

DIE ENTWICKLUNG DER BETEILIGUNGSBEREITSCHAFT BEI BUNDESTAGSWAHLEN

Eine Mehrebenenanalyse auf der Grundlage der Politbarometer-Trenderhebungen
der Jahre 1977 bis 2002

Markus Klein

Zusammenfassung: Die Wahlbeteiligung bei Bundestagswahlen wies in den letzten Jahrzehnten einen rückläufigen Trend auf. Die vorliegenden empirischen Analysen der Mechanismen hinter diesem Rückgang schöpfen das Analysepotential der verfügbaren Trenddaten nur unvollkommen aus. Am Beispiel der Politbarometer-Befragungen der Jahre 1977 bis 2002 wird gezeigt, wie man Trenddaten mit Hilfe der Mehrebenenanalyse einer stringenteren Auswertung unterziehen kann. Die rückläufige Verbreitung der Parteiidentifikation und die zunehmende Unzufriedenheit mit den politischen Parteien erweisen sich dabei als Hauptursachen der rückläufigen Beteiligungsbereitschaft. Die Mobilisierungswirkungen von Wahlkämpfen nehmen im Zeitverlauf an Stärke zu.

I. Einleitung und Problemstellung

Dass die Beteiligung an Bundestagswahlen einen rückläufigen Trend aufweist, ist eine innerhalb der empirischen Politikforschung weithin akzeptierte Diagnose (vgl. ausführlich Kleinhenz 1995). Aber auch außerhalb des engeren Bereichs der Wissenschaft hat sie sich mittlerweile zu einer Art „Common Sense“-Wissen über die bundesrepublikanische Demokratie entwickelt (vgl. neben anderen Feist 1994a; Koch 1994). Sie beschreibt zudem keine deutsche Besonderheit, sondern steht im Kontext rückläufiger Beteiligungsraten bei nationalen Wahlen in den meisten fortgeschrittenen Industriegesellschaften (Dalton 2001; Wattenberg 2002: 11–35). Diese Unstrittigkeit der Diagnose und ihre vermeintliche Universalität mögen erklären, warum die empirischen Sozialwissenschaften den Entwicklungstendenzen der Wahlbeteiligung in den letzten Jahren nur noch vergleichsweise geringe Aufmerksamkeit entgegengebracht haben.

Dieses Aufmerksamkeitsdefizit ist insofern problematisch, als die Belastbarkeit des bislang verfügbaren Wissens über die Mechanismen hinter der rückläufigen Beteiligungsbereitschaft bei Bundestagswahlen¹ in einem eigentümlichen Kontrast zur zuwei-

¹ Im Folgenden ist von der „Beteiligungsbereitschaft bei Bundestagswahlen“ die Rede, weil den hier berichteten empirischen Analysen Umfragedaten zugrunde liegen. In deren Rahmen kann natürlich nicht die Wahlbeteiligung selbst, sondern nur die in Interviews bekundete Beteiligungsbereitschaft analysiert werden. Wenn zuweilen doch von der „Wahlbeteiligung“ die Rede ist, dann deshalb, weil entweder auf das korrespondierende realweltliche Verhaltensphänomen Bezug genommen wird oder aber um sprachlicher Monotonie vorzubeugen.

len vermuteten gesellschaftspolitischen Brisanz dieser Entwicklung steht. Während die Diagnose sinkender Beteiligungsraten bereits auf der Grundlage der amtlichen Wahlstatistiken gestellt werden kann, muss die Erforschung ihrer Ursachen zwingend auf der Grundlage von wiederholt durchgeführten Bevölkerungsumfragen erfolgen.² Die bislang vorliegenden empirischen Analysen schöpfen die Möglichkeiten der verfügbaren Trendbefragungen aber nur sehr unvollkommen aus. Die meisten Arbeiten bleiben methodisch bei der isolierten Analyse der einzelnen Querschnitte stehen. Die Längsschnittperspektive wird dann im Anschluss auf der Grundlage der Ergebnisse der verschiedenen Einzelanalysen eher freihändig-interpretativ hergestellt (so z.B. Falter und Schumann 1993; Kleinhenz 1995). Mit den untersuchten Individualvariablen verbundene Kompositions- und Einflussstärkeneffekte, die für die Erklärung von Veränderungsprozessen wie der sinkenden Wahlbeteiligung eine besondere Relevanz besitzen, können so aber nur in methodisch unbefriedigender Art und Weise untersucht werden. In der vorliegenden Abhandlung wird daher gezeigt, wie mit Hilfe des statistischen Verfahrens der Mehrebenenanalyse Trendbefragungen sehr viel systematischer ausgewertet werden können (vgl. hierzu auch Lubbers und Scheepers 2001). Die verschiedenen verfügbaren Querschnitte werden dabei nicht isoliert voneinander ausgewertet, sondern vielmehr im Rahmen eines integrierten statistischen Modells. Wie sich zeigen wird, ermöglicht diese Analysestrategie neue Einsichten hinsichtlich der Determinanten der Wahlbeteiligung auf der Individualebene und der Mechanismen hinter ihrer Entwicklung im Aggregat.

Der Aufsatz gliedert sich wie folgt: In einem ersten Schritt wird zunächst kurz der Forschungsstand bezüglich der Entwicklung der Wahlbeteiligung in Deutschland zusammengefasst. Dabei werden zum einen diejenigen Prozesse identifiziert, die als mögliche Ursachen der rückläufigen Wahlbeteiligung in Frage kommen und zum anderen die methodischen Defizite der bislang vorliegenden empirischen Arbeiten aufgezeigt (Abschnitt II). Im Anschluss daran werden kurz die hier verwendeten Daten – die kumulierten Politbarometer der Jahre 1977 bis 2002 – vorgestellt. In diesem Zusammenhang wird außerdem detailliert auf die Logik der Auswertung von Trendbefragungen mittels des Verfahrens der Mehrebenenanalyse eingegangen (Abschnitt III). Nach der Darstellung und Diskussion der Ergebnisse der empirischen Analysen (Abschnitt IV) folgt dann abschließend eine kurze Zusammenfassung der wichtigsten Untersuchungsergebnisse (Abschnitt V).

II. Forschungsstand

Als mögliche Ursachen der sinkenden Wahlbeteiligung bei Bundestagswahlen kommen aus logischen Gründen nur *Veränderungsprozesse* in Frage. Ein erster relevanter Veränderungsprozess kann dabei darin bestehen, dass sich über die Zeit hinweg Verschiebungen in der Randverteilung einer Variablen ergeben, die einen signifikanten und rele-

2 Dies gilt, da hierfür Wissen über die individuellen Charakteristika der verschiedenen Wahlberechtigten notwendig ist, das nur im Rahmen von Umfragen gewonnen werden kann. Da die Ursachen für einen *Prozess* identifiziert werden sollen, sind außerdem *Trendbefragungen* notwendig.

vanten Effekt auf die Wahlteilnahme aufweist. Ist beispielsweise ein Merkmal mit einer deutlich erhöhten Wahrscheinlichkeit der Wahlteilnahme verbunden und sinkt gleichzeitig im Zeitablauf die Häufigkeit dieses Merkmals in der Bevölkerung, dann resultiert daraus – eine konstante Prägekraft des Merkmals für das Verhalten unterstellt – ein Rückgang der Wahlbeteiligung. Der Rückgang der Wahlbeteiligung wäre dann das Ergebnis der veränderten Zusammensetzung der Bevölkerung hinsichtlich des betrachteten Merkmals, was im Folgenden als *Kompositionseffekt* bezeichnet werden soll. Darüber hinaus ist es aber auch möglich, dass sich im Zeitablauf die Wahrscheinlichkeit verändert, mit der sich die Träger eines Merkmals an Wahlen beteiligen. Weisen die Träger des betrachteten Merkmals zunächst eine sehr hohe Wahrscheinlichkeit der Wahlteilnahme auf und nimmt diese Wahrscheinlichkeit dann im Zeitverlauf ab, so resultiert daraus – einen konstanten Anteil des Merkmals in der Bevölkerung unterstellt – ebenfalls eine sinkende Wahlbeteiligung. Der Rückgang der Wahlbeteiligung wäre in diesem Fall das Ergebnis der rückläufigen Prägekraft des untersuchten Merkmals für das individuelle Verhalten, was im Folgenden – in Ermangelung einer besseren begrifflichen Alternative – als *Einflussstärkeneffekt* bezeichnet werden soll. Die beiden beschriebenen Effekte können sich natürlich auch wechselseitig überlagern.

Die für die Beschreibung des Forschungsstands bezüglich der Ursachen der sinkenden Wahlbeteiligung bei Bundestagswahlen relevante Literatur ist durchaus überschaubar³ und stammt im Wesentlichen aus der ersten Hälfte der neunziger Jahre.⁴ Die umfassendste Analyse stellt die Dissertation von Thomas Kleinhenz aus dem Jahr 1995 dar (vgl. auch Kleinhenz 1996, 1998). Daneben ist die Arbeit von Falter und Schumann (1993) zu nennen sowie die Studie von Armingeon (1994). In diesen Arbeiten werden die folgenden Veränderungsprozesse als Ursachen der rückläufigen Wahlbeteiligung benannt:

Individualisierung und Differenzierung der Lebenswelten. Querschnittsanalysen haben wiederholt gezeigt, dass soziale Integration im Allgemeinen und soziale Integration in stabile sozial-moralische Milieus im Besonderen die Beteiligungsbereitschaft bei Bundestagswahlen erhöhen (Falter und Schumann 1994; Eilfort 1994; Kleinhenz 1995). Die Wirkungen der sozialen Integration werden dabei zuweilen unter dem Begriff der *Randständigkeitshypothese* diskutiert. Demnach haben sozial randständige Personen eine geringere Beteiligungswahrscheinlichkeit, weil sie nicht der im Rahmen funktionierender sozialer Netzwerke ausgeübten sozialen Kontrolle unterliegen (Kleinhenz 1995: 29f.; Gabriel und Völkl 2004: 230ff.). Die Einbettung in sozial-moralische Milieus erhöht die Wahrscheinlichkeit der Wahlteilnahme, weil im Rahmen solcher Milieus in der Regel außerdem klare Wahlnormen existieren, die dem Einzelnen vorschreiben,

3 Reine Querschnittsbetrachtungen, die die Determinanten der Wahlteilnahme zu einem gegebenen Zeitpunkt analysieren (vgl. u.a. Eilfort 1994; Falter und Schumann 1994; Feist 1994b; Kaase und Bauer-Kaase 1998; Kühnel 2001), werden nur dann herangezogen, wenn sie auf ansonsten vernachlässigte Einflussfaktoren hinweisen, die für den rückläufigen Trend über die Zeit mitverantwortlich sein könnten.

