitel Neun mit der Frage, wie sich die Parteibindungsrate über die letzten Jahre entwickelt hat und welchen Schluss dies für die Zukunft zulässt. Hierbei wird zunächst im ersten Unterkapitel eine klassische Zeitreihenanalyse vorgenommen. Eine zweite Prognosemöglichkeit, neben der Annahme der Zeitabhängigkeit, sieht der Autor in einer Prognose der entscheidenden Kovariablen, das heißt im konkreten Fall, eine Prognose der Parteibindung aus Prognosen über sozio-ökonomische und sozio-demographische Faktoren leisten zu wollen.

9.1 Zeitreihenmodelle

Prinzipielle Überlegung hinter jeder Zeitreihenmodellierung ist, die Zeit als einzige und allein erklärende Variable in das Kausalmodell eingehen zu lassen. Hierbei bündeln sich in der Information "Zeit" alle anderen wichtigen Kovariablen zu einem Universalmerkmal.

Zur Datensituation: Die Parteibindungsrate kann metrisch als skalierte Größe angenommen werden, die aber nur zu bestimmten Zeitpunkten, nämlich im zeitlichen Umfeld von Wahlen, repräsentativ, also auch in ausreichender Stichprobengröße in ganz Deutschland erhoben wird. Es bestehen also Messpunkte in den Wahljahren, bei den Paneldatensätzen zwischen 1972 und 1990 in den alten Bundesländern sogar mehrere Messpunkte pro Wahljahr. In diesen Fällen wurde der Zeitpunkt der größten Politisierung, das ist in der Regel die Welle kurz vor der Wahl, verwendet. Alternativ hätte man sicherlich auch gewichtete Mittel zwischen den Wellen verwenden können. Die erste hier verwendete Variante überschätzt den wahren Wert höchstwahrscheinlich, die zweite Möglichkeit neigt wohl eher zur Unterschätzung des Erwartungswerts.

Eine Zeitreihe kann im Normalfall aus bis zu drei Komponenten, nämlich der

Trend-, der Saison- und der zufälligen Komponente, bestehen. Bei den Paneldatensätzen kann ein Saisoneffekt geschätzt werden, dieser soll am Ende über Dummies in das Gesamtmodell mit einfließen. Wenn man die Messzeitpunkte der Panelerhebungen allerdings aggregieren würde, so entfällt der Saisonanteil. Beides soll im Folgenden versucht werden. Üblicherweise beginnt man mit der Schätzung des Trends. Helmut Pruscha beschreibt das Prozedere folgendermaßen: „Meist geht man zweistufig vor: Nach Bestimmung von Schätzern m_t und s_t für Trend und Periode (Zyklus) bildet man die Residuenzeitreihe

$$\hat{Z}_t = Y_t - \hat{m}_t - \hat{s}_t.$$

Erhält Z_t keinen Trend und keine Periode mehr, so sollte mit Z_t die stochastische Komponente gefunden sein. Andernfalls müssen die Trend- und die periodische Komponente neu bestimmt werden.“ (Pruscha, 2006: 319)

Daher also zunächst zur Trendschätzung:

Hier existieren prinzipiell zwei Hauptalternativen. Entweder man verwendet Polynome vom Grad q oder polynomiale gleitende Durchschnitte, wobei hier eine feste Anzahl an Umgebungswerten meist symmetrisch in die Schätzung mit eingehen und somit lokale Polynome geschätzt werden. Hierbei ist ein Kompromiss zwischen Datennähe und Praxisbezug unumgänglich. Da relativ wenig Beobachtungen für eine Zeitreihe vorliegen, ist es im Hinblick auf die zur Verfügung stehenden Freiheitsgrade sinnvoll, die Trendschätzung so einfach wie möglich zu halten. Der einfachste und hier auch optimale Trend ist linear. Die komplexeren Trendmodelle sind nicht besser als die lineare Zusammenhangsbeschreibung, die Nachteile der Modelle höherer Ordnung überwiegen somit die Entscheidung für den linearen Trend:

$$y = 84,06 - 0.03 * \text{Anzahl der Monate seit Januar 1972}$$

Die im Anhang dargestellte Steigung samt Konstante beziehen sich in SPSS-Outputs auf die Sekundendifferenz seit dem 14.10.1582, einer beliebigen festen Zahl mit deren Hilfe in SPSS Datumsangaben intern verwaltet werden.

Bestes nichtlineares Polynommodell ist ein kubisches Polynom mit einem korrigierten R Quadrat von 0,72 im Gegensatz zu etwa 0,52 bei der linearen Alternative. Die Residuen des kubischen Modells weisen beim Zacketest auf eine zufällige und unabhängige Struktur hin. (vgl. Pruscha, 2006: 317-320) Der Test auf Autokorrelation deutet auf signifikante AR(4)-Zusammenhänge hin. Wenn man diese mit den partiellen Autokorrelationskoeffizienten vergleicht, reduziert sich der Effekt auf Lag(3). Eine qualitative Erklärung für diesen Sachverhalt, falls dies möglich ist, soll in Abschnitt b geleistet werden. Eine Anmerkung sei an dieser Stelle trotzdem gestattet. Ein Test der zentralen Variable der eigenen wirtschaftlichen Lage hat bei denjenigen, die mit der eigenen Situation unzufrieden sind, zumindest bei den partiellen Autokorrelationen, also bei den Koeffizienten, die von den Korrelationen der vorangegangenen Zeiteinflüssen bereinigt sind, den höchsten Wert bei Lag(4) ergeben. Die Modellparameter des kubischen Modells sind im in Abbildung 46 dargestellten SPSS Output wiedergegeben:

```

MODEL:  MOD_1.
-

Independent:  Time

Dependent Mth   Rsq   d.f.      F   Sigf      b0      b1      b2      b3
Parteibi CUB   ,823      6    9,33   ,011  79,9833  4,0600 -1,2816  ,0796

Abbreviated   Extended
Name          Name
Parteibi     Parteibindungsrate

```

Abbildung 46: SPSS-Output: Parameter des Regressionsmodells

Außer diesen Gesamtanalysen wurden noch getrennte west- und ostdeutsche Zeitreihen modelliert. Gerade die westdeutsche Zeitreihe müsste aufgrund von gleichen Grundgesamtheiten von 1972 bis 2005 die konsistenteste Modellbildung zulassen und somit die Sachlage auch besser treffen als gesamt-

deutsche Modellierungsversuche. Als Erstes zeigt sich hier, dass schon die lineare Modellierung relativ aussagekräftig ist. Sehr deutlich sind nun die Wahljahre 1976 und 1990 als positive Ausreißer identifizierbar. Bei jeder folgenden autoregressiven Fehleranalyse bleibt ein signifikanter Lag(4)-Effekt vorhanden, welcher allerdings mit der Glättung der Ausreißer verschwindet. So ist auch der bereits angesprochene gesamtdeutsche Lag(4)-Effekt erklärbar. Auch der scheinbare Absturz nach der Wende ist, nach Glättung des Wertes von 1990, ein relativ sanftes Absinken, so dass die ersten intuitiven Erklärungsversuche der Arbeit bezüglich Messproblematik von Querschnitts- und Längsschnittsanalysen, aber auch das Abwanderungsargument aus dem Osten zu kurz greift. Bei der Vergleichbarkeit mit Paneldaten ist sogar das Gegenteil der Fall. Bereinigt man nämlich die westdeutschen Daten um die hier noch feststellbaren Vorwahlbefragungen, so erhält man, nach entsprechender Gewichtung, einen Parteibindungsratenwert, der geringer ist als das westdeutsche Gesamtmittel. Das Absinken bis auf den Bindungsratentiefpunkt 2002 hängt wiederum mit dem starken Anstieg bei den wirtschaftlich Unzufriedenen zusammen, die im gleichen Zeitraum von knapp 10 Prozent im Jahr 1998 auf über 16 Prozent in 2002 steigen, um dann bis 2005 wieder auf 12,2 Prozent zu fallen. Dies kann, in Kombination mit den Ergebnissen der Querschnittsmodelle, mitunter als kausal angesehen werden. Über den Anstieg 2005 wird in der Prognose noch zu diskutieren sein.

In den ostdeutschen Bundesländern wurden 1994 und 1998 mit jeweils etwa 62 Prozent niedrige, aber stabile Parteibindungsraten erzielt werden. 2002 kam dann mit 57,4 Prozent ein Einbruch, der aber durch den gemittelten Wert von 68,6 Prozent für das Wahljahr 2005 eher als Ausreißer erscheint. Zeitreihenanalysen mit lediglich vier Messpunkten und über alle Parteien erscheinen dem Autor unseriös, Analysen für die beiden großen Volksparteien wurden allerdings getrennt für die ostdeutschen Bundesländer ausgewertet und werden im Folgenden auch aufgeführt. Die Zeitreihenmodellierung der ostdeutschen Gesamtrate befindet sich trotzdem der Vollständigkeit halber im Anhang der Arbeit.

Nun soll dazu übergegangen werden, differenziert nach den einzelnen Parteien zu analysieren:

Die SPD kann gesamtdeutsch durch ein quadratisches Polynom modelliert werden, wobei die Fehler zwar den Zackentest auf Unabhängigkeit nicht bestehen, auf der anderen Seite aber keine Autokorrelation aufweisen. (vgl. Pruscha, 2006: 317-325) Insgesamt lässt sich erkennen, dass hier ein Absinken auf ein niedrigeres Niveau stattgefunden hat, wobei die Talsohle 1994 bereits weit durchschritten wurde. Gerade in den ostdeutschen Bundesländern wenden sich seitdem immer mehr Menschen der SPD zu, was zumindest für die nahe liegende Zukunft eher auf eine Stabilisierung denn auf eine weitere Abnahme hinweist. Bei rein westdeutschen Zeitreihen kann ebenfalls quadratisch approximiert werden, hierbei weisen dann auch alle Tests auf rein zufällige Residualfehler hin, so dass das Modell bestätigt wird. Es scheint in Westdeutschland insgesamt einen immer noch leicht abnehmenden Trend zu geben, der durch den nahezu linearen Zuwachs an Parteibindung in Ostdeutschland kompensiert wird und so insgesamt zu massiver Steigung führt. Bei den Analysen für die ostdeutschen Bundesländer hat keine Fehleranalyse stattgefunden, da mit insgesamt nur vier Messpunkten die klassische Zeitreihenanalyse hier keine Anwendung findet. Das lineare Modell weist allerdings, wie auch die versuchten komplexeren Modelle, ein sehr hohes R Quadrat (0,92) auf.

Bei weiterer Differenzierung, nämlich nach einzelnen westdeutschen Bundesländern, zeigen sich relativ uneinheitliche Ergebnisse. Hier muss aber vorweg wieder auf die teilweise sehr kleinen Stichprobenumfänge hingewiesen werden. Bayern, Baden-Württemberg, Nordrhein-Westfalen, Bremen und Niedersachsen weisen alle den gleichen Abwärtstrend auf wie das westdeutsche Mittel und können demnach auch alle, mit der Ausnahme Hessen, dessen Trend als kubisches Polynom modelliert wurde, quadratisch geschätzt werden. Hierbei ist ersichtlich, dass vor allem in Bayern, Niedersachsen und Hessen die Talsohle bereits durchschritten ist und eine Stabilisierung stattfindet, während gerade im SPD-Stammland Nordrhein-Westfalen aktuell noch ein stetiger,

fast linearer Verlust an Parteibindungen festgestellt werden kann. In der Abbildung 47 sind die jeweiligen Modelle mit Gütemaß angegeben.

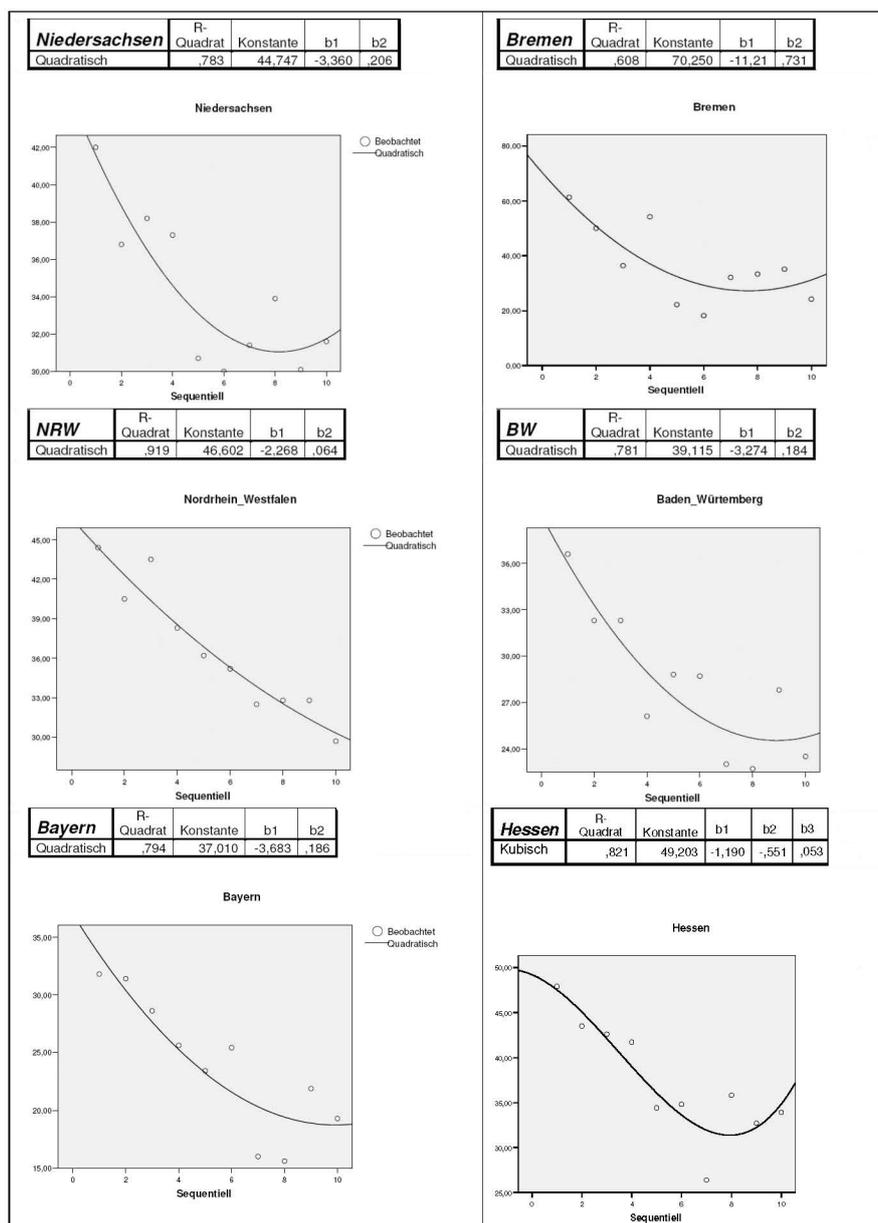


Abbildung 47: Trendmodelle SPD in der Übersicht (Quelle: eigene Darstellung)