4 Dies erklärt sich aus der Tatsache, dass die Wahlbeteiligung bei der Bundestagswahl 1990 um immerhin 10,7 Prozentpunkte niedriger lag als noch bei der Bundestagswahl 1983. Dieser starke Rückgang innerhalb von nur sieben Jahren hat die Aufmerksamkeit der akademischen Wahlforschung kurzfristig auf das Phänomen der Nichtwähler gelenkt.

welche Partei er zu wählen hat. Mit den Begriffen der Individualisierung und der Differenzierung der Lebenswelten werden nun die Prozesse der sukzessiven Auflösung traditioneller sozialer Milieus und der sozialen Atomisierung der Individuen beschrieben (Zapf et al. 1987). Daraus lässt sich ein Kompositionseffekt ableiten, der die Erwartung einer rückläufigen Wahlbeteiligung im Aggregat begründet. Bezüglich der Frage, ob über diesen Kompositionseffekt hinaus auch noch ein Einflussstärkeneffekt zu erwarten ist, finden sich in der Literatur keine eindeutigen Aussagen. Man könnte die Existenz eines solchen aber insofern vermuten, als sich im Zuge des Individualisierungsprozesses immer mehr Menschen von den Verhaltenserwartungen ihrer Umwelt emanzipieren und außerdem in zunehmendem Maße über die notwendigen Ressourcen verfügen, um eine eigenständige Wahlentscheidung treffen zu können, die nicht auf die Deutungsangebote sozialer Milieus angewiesen ist (Ohr 2005). Dies aber würde eine nachlassende Prägekraft von Indikatoren der sozialen Integration für die Beteiligungsbereitschaft implizieren.

Partisan Dealignment. Eine der stärksten Determinanten der Wahlteilnahme ist die Existenz einer Parteidentifikation. Diese spielt im sozialpsychologischen Modell des Wählerverhaltens eine zentrale Rolle und stellt eine im Zuge der frühen Sozialisation erworbene, in der Persönlichkeitsstruktur tief verankerte und dementsprechend auch vergleichsweise stabile affektive Bindung an eine Partei dar (Campbell et al. 1954, 1960). Converse beschrieb sie sehr anschaulich als eine Art „psychologische Parteimitgliedschaft“ (1969: 144). Die Verbreitung solcher affektiver Parteibindungen ist in der Bundesrepublik im Zeitverlauf rückläufig (Falter et al. 2000; Rattinger und Falter 2002). Diesen Rückgang, der seine Ursachen unter anderem in den eben beschriebenen Prozessen der Individualisierung und der Differenzierung der Lebenswelten hat, bezeichnet man als *Partisan Dealignment* (Dalton 1984, 2000). Der aus dem Partisan Dealignment resultierende Kompositionseffekt wird in der Literatur als eine wesentliche Ursache der rückläufigen Wahlbeteiligung angesehen. Die Ergebnisse der Analysen von Falter und Schumann (1993: 43) deuten außerdem darauf hin, dass über die Zeit hinweg die Prägekraft der Parteibindung für die Wahlbeteiligung nachgelassen hat. Auch dieser Einflussstärkeneffekt lässt im Aggregat einen steigenden Nichtwähleranteil erwarten.

Partizipatorische Revolution. Die formale Schulbildung hat sich in der Vergangenheit als wichtiger Einflussfaktor der Wahlteilnahme erwiesen (Falter und Schumann 1994; Eilfort 1994; Kleinhenz 1995; Gabriel und Völkl 2004). Personen mit hoher Schulbildung nahmen mit einer deutlich höheren Wahrscheinlichkeit an Bundestagswahlen teil als Personen mit nur geringer Bildung. Interpretiert wurde dies im Rahmen des sozioökonomischen Standardmodells politischer Beteiligung im Sinne einer höheren Ausstattung mit partizipationsrelevanten Ressourcen (Verba und Nie 1972; Verba et al. 1978). Da die Verbreitung höherer Bildungsabschlüsse im Zuge der Bildungsexpansion stark zugenommen hat, sollte der daraus resultierende Kompositionseffekt aber einen *Anstieg* der Wahlbeteiligung bewirken. Allerdings wird im Rahmen der empirischen Werteforschung hervorgehoben, dass sich unter den Hochgebildeten eine so genannte „partizipatorische Revolution“ vollziehe (Kaase 1982). Dieser Personenkreis sei die Hauptträgergruppe neuer postmaterialistischer Wertorientierungen, die auf Selbstentfaltung der

Persönlichkeit und *unmittelbare* politische Beteiligung abzielten (Inglehart 1977, 1989). Die Wahrscheinlichkeit der Wahlteilnahme von Hochgebildeten sinke daher, da sie in zunehmendem Maße direkte Formen politischer Partizipation verlangten und mit den im Rahmen der repräsentativen parlamentarischen Demokratie vorgesehenen Beteiligungskanälen unzufrieden seien. Durch ihre Wahlenthaltung würden sie dabei versuchen, weiterführende Partizipationsmöglichkeiten zu erzwingen (Feist 1994a). Bezüglich der Bildung wird aus dieser theoretischen Perspektive also ein Einflussstärkeneffekt erwartet, der den Kompositionseffekt abschwächt und möglicherweise gar überkompensiert.

Politische Entfremdung. Bezüglich der Wirkungen der politischen Zufriedenheit bzw. Entfremdung auf die Wahlbeteiligung existieren zwei theoretische Perspektiven: Im Rahmen der *Normalisierungsthese* wird davon ausgegangen, dass zufriedene Bürger mit einer größeren Wahrscheinlichkeit zur Nichtwahl tendieren als unzufriedene Bürger (Roth 1992). Im Rahmen der *Krisenthese* wird hingegen davon ausgegangen, dass die Zufriedenheit und Identifikation mit dem politischen System und den agierenden Herrschaftsträgern die Wahrscheinlichkeit der Wahlteilnahme steigert, während politische Unzufriedenheit und Entfremdung die Wahlbeteiligung senkt (Feist 1992). Die Befunde der vorliegenden empirischen Analysen deuten dabei darauf hin, dass die Krisenthese eine bessere Beschreibung der Realität darstellt als die Normalisierungsthese (Falter und Schumann 1993, 1994; Eilfort 1994; Kleinhenz 1995; Kaase und Bauer-Kaase 1998; Gabriel und Völkl 2004). Im Zuge der Debatte um die so genannte Politikverdrossenheit wurde festgestellt, dass politische Unzufriedenheit und Entfremdung in der Bundesrepublik Deutschland in den letzten Jahrzehnten tendenziell zugenommen haben (Maier 2000). Der daraus resultierende Kompositionseffekt kann folglich zur Erklärung der rückläufigen Wahlbeteiligung beitragen. Darüber hinaus haben Falter und Schumann in ihren Analysen Hinweise darauf gefunden, dass „die Unzufriedenen stärker als früher zum Nichtwählen“ neigen (Falter und Schumann 1993: 41). Die Existenz eines die Nichtwahl begünstigenden Einflussstärkeneffekts ist folglich ebenfalls nicht auszuschließen.

Erosion der internalisierten Wahlnorm. Häufig wird in empirischen Analysen der Determinanten der Wahlbeteiligung auch eine so genannte internalisierte Wahlnorm berücksichtigt (Falter und Schumann 1993, 1994; Kleinhenz 1995; Rattinger und Krämer 1995). Mit diesem Begriff wird ein verinnerlichtes Verantwortungsgefühl bezeichnet, sich als Bürger in einer Demokratie an den Wahlen zu den Repräsentativorganen beteiligen zu müssen. Die hierbei verwendeten Indikatoren weisen auf der individuellen Ebene in der Regel starke Zusammenhänge mit der Beteiligungsbereitschaft auf (vgl. Falter und Schumann 1993: 46; Kleinhenz 1995: 128; Rattinger und Krämer 1995: 283). Auch scheint die Akzeptanz einer solchermaßen definierten Wahlnorm in der Bevölkerung über die Zeit rückläufig zu sein (Kleinhenz 1995: 126f), woraus wiederum ein die Wahlbeteiligung senkender Kompositionseffekt resultiert. Ebenfalls rückläufig ist nach den Analysen von Kleinhenz (1995: 127–130) auch die Prägekraft der Wahlnorm für das Verhalten. Die internalisierte Wahlnorm kann im Rahmen der nachfolgend berichteten empirischen Analysen allerdings nicht berücksichtigt werden, da sie in

den verwendeten Umfragen nicht erhoben wurde.⁵ Damit ist allerdings nicht ausgesagt, dass Normen im Sinne von Verhaltenserwartungen an das Individuum im Folgenden keine Rolle spielen werden. Auch wenn solche Verhaltenserwartungen in Befragungen nicht zuverlässig erhoben werden können, so lassen sich ihre *Wirkungen* im Rahmen der hier gewählten Analysestrategie durchaus aufzeigen.

Diese knappe Zusammenfassung des Forschungsstands lässt erkennen, dass die Relevanz von Kompositions- und Einflussstärkeneffekten für die Erklärung der rückläufigen Wahlbeteiligung in der vorliegenden Literatur durchaus erkannt wurde. Allerdings wurden diese Effekte nicht in einer methodisch stringenten Art und Weise analysiert. Die bislang übliche Analysestrategie bei der Auswertung von Trendbefragungen bestand darin, zunächst die Entwicklung der Randverteilung der theoretisch interessierenden Variablen darzustellen und anschließend deren Effekte auf die Beteiligungsbereitschaft zu den unterschiedlichen Erhebungszeitpunkten zu analysieren (so Falter und Schumann 1993; Kleinhenz 1995). Die Ergebnisse dieser beiden getrennt voneinander vorgenommenen Analysen wurden dann allerdings nicht systematisch im Rahmen eines statistischen Modells hinsichtlich ihrer Konsequenzen für die Aggregatentwicklung der Wahlbeteiligung aufeinander bezogen. Dies geschah vielmehr auf eine eher freihändig zu nennende Art und Weise im Rahmen der inhaltlichen Interpretation der empirischen Befunde.⁶ Dieses Vorgehen ist aber insofern unbefriedigend, als in seinem Rahmen die mit den verschiedenen untersuchten Variablen verbundenen Kompositions- und Einflussstärkeneffekte weder wechselseitig kontrolliert noch quantifiziert werden können.⁷

5 Das Heranziehen einer internalisierten Wahlnorm zur Erklärung der Wahlbeteiligung wäre aber auch inhaltlich problematisch gewesen. Diese Variable hat vor allem deshalb einen starken Effekt auf die Wahlbeteiligung, weil sie eine der Teilnahmeentscheidung unmittelbar vorausgehende Disposition darstellt. Sie weist dementsprechend große Überschneidungen mit der hier im Zentrum des analytischen Interesses stehenden Beteiligungsbereitschaft auf. So stellen Rattinger und Krämer fest: „Die Akzeptanz dieser Norm vermittelt in erheblichem Umfang die Wirkung der anderen genannten Einflussfaktoren auf die Entscheidung, zur Wahl zu gehen oder nicht“ (1995: 284). Die Wahlnorm scheint folglich nur den Stellenwert einer intervenierenden Variablen ohne eigenständigen Erklärungswert zu besitzen.

6 Zur Illustration sei folgendes Zitat aus der Analyse von Falter und Schumann (1993: 49) angeführt: „In den Jahren seit 1980 hat überdies der Anteil der Personen mit einer Bindung an (irgend-)eine Partei tendenziell abgenommen, während insbesondere die politische Unzufriedenheit zugenommen hat. Beide Entwicklungen dürften zur Erhöhung des Nichtwähleranteils beigetragen haben. Ferner neigen heute politisch Unzufriedene und Personen ohne Parteibindung sowie politisch Uninteressierte stärker zum Nichtwählen als früher, was den Nichtwähleranteil zusätzlich in die Höhe getrieben hat.“

7 Mit der Arbeit von Kleinhenz (1995) sind darüber hinaus methodische Probleme ganz eigener Art verbunden: Kleinhenz beschreibt die Operationalisierung seiner abhängigen Variablen wie folgt: „Als Nichtwähler gelten in allen Analysen Wahlberechtigte, die sich an der letzten Bundestagswahl nicht beteiligt haben oder an der kommenden Bundestagswahl nicht beteiligen wollen“ (1995: 87). Für die Zwecke einer Längsschnittanalyse ist dies aber ein denkbar ungeeignetes Vorgehen, da erinnertes Verhalten aus der Vergangenheit und Verhaltensabsichten für die Zukunft in eins gesetzt werden. Erschwerend kommt hinzu, dass die Operationalisierung seiner abhängigen Variablen über die Zeit hinweg nicht vergleichbar ist, da in manchen der von ihm verwendeten Befragungen die erinnerte Beteiligung bei der jeweils vorangegangenen Bundestagswahl und in anderen Befragungen die Beteiligungsbereitschaft bei zukünftigen Bundestagswahlen nicht verfügbar ist (Kleinhenz 1995: 87f.). Die Ergebnisse der Analysen von

In inhaltlicher Hinsicht ist an den bislang vorliegenden Arbeiten zu den Ursachen der rückläufigen Beteiligungsbereitschaft bei Bundestagswahlen zu bemängeln, dass die Mobilisierungswirkungen der Wahlkämpfe vollständig aus der Analyse ausgeblendet werden. Dies erklärt sich zum Teil aus den dort verwendeten Daten. Denn wenn die Erhebungszeitpunkte der analysierten Trendbefragungen zwei und mehr Jahre auseinander liegen und nur teilweise mit den Jahren übereinstimmen, in denen Bundestagswahlen stattgefunden haben, dann können kurzfristige, wahlkampfbedingte Mobilisierungseffekte natürlich nicht in den Blick genommen werden. Nun stellen mögliche Mobilisierungswirkungen der Wahlkämpfe zwar keine Erklärung für einen Rückgang der Wahlbeteiligung dar. Sie könnten aber erklären, warum sich die Wahlbeteiligung bei den Bundestagswahlen der Jahre 1994, 1998 und 2002 stabilisiert hat, obgleich die Prozesse, die für den Rückgang der Teilnahmesabsicht gemeinhin verantwortlich gemacht werden, ungebrochen weiter voranschreiten. Weil die Beteiligung an Bundestagswahlen aufgrund dieser Prozesse nicht länger als „selbstverständlich“ betrachtet werden kann, mögen sich größere Freiräume für die kurzfristige Mobilisierung der Wahlberechtigten durch die Personen, Themen und Inszenierungen eines konkreten Wahlkampfes eröffnet haben. Den Wahlkämpfen müsste dann aber über die Zeit hinweg eine steigende Bedeutung bei der Mobilisierung der Bevölkerung im Vorfeld einer konkreten Wahl zukommen.

III. Datenbasis und Analysestrategie

Die im Folgenden berichteten empirischen Analysen wurden auf der Grundlage der so genannten *Politbarometer* der Forschungsgruppe Wahlen (Mannheim) durchgeführt. Bei dieser Befragungsserie handelt es sich um regelmäßige Trendbefragungen zu politischen Themen, die im Auftrag des Zweiten Deutschen Fernsehens (ZDF) seit März 1977 erhoben werden. Im Regelfall findet dabei jeden Monat eine Befragung statt.⁸ Die *Politbarometer*-Daten werden von der Forschungsgruppe Wahlen jedes Jahr an das Zentralarchiv für empirische Sozialforschung an der Universität zu Köln weitergeben, dort aufbereitet und anschließend der Wissenschaft für Sekundäranalysen zur Verfügung gestellt. Das Zentralarchiv stellt dabei neben den kumulierten Datensätzen der Befragungen eines jeden Kalenderjahres außerdem auch einen über den gesamten Erhebungszeitraum hinweg kumulierten Datensatz zur Verfügung (Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung an der Universität zu Köln 2004). Letztgenannter Datensatz, der nur ein kleines ausgewähltes Set von wiederholt erhobenen Variablen enthält, liegt den empirischen Analysen dieser Abhandlung zugrunde. Er deckt den Zeitraum von März 1977 bis Dezember 2002 ab. In die Auswertung gingen nur Befragte aus Westdeutschland (ohne West-Berlin) ein, da nur für diese Befragtengruppe die vollständige Zeitreihe zur Verfügung steht (vgl. für Details den methodischen Anhang). Da die für die

Kleinhenz lassen daher letztlich keine sinnvollen Aussagen über die Entwicklung der Beteiligungsbereitschaft bei Bundestagswahlen und deren Ursachen zu.

⁸ Allerdings wurde bis 1997 auf Grund der Betriebsferien des Befragungsinstituts jeweils in der Mitte des Jahres für einen Monat mit der Datenerhebung ausgesetzt. Zwischen 1978 und 1983 wurden außerdem jeweils auch im Dezember keine Daten erhoben.

untersuchte Forschungsfrage relevanten Variablen nicht zu allen Messzeitpunkten erhoben wurden, konnten aus diesem Datensatz nur insgesamt 264 Erhebungsmonate in die Auswertung einbezogen werden. Nach Ausschluss der Fälle mit fehlenden Werten bei einer oder mehreren der nachfolgend analysierten Variablen verbleiben insgesamt 239.194 Befragte im Datensatz.⁹

In der Einleitung ist ausgeführt worden, dass Trendbefragungen mittels des Verfahrens der Mehrebenenanalyse ausgewertet werden können und dass ein solches Vorgehen deutliche Vorteile gegenüber den bislang üblichen Auswertungsstrategien aufweist. Diese Behauptung soll nun näher begründet werden. Von einer Mehrebenenanalyse kann zunächst ganz allgemein immer dann gesprochen werden, wenn ineinander verschachtelte Untersuchungseinheiten unterschiedlicher Ebenen gleichzeitig zum Gegenstand der Analyse werden (vgl. zum Verfahren grundlegend Bryk und Raudenbush 1992; Goldstein 1995; Ditton 1998; Engel 1998; Kreft und de Leeuw 1998; Snijders und Bosker 1999; Hox 2002). Die notwendige Voraussetzung für die Durchführung einer Mehrebenenanalyse stellt folglich die Existenz hierarchisch strukturierter Daten dar.¹⁰ Die eben beschriebenen Daten aber weisen in der Tat eine solche hierarchische Struktur auf: Die beiden Ebenen des Datensatzes werden durch die Befragungspersonen (Ebene 1) und die Erhebungszeitpunkte (Ebene 2) gebildet. Die Befragungspersonen sind dabei jeweils eingebettet in den Kontext eines bestimmten Erhebungszeitpunkts. Diese Struktur ist in der oberen Hälfte von *Abbildung 1* visualisiert. Um die Unterschiede der hier verwendeten Analysestrategie zum so genannten *Growth-Curve-Modelling* (Goldstein 1995: 87–96) deutlich zu machen, ist in der unteren Hälfte von *Abbildung 1* außerdem auch die hierarchische Struktur von Paneldaten visualisiert. Hier sind die verschiedenen an einer Person erhobenen Messungen in den Kontext dieser Person eingebettet.

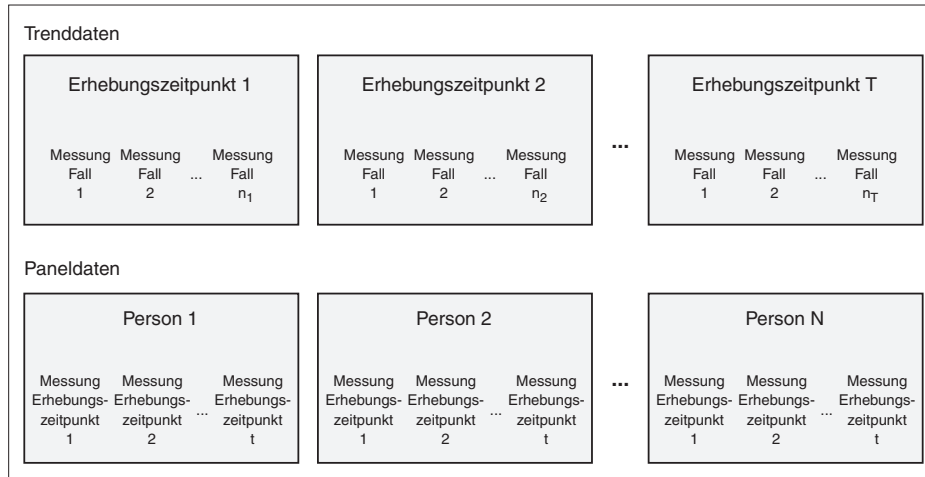
Die Voraussetzungen für die Anwendung der Mehrebenenanalyse bei der Auswertung von Trendbefragungen können also als gegeben betrachtet werden.¹¹ Es stellt sich

9 Im Durchschnitt stehen also 906 verwertbare Interviews pro Erhebungsmonat zur Verfügung.

10 Von hierarchisch strukturierten Daten spricht man immer dann, wenn die Untersuchungseinheiten Objekte unterschiedlicher Ebenen darstellen, wobei bestimmte Mengen von Untersuchungseinheiten der untergeordneten Ebene(n) sich den Untersuchungseinheiten einer übergeordneten Ebene zuordnen lassen müssen. Es muss außerdem gelten, dass jede Einheit einer untergeordneten Ebene jeweils genau einer (und nur einer) Einheit der übergeordneten Ebenen zugeordnet werden kann. Jede übergeordnete Einheit muss umgekehrt jeweils mindestens eine Einheit der untergeordneten Ebene umfassen.

11 Man könnte dagegen einwenden, dass im Rahmen einer Serie von Trend-Befragungen nicht prinzipiell ausgeschlossen werden kann, dass ein und dieselbe Person zu mehr als einem Erhebungszeitpunkt befragt wird und folglich die hierarchische Struktur der Daten anzweifeln. Ein solcher Einwand wäre aber insofern nicht überzeugend, als die wiederholte Befragung ein und der gleichen Person im Datensatz mehrere Fälle generiert, von denen jeder für sich eindeutig einem bestimmten Messzeitpunkt zugeordnet werden kann. Formal ist die hierarchische Struktur des Datensatzes folglich weiterhin gewährleistet. Materiell ließe sich hiergegen allerdings wiederum einwenden, dass die an einer wiederholt befragten Person erhobenen Messungen nicht unabhängig voneinander sind, was zu Verzerrungen führen kann. Dieser Einwand ist sicherlich berechtigt, angesichts der Tatsache, dass die wiederholte Befragung ein und derselben Person im Rahmen von Trendbefragungen extrem unwahrscheinlich ist, aber nicht sonderlich gravierend. Auch kann man argumentieren, dass bei Spezifikation eines Mehrebenenmodells,

Abbildung 1: Die hierarchische Struktur von Trend- und Paneldaten im Vergleich



nun die Frage, welche Vorteile mit einer solchen Analysestrategie verbunden sind. Ein wesentlicher Vorteil ist zunächst darin zu sehen, dass nicht nur die Determinanten der Wahlbeteiligung auf individueller Ebene untersucht werden können, sondern dass es gleichzeitig möglich ist, etwaige Veränderungen in der Randverteilung dieser Determinanten über die Zeit systematisch mit der Entwicklung der Wahlbeteiligung im Aggregat in Verbindung zu bringen. Kompositionseffekte sind damit nicht länger nur ein bei der inhaltlichen Interpretation der Ergebnisse empirischer Längsschnittanalysen zu berücksichtigendes Phänomen, sondern können nunmehr auch modelliert werden.