Die Union pendelt sich gesamtdeutsch mittlerweile zwischen 27 und 30 Prozent ein, das entscheidende Absinken ist auf die geringere Bindungsbereitschaft in den ostdeutschen Bundesländern zurückzuführen. Bei rein westdeutschen Analysen kann man, wenn man von der Ausnahmewahl 1990 absieht, von relativ konstanten Bindungsquoten um die 30 Prozent sprechen. In den ostdeutschen Bundesländern ist nach Unterschreiten der 20-Prozent-Marke in den Wahljahren 1998 und 2002, die Parteibindung zur Union 2005 wieder etwas über 20 Prozent gebunden. 2002 ist als insgesamt niedrigster Wert wohl auch auf den polarisierenden bayerischen Spitzenkandidaten Edmund Stoiber zurückzuführen. Insgesamt ist in beiden Landesteilen eine relativ stabile Entwicklung absehbar.

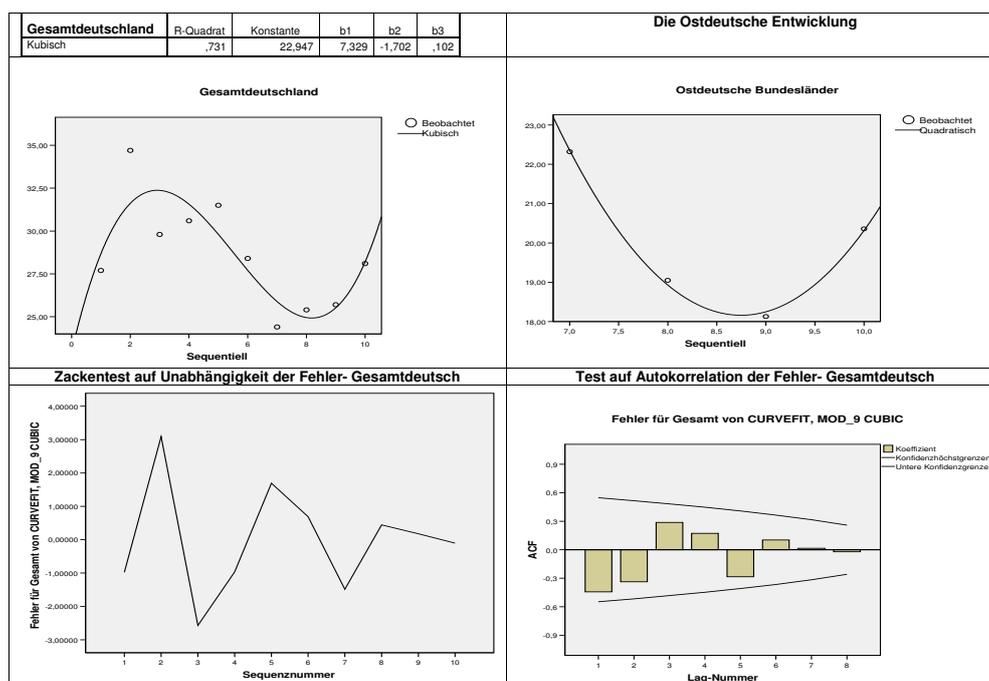


Abbildung 48: Trendmodelle Union in der Übersicht (Quelle: eigene Darstellung)

Nachdem nun versucht wurde, die Parteibindung mittels klassischer Zeitreihenanalyse zu modellieren, soll dies auch mit den unterschiedlichen Bindungsstärken für den Fall einer vorliegenden Bindung geschehen. Hier gibt es, wie schon mehrfach angesprochen, fünf Abstufungen von sehr starker bis zu einer sehr schwachen Parteibindung. Rein optisch ist vor allem eine rückläufige Entwicklung bei den starken Bindungen zu Gunsten der mittleren Kategorie zu beobachten. Modelltheoretisch bedeutet dies, dass bei linearer Modellannahme die komplexeren Pendants keine deutliche Verbesserung im Bereich Anpassung bieten. Die beiden stärksten Kategorien fallen stark, während die mittlere Kategorie eine starke Zunahme zu verzeichnen hat, wie man an den Modellparametern der Tabelle 47 erkennen kann. Hierbei muss angemerkt werden, dass sich der Parameter β_1 auf die durchschnittliche Zu- oder Abnahme pro Wahlintervall bezieht, also die Länge des Intervalls zwischen zwei Wahlen nicht berücksichtigt. Schwache und sehr schwache Bindungen verharren leicht steigend beziehungsweise geringfügig fallend auf relativ niedrigem Niveau. Weder Zackentest noch die Untersuchung auf Autoregression weisen auf eine Nichtzufälligkeit der Fehler hin, so dass die lineare Trendmodellierung akzeptiert wird. Abbildung 49 zeigt den zeitlichen Verlauf der Residuen, beispielhaft ist im Folgenden noch der Zackentest für die fünf Kategorien durchgeführt worden. Anhand der berechneten Modelle lassen sich selbstverständlich, auch ohne Berücksichtigung der anschließend stattfindenden Saisonschätzung, für die Paneldatensatz-Wahljahre Prognosen erstellen. Diese sollen dem Leser natürlich nicht vorenthalten werden, wenngleich schon an dieser Stelle die Qualität der Prognose anhand des reinen Datenmaterials in Frage gestellt werden soll. Abbildung 50 enthält eine Übersicht über die Werte der nächsten beiden Bundestagswahlen 2009 und 2013 in den jeweils angesprochenen Bereichen. Insgesamt ist aus Sicht des Autors aufgrund der wenigen Messzeitpunkte und der relativ komplexen Zusammenhangsstruktur keine rein quantitative Prognose möglich. Die verwendeten einfachen Modelle können zwar mehr oder minder datengenau sein, spezielle Konstellationen können so allerdings nicht mit eingebracht werden. Auf der anderen Seite

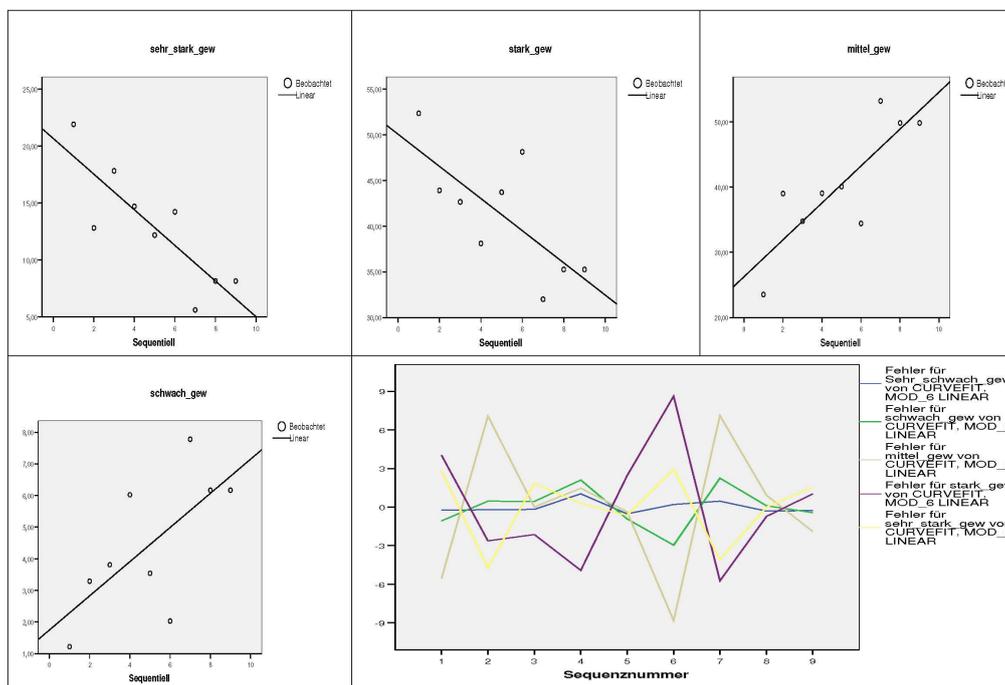


Abbildung 49: Trendmodelle zur Modellierung der Parteibindungsstärke (Quelle: eigene Darstellung)

fällt für komplexere Methoden die Anzahl der Messzeitpunkte zu gering aus. Des Weiteren gilt in der Zeitreihentheorie auch, dass mit wachsender Modellkomplexität die Prognosefähigkeit des Modells abnimmt.

Zur Prognose wird ein Mittelweg aus empirischen Befunden einerseits und die Verwendung von qualitativem Wissen auf der anderen Seite notwendig sein. Dies soll im Abschnitt b) dieses Kapitels im Anschluss an die Saisonschätzung geleistet werden.

Zunächst aber zur Saisonschätzung: Bei der Saisonschätzung tritt neben den nicht äquidistanten Wahljahrabständen zusätzlich das Problem auf, dass die für eine Saisonschätzung notwendigen Paneldaten nur in manchen Wahljahren vorhanden sind. Daher war es zur periodischen Schätzung notwendig, einen Datensatz zu erstellen, der ausschließlich aus den Paneldatensätzen

	2005	2009	2013
Parteilbindung Gesamt	73,0	70,7 ₁₎ / 75,5 ₃₎	69,3 ₁₎ / 81,7 ₃₎
Parteilbindung Westdeutschland	76,9	70,9 ₁₎ / 76,3 ₃₎	69,6 ₁₎ / 80,8 ₃₎
Parteilbindung Ostdeutschland	71,5	69,1 ₁₎	71,4 ₁₎
Parteilbindung Union	28,1	33,6 ₃₎	42,2 ₃₎
Parteilbindung SPD	27,7	26,3 ₂₎	26,6 ₂₎

1) Linear 2) Quadratisch 3) Kubisch

Abbildung 50: Parteilbindungsprognosen der einzelnen Modelle (Quelle: eigene Darstellung)

besteht. Nun stehen also vier Jahre mit je drei Messpunkten und ein Wahljahr mit vier Messpunkten zur Verfügung. Da bei den Standardprozeduren in SPSS auch keine Jahreszerlegung in drei Abschnitte, sondern lediglich in vier Quartale vorgesehen ist, musste ein Wert für das zweite Quartal von SPSS als zeitlich gewichtetes arithmetisches Mittel imputiert werden.

Bei den Ergebnissen kann festgestellt werden, dass außer der Tatsache, dass die Parteilbindung zum Wahltermin hin zunimmt, keine eindeutigen Erkenntnisse möglich sind. Alle vier Saisonschätzungen lassen sich durch einfache Zusammenhangsfunktionen zu einer echten Zeitreihe im Sinne eines weißen Rauschens reduzieren. Die Saisonplots mit und ohne Interpolation finden sich im Anhang dieser Arbeit.

9.2 Prognose mit Hilfe der Kovariablen

Neben der klassischen Zeitreihenmodellierung gibt es Modelle, die neben der Zeit weitere Kovariablen zulassen, so genannte Regressionsmodelle für Zeitreihen. (vgl. Stulajter, 2001) Diese liefern allerdings aufgrund von sehr wenig Beobachtungen nur unzureichende Schätzungen. Als Alternative soll nun im Folgenden versucht werden, eine Prognose mit Hilfe der zentralen Kovariable, nämlich der eigenen wirtschaftlichen Lage, durchzuführen. Andere ebenfalls interessante Kovariablen wie das Bundesland, die Kirchgangshäufigkeit oder das Alter haben entweder keine aktuelle Bedeutung mehr oder sind nur für einzelne Parteien interessant.

Bei der Frage nach der eigenen wirtschaftlichen Lage hat sich über die Wahlen hinweg herausgestellt, dass auf der einen Seite diejenigen, die von sich selbst behaupten, es gehe ihnen gut oder mittelgut, eher eine Parteibindung besitzen als jene, die mit ihrer eigenen Lage unzufrieden sind. Somit entsteht aus einer Fragestellung mit ursprünglich drei Kategorien eine binäre Größe. Über die Zeit hinweg betrachtet, ergibt sich in den westdeutschen Bundesländern das Bild wie in Abbildung 51.