Darüber hinaus ist es außerdem möglich, mit den Erhebungszeitpunkten verbundene Variablen und deren Einflüsse auf die Beteiligungsabsicht des individuellen Wählers in die Analyse mit einzubeziehen. Solche Variablen können vielfältiger Natur sein. So kann beispielsweise eine Trendvariable eingeführt werden, die die Verortung der verschiedenen Erhebungszeitpunkte auf der Zeitachse indiziert. Daneben sind Level-2-Variablen denkbar, die sich auf methodische Besonderheiten der verschiedenen Befragungen beziehen oder den konkreten historischen Kontext der Datenerhebung näher beschreiben. Schließlich können auch Individualmerkmale wie die Demokratiezufriedenheit aggregiert werden und als Merkmale der Erhebungsmonate im Rahmen der Analyse berücksichtigt werden. Level-2-Variablen können dabei nicht nur einen Effekt auf das Niveau der Wahlbeteiligung ausüben, sondern außerdem auch auf die Stärke der Effekte, die von den untersuchten Level-1-Variablen auf die Wahlbeteiligung ausgehen (sog. *Cross-Level-Interaktionen*). Führt man beispielsweise auf der zweiten Ebene des Datensatzes eine Trendvariable ein, so kann untersucht werden, ob die Stärke des Ef-

in dem alle relevanten Determinanten der Individualebene berücksichtigt sind, die wiederholte Befragung einer Person kein Problem darstellen sollte, da aufgrund der in diesem Fall gegebenen Ähnlichkeit der Ausprägungen der unabhängigen Variablen ohnehin ähnliche Ausprägungen der abhängigen Variablen vorhergesagt würden. Gleichwohl zu beobachtende Abweichungen sollten dann aber mit großer Wahrscheinlichkeit auf Einflüsse von Merkmalen der Erhebungsmonate zurückzuführen sein.

fekts einer bestimmten Einflussgröße über die Zeit hinweg einer systematischen Veränderungstendenz unterliegt. Dadurch wird im Rahmen der Suche nach den Ursachen der rückläufigen Wahlbeteiligung auch die Untersuchung der Wirkungen der oben diskutierten *Einflussstärkeneffekte* möglich.

Um den nachfolgenden Abschnitt, in dem die Ergebnisse der empirischen Analysen berichtet werden, von der Notwendigkeit einer detaillierten formalen Beschreibung der geschätzten Modelle zu entlasten, wird an dieser Stelle ein kurzer Überblick über das verwendete Mehrebenenmodell gegeben. Dabei ist zunächst hervorzuheben, dass eine *logistische* Mehrebenenanalyse zur Anwendung kommt (Guo und Zhao 2000). Der Grund hierfür ist schlicht die Tatsache, dass es sich bei der zu untersuchenden abhängigen Variablen um eine binäre Größe handelt (Beteiligungsabsicht ja oder nein; vgl. für Details den methodischen Anhang). Die Zielgröße der dargestellten Modelle sind folglich die logarithmierten Odds der Beteiligungsbereitschaft (π gibt dabei die Wahrscheinlichkeit der Existenz einer Beteiligungsbereitschaft an). Diese werden durch eine Reihe von Individualvariablen X_1 bis X_k zu erklären versucht (vgl. Formel (1)). Dass es sich um ein Mehrebenenmodell handelt, erkennt man dabei an der doppelten Indexstruktur der untersuchten Variablen, mit deren Hilfe jedem Befragten i zum Zeitpunkt j eindeutig eine Merkmalsausprägung zugeordnet werden kann. Die Besonderheit der Mehrebenenanalyse besteht nun darin, dass die Koeffizienten des Regressionsmodells nicht notwendigerweise fix sind, sondern über die verschiedenen Level-2-Einheiten hinweg variieren können. Dies ist durch den bei den verschiedenen Regressionsparametern in Klammern gesetzten Subindex j angedeutet. Wird einem Parameter ein solcher Subindex j zugeordnet, so wird dieser Parameter „freigesetzt“, d.h. er kann über die verschiedenen Erhebungszeitpunkte hinweg variieren. Im Falle der Regressionskonstanten spricht man dann von einem „random intercept“, im Falle eines Regressionskoeffizienten von einer „random slope“.

Level 1:¹²

$$\ln\left(\frac{\pi_{ij}}{1-\pi_{ij}}\right) = \beta_{0(j)} + \beta_{1(j)} + X_{1ij} + \dots + \beta_{k(j)}X_{kij} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

Wird ein Regressionsparameter in der eben beschriebenen Weise „freigesetzt“, so wird ihm ein Fehlerterm zugewiesen, der die Variation dieses Koeffizienten erfasst (u_{0j} in Formel (2), u_{1j} in Formel (3) und u_{kj} in Formel (4)). Außerdem kann die Variation dieser Koeffizienten nunmehr im Rahmen von Regressionsgleichungen zweiter Ordnung auf Level-2-Variablen (W_1 usw.) zurückgeführt werden. Die entsprechenden Parameter dieser Regressionen zweiter Ordnung werden dabei mit dem Symbol γ bezeichnet, wobei der erste Subindex den Regressionskoeffizienten des Level-1-Modells indiziert, auf den sich das entsprechende Modell bezieht, und der zweite Subindex die verschiedenen Koeffizienten innerhalb der Gleichung durchnummeriert.

¹² Die jeweils in Klammern gesetzte Subindizes j sind nur dann relevant, wenn der betreffende Koeffizient „freigesetzt“ wird.

Level 2:¹³

$$\beta_{0(j)} = \gamma_{00} (\gamma_{01} W_{1j} + \dots + u_{0j}) \quad \text{mit: } \text{var}(u_{0j}) = \tau_{00} \quad (2)$$

$$\beta_{1(j)} = \gamma_{10} (\gamma_{11} W_{1j} + \dots + u_{1j}) \quad \text{mit: } \text{var}(u_{1j}) = \tau_{11} \quad (3)$$

$$\beta_{k(j)} = \gamma_{k0} (\gamma_{k1} W_{1j} + \dots + u_{kj}) \quad \text{mit: } \text{var}(u_{kj}) = \tau_{kk} \quad (4)$$

Im nachfolgenden Abschnitt wird jeweils auf die ausführliche formale Darstellung der geschätzten Modelle verzichtet, die eben eingeführte Notation der verschiedenen Parameter aber zumindest in den Ergebnistabellen jeweils in Klammern angegeben. Die technischen Details der Modellschätzung finden sich im methodischen Anhang.

IV. Empirische Analysen

Die abhängige Variable im Rahmen der empirischen Analysen ist die Beteiligungsbereitschaft bei Bundestagswahlen.¹⁴ In *Abbildung 2* ist ihre Entwicklung zwischen 1977 und 2002 dokumentiert. Wie die ebenfalls in *Abbildung 2* abgetragene Wahlbeteiligung bei den Bundestagswahlen der Jahre 1980 bis 2002 erkennen lässt, kommt die analysierte Variable dem realen Beteiligungsverhalten sehr nahe. Wie die ebenfalls eingetragenen Trendlinien zeigen, weisen sowohl die Beteiligungsbereitschaft als auch die tatsächliche Wahlbeteiligung einen über die Zeit hinweg rückläufigen Trend auf. Insgesamt gesehen deutet folglich alles darauf hin, dass die analysierte Einstellungsvariable

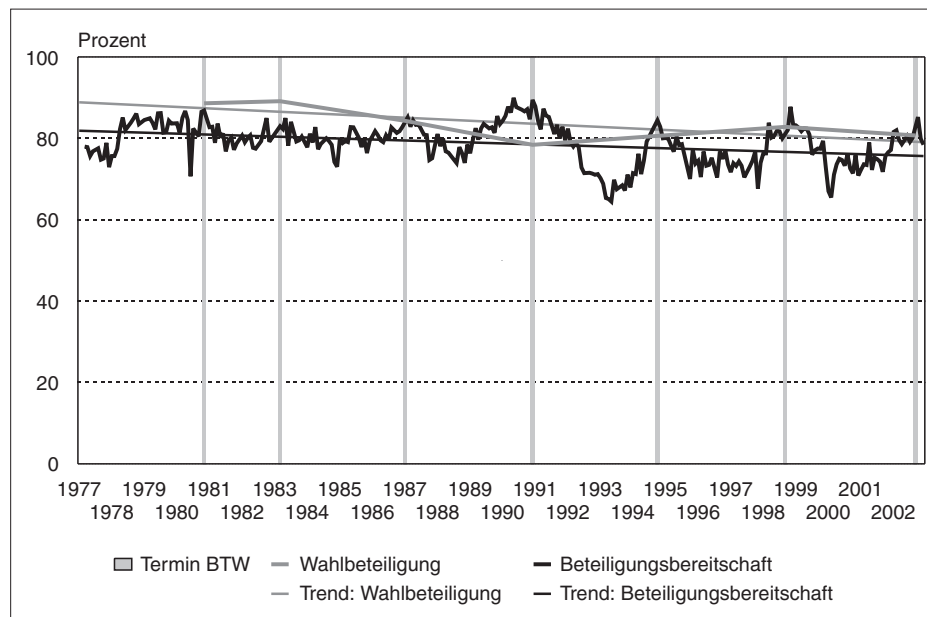
¹³ Der jeweils in Klammern angegebene Teil der Formel ist nur dann relevant, wenn der betreffende Koeffizient „freigesetzt“ wird.

¹⁴ Diese wird in den Politbarometer-Trendbefragungen nahezu durchgängig mit identischem Wortlaut erhoben (vgl. für Details den methodischen Anhang). Man kann dabei allerdings nicht unbesehen davon ausgehen, dass die in einer Meinungsumfrage erhobene Beteiligungsbereitschaft mit dem tatsächlichen Verhalten im Falle einer realen Wahl übereinstimmt. In der Vergangenheit hat sich wiederholt gezeigt, dass die Wahlbeteiligung im Rahmen von Umfragen deutlich überschätzt wird (Eilfort 1994: 87–94; Kleinhenz 1995: 73–80; Kühnel 2001: 16–19). Dies wird damit erklärt, dass die Beteiligung an Wahlen in der Regel (noch) als sozial erwünschtes Verhalten angesehen wird. Viele Befragte geben daher an, sich an einer fiktiven Bundestagswahl beteiligen zu wollen, auch wenn sie es im Ernstfall nicht täten (sog. *unaufrichtige Nichtwähler*). Ein anderer Teil der potentiellen Nichtwähler verweigert die Antwort auf die Frage nach der Wahlbeteiligung ganz. Falter und Schumann (1994) haben daher vorgeschlagen, die Antwortverweigerer bei der Frage nach der Beteiligungsabsicht als Nichtwähler zu behandeln, um so realistischere Schätzungen für die Höhe der Wahlbeteiligung zu erhalten. Diesem Vorschlag wurde an dieser Stelle gefolgt. Erste Auswertungen zeigten aber, dass die im Rahmen der Politbarometer-Befragungen ermittelte Beteiligungsbereitschaft im Umfeld der in unseren Analysezeitraum fallenden Bundestagswahlen trotz dieser Modifikation immer noch erkennbar höher war, als die tatsächliche Beteiligung an diesen Wahlen. Deshalb wurden in einem zweiten Schritt auch noch solche Befragte als Nichtwähler codiert, die zwar angaben, sich an einer Bundestagswahl beteiligen zu wollen, aber keine Angaben über die von ihnen bevorzugte Partei machen konnten. Dadurch sollten die unaufrichtigen Nichtwähler identifiziert werden. Die Analysen wurden parallel aber auch mit einer auf der Grundlage der Empfehlungen von Falter und Schumann gebildeten Variablen durchgeführt. Dabei ergaben sich keine grundlegenden Abweichungen.

eine sehr gute Beschreibung des mit ihr korrespondierenden realweltlichen Verhaltens darstellt.