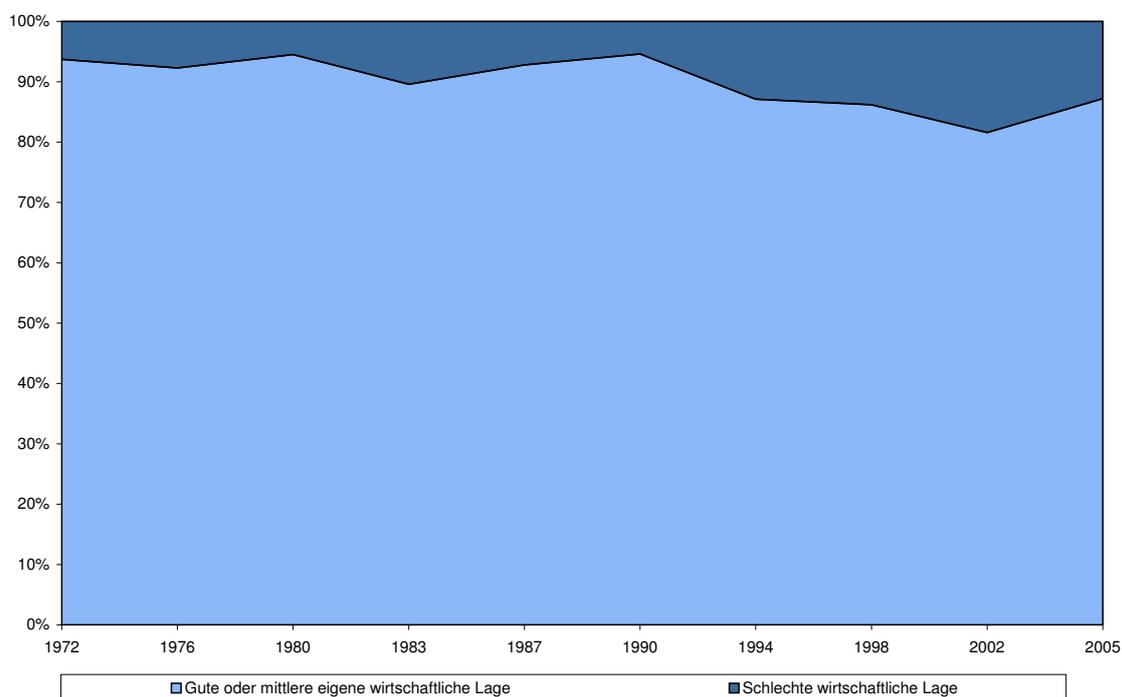


Abbildung 51: Zeitreihen von Ausprägungen der Variable “Eigene wirt. Lage“ in Westdeutschland (Quelle: eigene Darstellung)

Zwar kann eine rückläufige Tendenz bei der Zufriedenheit, zumindest seit 1994, festgestellt werden, dies ist allerdings recht moderat und nimmt in der Wahl 2005, wie auch die Parteibindung selbst, eine andere Richtung auf. Dem dargestellten Zusammenhang Rechnung tragend, müsste, um eine Bindungsstärkenprognose, also auch eine Systemprognose geben zu können, eine Prognose des subjektiven Empfindens der wirtschaftlichen Situation vorausgehen. Eine wirtschaftliche Gesamtprognose wird in regelmäßigen Abständen von den führenden deutschen Wirtschaftsinstituten erstellt und ebenso regelmäßig wieder korrigiert.

Festzuhalten bleibt, dass keine Anzeichen auf einen raschen Abfall bestehen, 2005 zeigt sich sogar ein gegenläufiger Trend. Es ist allerdings auch erkennbar, dass auch eine Prognose über die entscheidenden Kovariablen nicht trivial ist. (vgl. Zelle, 1994: 84)

10 Alternative Regressionsmodellierung mittels Faktoranalyse

Neben den bisher dargestellten Modellen wurde Des Weiteren die Idee untersucht, mittels Faktoranalyse die verwendeten Kovariablen in Obergruppen einzuteilen, um anschließend mit einer geringeren Anzahl von nun stetigen Kovariablen die verwendeten Modelle nochmals zu berechnen. Konsequenz dieser Herangehensweise ist auf der einen Seite eine Validierung der bisherigen Ergebnisse, aber auch eine analytische Betrachtung der im Modell befindlichen Interaktionen, die in den vorgetragenen Modellen bisher nicht eingearbeitet wurden. Dies hatte vor allem Performancegründe, da durch die verwendeten Haupteffekte eine jetzt schon recht große Anzahl an Schätzern zu berechnen war und zusätzliche Wechselwirkungen die Konvergenz des Gesamtmodells in Frage stellen würden. Bevor aber auf die Ergebnisse der Modelle mit den neuen Faktoren eingegangen wird, soll im Folgenden kurz die Theorie von Hauptkomponenten und Faktoranalysen umrissen dargestellt werden.

10.1 Theorie der Faktoranalyse

Die Grundidee ist, aus einer Anzahl von Kovariablen p , welche in der Regel miteinander korreliert sind, neue, stetige, künstlich erstellte Variablen zu schaffen, die im Gegensatz zu den Originaldaten redundanzfrei sind. Die neuen Variablen verhalten sich gegenseitig wie orthogonale Vektoren. Dieses Konzept hat Ähnlichkeit mit der allseits bekannten Definition eines geometrischen Raumes in zwei oder drei Dimensionen. Jeder Punkt im dreidimensionalen Raum ist gegeben durch das Tripel der drei Dimensionswerte. Hauptunterschied zwischen einer Faktoranalyse und der in diesem Zusammenhang ebenfalls oft zitierten Hauptkomponentenanalyse ist die Dimension des neuen Raums, also die Anzahl der neuen Kovariaten. Während die Faktoranalyse

bemüht ist, diese Anzahl so gering wie möglich zu halten, wird bei der Hauptkomponentenanalyse besonderer Wert darauf gelegt, dass dieselbe Anzahl neuer Komponenten entsteht wie die der ursprünglich in die Analyse eingeflossenen Kovariablen. Hiermit kann dann im Gegensatz zur Faktoranalyse die komplette Varianz erklärt werden. Da keine Hauptkomponentenanalyse notwendig war und daher auch nicht durchgeführt wurde, wird hierauf auch nicht näher eingegangen.

Weiter also mit der Faktoranalyse:

Ausgangspunkt sind die standardisierten Variablenwerte der Designmatrix X , also für $i = 1, \dots, p$ die Werte

$$x_i^* = \frac{x_i - \mu_i}{\sigma_i}$$

mit $\mu_i = E(x_i)$ und $\sigma_i^2 = Var(x_i)$. Diese standardisierten Werte können von den neuen, unkorrelierten Faktoren z_1, \dots, z_m als Linearkombination plus unerklärten und unkorrelierten Fehler e dargestellt werden. Das heißt also

$$x^* = \Lambda * y + e$$

wobei gilt:

$$x^* = \begin{pmatrix} x_1^* \\ \dots \\ x_p^* \end{pmatrix}, y = \begin{pmatrix} y_1 \\ \dots \\ y_m \end{pmatrix}, e = \begin{pmatrix} e_1 \\ \dots \\ e_p \end{pmatrix}, \Lambda = \begin{pmatrix} \lambda_1^T \\ \dots \\ \lambda_p^T \end{pmatrix}$$

mit $m \leq p$. Die λ_i^T sind hierbei Zeilenvektoren der Länge m und werden Koeffizienten genannt. Der Erwartungswert aller Faktoren und aller Fehler beträgt Null, die Varianz der Faktoren ist Eins, die Faktoren sind also ebenfalls standardisierte Vektoren. Des weiteren sind Faktoren und Fehler untereinander unkorreliert, also auch $Cov(y_l, y_m) = Cov(e_i, e_j) = 0$. Es gilt natürlich auch, aufgrund der bereits getroffenen Grundüberlegung, $Cov(y_i, e_i) = 0$. Nun nennt man Λ die Faktormatrix und λ_{ij} die Faktorladung. Die Faktor-

matrix enthält also alle Faktorladungen als Matrizenwerte. Diese Faktorladungen entsprechen den Kovarianzen zwischen den standardisierten Variablenwerten und den Faktoren, das heisst

$$Cov(x_i^*, y_j) = \lambda_{ij}$$

Dies ist interpretierbar als der lineare Einfluss des j-ten Faktors auf das i-te Merkmal.

Sei nun mit P die Kovarianzmatrix der standardisierten Werte x^* bezeichnet, also $P = Cov(X^*)$. Diese $p \times p$ Matrix, mit dem Wert Eins auf allen Hauptdiagonalelementen wird nun in folgender Weise durch die Faktormatrix bestimmt:

$$P = \Lambda * \Lambda^T + \Psi$$

Ψ bezeichnet hierbei die Diagonalmatrix mit den Varianzen der Fehler e auf der Hauptdiagonalen das heisst

$$\Psi = Diag(\psi_i) = Var(e_i).$$

Die Einsen an der i-ten Stelle der Hauptdiagonale setzen sich wie folgt zusammen:

$$1 = h_i^2 + \psi_i.$$

Hierbei nennt man $h_i^2 = \sum_{j=1}^m \lambda_{ij}^2$ die Kommunalitäten, ein Begriff der später noch einmal benötigt wird. Falls man nun statt der Einsen auf der Hauptdiagonale die Kommunalitäten verwendet, spricht man von der reduzierten Korrelationsmatrix P_h die dann einfach durch die Gleichung $P_h = \Lambda * \Lambda^T$ bestimmt werden kann. Durch diesen Unterschied zwischen der normalen und der reduzierten Korrelationsmatrix wird auch klar, warum die Faktoranalyse zwar die Korrelationsstruktur vollständig erklären kann, die Varianzstruktur aber, im Gegensatz zur Hauptkomponentenanalyse, nur zum Teil h^2 , also über die Kommunalitäten.

Im Gegensatz zu den benannten Hauptkomponenten, auf die hier aber nicht näher eingegangen wird, sind Faktoren beliebig durch orthogonale Matrizen

dreh- und spiegelbar. Eine Matrix T ist genau dann orthogonal, wenn die Inverse und die Transponierte identisch sind, also wenn gilt: $T * T' = T' * T = I$. Der neue rotierende Faktor z kann somit aus Multiplikation von y mit der orthogonalen Matrix gebildet werden, das heißt:

$$z = T' * y$$

und

$$y = T * z$$

Letztere Form, eingesetzt in die obigen Gleichungen, bewirkt die modifizierte, auf z ausgerichtete Form:

$$x^* = \Gamma * z + e$$

$$P = \Gamma * \Gamma' + \Psi$$

wobei $\Gamma = \Lambda * T$ ist.

Schritte der Faktoranalyse:

Erster Schritt jeder Faktoranalyse ist die Bestimmung der empirischen Korrelationsmatrix. Im Anschluss müssen die Kommunalitäten festgelegt werden, um hiermit die reduzierte Korrelationsmatrix $R_{(h)}$ zu bestimmen. Bei der Festlegung der Kommunalitäten gibt es mehrere Möglichkeiten, meist wird $h_i^2 = R_i^2$ gewählt, wobei R_i^2 der quadrierte multiple Korrelationskoeffizient ist.

Die Anzahl der Faktoren m wird dann meist durch eine untere Schranke λ_{\min} , die in der Regel Eins ist, bestimmt. m ist dann die Anzahl der Eigenwerte von R , die größer als die untere Schranke sind.

Nun müssen die Faktoren aus der reduzierten Korrelationsmatrix extrahiert werden, auch dafür gibt es mehrere Möglichkeiten. Auf zwei dieser Möglichkeiten soll hier kurz eingegangen werden:

i) PAF-Methode mittels Iteration:

Bei dieser Methode wird eine Iteration in zwei Schritten bis zur Konvergenz durchgeführt. In Schritt Eins werden die Eigenwerte der reduzierten Korrelationsmatrix R_h normiert und hieraus die Kommunalitäten neu berechnet. Im zweiten Schritt werden die neuen Kommunalitäten in die Diagonale von R eingetragen. Nun wird wiederum normiert und neu berechnet. Falls keine Konvergenz eintritt, wird das Verfahren meist durch eine fest vorgegebene Anzahl von Iterationen beendet.

ii) Maximum-Likelihood-Methode:

Unter Normalverteilungsannahme wird die Zerlegung $P = \Lambda * \Lambda^T + \Psi$ gesucht, welche die Stichprobenloglikelihood

$$\ell(\Lambda, \Psi) = -\frac{1}{2}n \ln(\det(P)) - \frac{1}{2}n \text{Spur}(P^{-1}R)$$

maximiert. Der konstante Term vor beiden Ausdrücken kann vernachlässigt werden, die reduzierte Gleichung lässt sich dann wie bei Jöreskog (Jöreskog, 1967) und Mardia und Anderen (Mardia, Kent und Bibby, 1979) in mehreren Schritten lösen.