Abbildung 2 zeigt außerdem, dass die Beteiligungsbereitschaft bei Bundestagswahlen um ihren linearen Entwicklungstrend herum merklich schwankt. So weist die Kurve der Beteiligungsbereitschaft beispielsweise im Jahr 1993 eine deutliche „Delle“ auf, die aller Wahrscheinlichkeit nach auf die damals wahrgenommene große Brisanz der Zuwanderungsfrage zurückzuführen ist (vgl. Klein und Falter 1996). Da dieses Problem in den Augen vieler Bürgerinnen und Bürger durch die etablierten Parteien nicht in zufrieden stellender Art und Weise behandelt wurde, gab es einen Anreiz zur Wahlenthaltung. Gleichzeitig war zu diesem Zeitpunkt in der Bundesrepublik Deutschland aber auch die Unterstützung für rechtsradikale Parteien außergewöhnlich hoch (Lubbers und Scheepers 2001: 435). Um diesen besonders augenfälligen Periodeneffekt im Rahmen der empirischen Analysen berücksichtigen zu können, wird an späterer Stelle die entsprechende Problemwahrnehmung der Bürgerinnen und Bürger als Merkmal der Individualebene Berücksichtigung finden. Außerdem lässt sich beobachten, dass in der zweiten Hälfte des untersuchten Zeitraums im Vorfeld der Bundestagswahlen die Beteiligungsabsicht deutlich zunimmt, um im Anschluss daran wieder abzusinken. Hier scheinen sich folglich die in Abschnitt II diskutierten Mobilisierungswirkungen der Wahlkämpfe beobachten zu lassen.

Abbildung 2: Die Entwicklung der Beteiligungsbereitschaft sowie der tatsächlichen Beteiligung bei Bundestagswahlen zwischen 1997 und 2002 (jeweils Westdeutschland ohne West-Berlin)



Im Rahmen einer empirischen Analyse der Entwicklung der Beteiligungsbereitschaft bei Bundestagswahlen geht es letztlich darum, deren Variation über die Zeit zu unter-

suchen und möglichst auch zu erklären. Die Determinanten der Wahlbeteiligung auf individueller Ebene sind dabei insofern von Interesse, als sich Veränderungen in der Randverteilung wichtiger Einflussgrößen aber auch Veränderungen in der Stärke der Effekte einzelner Determinanten auf die Aggregatentwicklung auswirken können. In einem ersten Schritt soll gezeigt werden, an welcher Stelle sich in einem Mehrebenenmodell die Variation der Beteiligungsbereitschaft über die Zeit beobachten lässt. Hierbei verwenden wir zunächst das einfachstmögliche Modell, das noch keine erklärenden Variablen enthält und ausschließlich der Aufteilung der Varianz auf die beiden Ebenen des Datensatzes dient. Dieses Modell ist in *Tabelle 1* unter der Überschrift „Nullmodell“ dokumentiert. Der Parameter γ_{00} entspricht dabei den durchschnittlichen logarithmierten Odds der Beteiligungsbereitschaft über alle untersuchten Zeitpunkte hinweg. Auf der Grundlage dieses Parameters kann der Anteil der Personen in unserem Datensatz mit Beteiligungsabsicht ermittelt werden.¹⁵ Er beträgt 81,8 Prozent. Der zweite Parameter des Nullmodells beschreibt die Varianz der Beteiligungsbereitschaft über die verschiedenen Erhebungszeitpunkte hinweg. Diese beträgt .095 und ist nach den Ergebnissen unserer Modellschätzung signifikant von Null verschieden.¹⁶ Die Intraklassen-Korrelation, also der Prozentanteil der insgesamt zu beobachtenden empirischen Varianz, der auf Unterschiede zwischen den Erhebungsmonaten zurückgeführt werden kann, beträgt 2,8 Prozent.¹⁷

Dieses einfache Modell kann nun schrittweise um relevante Prädiktoren der ersten und zweiten Ebene des Datensatzes erweitert werden. Bevor aber die substantiellen Variablen eingeführt werden, soll zunächst der lineare Trend der Entwicklung der Beteiligungsbereitschaft im Aggregat modelliert werden. Hierfür wird in Modell 1 eine Trendvariable als Level-2-Variable zur Erklärung der Varianz der Regressionskonstanten auf der ersten Ebene eingeführt (vgl. für Details den methodischen Anhang). Da während des Untersuchungszeitraums das Erhebungsverfahren von persönlichen auf telefonische Interviews umgestellt wurde, wird außerdem ein Methoden-Dummy eingeführt (vgl. für Details den methodischen Anhang). Dieser soll mögliche Niveauunterschiede in der berichteten Beteiligungsbereitschaft erfassen, die aus den unterschiedlichen Erhebungsverfahren resultieren. Wie die in *Tabelle 1* dokumentierten Schätzergebnisse zeigen, ist der Effekt des Methoden-Dummys statistisch nicht signifikant. Die Trendvariable hingegen weist einen signifikanten negativen Effekt von $-.00152$ auf: Auf der

15 Dies erfolgte gemäß der Formel: $\text{Wahrscheinlichkeit}(\text{Beteiligungsabsicht}) = (\exp(-\gamma_{00}) + 1)^{-1}$.

16 Streng genommen kann im Rahmen dieses Aufsatzes auf der zweiten Analyseebene nicht mit Signifikanzen argumentiert werden, da die analysierten Befragungsmonate nicht im Zuge der Ziehung einer Zufallsstichprobe ermittelt wurden. Für den Untersuchungszeitraum März 1977 bis Dezember 2002 wurde vielmehr der Versuch einer Vollerhebung unternommen. Wie in Abschnitt III ausgeführt, fehlen aber einige Monate aufgrund der Betriebsferien des Befragungsinstituts bzw. der Nicht-Erhebung einer oder mehrerer der untersuchten Variablen. Insgesamt verfügen wir für 264 Monate über Daten, während der Untersuchungszeitraum insgesamt 310 Kalendermonate umfasst. Wir gehen aber von der Prämisse aus, dass die 46 fehlenden Monate im weitesten Sinne als zufällige Ausfälle betrachtet werden können, was den Ausweis und die Diskussion von Signifikanzen rechtfertigt. Aufgrund der geringen Zahl von Fällen auf der zweiten Ebene des Datensatzes wird ein Signifikanzniveau von .05 verwendet.

17 Die Intraklassen-Korrelation wurde nach der Formel $\rho = \tau_{00} / (\tau_{00} + \pi^2/3)$ ermittelt (vgl. Guo und Hongxin 2000: 451).

Tabelle 1: Logistische Mehrebenenmodelle der Determinanten der Teilnahmesabsicht bei Bundestagswahlen: Nullmodell sowie Modell 1

Level 1 Level 2	Nullmodell	Modell 1
Fixe Effekte		
Konstante		
Konstante (γ_{00})	1.502* (.020)	1.760* (.038)
Erhebungsmethode (γ_{01})		.019 (.071)
Trend (γ_{02})		-.00152* (.00039)
Zufallseffekte		
Varianz Regressionskonstante (τ_{00})	.095*	.075*
Modellanpassung		
Devianz	222838.0	222113.3
(Parameter)	(2)	(4)

Anmerkung: Eingetragen sind bei den fixen Effekten jeweils die unstandardisierte Koeffizienten sowie in Klammern der jeweilige Standardfehler.

†: $p < .05$; *: $p < .01$.

Grundlage der Ergebnisse dieses Modells würde zwischen März 1977 und Dezember 2002 folglich ein Rückgang der Wahlbeteiligung von 85,3 auf 78,4 Prozent vorhergesagt.¹⁸

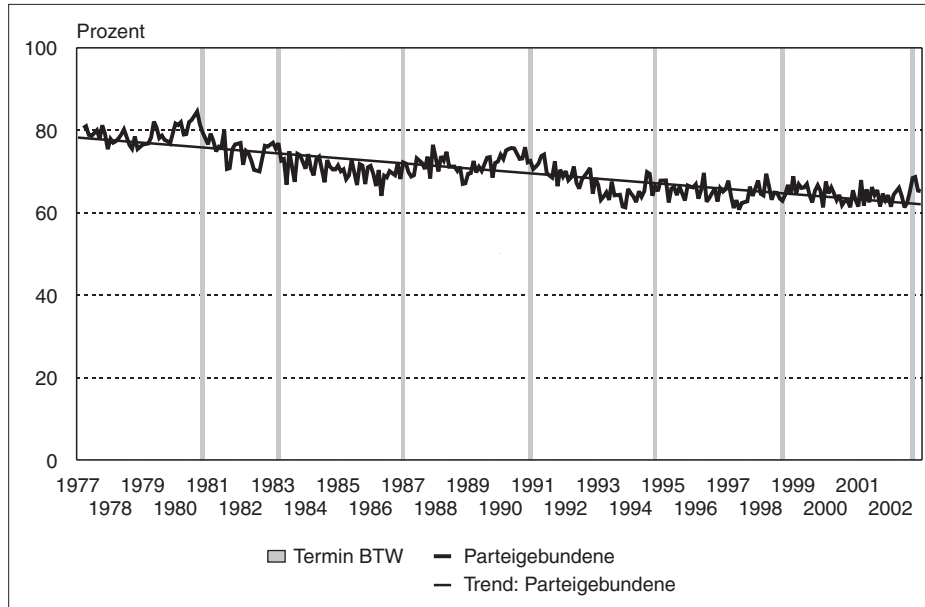
Modell 1 stellt eine reine Beschreibung des Entwicklungsverlaufs der aggregierten Beteiligungsbereitschaft bei Bundestagswahlen unter Kontrolle möglicher Effekte des Erhebungsverfahrens dar. Nun ist es aber nicht das Ziel einer aufwendigen Mehrebenenmodellierung von Trendbefragungen, eine einfache lineare Trendkomponente in der Aggregatentwicklung des untersuchten Merkmals zu diagnostizieren. Wesentlich interessanter ist vielmehr die Frage, wodurch dieser Trend verursacht ist. Wie weiter oben bereits ausgeführt, kommt dabei so genannten *Kompositionseffekten* eine besondere Rolle zu. An dieser Stelle soll am Beispiel der Parteiidentifikation gezeigt werden, wie im Rahmen einer Mehrebenenanalyse der Erklärungsbeitrag eines Kompositionseffekts zu einem solchen Aggregattrend identifiziert werden kann. *Abbildung 3* zeigt dabei zunächst, dass die zeitliche Entwicklung des auf der Grundlage der Politbarometer-Befragungen ermittelten Anteils der Befragten mit Parteiidentifikation tatsächlich auf ein fortschreitendes *Partisan Dealignment* hindeutet, die notwendige Voraussetzung für die Existenz eines Kompositionseffekts also gegeben ist.

Das Individualmerkmal Parteiidentifikation wurde zusätzlich zu den bereits in Modell 1 enthaltenen Prädiktoren in das Mehrebenenmodell eingeführt (vgl. für Details den methodischen Anhang). Es wurde dabei zunächst so codiert, dass ein mit ihm möglicherweise verbundener Kompositionseffekt aus der Analyse ausgeblendet wird (Modell 2a). Dies geschah durch Zentrierung des Merkmals Parteiidentifikation an seinem Mittelwert im jeweiligen Erhebungsmonat.¹⁹ Die Parteiidentifikation kann da-

18 Hierbei wurden die Vorhersagewerte der logarithmierten Odds für die beiden Ausprägungen „0“ und „309“ der Trendvariablen ermittelt (bei Konstanzhaltung der Variable „Erhebungsmethode“ auf dem Wert „0“) und anschließend in Wahrscheinlichkeiten umgerechnet.

19 Die Zentrierung einer 0/1 codierten Dummy-Variablen mag zwar ungewöhnlich sein, ist aber gleichwohl zulässig und interpretierbar: Beträgt beispielsweise der Anteil der Personen mit Par-

Abbildung 3: Die Entwicklung des Anteils der Befragten mit Parteiidentifikation zwischen 1977 und 2002



durch nur Unterschiede in der Beteiligungsbereitschaft auf der Ebene der Befragungspersonen erklären, nicht aber Unterschiede im Niveau der Beteiligungsbereitschaft zwischen den verschiedenen Erhebungszeitpunkten. Die Ergebnisse der Modellschätzung sind in *Tabelle 2* dokumentiert. Dabei zeigt sich, dass die Parteiidentifikation den theoretisch erwarteten positiven Effekt aufweist: Menschen mit Parteibindung beteiligen sich eher an Bundestagswahlen als Menschen ohne Parteibindung. Der Effekt der Trendvariablen weist einen Wert von -0.00148 auf. Dies entspricht nahezu dem im Rahmen von Modell 1 ermittelten Wert.

In Modell 2b wurde das Merkmal Parteiidentifikation dann an seinem Gesamtmittelwert über alle Erhebungsmonate zentriert. Dadurch wird nun auch ein etwaiger Kompositionseffekt berücksichtigt. Der Effekt der Trendvariablen auf die Regressionskonstanten der ersten Ebene des Datensatzes beträgt in diesem Modell nur noch -0.00076 . Dieser Effekt erfasst denjenigen Teil des linearen Trends der Entwicklung der Beteiligungsbereitschaft bei Bundestagswahlen, der *nicht* durch die sich im Zeitablauf verändernde Zusammensetzung der Stichproben bezüglich der Parteiidentifikation erklärt werden kann. Die durch den Kompositionseffekt erklärte Trendkomponente ergibt sich aus der Differenz der Effekte der Trend-Variablen in den Modellen 2a und 2b ($-0.00148 - (-0.00076) = -0.00072$). Das Partisan Dealignment trägt also in bedeutsamer Weise zur rückläufigen Entwicklung der Beteiligungsbereitschaft bei.

teibindung zu einem bestimmten Erhebungszeitpunkt 0.62, dann bekommen Personen ohne Parteibindung den Wert -0.62 und Personen mit Parteibindung den Wert $.38$ zugewiesen (vgl. zu diesem Vorgehen Hox 2002: 54–58).

Generell gilt, dass der rückläufige Trend der Wahlbeteiligung im Rahmen der hier präsentierten Analysen dann als vollständig „erklärt“ betrachtet werden kann, wenn die Trendvariable nach Kontrolle der jeweils an ihrem Gesamtmittelwert standardisierten Individualmerkmale keinen relevanten negativen Effekt mehr aufweist.²⁰ Da der Effekt der Trend-Variablen aber bereits in Modell 2b statistisch nicht mehr signifikant von Null verschieden ist, könnte man dementsprechend die Schlussfolgerung ziehen, dass bereits der Prozess des Partisan Dealignment den Rückgang der Wahlbeteiligung vollständig zu erklären vermag. Ein solcher Schluss wäre aber gleichwohl verfrüht, da für den Einfluss vieler anderer wichtiger Einflussfaktoren auf der Individualebene – mit denen wie im Falle der formalen Bildung teilweise gegenläufige Kompositionseffekte verbunden sind – noch nicht kontrolliert wurde. In einem weiteren Analyseschritt sollen daher alle für die Erklärung der Wahlbeteiligung relevanten Individualmerkmale berücksichtigt werden, die im Rahmen der Politbarometer-Befragungen verfügbar sind.

Table 2: Logistische Mehrebenenmodelle der Determinanten der Beteiligungsabsicht bei Bundestagswahlen: Modelle 2a und 2b

Level 1 Level 2	Modell 2a	Modell 2b
Fixe Effekte		
Konstante		
Konstante (γ_{00})	1.866* (.038)	1.768* (.037)
Erhebungsmethode (γ_{01})	-.025 (.079)	-.045 (.075)
Trend (γ_{02})	-.00148* (.00042)	-.00076 (.00040)
Parteiidentifikation (β_1) (zentriert am Gruppenmittelwert)	1.282* (.014)	
Parteiidentifikation (β_1) (zentriert am Gesamtmittelwert)		1.284* (.014)
Zufallseffekte		
Varianz Regressionskonstante (τ_{00})	.084*	.077*
Modellanpassung		
Devianz (Parameter)	207031.6 (5)	206768.8 (5)

Anmerkung: Eingetragen sind bei den fixen Effekten jeweils die unstandardisierte Koeffizienten sowie in Klammern der jeweilige Standardfehler.

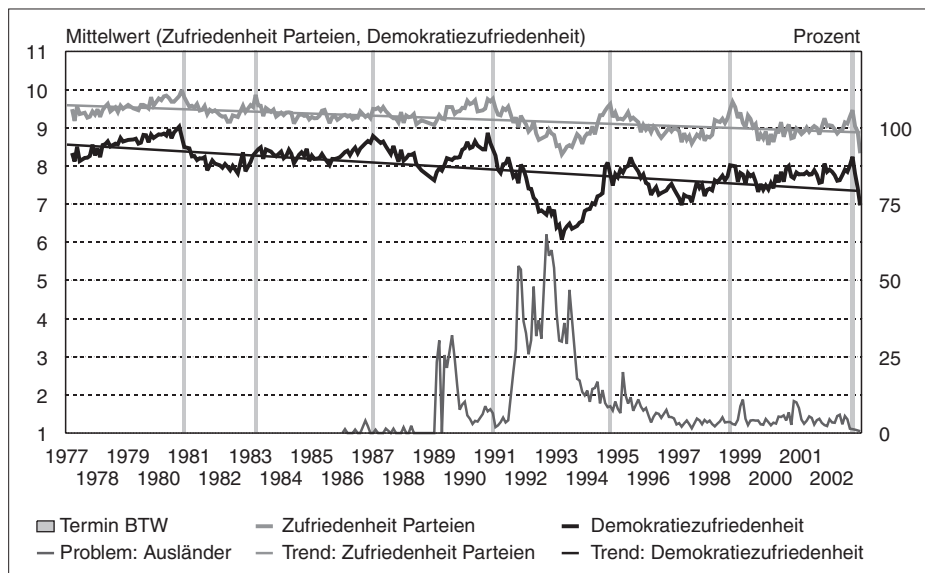
†: $p < .05$; *: $p < .01$.

Zur Erfassung der mit politischen Entfremdungsprozessen verbundenen Kompositionseffekte wurden in Modell 3 die Zufriedenheit mit der bundesdeutschen Demokratie sowie die Zufriedenheit mit den politischen Parteien als Level-1-Prädiktoren berücksichtigt (vgl. für Details den methodischen Anhang). *Abbildung 4* zeigt, dass sich hin-

²⁰ Dies gilt im Übrigen auch dann, wenn die Individualvariablen *nicht* standardisiert sind. Da die Regressionskonstante bei Zentrierung der Individualmerkmale an ihrem Gesamtmittelwert aber leichter interpretiert werden kann und sich bei Einführung neuer Variablen nicht fundamental verändert, werden in den nachfolgend berichteten Modellen alle Level-1-Variablen in dieser Art und Weise standardisiert. Außerdem sind derart zentrierte Individualvariablen von Vorteil, wenn – wie dies an späterer Stelle der Fall sein wird – auf der zweiten Ebene eines Mehrebenenmodells aggregierte Individualvariablen analysiert werden (Ditton 1998: 80–94).

sichtlich beider Variablen auch im Rahmen der Politbarometer-Erhebungen der in der Literatur behauptete Abwärtstrend nachweisen lässt. Um diesen Trend treten in beiden Fällen kurzfristige Schwankungen auf. Die stärkste Abweichung lässt sich im Jahr 1993 beobachten: Hier weichen beide Kurven deutlich nach unten ab, wobei die Abweichung bei der Demokratiezufriedenheit deutlich stärker ausfällt als bei der Zufriedenheit mit den politischen Parteien.²¹ Wie die ebenfalls in Abbildung 4 dokumentierte Wahrnehmung des Problems „Ausländer/Asylanten/Aussiedler“ zeigt, kann auch dieser Periodeneffekt wohl in erster Linie auf die Auswirkungen der Unzufriedenheit mit der Ausländerpolitik zurückgeführt werden. Die entsprechende Problemwahrnehmung wurde daher zu Kontrollzwecken ebenfalls als möglicher Einflussfaktor berücksichtigt (vgl. für Details den methodischen Anhang).

Abbildung 4: Die Entwicklung der durchschnittlichen Zufriedenheit mit der Demokratie und den Parteien sowie des Prozentanteils der Befragten, die das Thema „Ausländer/Asylanten/Aussiedler“ für das wichtigste politische Problem halten zwischen 1977 und 2002



Neben den bislang aufgeführten psychographischen Variablen fanden in Modell 3 außerdem noch eine Reihe soziographischer Variablen Eingang (vgl. für Details den methodischen Anhang). Während das Geschlecht in erster Linie als Kontrollvariable berücksichtigt wurde, erfüllt die formale Bildung darüber hinaus weitere Funktionen: Sie steht zum einen stellvertretend für das politische Interesse und andere partizipationsrelevante Ressourcen, die in Ermangelung geeigneter Indikatoren nicht direkt im Modell berücksichtigt werden konnten. Zum anderen ist sie zur empirischen Prüfung einer

²¹ Dies erklärt sich dadurch, dass bei der Bestimmung der Zufriedenheit mit den Parteien während dieser Zeit auch die Partei „Die Republikaner“ berücksichtigt wurde (vgl. hierzu im Detail den methodischen Anhang).

wichtigen Implikation der These von der partizipatorischen Revolution notwendig, wonach der die Wahlbeteiligung fördernde Effekt der formalen Bildung über die Zeit hinweg an Stärke verlieren und letztlich womöglich gar in einen negativen Effekt umschlagen sollte. Die Gewerkschaftsmitgliedschaft und die Zugehörigkeit zu einer christlichen Konfession wurden berücksichtigt, um die mit der fortschreitenden Herauslösung der Menschen aus traditionellen sozial-moralischen Milieus verbundenen Kompositionseffekte erfassen zu können. Das Alter und der Familienstand sollen schließlich die Wirkungen der allgemeinen sozialen Integration erfassen. Der Effekt des Alters wurde dabei als kurvilinear modelliert, weil das Ausmaß sozialer Integration bei Personen mittleren Lebensalters in der Regel am größten ist. Der Familienstand dient als – zugegebenermaßen grober – Indikator für das Ausmaß familiärer Integration.