Auf die angesprochene Rotationsmatrix T soll hier nicht näher eingegangen werden. Stattdessen wird im Folgenden noch einmal kurz auf die Berechnung der Faktorwerte eingegangen. Diese Faktorwerte bei einzelnen Fälle interessieren oft, da damit eine Quantifizierung der Wirkung durchführbar ist. Aufgrund dessen, dass sich der oben dargestellte Ansatz nicht ohne Weiteres nach y auflösen lässt, ist zur Bestimmung der factor scores ein multivariates Regressionsmodell nötig. Multivariat bedeutet in diesem Zusammenhang, dass statt der bekannten und auch schon theoretisch diskutierten multiplen Regression, wie etwa der Logit-Modellierung, sozusagen eine Matrix Y , bestehend aus den einzelnen Vektoren y_k als Response fungiert. Das Modell lautet also analog zur Normalregression:

$$Y = X^* \times B + \Phi$$

wobei Y die $n \times m$ - Responsematrix, X die standardisierte $n \times p$ -Datenmatrix und Φ die $n \times m$ -dimensionale Fehlermatrix ist. B ist im Gegensatz zum klassischen linearen Modell kein Vektor, sondern ebenfalls eine $n \times p$ Matrix, die es zu schätzen gilt und mit deren Hilfe anschließend die $y_{i,j}$ berechnet werden können. Diese Schätzung funktioniert wie folgt:

Aus der, aus dem klassischen linearen Modell bekannten Normalgleichung

$$X^{*T} X^* \times B = X^{*T} \times Y$$

setzt man die rechte Seite $X^{*T} \times Y = \Lambda$. Diese Gleichheit kommt zustande, da die Elemente beider Seiten als Schätzer für die Kovarianz zwischen x_i^* und y_i interpretiert werden können. Falls man nun noch die linke Seite als R bezeichnet und auf die rechte Seite bringt, entsteht folgende einfache Gleichung:

$$B = R^{-1} \times \Lambda$$

Dieser Ausdruck wird nun in die Gleichung zur Berechnung der Schätzwerte $\hat{Y} = X^* \times B$ eingesetzt.

10.2 Ergebnisse der Faktoranalyse

Nachdem die Theorie der Faktoranalyse kurz dargestellt wurde, nun zu den hiermit erzielten empirischen Ergebnissen. Aus der fachlichen Analyse der Kovariablen ergeben sich insgesamt vier Felder: das wirtschaftliche, das persönliche, das örtliche und das religiöse, wobei die ersten drei jeweils zwei-dimensional und das letzte als eindimensionaler Faktor in die Analyse mit eingehen. Abbildung 52 zeigt sowohl die genaue Aufteilung der Variablen zu den einzelnen Felder wie auch die gerechneten Modelle mit Response.

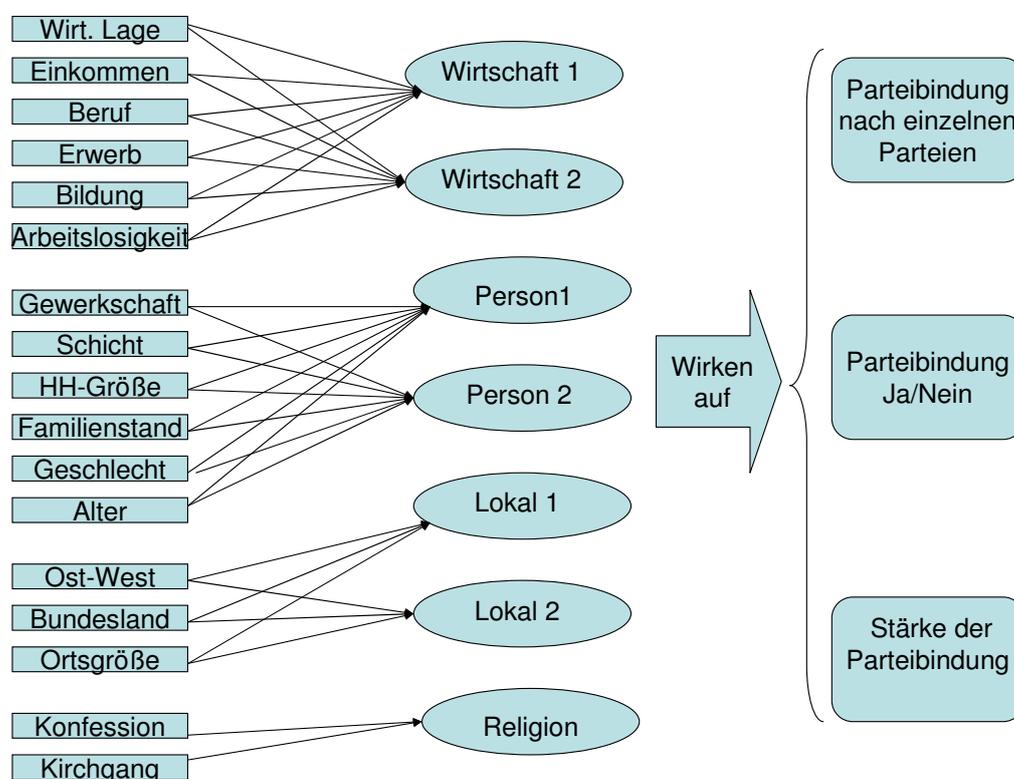


Abbildung 52: Das neue Modell nach der Faktoranalyse (Quelle: eigene Darstellung)

Als Erstes wurde die dichotome Fragestellung behandelt. Im kompletten Modell wurden hier bei kategorisiertem Alter mittels stepwise selection die in

Kapitel Acht bereits ausgeführten und in Abbildung 53 nochmals dargestellten Ergebnisse erzielt.

	1972	1976	1980	1983	1987	1990	1994	1998	2002
Alter				✓		✓	✓	✓	✓
Geschlecht				✓	✓		✓	✓	
Familienstand				✓	✓				
Konfession					✓		✓	✓	
Erwerbstätigkeit							✓		
Beruf			✓		✓		✓		✓
A´losigkeit									✓
Schulbildung			✓	✓				✓	
Eigene wirt. Lage		✓	✓		✓		✓	✓	✓
Haushaltseinkommen									
Gewerkschaftsmitglied			✓			✓	✓	✓	✓
Ortsgruppengröße			✓	✓	✓			✓	
Bundesland		✓	✓	✓	✓	✓	✓		
Kirchgangshäufigkeit			✓	✓		✓	✓	✓	✓
Schichtzugehörigkeit (eigene/der Eltern)								✓	✓

Abbildung 53: Die Ergebnisse des ursprünglichen Logit-Modells zum Signifikanzniveau 5 Prozent (Quelle: eigene Darstellung)

Die Ergebnisse der mittels Faktoranalyse reduzierten Modelle für die dichotome Fragestellung und die Ergebnisse der Modellierung der Bindungsstärke finden sich in Abbildung 54.

Wahljahr	Response	Wirt1	Wirt2	Pers1	Pers2	Ort1	Ort2	Relig
1994	PID (J/N)	✓		✓	✓	✓	✓	
1998	PID (J/N)	✓	✓	✓		✓	✓	✓
2002	PID (J/N)	✓	✓			✓		✓
2005 (Vorwahl)	PID (J/N)	✓	✓	✓				✓
2005 (Nachwahl)	PID (J/N)				✓		✓	
1998	DVU	✓	✓	✓				✓
1994	FDP	✓						
1998	FDP	✓						
2002	FDP							✓
2005 (Vorwahl)	FDP	✓	✓			✓		
2005 (Nachwahl)	FDP	✓						✓
1994	Grün	✓	✓	✓		✓		✓
1998	Grün	✓	✓	✓		✓	✓	✓
2002	Grün	✓	✓			✓		✓
2005 (Vorwahl)	Grün	✓	✓	✓		✓		✓
2005 (Nachwahl)	Grün	✓			✓			
1994	PDS		✓			✓	✓	✓
1998	PDS					✓	✓	✓
2002	PDS		✓			✓	✓	✓
2005 (Vorwahl)	PDS	✓	✓	✓			✓	✓
2005 (Nachwahl)	PDS	✓						✓
1994	Stärke PID	✓				✓		
1998	Stärke PID	✓						
2002	Stärke PID	✓				✓	✓	✓
2005 (Vorwahl)	Stärke PID			✓				
2005 (Nachwahl)	Stärke PID				✓			
1994	Rep		✓	✓		✓		✓
1998	Rep	✓		✓				
2002	Rep	✓						✓
2005 (Nachwahl)	Rep				✓			
1994	SPD		✓		✓	✓	✓	✓
1998	SPD	✓	✓		✓	✓		✓
2002	SPD		✓			✓		✓
2005 (Vorwahl)	SPD			✓			✓	✓
2005 (Nachwahl)	SPD	✓				✓		✓
1994	Union	✓	✓	✓		✓		✓
1998	Union	✓		✓				✓
2002	Union	✓	✓				✓	✓
2005 (Vorwahl)	Union					✓		✓
2005 (Nachwahl)	Union	✓			✓	✓		✓

Abbildung 54: Die Ergebnisse des Logit-Modells mit den neuen Faktoren
(Quelle: eigene Darstellung)

Hierbei muss angemerkt werden, dass die einzelnen Faktoren nicht in jedem Wahljahr die gleiche Bedeutung haben. Dies resultiert aus der Tatsache, dass für unterschiedliches Datenmaterial Faktoren gebildet wurden und daher die Faktoren in Bezug auf die durch die Kovariablen enthaltene Information nicht gleichwertig sein können. Konkret heißt das beispielsweise, dass die Richtung des wirtschaftlichen Faktors 1 aus dem Jahr 1994 weniger Information über die eigene wirtschaftliche Lage enthält als der Vektor gleichen Namens aus dem Jahre 1998, dessen Richtung sich fast parallel zur eigenen wirtschaftlichen Lage verhält. Dieser Sachverhalt, der beispielhaft angeführt wird, dessen Aussage aber auch für alle anderen Vektoren gilt, lässt sich sehr gut in den SPSS-Outputs in Abbildung 55 erkennen.

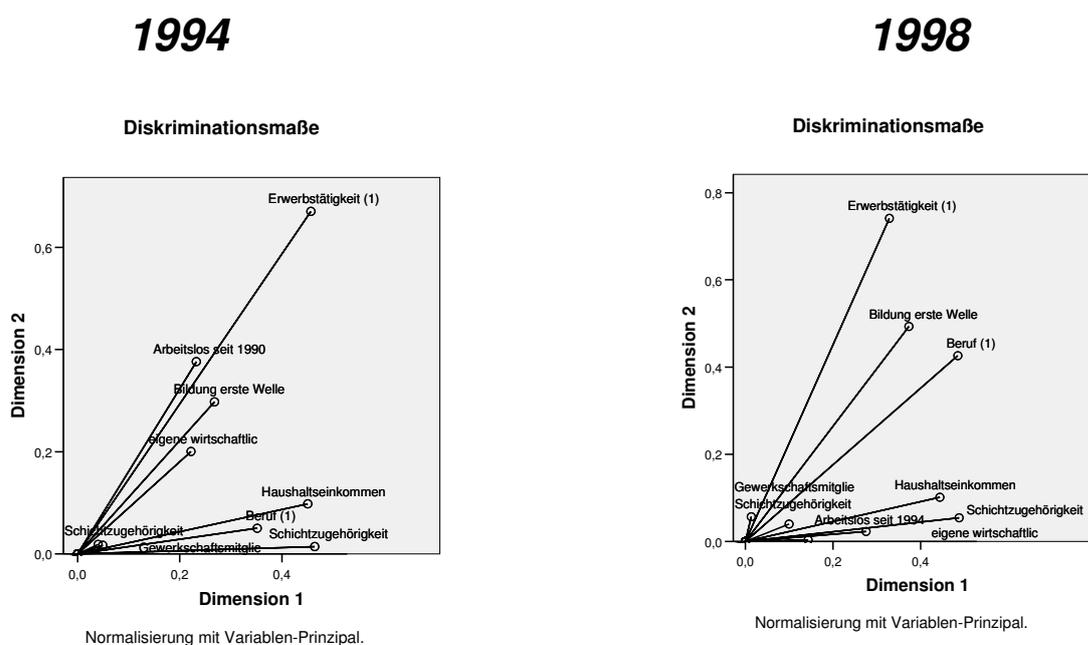


Abbildung 55: Faktorbestimmung der wirtschaftlichen Dimension 1994 und 1998 (Quelle: eigene Darstellung)

Insgesamt sollte durch die Faktoranalyse zum einen eine Kontrolle der bisherigen Ergebnisse stattfinden und zum anderen bisher nicht erkannte globale Zusammenhänge aufgedeckt werden. Des Weiteren können diese Ergebnisse

aufgrund der deutlich geringeren Anzahl an verwendeten Kovariablen, die dann auch noch stetig in die Analyse miteinfließen, als enorm konsistent betrachtet werden. Falls nun kein Widerspruch zu dem bisher Festgestellten vorliegt, dienen die Ergebnisse also auch als Validierung des schon Gerechneten.

Im Logit-Modell sind bei der Faktoranalyse alle Kovariablen recht gut auf die Jahre verteilt, so dass hier keine genaueren Aussagen getroffen werden können. Als dominante Variablen lassen sich dennoch die wirtschaftlichen erkennen, die Signifikanz der anderen hängt wohl in erster Linie mit der jetzt hervorragenden Datenlage zusammen, die es vielen Kovariablen erlaubt, signifikante Schätzer zu produzieren. Im Bereich "Modellierung der Bindungsstärke" erkennt man hingegen schon allein aufgrund der geringeren Fallzahl und des ordinalen Responses ein wesentlich differenzierteres Bild. Vor allem die wirtschaftlichen Faktoren sind hier ausschlaggebend, was auch den Modellen mit und ohne Alterskontrolle entspricht und somit für die bisherigen Ergebnisse, allerdings in nicht so differenzierter Weise, spricht.