Die Effekte der in Modell 3 berücksichtigten Level-1-Variablen weisen durchgängig in die theoretisch jeweils erwartete Richtung. In diesem Modell weist nunmehr auch die Level-2-Variable „Erhebungsmethode“ einen signifikanten positiven Effekt auf die Regressionskonstanten der ersten Ebene auf. Offensichtlich wird bei Kontrolle aller wesentlichen Individualmerkmale im Rahmen von Telefoninterviews eine höhere Beteiligungsbereitschaft berichtet als in persönlichen Befragungen.²² Der rückläufige Trend der Wahlbeteiligung kann in diesem umfassenden Modell nicht vollständig erklärt werden: Der Effekt der Trendvariablen bleibt signifikant von Null verschieden, wenn auch in der Stärke deutlich abgeschwächt. Dies könnte darauf zurückzuführen sein, dass bei der Erklärung der Wahlbeteiligung zusätzlich noch Level-2-Variablen zu berücksichtigen sind. In Modell 4 wurde daher die durchschnittliche Demokratiezufriedenheit zu den verschiedenen Erhebungsmonaten zur Erklärung des Niveaus der Wahlbeteiligung herangezogen. Die hierbei zugrunde liegende theoretische Überlegung war, dass um so eher von der Existenz einer funktionierenden, sanktionsbewehrten demokratischen Wahlnorm ausgegangen werden kann, je höher der Anteil der mit der Demokratie zufriedenen Bürgerinnen und Bürger im Umfeld einer Person ist. Demzufolge sollte die durchschnittliche Zufriedenheit mit der Demokratie zum Befragungszeitpunkt auf die individuelle Beteiligungsbereitschaft durchschlagen. Und in der Tat übt die durchschnittliche Demokratiezufriedenheit des Erhebungsmonats – bei gleichzeitiger Kontrolle der individuellen Zufriedenheit mit der Demokratie – einen signifikanten Effekt auf die Beteiligungsbereitschaft aus. Einen solchen Effekt einer Level-2-Variablen, die durch Aggregation einer Individualvariablen gebildet wurde, für deren Wirkung gleichzeitig statistisch kontrolliert wird, bezeichnet man als *kompositionellen Effekt* (Ditton 1998). Der Effekt der Trendvariablen verringert sich nach Berücksichtigung dieses kompositionellen Effekts auf -0.00057 und ist nicht länger statistisch signifikant.

Die Versuchung ist groß, an dieser Stelle die empirischen Analysen abzubrechen und den rückläufigen Trend der Wahlbeteiligung als erklärt zu betrachten. Allerdings soll dieser Versuchung nicht nachgegeben werden, da noch der Einfluss der Wahlkampf mobilisierung auf die Beteiligungsbereitschaft zu analysieren bleibt. Da die visuelle Inspektion von *Abbildung 2* darauf hindeutet, dass dieser Einfluss in der zweiten Hälfte des Untersuchungszeitraums stärker ausfällt als in der ersten Hälfte und dies aus den weiter oben bereits genannten Gründen auch theoretisch plausibel erscheint, wur-

²² Eine mögliche Erklärung hierfür könnte sein, dass in der anonymen Befragungssituation am Telefon eher „geflunkert“ wird.

Table 3: Logistische Mehrebenenmodelle der Determinanten der Beteiligungsabsicht bei Bundestagswahlen: Modelle 3, 4 und 5

Level 1 Level 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5
Fixe Effekte			
Konstante			
Konstante (γ_{00})	1.823* (.036)	.704* (.035)	1.740 (.037)
Erhebungsmethode (γ_{01})	.053 (.058)	.223* (.051)	.230 (.052)
Trend (γ_{02})	-.00071* (.00034)	-.00057 (.00032)	-.00087* (.00034)
Zufriedenheit mit der Demokratie [#] (γ_{03}) (Durchschnitt)		.223* (.025)	.217* (.024)
Wahlkampfmobilisierung (γ_{04}) (Haupteffekt)			-.022 (.017)
Wahlkampfmobilisierung (γ_{05}) (Interaktion mit Trend)			.00017* (.00008)
Parteiidentifikation [#] (β_1)	1.033* (.014)	1.035* (.014)	1.036* (.014)
Zufriedenheit mit der Demokratie [#] (β_2)	.106* (.004)	.104* (.004)	.104 (.004)
Zufriedenheit mit den Parteien [#] (β_3)	.268* (.004)	.268* (.004)	.268* (.004)
Problem: Ausländer/Asylanten/Aussiedler [#] (β_4)	-.182* (.025)	-.171* (.025)	-.170* (.025)
Geschlecht: weiblich [#] (β_5)	-.280* (.014)	-.281* (.014)	-.281* (.014)
Alter [#] (β_6)	.044* (.003)	.044 (.003)	.044* (.003)
Alter ^{2#} (β_7)	-.00047* (.00003)	-.00047 (.00003)	.00047 (.00003)
Familienstand: verheiratet* (β_8)	.181 (.014)	.181* (.014)	.181* (.014)
Bildung: Abitur [#] (β_9)	.748* (.018)	.749* (.018)	.749 (.018)
Gewerkschaftsmitgliedschaft [#] (β_{10})	.159* (.018)	.159* (.018)	.160* (.018)
Zugehörigkeit zu christlicher Konfession [#] (β_{11})	.188* (.017)	.189* (.017)	.189* (.017)
Zufallseffekte			
Varianz Regressionskonstante (τ_{00})	.049*	.039*	.037*
Modellanpassung			
Devianz (Parameter)	188286.0 (15)	188031.5 (16)	187937.6 (18)

Anmerkung: Eingetragen sind bei den fixen Effekten jeweils die unstandardisierte Koeffizienten sowie in Klammern der jeweilige Standardfehler.

†: $p < .05$; *: $p < .01$; #: Variable wurde an ihrem Gesamtmittelwert zentriert.

de in Modell 5 neben der Variablen „Wahlkampfmobilisierung“ auch noch ein Interaktionsterm mit der Trend-Variablen berücksichtigt (vgl. für Details den methodischen Anhang). Wie die in *Table 3* dokumentierten Ergebnisse der Modellschätzung zeigen, erweist sich dabei nur der Interaktions-, nicht aber der Haupteffekt als signifikant. Inhaltlich interpretiert bedeutet dies, dass sich im Zeitverlauf eine zunehmende Stärke der Mobilisierungswirkungen von Wahlkämpfen beobachten lässt. Im Vorfeld der Bundestagswahlen wird der an sich rückläufige Trend der Beteiligungsbereitschaft also durchbrochen und das „Wahlvolk“ kurzfristig erfolgreich mobilisiert. Der Effekt der

Table 4: Durch die Zentrierung der verschiedenen Einflussfaktoren an ihren jeweiligen Monatsmittelwerten (und nicht am Gesamtmittelwert) bewirkte Veränderung des Effekts der Trend-Variablen (Grundlage: Modell 5)

Einflussfaktor	Effekt der Trend-Variablen	Δ Effekt der Trend-Variablen
Parteiidentifikation	-.00143	-.00056
Zufriedenheit mit der Demokratie	-.00110	-.00023
Zufriedenheit mit den Parteien	-.00140	-.00053
Politisches Problem: Ausländer/Asylanten/Aussiedler	-.00071	.00016
Geschlecht: weiblich	-.00087	-.00000
Alter/Alter ²	-.00083	.00004
Familienstand: verheiratet	-.00093	-.00006
Bildung: Abitur	-.00052	.00035
Gewerkschaftsmitgliedschaft	-.00090	-.00003
Zugehörigkeit zu christlicher Konfession	-.00095	-.00008

Anmerkung: Die Veränderung des Effekts der Trend-Variablen wurde ermittelt, indem der im Rahmen von Modell 5 ermittelte Effekt der Trend-Variablen von demjenigen Effekt abgezogen wurde, der sich nach der Zentrierung der jeweils untersuchten Variablen an ihrem Monatsmittelwerten ergab.

Trendvariablen ist im Rahmen dieses modifizierten Modells erneut statistisch signifikant.

Wie gewichten sich nun aber die mit den verschiedenen Individualvariablen verbundenen Kompositionseffekte und kompositionellen Effekte relativ zueinander? Diese Frage kann auf relativ einfache Art und Weise beantwortet werden. Man ersetzt die an ihrem Gesamtmittelwert zentrierten Individualvariablen aus Modell 5 nacheinander durch eine an ihren jeweiligen Monatsmittelwerten zentrierte Version (im Falle der Zufriedenheit mit der Demokratie wird außerdem der kompositionelle Effekt auf der zweiten Ebene entfernt). Die sich dabei ergebende Veränderung des Effekts der Trendvariablen kann dann Auskunft über die Stärke des mit dieser Variablen verbundenen Kompositionseffekts (und eines etwaigen kompositionellen Effekts) geben, wobei für die entsprechenden Effekte, die mit den anderen Individualvariablen verbunden sind, jeweils statistisch kontrolliert wird. Die derart ermittelten Veränderungen des Effekts der Trend-Variablen sind in *Table 4* dokumentiert. Dabei zeigt sich, dass die rückläufige Beteiligungsbereitschaft in erster Linie auf das Partisan Dealignment (–.00056) und das rückläufige Vertrauen in die politischen Parteien (–.00053) zurückzuführen ist. Der Effekt der rückläufigen Zufriedenheit mit der Demokratie ist demgegenüber nur von nachrangiger Bedeutung (–.00023). Der aus diesen Prozessen resultierende Rückgang der Beteiligungsbereitschaft über die Zeit wird allerdings teilweise durch einen aus der Ausbreitung hoher formaler Bildungsabschlüsse resultierenden Anstieg (.00035) kompensiert.

Den bisher berichteten Modellen liegt die Annahme zugrunde, dass die Stärke der Effekte der Individualvariablen auf die Beteiligungsbereitschaft über die Zeit hinweg konstant bleibt, also kein *Einflussstärkeneffekt* gegeben ist. Diese Annahme muss nicht zwangsläufig richtig sein. Ihre Gültigkeit kann aber im Rahmen eines Mehrebenenmodells getestet werden. Dazu setzt man die Regressionskoeffizienten der verschiedenen Individualvariablen frei (sog. „random slopes“) und testet, ob sie über die verschiedenen Erhebungszeitpunkte hinweg signifikant variieren oder nicht. In einem weiteren

Schritt der Analyse wurden daher die Effekte aller Individualmerkmale (mit Ausnahme der beiden Altersvariablen und der Variablen „Politisches Problem: Ausländer/Asylanten/Aussiedler“²³) freigesetzt. Diejenigen Regressionskoeffizienten, die keine signifikanten Varianzkomponenten aufwiesen, wurden anschließend wieder „gefixt“. Im Ergebnis ergab sich das in *Tabelle 5* dokumentierte Modell 6, das Zufallseffekte für die Variablen Parteiidentifikation, Zufriedenheit mit der Demokratie, Geschlecht, Familienstand, Abitur und Gewerkschaftsmitgliedschaft enthält.