Bei den verschiedenen Parteien ergibt sich das folgende Bild: Während in den einzelnen Analysen bei den Sozialdemokraten vor allem der Beruf, die Mitgliedschaft in einer Gewerkschaft und die Tatsache, nicht regelmäßig in die Kirche zu gehen, positiv gewirkt haben, ist dies nun bei der Faktoranalyse vor allem die zweite Dimension des wirtschaftlichen Faktors, der lokale Faktor und der religiöse Faktor, die meist signifikant sind. Die wirtschaftliche und die religiöse Dimension lassen sich aus den obigen Ergebnissen ableiten, bei den lokalen Faktoren scheint hier eine Wechselwirkung zwischen dem Ort und dem Bundesland vorzuherrschen. Das Bundesland ist zwar auch ohne die Ergebnisse der Faktoranalyse keine uninteressante Variable, um die Bindung zur SPD erklären zu können. Aus den leichten Vorteilen der SPD in Westdeutschland eher in Großstädten und im Bereich Bundesland vor allem in NRW summiert sich ein insgesamt signifikanter Effekt. Dem hingegen ist hauptsächlich in etwas größeren Gemeinden und kleinen Städten zwischen 2000 und 5000 Einwohner und in den Bundesländern Bayern, Sachsen und

mit Einschränkungen in Sachsen-Anhalt und in Thüringen wenig für die Genossen zu holen. Diese sich gegenseitig verstärkenden Effekte führen zu den graphisch dargestellten Clustern, exemplarisch für den Datensatz 2002 in Abbildung 56.

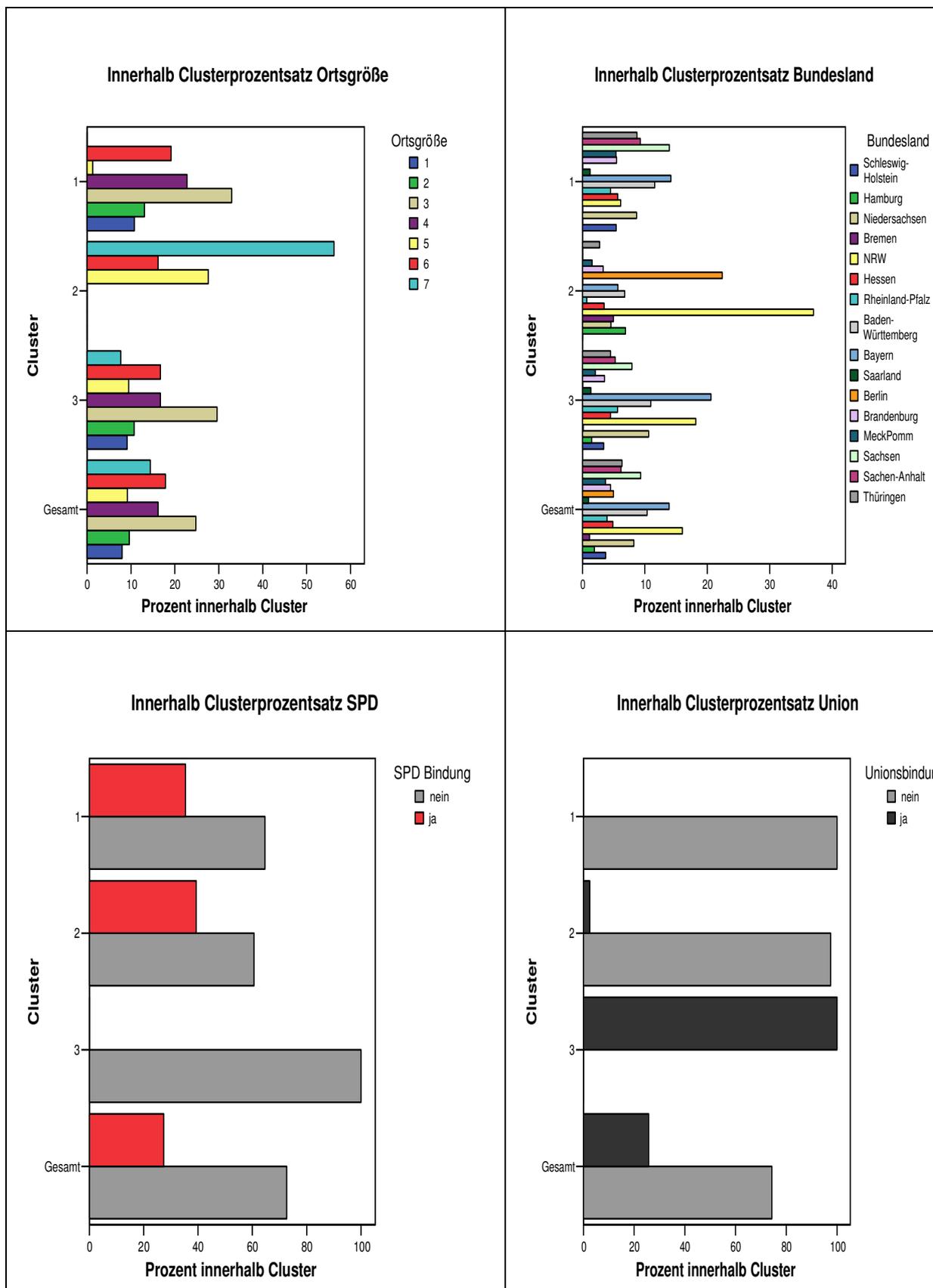


Abbildung 56: Clusterübersicht I (Quelle: eigene Darstellung)

Aus diesen Plots ergeben sich drei Cluster, die in Abbildung 58 zusammengefasst und erklärt werden. Eine Trennlinie ist die Ortsgröße. In kleineren Orten kann die SPD nicht punkten, während sich die Union in den größeren Siedlungsgebieten schwer tut. Auch kann man eine deutlichere Abgrenzung der Unionswähler erkennen, während sich das sozialdemokratische Wählerpotential eher auf die verschiedenen Kategorien verteilt. Bei der Union ist

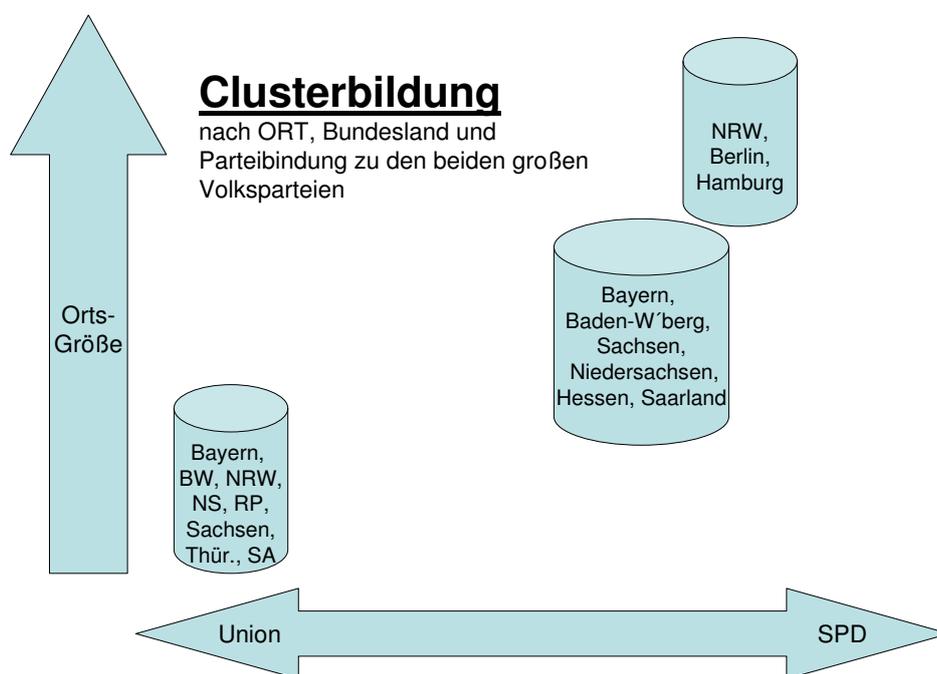


Abbildung 57: Clusterübersicht II (Quelle: eigene Darstellung)

auch bei der Faktoranalyse die religiöse Dimension die alles überragende Kovariable. Daneben spielen noch wirtschaftliche und zumindest bei den letzten Wahlen lokale Gesichtspunkte eine Rolle, dies bestätigt aber die bisherigen Ergebnisse sehr gut.

Auch die Grünen haben vor allem lokale, wirtschaftliche und religiöse Faktoren im Zentrum, wenn es um die Frage nach einer Bindung zur Partei geht.

Bei den Grünen sind also die persönlichen Variablen wie Familienstand, Anzahl der Kinder usw. eher sekundär. Hiermit werden ebenfalls die bisherigen Ergebnisse gestützt.

Die Wähler mit einer Bindung zur F.D.P. haben in den schon vorgenommenen Analysen vor allem durch eine überdurchschnittlich hohe formelle Schulbildung auf sich aufmerksam gemacht. Dies wird durch die absolute Dominanz des wirtschaftlichen Faktors relativ gut gestützt.

Das sozialistische Wählerklientel zeichnet sich ebenfalls durch eine gute Schulbildung, durch überproportionale Konfessionslosigkeit und natürlich durch die Tatsache aus, vorwiegend in Ostdeutschland vorhanden zu sein. Bei rein ostdeutschen Analysen taucht dann noch der Faktor des Haushaltseinkommens auf. Auch in den Faktoranalysen nehmen lokale und religiöse Faktoren die Schlüsselposition ein. Wirtschaftliche Faktoren spielen eine kleinere und persönliche Faktoren gar keine Rolle bei der Wahrscheinlichkeit, sich an die PDS zu binden.

Die rechten Parteien haben vor allem bei Männern mit schlecht empfundener wirtschaftlicher Situation eine überdurchschnittliche Bindungsrate. Dies wird in den Faktoranalysen bestätigt und um eine religiöse Dimension erweitert. Es scheint also im religiösen Bereich eine Wechselwirkung zu existieren, die durch die bisherigen Analysen nicht aufgefallen ist und die eine genauere Betrachtung verdient. Hierbei stellt man fest, dass die rechten Parteien, nach der PDS, den geringsten Anteil an konfessionell parteigebundenen Wählern stellt. Wobei hier eine Unterscheidung zwischen den Republikanern, die eher im katholischen Milieu und der DVU, die eher im protestantischen Klientel vertreten ist, treffen muss. Bei der Kirchengangshäufigkeit ein ähnliches Bild: Auf relativ niedrigem Niveau gehen katholische Republikanersympathisanten eher zur Kirche als das protestantische DVU-Wählerpotential. Die konkreten Zahlen sind der Abbildung 58 zu entnehmen:

An dieser Stelle sei auf die sehr kleinen Fallzahlen und damit auf die grundsätzliche Fragwürdigkeit der Aussagen hingewiesen.

	Regelmäßiger Kirchgang		Konfessionszugehörigkeit			
	Oft	Selten/Nie	Katholisch	Evangelisch	Andere	Keine
Republikaner 1994	13,2%	86,8%	22,5%	25,0%	2,5%	50,0%
Republikaner 1998	16,7%	83,3%	29,2%	8,3%	0,0%	62,5%
Republikaner 2002	10,0%	90,0%	40,0%	20,0%	0,0%	40,0%
DVU 1998	3,6%	96,4%	7,4%	29,6%	0,0%	63,0%

Abbildung 58: Die Parteibindung zu rechten Parteien nach Konfession und Kirchgangshäufigkeit (Quelle: eigene Darstellung)

Insgesamt bleibt festzuhalten, dass im Großen und Ganzen die Faktoranalyse die bisherigen Ergebnisse stützt. Lediglich bei der SPD und bei den rechten Parteien sind weitere Effekte erkennbar. Dies stellt aber keinen Widerspruch dar, sondern erweitert die gewonnenen Erkenntnisse um weitere Teilaspekte.

11 Konsequenzen für das deutsche Parteiensystem

Am Anfang stand die Frage, welche Bedeutung die zukünftige Entwicklung der Parteibindung auf das deutsche Parteiensystem und somit auf das politische System insgesamt hat. Hierzu ist zunächst eine Prognose der Parteibindungsentwicklung notwendig. Dass dies nicht so einfach ist, und sich diese Frage vor allem nicht rein mathematisch-statistisch lösen lässt, wurde in den vorigen Kapiteln bereits ausführlich diskutiert. Trotzdem können, unter Berücksichtigung des Vorgebrachten, einige zentrale Aussagen getroffen werden:

1. Die Entwicklung der Parteibindung wird in sehr starkem Maße von der gesamtwirtschaftlichen Situation in Deutschland abhängen. Dies bedeutet auch, dass postmaterialistische Erklärungsversuche nicht nur zu kurz greifen, sondern aus der Sicht des Autors auch unfähig sind, politisches Bindungs- und damit indirekt auch Wahlverhalten befriedigend zu erklären.
2. Religiöse Faktoren sind bei fast allen Parteien nach wie vor ausschlaggebend. (vgl. Arzheimer, 2007[1]: 107-108) Inwieweit sich dieser Konflikt auflöst, kann so pauschal nicht beantwortet werden. Schwächer werdende Austrittszahlen bei den Kirchen in den verschiedenen Glaubensrichtungen sprechen allerdings eine andere Sprache. In diese gleiche Richtung sind aus der Sicht des Autors auch die Ergebnisse der letzten Shell Jugendstudien zu interpretieren, die einen wertekonservativen Rollback prophezeien. Hierdurch wird der Einfluss der religiösen Faktoren in der Zukunft zumindest nicht steil abfallen. „69 Prozent [der Jugendlichen] finden es gut, dass es die Kirche gibt.“ (Shell, 2006) Eine endgültige Antwort auf die Frage, ob Wechselwirkungen zwischen der wirtschaftlichen Situation und der Zuwendung zum Glauben in einer Gesellschaft vorhanden sind, kann hier nicht gegeben werden, da Glauben aber auch als Reaktion auf Unsicherheit gesehen werden könnte, ist es zumindest nicht auszuschließen.

3. Lokale Faktoren, hier vor allem das Bundesland, und wider Erwartung weniger der prinzipielle Vergleich zwischen Ost- und Westdeutschland haben ebenfalls einen zentralen Stellenwert. Ost-West-Vergleiche scheitern wohl vor allem an der Tatsache der gravierenden Nord-Süd-Unterschiede in beiden Landesteilen. Während sich in südostdeutschen Bundesländern wie Sachsen und Thüringen und in südwestdeutschen wie Bayern oder Baden-Württemberg eher die christdemokratische politische Richtung behaupten kann, punktet die soziale Richtung eher nördlich. Das "west" bei "südwest" muss als ehemalig westdeutsch verstanden werden und dient daher gerade bei Bayern nicht als Ortsangabe. Man kann also prinzipiell von Nord-Süd-Unterschieden sprechen die sich in beiden Landesteilen, wenn auch auf anderem Niveau, ähnlich verhalten. Das unterschiedliche Niveau der Bindung in den alten und den neuen Bundesländern ist sicherlich ein multikausales Problem.

4. „Falls man ein weiches Kriterium verwendet und fordert, dass jemand zu mindestens zwei Drittel der Aussagen unserer Rechtsextremismusskala positiv Stellung nimmt, beträgt der Anteil von Personen mit relativ festgefügter rechtsextremistischer Weltanschauung in Deutschland rund 17 Prozent.“ (Falter, 1994: 156) Bei der Beurteilung der Bindungen zum rechten und linken Rand bestätigen die empirischen Ergebnisse im Großen und Ganzen schon bekannte Zusammenhänge. Vor allem ostdeutsche Modernisierungsverlierer (vgl. Falter, 1994: 157), bei den rechten Parteien überdurchschnittlich oft männlich und noch recht jung, tendieren zu den Extremitäten. 2005 galt „die Arbeitslosigkeit [] allen Befragten [im Vorfeld der Bundestagswahl] als das mit Abstand wichtigste Problem, das es in Deutschland in den nächsten Jahren zu lösen gilt.“ (Rattinger und Juhasz, 2006: 59) Ein Blick in die Geschichte bestätigt diesen Modernisierungsverlierertrend nicht. Im Gegenteil, in den 1930er Jahren war es vor allem der protestantische Mittelstand, der die NSDAP unterstützte. Dieses Phänomen wird in der Literatur „Mittelklassenhypothese“ genannt. (vgl. Falter, Rattinger und Troitzsch, 1989 [2]: 150) Diese

besagt, „...dass die NSDAP-Wähler hauptsächlich aus der protestantischen Mittelklasse stammten und die NSDAP Wahlerfolge unter Nichtkatholiken erheblich stärker [waren] als unter Katholiken.“ Des Weiteren war es „... die selbstständige und nicht die unselbstständige protestantische Mittelschicht, die eine wirklich starke und bis 1933 sogar überproportional anwachsende Sympathie für die Hitlerbewegung zeigte.“ (Falter, Rattinger und Troitzsch, 1989 [2]: 151) Die Hitlerbewegung hat also „...ihre Stimmen hauptsächlich, aber eben nicht ausschließlich von der protestantischen Mittelklasse bezogen [aber] auch eine starke Unterstützung von Wählern aus der Arbeiterklasse [erhalten].“ (Falter, Rattinger und Troitzsch, 1989 [2]: 152) Obwohl Falter auch von einem starken Zusammenhang mit der Arbeitslosigkeit spricht, kann dieser zumindest direkt hier nicht nachgewiesen werden und muss über die Einschätzung der eigenen wirtschaftlichen Lage erklärt werden. Die Kausalkette Arbeitslosigkeit, hieraus folgende schlechte Beurteilung der eigenen Lage und hieraus politischer Extremismus ist allerdings nachvollziehbar und einleuchtend. Der direkte Zusammenhang ist wohl auch deshalb nicht nachweisbar, da eine nicht unbedeutende Anzahl von Erwerbstätigen mit ihrer Lage unzufrieden ist und politisch ebenfalls nach rechts tendiert. „Objektive soziale Probleme führen zu subjektiven Deprivationsgefühlen, diese begünstigen wiederum Politikverdrossenheit, eine politische Protesthaltung und rechtsextreme Denkmuster, was schließlich - beileibe nicht bei allen, aber doch einer signifikanten Minderheit, die Wahl rechter Parteien fördert. [Allerdings:] Politikverdrossenheit alleine führt dabei ebenso wenig zur Wahl rechtsextremer Parteien wie die Existenz eines geschlossenen rechtsextremen Weltbildes. Vielmehr müssen beide Faktoren zusammenkommen, eine politische Protesthaltung und rechtsextreme Einstellungen.“ (Falter, 1994: 157) Gabriel bemerkt abschließend: „Besondere Aufmerksamkeit sollte die weitere Forschung der Frage widmen, unter welchen Voraussetzungen ein Umschlagen wirtschaftlicher Unzufriedenheit in Systemkritik wahrscheinlich wird.“ (Falter, Rattinger und Troitzsch, 1989 [2]: 244) Außer der Unzufriedenheit haben allerdings die Wählerklientele am rechten und linken Rand wenig gemein.

Während rechts oft ein recht niedriges formelles Bildungsniveau herrscht, kann die PDS gerade bei Akademikern überproportional punkten, auch wenn dieser Zusammenhang multipel berechnet nicht signifikant ist. (vgl. Arzheimer, 2007[1]: 83) Bei religiösen Fragestellungen kann eigentlich nur bei den Sozialisten eine signifikante Nichtmitgliedschaft zu den christlichen Kirchen festgestellt werden, am rechten Rand kann hier, auch wenn dies in der Literatur oft anders beschrieben wird, kein Zusammenhang festgestellt werden, der nicht ausreichend durch die anderen Variablen erklärt wird. An dieser Stelle muss aber gerade bei den rechten Parteien auf die sehr kleinen Fallzahlen und die hiermit einhergehenden Inkonsistenz der Erkenntnisse hingewiesen werden.

5. Als letzter Punkt muss die von Franz und anderen ins Feld geführte Lebenszyklustheorie nochmal angesprochen werden. (vgl. Klages, Franz und Herbert, 1987: 55-107) Während eine stetige Altersmodellierung praktisch keine Signifikanzen aufgewiesen hat, kann dies nach Gruppierung der Variable nicht mehr behauptet werden.

Aus diesen fünf Punkten leitet sich für das politische System in Deutschland Folgendes ab:

1. Das existierende, relativ stabile deutsche Parteiensystem, in dem sich nur sehr wenig Parteien die Macht aufteilen und in dem es mit den Grünen eigentlich seit 50 Jahren nur eine Partei geschafft hat, neu zu entstehen, hängt elementar von der wirtschaftlichen Situation in Deutschland ab. Das Zufriedenheitsniveau der Menschen mit ihrer eigenen wirtschaftlichen Situation wirkt stabilisierend beziehungsweise destabilisierend. Bisher hat sich ein steigendes politisches Desinteresse noch nicht als Gegenbewegung zu den etablierten Mächten formiert. Ob es eine Transition der Enttäuschten hin zu alternativen Konzepten geben kann, ist zwar nicht klärbar, es ist allerdings auch nicht auszuschließen. Neue NGO Bewegungen wie Attac sprechen dafür,

haben allerdings bisher auch noch keine konkrete politische Wirkung.

2. Neue soziale Bewegungen ebenso wie eine Rückbesinnung auf alte Werte und das wieder steigende Interesse an der Kirche bei jungen Menschen sprechen eigentlich für das bewährte Parteiensystem und vor allem für die gerade von den großen Volksparteien ureigenen Inhalte. Inwieweit die großen Parteien, gerade in der heiklen Konstellation einer großen Koalition, in der Lage sind, diese auch glaubhaft zu vermitteln, muss abgewartet werden.

3. Extreme Parteien haben nur eine Chance, wenn die drängenden wirtschaftlichen Probleme auf Dauer nicht gelöst werden. „Durch eine Verlängerung und eventuelle Verschärfung der gegenwärtigen Wirtschaftskrise, aber auch durch eine andauernde Abkopplung Ostdeutschlands von der allgemeinen Entwicklung würde dieses Gefühl sozialer Benachteiligung und wirtschaftlichen Zurückbleibens sicherlich entscheidend gefördert werden.“ (Falter, 1994: 163) In einer „zufriedenen“ Nation werden es die Vereinfacher am politisch extremen Rand immer sehr schwer haben.

4. Insgesamt wirkt das politische System relativ stabil, der sozialpsychologische Ansatz wird theoretisch von den Ergebnissen gestützt. Es kann weder von einer Steigerung der Prägekraft neuer Cleavages gesprochen, noch eine wirklich weltbewegende Abschwächung festgestellt werden. Im Gegenteil, 2005 sind wieder mehr parteigebundene Wähler festgestellt worden. Der im Theorieteil ebenfalls beschriebene integrative Ansatz von Mario Paul stellt ein sehr interessantes Konzept zur Integration der wichtigsten Punkte empirischer Erkenntnisse der letzten Jahrzehnte dar. Der Mensch ist ein zu komplexes Wesen, als dass sich sein Verhalten mit einfachen Kausalmodellen abbilden lassen könnte. Bei Paul wird bewusst eine extreme Multikausalität gewählt. Da es kein Ziel dieser Arbeit war, die Sinnhaftigkeit und Aussagekraft des Parteibindungskonzeptes an sich zu beurteilen, soll deshalb auch hierüber keine Aussage getroffen werden.

Konzepte, die eindeutig, meist noch bekleidet mit dem Tarnmantel der Empirie, nachweisen, welche Wirkung die Parteibindung auf die Wahlentscheidung hat, sind mit Vorsicht zu genießen. Erstens spielen hier sicherlich zu viele andere Faktoren, von denen nur eine geringe Anzahl überhaupt messbar ist, eine Rolle. Zweitens ist das Datenmaterial bei Bundestagswahlen mit knapp einem Duzend Messpunkten noch weit davon entfernt, aussagekräftige Verallgemeinerungen zuzulassen.

12 Schlussbemerkungen und Zusammenfassung

Die gewählte Aufgabenstellung dieser Arbeit war es, Gründe für die Bildung einer Parteibindung zu finden, um anschließend aufgrund der Daten seit 1972 ein Prognoseszenario für die künftige Entwicklung der Parteibindungsrate zu entwerfen. Mit dieser Prognose lassen sich die gängigen Theoriekonzepte zur Analyse von Wahlverhalten beurteilen. Die Sinnhaftigkeit einzelner Theoriekonzepte in ihrer Gesamtheit war, genauso wenig wie etwa die Frage, ob die Parteibindung an sich ein geeignetes Konzept ist, Teil der Forschungsfrage. Beurteilungen dieser Art lassen sich quantitativ sicherlich nur in einem sehr begrenztem Umfang treffen. Wolfgang Müller weist auf „...ein grundsätzliches Problem der Wahlforschung [hin]: Wie weit man sich in empirischen Untersuchungen tatsächlich der “Realität“ annähert, ist nicht nur aufgrund eines erheblichen Fehlerpotentials im Rahmen der Datenerhebung und durch Messprobleme ungewiss. Mitunter kann man sich des Eindrucks nicht erwehren, mit der angestrebten bestmöglichen Untersuchung doch eben nur “am wenigsten unsichere“ Aussagen treffen zu können.“ (Müller, 1999: 235) Die Relevanz der Parteibindung auf das Wahlverhalten wird unter anderem von Mößner nachgewiesen und wurde daher ebenfalls in dieser Arbeit nicht explizit diskutiert. (vgl. Mößner, 2007: 269-270)

Als Erstes, über alle Parteien hinweg, gültiges Ergebnis muss die Relevanz

der Variable "Beurteilung der eigenen wirtschaftlichen Lage" auf die Parteibindung hervorgehoben werden. Wer zufrieden ist, bindet sich eher, wer unzufrieden ist, bindet sich gar nicht oder sucht bei den extremen Parteien sein Heil. Ob hierdurch die Parteibindung als "unmoved power" durch die Abhängigkeit von dieser kurzfristigen und individuellen Variable „zu einem "running tally" oder "crawling peg" degradiert" wird, konnte im Rahmen dieser Analyse nicht festgestellt werden. Ergebnisse von Falter und anderen aus dem Jahre 2000 sprechen aber von weitestgehender Stabilität der Parteibindung. (Falter, Schoen und Caballero, 2000: 240) Des Weiteren spielen, neben den klassischen Faktoren Kirchengang und Gewerkschaftsmitgliedschaft, die vor allem durch die beiden großen Volksparteien entstehen, das Alter und das Bundesland eine wichtige Rolle. Sowohl bei den Bundesländern als auch beim Alter sind allgemeine, parteiunspezifische Aussagen schwierig. Es kann aber festgehalten werden, dass die Ergebnisse eher für Generationeneffekte und gegen den Ansatz der Lebenszyklen sprechen.

Bei der Sozialdemokratie sind eine Gewerkschaftsmitgliedschaft, ein seltener oder kein Kirchengang und der Beruf die ausschlaggebenden Faktoren beziehungsweise Ausprägungen, die eine Bindung positiv beeinflussen. Unter Einschränkungen gilt dies auch für die Konfessionszugehörigkeit, wobei hier eher Protestanten als Katholiken zur SPD neigen. Bei der Variable Beruf ist das Bild über die Wahlen hinweg etwas unübersichtlich, am meisten lässt sich noch die Aussage, dass Landwirte und Selbstständige sich am wenigsten für die Sozialdemokratie interessieren, treffen.

Bei der zweiten großen Volkspartei, der Union aus CDU/CSU, spielen neben den beiden religiösen Variablen und der Nichtmitgliedschaft in einer Gewerkschaft der Beruf und das Bundesland eine zeitpunktunabhängige Rolle. Des Weiteren sind in den neueren Studien seit 1994 zusätzlich die Schulbildung und die Schichtzugehörigkeit signifikant. Regelmäßiger Kirchengang und die Zugehörigkeit zu einer der beiden großen christlichen Kirchen wirkt sich positiv für die Union aus. Bei den Katholiken ist dieser Effekt noch deutlich stärker. Die Union hat gerade in den letzten Jahren vor allem in den beiden

südlichsten Bundesländern Bayern und Baden-Württemberg zusätzlich, über das bereits hohe Niveau hinaus punkten können.

Bei der Variable Beruf ist interessant, dass neben den klassischen Koalitionen zu Landwirten und Selbstständigen bei Beamten der Rückhalt geringer ist als vom Autor a priori angenommen und dass der gegenläufige Effekt bei den Arbeitern seit den 1970er Jahren zwar nicht linear, aber doch mehr oder minder kontinuierlich abnimmt.

Hinsichtlich der Ergebnisse der kleineren Parteien sei auf die vorherigen Kapitel verwiesen. An dieser Stelle muss noch einmal auf die sehr kleinen Stichprobenzahlen der kleineren Parteien und die hiermit verbundene Unsicherheit der Ergebnisse hinwiesen werden.

Im zweiten Schritt wurde nun die Prognose der Parteibindung versucht. Aufgrund der mageren Datenlage waren lediglich einfachere Zeitreihenmodelle möglich. Allein aufgrund der Modelle ist aber keine Prognose möglich, es bedarf des bereits aggregierten Wissens aus den bisherigen Analysen. Fakt ist: Es war die letzten Jahre ein Abschmelzen des relativ hohen Niveaus der Parteibindungen feststellbar. Dieser Abschmelzvorgang ist mit der Wahl 2005 vorerst beendet worden. Dies hängt sicherlich mit dem sich ändernden Klima in der Gesellschaft, aber auch mit einer mittlerweile wieder wertebasierender werdenden Jugend (vgl. Shell Jugendstudie, 2006) zusammen. Die weitere Entwicklung hängt wohl vor allem von der Problemlösungskompetenz der staatstragenden Parteien ab. Gelingt es den Parteien wirtschafts- und sozialpolitische Konzepte zu finden, die die Lage auf dem Markt nachhaltig verändern, so wird der Bundesrepublik eine relativ hohe Quote an parteigebundenen Wählern erhalten bleiben und somit die Parteidemokratie in der aktuellen Form gestärkt. Gelingt dies nicht, ist es wohl nur eine Frage der Zeit bis sich ein nicht zu vernachlässigbarer Teil der ungebundenen Wähler bei den extremen Parteien am linken und vor allem rechten Rand wieder findet.

Zur Beurteilung der gängigen Theorien des Wahlverhaltens bleibt Folgen-

des festzuhalten:

1. Ideelle Nachfolger des soziologischen Ansatzes, wie die verschiedensten Varianten der Cleavage-Theorie, werden durch die Ergebnisse zumindest nicht irrelevant. Auf der einen Seite lässt sich Wahlverhalten, wie man gesehen hat, nicht ohne die großen gesellschaftlichen Spannungslinien Arbeit versus Kapital und Kirche versus Staat in welcher Form auch immer erklären. Gerade religiöse Bindungen nehmen wieder zu, die großen Kirchen verzeichnen Mitgliederzuwächse. Die eigene wirtschaftliche Situation hat maßgeblichen Anteil an der Frage, ob sich eine Parteibindung entwickeln wird oder nicht. Auf der anderen Seite lässt zwar die Prägekraft der Milieus kaum nach, die Milieugröße wird allerdings geringer und daher auch die gesamtgesellschaftliche Bedeutung. Ansätze, die Verhalten ausschließlich aufgrund der Zugehörigkeit zu bestimmten Gruppen zu erklären versuchen, greifen allerdings bei weitem zu kurz. Ein Beispiel ist, dass in den Analysen das objektiv messbare Einkommen eigentlich mehr oder minder irrelevant ist und stattdessen die subjektiv empfundene wirtschaftliche Lage im Vordergrund steht. Mehr Gewicht hat allerdings die Tatsache, dass die Parteibindung, die in gewissem Maße auch Indikator der soziologischen Anteile der Wahlentscheidung ist, sich in der Bevölkerung stabilisiert hat, sich aber keineswegs auf dem Weg zu neuen Bestmarken befindet. Ein zunehmender Einfluss soziologischer Faktoren ist nicht zu beobachten, auch nicht wenn man, wie es neuere Cleavage-Ansätze versuchen, andere Cleavages verwendet. Soziologische Ansätze sind also weder irrelevant, aber eben auch nicht ausreichend, um Wahlverhalten zu erklären.

2. Die Grundlage von Rational-Choice-Ansätzen oder der Individualisierungsthese ist ein schwindender Anteil an "irrationalen" vor allem gruppendynamischem Verhalten. Das bereits Dargestellte spricht allerdings eine andere Sprache, so dass diese Ansätze mit den Ergebnisse nicht vereinbar erscheinen. Die Parteibindung hat sich stabilisiert und übt somit einen konstant hohen

Einfluss auf das Wahlverhalten der Mehrheit der Wahlberechtigten aus. Der Zusammenhang zwischen Parteineigung und Wahlentscheidung wurde allerdings im Rahmen dieser Arbeit nicht untersucht, daher kann an dieser Stelle nur auf die gängige Literatur hingewiesen werden. (vgl. Falter, Gabriel und Wessel, 2005 [2]: 189-212)

3. Das in Deutschland bisher von der Mehrheit der Wahlforscher als zutreffendstes Modell titulierte ist der Michigan-Ansatz oder auch Ann-Arbor-Modell genannt. Insgesamt stützt die konstante Entwicklung der Parteibindung diesen Ansatz, die Parteibindung selbst ist Grundidee dieses Ansatzes. Obwohl sich die Bindungsstärken etwas abgeschwächt haben, vor allem von der starken und sehr starken Bindung hin zu mehr mittelstarken, kann nicht von einem Bedeutungsverlust der Parteibindung gesprochen werden. Auch die Korrelation zwischen Parteibindung und Wahlentscheidung hat keinen signifikanten Einbruch erlitten, beispielhaft sei hier aufgeführt, dass 70 Prozent der Unions- und sogar 77 Prozent der parteigebundenen SPD-Anhänger von 1994 auch 1998 der entsprechenden Partei ihre Stimme gegeben haben.

4. Eine quantitative Bewertung des integrativen Modells zur Erklärung des Wahlverhaltens von Mario Paul ist schwierig, da die angenommenen und im Modell zahlreich vorhandenen Wechselwirkungen dem Autor als nicht empirisch überprüfbar erscheinen. Auf der anderen Seite wird es allerdings ebenso schwer sein, ein integratives Modell dieser Art zu falsifizieren, da es mehr oder minder alle relevanten Bereiche mit abdeckt und eigentlich jedes menschliche Verhalten erklären kann. Diese Eigenschaft ist aber auch das Hauptproblem dieser Theorie, da systematisch Verallgemeinerungen verhindert werden und am Schluss im eigentlichen Sinne einer Theorie keine Aussage mehr relevant sein muss.

Bei genauerer Betrachtung muss angemerkt werden, dass eigentlich mit der Fragestellung von der Relevanz des Parteibindungskonzeptes und somit auch

in gewisser Weise vom Michigan-Modell ausgegangen wird. Wechselwirkungen zwischen den konkurrierenden Modellen sind trotzdem, wie im Theorieteil beschrieben und von Mario Paul ebenfalls aufgeführt, vorhanden, die Theorien können nicht völlig unabhängig voneinander betrachtet werden. Insgesamt muss noch angemerkt werden, dass sich natürlich streng genommen die einzelnen Theorien aus den Ergebnissen dieser Arbeit weder verifizieren noch falsifizieren lassen, da eine unterschiedliche Fragestellung behandelt wurde. Die empirischen Ergebnisse geben allerdings keinen Anlass, an dem gängigen Konzept, also dem sozialpsychologischen Modell in etwas modifizierter Form, zu zweifeln.

Die Parteibindung wird mehr oder minder von den klassischen soziologischen Merkmalen bestimmt. Vor allem die religiöse und die wirtschaftliche Dimension sind zeitüberdauernd relevant. Auffällig ist, dass sowohl das Geschlecht wie auch der Ost-West-Vergleich, aber auch persönliche Variablen wie Berufsgruppe, Familienstand und Anzahl der Kinder keine nennenswerten Einflussfaktoren darstellen, die nicht schon durch die anderen Variablen erklärt worden sind. Die Parteibindung wird sich, aus Sicht des Autors, unter der Voraussetzung wirtschaftlicher Stabilität, ebenfalls im Bereich um 70 Prozent einpendeln und die nächsten Jahre dort verweilen. Auf andere Szenarien wurde in den bisherigen Kapiteln umfassend eingegangen.

13 Literaturverzeichnis

Literatur

- [] Arminger, Gerhard/ Müller, Franz, 1990, *Lineare Modelle zur Analyse von Paneldaten* Wiesbaden: Westdeutscher Verlag.
- [] Arzheimer, Kai / Falter, Jürgen W., 2003 [2], *Wahlen*, in: Eckhard Jesse, Roland Sturm *Demokratien des 21. Jahrhunderts im Vergleich*, Opladen: Leske und Budrich.
- [] Arzheimer Kai, 2007[1], *Wahl extremer Parteien*, in: Rattinger, Hans/ Gabriel, Oscar W./ Falter, Jürgen, 2007, *Der gesamtdeutsche Wähler*, Baden-Baden: Nomos Verlagsgesellschaft.
- [] Arzheimer Kai/ Schoen, Harald, 2007[2], *Mehr als eine Erinnerung an das 19. Jahrhundert?*, in: Rattinger, Hans/ Gabriel, Oscar W./ Falter, Jürgen, 2007, *Der gesamtdeutsche Wähler*, Baden-Baden: Nomos Verlagsgesellschaft.
- [] Backhaus, Klaus und andere, 2003, *Multivariate Analyseverfahren*, Berlin: Springer Verlag, (10. Aufl.).
- [] Berelson, Bernard R./ Lazarsfeld, Paul/ McPhee, William N., 1954, *Voting: A Study of Opinion Formation in a Presidential Campaign*, Chicago: The University of Chicago Press.
- [] BPB, 2007, *Deutschland 1945-2005*, Bonn: Bundeszentrale für Politische Bildung.
- [] Brömme, Norbert/ Strasser Hermann, 2001, *Gespaltene Bürgergesellschaft - Die ungleichen Folgen des Strukturwandels von Engagement und Partizipation*, in: Politik und Zeitgeschichte (B 25-26/2001).

- [] Broschek, Jörg/ Schultze, Rainer-Olaf, 2006, *Wer wählt wen? - Theoretische Erklärungsmodelle und empirische Befunde* in: Hoecker, Beate, 2006, *Politische Partizipation zwischen Konvention und Protest. Eine studienorientierte Einführung*, Opladen: Barbara Budrich.
- [] Büchel, Felix/ Falter, Jürgen, 1994, *Einfluss der erwerbsbiographischen Situation auf die politische Einstellung*, in: Rattinger, Hans/ Gabriel, Oskar W./ Jagodzinski, Wolfgang, 1994, *Wahlen und politische Einstellungen im vereinigten Deutschland*, Frankfurt am Main: Verlag Peter Lang.
- [] Bürklin, Wilhelm/ Klein, Markus, 1998, *Wahlen und Wählerverhalten*, Opladen: Leske+Budrich Verlag, (2. Aufl.).
- [] Campell, Angus/ Gurin, Gerald/ Miller, Warren E., 1954, *The Voter Decides*, Evanston: Row, Peterson.
- [] Campell, Angus/ Converse, Phillip E./ Miller, Warren E., 1960, *The American Voter*, Chicago: University Of Chicago Press.
- [] Converse, Phillip E. / Pierce, Roy, 1986, *Political Representation in France*, Cambridge: Harvard University Press.
- [] Diggle, Peter J./ Liang, Kung-Yee/ Zeger, Scott L., 1994, *Analysis of Longitudinal Data*, Oxford: Oxford University Press.
- [] Downs, PAnthony, 1968, *Ökonomische Theorie der Demokratie*, Tübingen: Mohr (Siebeck).
- [] Fahrmeir, Ludwig/ Hamerle, Alfred 1984, *Multivariate statistische Verfahren*, New York: de Gruyter Verlag.
- [] Fahrmeir, Ludwig/ Künstler, Rita/ Pigeot, Iris/ Tutz, Gerhard, 1997, *Statistik*, Berlin: Springer Verlag.

- [] Falter, Jürgen/ Rattinger, Hans, 1983, *Parteien, Kandidaten und politische Streitfragen bei der Bundestagswahl 1980*, in: Kaase, Max/ Klingemann, Hans-Dieter (Hg.), 1983, *Wahlen und politisches System. Analysen aus Anlaß der Bundestagswahl 1980*, Opladen: Westdeutscher Verlag.
- [] Falter, Jürgen W. / Schumann, Siegfried / Winkler, Jürgen, 1989 [1], *Erklärungsmodell von Wählerverhalten*, in: Politik und Zeitgeschichte. Beilage zur Wochenzeitung "Das Parlament" . B 43/89 20. Oktober 1989, S. 3-24.
- [] Falter, Jürgen W./ Rattinger, Hans/ Troitzsch, Klaus G., 1989 [2], *Wahlen und politische Einstellungen in der Bundesrepublik Deutschland*, Frankfurt am Main: Verlag Peter Lang.
- [] Falter, Jürgen W., 1994, *Wer wählt rechts? - Die Wähler und Anhänger rechtsextremistischer Parteien im vereinigten Deutschland*, München: Beck Verlag.
- [] Falter, Jürgen/ Schoen, Harald/ Caballero, Claudio, 2000, *Dreißig Jahre danach: Zur Validierung des Konzepts 'Parteiidentifikation' in der Bundesrepublik*, in: Klein, Markus/ Jagodzinski, Wolfgang/ Mochmann, Ekkehard/ Ohr, Dieter, 2000, *50 Jahre empirische Wahlforschung in Deutschland*, Wiesbaden: Westdeutscher Verlag.
- [] Falter, Jürgen/ Gabriel, Oscar W./ Rattinger, Hans, 2005 [1], *Wahlen und Wähler*, Wiesbaden: Verlag für Sozialwissenschaften.
- [] Falter, Jürgen/ Gabriel, Oscar W./ Wessels, Bernhard, 2005 [2], *Wirklich ein Volk?*, Opladen: Leske+Budrich Verlag.
- [] Falter, Jürgen/ Gabriel, Oscar W./ Wessels, Bernhard, 2005 [3], *Handbuch Wahlforschung*, Wiesbaden: Verlag für Sozialwissenschaften.
- [] Fiorina, Morris P., 1981, *Retrospective Voting in American National Elections*, New Haven: Yale University Press.

- [] Hartenstein, Wolfgang, 2002, *Dem Wähler auf der Spur*, St. Ingbert: Röhrig Universitätsverlag.
- [] Held, Leonhard, 2004, *Zeitreihenanalyse*, Skript zur Vorlesung an der Universität München im WS 2004/2005.
- [] Hennig, Christian, 2004, *Modellwahl und Variablenselektion in der Statistik* Skript zur Vorlesung an der Universität Hamburg im SS 2004.
- [] Heumann, Christian, 2006, *Skript Kategoriale Daten*, [www.stat.uni-muenchen.de/~chris/\(24.6.2006\)](http://www.stat.uni-muenchen.de/~chris/(24.6.2006)).
- [] Holtmann, Everhard, 2006, *Repräsentation des Volkes durch Volksparteien*, in: Jesse, Eckhard/Sturm, Roland, 2006, *Bilanz der Bundestagswahl 2005*, Wiesbaden: Westdeutscher Verlag.
- [] Inglehart, Ronald, 1989, *Kultureller Umbruch. Wertewandel in der westlichen Welt*, Frankfurt am Main: Campus Verlag.
- [] Institut für Wirtschaftsforschung Halle, 2001, *Ost-West-Wanderungen junger Menschen*, www.iwh-halle.de (12.09.2004).
- [] Jöreskog, Karl, 1967, *Some contributions to maximum likelihood factor analysis*, In: *Psychometrika* 32(4), Seite 443-482.
- [] Jung, Helmut, 1982, *Wirtschaftliche Einstellungen und Wahlverhalten in der Bundesrepublik Deutschland*, Paderborn: Schöningh.
- [] Kellermann, Charlotte, 2007, *“Trends and Constellations“* , in: Rattinger, Hans/ Gabriel, Oscar W./ Falter, Jürgen, 2007, *Der gesamtdeutsche Wähler*, Baden-Baden: Nomos Verlagsgesellschaft.
- [] Key, Valdimer, 1966, *The Responsible Electorate. Rationality in Presidential Voting 1936-1960*, Cambridge: Harvard University Press.

- [] Kirchgässner, Gerhard, 1990 *Zur gegenseitigen Abhängigkeit von Parteipräferenz und Einschätzung der Wirtschaftslage, eine empirische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland 1972-1986*, in: Schmitt, Karl, 1990, *Wahlen, Parteiliten, politische Einstellungen*, Frankfurt: Peter Lang Verlag.
- [] Klages, Helmut/ Franz, Gerhard/ Herbert, Willy, 1987, *Sozialpsychologie der Wohlfahrtsgesellschaft. Zur Dynamik von Wertorientierungen, Einstellungen und Ansprüchen*, Frankfurt: Campus Verlag.
- [] Klein, Markus/ Arzheimer, Kai, 1997, *Grau in Grau - DIE GRÜNEN und ihre Wähler nach eineinhalb Jahrzehnten*, in: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, 49, S. 650-673.
- [] Klein, Markus/ Rosar, Ulrich, 2005, *Die Wähler ziehen Bilanz: Determinanten der Wahlteilnahme und der Wahlentscheidung*, in: Güllner, Manfred/ Dülmer, Hermann/ Klein, Markus/ Ohr, Dieter/ Quandt, Markus/ Rosar, Ulrich/ Klingemann, Hans-Dieter, 2005, *Die Bundestagswahl 2002*, Wiesbaden: Verlag für Sozialwissenschaften.
- [] Koch, Achim/ Schmidt, Peter/ Wasmer, Martina, 2001, *Politische Partizipation in der Bundesrepublik Deutschland*, Opladen: Leske+Budrich Verlag.
- [] Kornelius, Bernhard/ Roth, Dieter, 2004, *Politische Partizipation in Deutschland*, Bonn: Bundeszentrale für politische Bildung.
- [] Küchler, Manfred, 1990, *Ökologie statt Ökonomie: Wahlpräferenz im Wandel?*, in: Kaase, Max/ Klingemann, Hans-Dieter, 1990, *Wahlen und Wähler - Analysen aus Anlass der Bundestagswahl 1987*, Opladen: Leske+Budrich Verlag.
- [] Lang, Stefan, 2002, *Kategoriale Regression*, <http://www.stat.uni-muenchen.de/lang/lehre.html> (22.05.2004).

- [] Lang, Stefan, 2004, *Skript zur Vorlesung Computerintensive Verfahren in der Statistik*, <http://www.stat.uni-muenchen.de/lang/lehre.html> (24.05.2004).
- [] Lazarsfeld, Paul/ Reuben, Bernhard/ Gaudet, Hazel, 1944, *The people´s choice: How the voter makes up his mind in a presidential campaign* New York: Duell, Sloan, and Pearce.
- [] Lipset, Seymour M./Rokkan, Stein, 1967, *Cleavage Structures, Party Systems and Voter Alignments: An Introduction*, in: Lipset, Seymour M./Rokkan, Stein, 1967, *Party Systems and Voter Alignment*, New York.
- [] Mardia, Kathi V./ Kent, James/ Bibby, John, 1979, *Multivariate Analysis*, London: Academic Press.
- [] Marx, Karl, 1978, *Manifest der kommunistischen Partei*, München: Wilhelm Fink Verlag.
- [] Miller, Warren/ Shanks, Merrill, 1996, *The New American Voter*, Cambridge: Harvard University Press.
- [] Mößner, Alexandra, 2006, *Typisch Parteiidentifizierer? Parteiidentifikation und Persönlichkeit*, in: Schumann, Siegfried, 2005, *Persönlichkeit: Eine vergessene Größe der empirischen Sozialforschung*, Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- [] Mößner, Alexandra, 2006, *Jung und ungebunden? Parteiidentifikation von jungen Erwachsenen*, in: Roller, Edeltraud/ Brettschneider, Frank/ van Deth, Jan W., 2006, *Jugend und Politik: "Voll normal!" . Der Beitrag der politischen Soziologie zur Jugendforschung*, Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- [] Mößner, Alexandra, 2007, *Wie wahl- und wechselfreudig sind Parteihänger? Parteiidentifikation, Nichtwahl und Wechselwahl*, in: Rattinger, Hans/ Gabriel, Oscar W./ Falter, Jürgen, 2007, *Der gesamtdeutsche Wähler*, Baden-Baden: Nomos Verlagsgesellschaft.

-]] Müller, Wolfgang, 1999, *Sozialstrukturelle Cleavages bei Bundestagswahlen in Theorie und Empirie*, Frankfurt am Main: Verlag Peter Lang.
-]] Niedermayer, Oskar, 2000, *Die Entwicklung des deutschen Parteiensystems: eine quantitative Analyse*, in: Klein, Markus/ Jagodzinski, Wolfgang/ Mochmann, Ekkehard/ Ohr, Dieter, 2000, *50 Jahre empirische Wahlforschung in Deutschland*, Wiesbaden: Westdeutscher Verlag.
-]] Noelle-Neumann, Elisabeth, 1985, *Politik und Wertewandel*, in: Geschichte und Gegenwart 1..
-]] Pappi, Franz Urban/ Shikano, Susumu, 2005, *Wahl- und Wählerforschung. Theorien und Forschungsstand*, Unveröffentlichtes Manuskript.
-]] Paul, Mario, 2006, *Warum überraschte das Votum der Wähler*, in: Jesse, Eckhard/Sturm, Roland, 2006, *Bilanz der Bundestagswahl 2005*, Wiesbaden: Westdeutscher Verlag.
-]] Pickel, Gert/ Walz, Dieter/ Brunner, Wolfram, 2000, *Deutschland nach den Wahlen*, Opladen: Leske+Budrich Verlag.
-]] Pruscha, Helmut, 2006, *Statistisches Methodenbuch*, Berlin: Springer Verlag.
-]] Rattinger, Hans, 2000, *Konjunkturentwicklung, Wahrnehmung der Wirtschaftslage und Parteipräferenzen in Deutschland, 1977-1998*, in: Klein, Markus/ Jagodzinski, Wolfgang/ Mochmann, Ekkehard/ Ohr, Dieter, 2000, *50 Jahre empirische Wahlforschung in Deutschland*, Wiesbaden: Westdeutscher Verlag.
-]] Rattinger, Hans/ Juhasz, Zoltan, 2006, *Die Bundestagswahl 2005*, in: Aktuelle Analysen 41, Hans-Seidel Stiftung.
-]] Robins, James/ Rotnitzky, Andrea/ Zhao, Lue Ping, 1994, *Estimation of regression coefficients when some regressors are not always observed*, in: Journal of the American Statistical Association, 89.

- [] Roth, Dieter, 1998, *Empirische Wahlforschung*, Opladen: Leske+Budrich Verlag.
- [] Rüger, Bernhard, 2006, *Skript zur Vorlesung Demographie - Kapitel 1.2.2*, <http://www.statistik.lmu.de/rueger/Demographie06.html> (26.05.2007).
- [] Scheuch, Erwin K., 2000, *Die Kölner Wahlstudie zur Bundestagswahl 1961*, in: Klein, Markus/ Jagodzinski, Wolfgang/ Mochmann, Ekkehard/ Ohr, Dieter, 2000, *50 Jahre empirische Wahlforschung in Deutschland*, Wiesbaden: Westdeutscher Verlag.
- [] Schlittgen, Rainer, Streitberg, Bernd H. J., 2001, *Zeitreihenanalyse*, München: Oldenburg Verlag.
- [] Schultze, Rainer-Olaf, 2003, *Strukturierte Vielfalt als Wahlentscheidung heute?*, in: Jesse, Eckhard/ Sturm, Roland, 2003, *Bilanz der Bundestagswahl 2002*, Wiesbaden: Westdeutscher Verlag.
- [] Simmel, Georg, 1890, *Über soziale Differenzierung*, Leipzig: Duncker und Humblot Verlag.
- [] Shell, 2006, *Shell Jugendstudie 2006*, [http://www.shell.com/home/content/de-de/society\[Unterstrich\]environment/jugendstudie/2006/dir\[Unterstrich\]jugendstudie.html](http://www.shell.com/home/content/de-de/society[Unterstrich]environment/jugendstudie/2006/dir[Unterstrich]jugendstudie.html) (27.07.2007).
- [] Statistisches Bundesamt, 2006, *Datenreport 2006 - Zahlen und Fakten über die Bundesrepublik Deutschland*, Bonn: Bundeszentrale für politische Bildung.
- [] Statistisches Bundesamt, 2008, *Bevölkerungsstand*, <http://www.destatis.de> (11.03.2008).
- [] Stulajter, Frantisek, 2001, *Prediction in Time Series Using Regression Models*, New York: Springer Verlag.

- [] Thaidigsmann, Isabell, 2004, *Sozialstruktur und Wählerverhalten - Das Ende einer alten Beziehung?*, St. Augustin: Konrad-Adenauer-Stiftung.
- [] Toutenburg, Helge, 2003, *Lineare Modelle*, Heidelberg: Physica Verlag, (2. Aufl.).
- [] Tutz, Gerhard, 2000, *Die Analyse kategorialer Daten*, München: Oldenbourg Verlag.
- [] Völkl, Kerstin, 2007, *Nichtwahl - die Alternative für parteilich Ungebundene am Wahltag?*, in: Rattinger, Hans/ Gabriel, Oscar W./ Falter, Jürgen, 2007, *Der gesamtdeutsche Wähler*, Baden-Baden: Nomos Verlagsgesellschaft.
- [] Wieland, Dirk, 2002, *Individualisierung und Sozialstruktur - objektive und subjektive Dimensionen sozialer Ungleichheit*, Dissertationsschrift zur Erlangung des Grades eines Dr. rer. pol., vorgelegt an der Universität Kassel.
- [] Zelle, Carsten, 1994, *Steigt die Zahl der Wechselwähler?*, in: Rattinger, Hans/ Gabriel, Oskar W./ Jagodzinski, Wolfgang, 1994, *Wahlen und politische Einstellungen im vereinigten Deutschland*, Frankfurt am Main: Verlag Peter Lang.
- [] Zhao, Lue Ping/ Lipsitz, Stuart/ Lew, Daniel, 1996, *Regression analysis with missing covariate data using estimating equation*, in: *Biometrics* 52: 1165-1182.

14 Anhang

-siehe beiliegende CD-