Der letzte Modellierungsschritt bestand schließlich in dem Versuch, die Varianz der freigesetzten Regressionskoeffizienten über die verschiedenen Erhebungszeitpunkte hinweg zu erklären. Hierfür wurde zunächst die Trendvariable herangezogen, um Einflussstärkeneffekte der in Abschnitt II beschriebenen Art identifizieren zu können. Darüber hinaus wurden aber auch die durchschnittliche Demokratiezufriedenheit sowie die Wahlkampf mobilisierung herangezogen.²⁴ Die im Rahmen dieses Vorgehens identifizierten Effekte sind in Modell 7 enthalten. Die Effekte zweier Variablen weisen einen linearen Trend auf. So ist die Stärke des positiven Effekts der Variablen „Familienstand: verheiratet“ auf die Beteiligungsabsicht über die Zeit hinweg rückläufig, während die Stärke des negativen Effekts der Variablen „Geschlecht: weiblich“ im Zeitablauf zunimmt. Ersteres deutet darauf hin, dass der Einfluss der sozialen Integration auf die Beteiligungsbereitschaft im Zeitverlauf nachlässt. Letzteres ist insofern überraschend, als es eine Zunahme des politischen Beteiligungsrückstands der Frauen impliziert, wofür es keine nahe liegende theoretische Erklärung gibt. Die Stärke der Effekte der Variablen „Parteiidentifikation“, „Zufriedenheit mit der Demokratie“ und „Bildung: Abitur“ variiert in Abhängigkeit von der durchschnittlichen Höhe der Demokratiezufriedenheit. Die Effekte der Parteibindung und der Zufriedenheit mit der Demokratie fallen dabei stärker aus, wenn gleichzeitig die durchschnittliche Demokratiezufriedenheit zu einem bestimmten Erhebungszeitpunkt hoch ist. Der Effekt der Bildung hingegen schwächt sich bei hoher durchschnittlicher Demokratiezufriedenheit ab. In Zeiten geringer Demokratiezufriedenheit ist der Unterschied in der Beteiligungsbereitschaft von Niedrig- und Hochgebildeten also besonders groß. Niedriggebildete lassen sich womöglich eher von der politischen Unzufriedenheit ihrer Umwelt anstecken als Hochgebildete.

Abschließend bleibt die relative Gewichtung der mit den verschiedenen Individualvariablen verbundenen Effekte zu untersuchen. Dazu werden wiederum die an ihrem Gesamtmittelwert zentrierten Individualvariablen nacheinander durch eine an ihren jeweiligen Monatsmittelwerten zentrierte Version ersetzt und außerdem der Effekt der betreffenden Variablen gefixt (im Falle der Demokratiezufriedenheit werden außerdem alle Effekte der zugehörigen Level-2-Variablen aus der Analyse ausgeschlossen). Die resultierende Veränderung des Effekts der Trendvariablen gibt dann Auskunft über die

23 Die Effekte der beiden Altersvariablen wurden nicht freigesetzt, da die spezifizierte kurvilineare Beziehung nach ihrer Freisetzung kaum noch sinnvoll zu interpretieren gewesen wäre. Der Effekt der Variablen „Politisches Problem: Ausländer/Asylanten/Aussiedler“ wurde nicht freigesetzt, da diese Variable ohnehin nur in einem eng begrenzten Zeitraum von Null verschiedene Werte aufweist.

24 Die drei genannten Variablen wurden nacheinander herangezogen, um die Varianz der freigesetzten Regressionskoeffizienten zu erklären. Erwies sich dabei eine Variable bezüglich eines Koeffizienten als signifikanter Prädiktor, so wurde dieser Effekt in Modell 7 übernommen.

Tabelle 5: Logistische Mehrebenenmodelle der Determinanten der Beteiligungsabsicht bei Bundestagswahlen: Modelle 6 und 7

Level 1 Level 2	Modell 6	Modell 7
Fixe Effekte		
Konstante		
Konstante (γ_{00})	1.729* (.033)	1.729* (.034)
Erhebungsmethode (γ_{01})	.227* (.049)	.228* (.049)
Trend (γ_{02})	-.00085+ (.00033)	-.00089* (.00033)
Zufriedenheit mit der Demokratie [#] (γ_{03}) (Durchschnitt)	.180* (.023)	.209* (.024)
Wahlkampfmobilisierung (γ_{04}) (Haupteffekt)	-.019 (.012)	-.019 (.012)
Wahlkampfmobilisierung (γ_{05}) (Interaktion mit Trend)	.00015+ (.00006)	.00015* (.00006)
Parteiidentifikation [#]		
Konstante (γ_{10})	1.032* (.013)	.036* (.014)
Zufriedenheit mit der Demokratie [#] (γ_{11}) (Durchschnitt)		.046+ (.020)
Zufriedenheit mit der Demokratie [#]		
Konstante (γ_{20})	.105 (.003)	.107* (.004)
Zufriedenheit mit der Demokratie (γ_{21}) (Durchschnitt)		.017* (.004)
Zufriedenheit mit den Parteien [#] (β_3)	.267* (.004)	.267 (.004)
Problem: Ausländer/Asylanten/Aussiedler [#] (β_4)	-.167* (.024)	-.164* (.024)
Geschlecht: weiblich [#]		
Konstante (γ_{50})	-.275* (.013)	-.144* (.026)
Trend (γ_{51})		-.00079* (.00014)
Alter* (β_6)	.043* (.003)	.042* (.003)
Alter ² * (β_7)	-.00046* (.00003)	-.00045 (.00003)
Familienstand: verheiratet [#]		
Konstante (γ_{80})	.185* (.014)	.331* (.026)
Trend (γ_{81})		-.00087 (.00013)
Bildung: Abitur [#]		
Konstante (γ_{90})	.746* (.017)	.727* (.017)
Zufriedenheit mit der Demokratie (γ_{91}) (Durchschnitt)		-.075* (.023)
Gewerkschaftsmitgliedschaft [#]		
Konstante (γ_{100})	.160* (.016)	.162* (.016)
Zugehörigkeit zu christlicher Konfession [#] (β_{11})	.189* (.016)	.191* (.016)

Fortsetzung *Tabelle 5*:

Level 1 Level 2	Modell 6	Modell 7
Zufallseffekte		
Varianz (τ_{00})	.041*	.041*
Varianz PI (τ_{11})	.018*	.017*
Varianz Zufriedenheit Demokratie (τ_{22})	.00057*	.00041 ⁺
Varianz Geschlecht (τ_{33})	.015*	.010*
Varianz Familienstand (τ_{44})	.016*	.009*
Varianz Abitur (τ_{55})	.010 ⁺	.011 ⁺
Varianz Gewerkschaftsmitglied (τ_{66})	.017*	.018*
Modellanpassung		
Devianz	187937.6	187649.1
(Parameter)	(18)	(23)

Anmerkung: Eingetragen sind bei den fixen Effekten jeweils die unstandardisierte Koeffizienten sowie in Klammern der jeweilige Standardfehler,

⁺: $p < .05$; *; $p < .01$; #: Variable wurde an ihrem Gesamtmittelwert zentriert.

Stärke der mit dieser Variablen verbundenen Kompositions- und Einflussstärkeneffekte. Die Ergebnisse dieser Analyse sind in *Tabelle 6* dokumentiert. Dabei ergeben sich im Vergleich zu *Tabelle 4* keine grundlegenden Verschiebungen, sieht man einmal von dem nun erkennbar stärkeren Einfluss der Demokratiezufriedenheit ab, der auf die Wirkungen der mit ihr verbundenen kompositionellen Cross-Level-Interaktionen zurückzuführen ist.

Tabelle 6: Durch die Zentrierung der verschiedenen Einflussfaktoren an ihren jeweiligen Monatsmittelwerten sowie die Fixierung eines etwaigen Zufallseffekts bewirkte Veränderung des Effekts der Trend-Variablen (Grundlage: Modell 7)

Einflussfaktor	Effekt der Trend-Variablen	Δ Effekt der Trend-Variablen
Parteiidentifikation	-.00146	-.00058
Zufriedenheit mit der Demokratie	-.00125	-.00036
Zufriedenheit mit den Parteien	-.00144	-.00055
Politisches Problem: Ausländer/Asylanten/Aussiedler	-.00073	.00016
Geschlecht: weiblich	-.00095	-.00006
Alter/Alter ²	-.00085	.00004
Familienstand: verheiratet	-.00074	.00015
Bildung: Abitur	-.00056	.00033
Gewerkschaftsmitgliedschaft	-.00094	-.00005
Zugehörigkeit zu christlicher Konfession	-.00096	-.00007

Anmerkung: Die Veränderung des Effekts der Trend-Variablen wurde ermittelt, indem der im Rahmen von Modell 7 ermittelte Effekt der Trend-Variablen von demjenigen Effekt abgezogen wurde, der sich nach der Zentrierung der jeweils untersuchten Variablen an ihrem Monatsmittelwerten und der Fixierung ihres Effekts ergab.

V. Zusammenfassung der wichtigsten Untersuchungsergebnisse

Die wichtigsten Erkenntnisse aus den eben berichteten empirischen Analysen können in den folgenden Feststellungen zusammengefasst werden:

1. Die Beteiligungsbereitschaft bei Bundestagswahlen weist zwischen 1977 und 2002 einen rückläufigen Trend auf. Sie sinkt in diesem Zeitraum um 6,9 Prozentpunkte. Um den langfristigen Trend treten kurzfristig deutliche Schwankungen auf. Die Zuwanderungsdebatte des Jahres 1993 hat dabei zu einem besonders deutlichen Rückgang der Beteiligungsbereitschaft geführt.
2. Die wichtigsten Ursachen der sinkenden Beteiligungsbereitschaft stellen die mit der rückläufigen Verbreitung affektiver Parteibindungen sowie der abnehmenden Zufriedenheit mit den politischen Parteien verbundenen Kompositionseffekte dar.
3. Der mit der zunehmenden Unzufriedenheit mit der Demokratie verbundene Kompositionseffekt ist im Vergleich zu den unter 2. genannten Effekten nur von nachrangiger Bedeutung. Allerdings gehen von der durchschnittlichen Demokratiezufriedenheit in einem Erhebungsmonat zusätzliche Wirkungen aus: Ist die Zufriedenheit mit der Demokratie zu einem bestimmten Zeitpunkt eher gering, dann sinkt – unabhängig von der konkreten Ausprägung der individuellen Zufriedenheit mit der Demokratie – die Wahrscheinlichkeit der Beteiligungsbereitschaft. Außerdem schwächen sich die Effekte der Individualvariablen Parteiidentifikation und Demokratiezufriedenheit auf die Beteiligungsbereitschaft ab, während der entsprechende Effekt der formalen Bildung an Stärke gewinnt. Auch bei Berücksichtigung dieser Effekte bleibt die rückläufige Demokratiezufriedenheit für die Erklärung der sinkenden Wahlbeteiligung aber weniger wichtig als das Partisan Dealignment und die steigende Unzufriedenheit mit den politischen Parteien.
4. Mit der Ausbreitung hoher formaler Bildungsabschlüsse ist ein Kompositionseffekt verbunden, der einen Anstieg der Beteiligungsbereitschaft bei Bundestagswahlen bewirkt. Dieser wirkt den unter 2. und 3. genannten Prozessen entgegen, ohne sie allerdings vollständig kompensieren zu können. Der Effekt der formalen Bildung auf die Beteiligungsbereitschaft ist über den Untersuchungszeitraum hinweg stabil. Hochgebildete wenden sich also *nicht* von der Teilnahme an demokratischen Wahlen ab, wie dies im Kontext der Diskussion um die partizipatorische Revolution zuweilen behauptet wird.
5. Die rückläufige Beteiligungsbereitschaft schlägt sich bislang nicht in vollem Umfang in der Wahlbeteiligung bei Bundestagswahlen nieder, da die Mobilisierungseffekte der Wahlkämpfe im Zeitverlauf an Stärke gewinnen. Der langfristige Abwärtstrend wird vor den Wahlen also durch periodisch wiederkehrende und dabei jeweils an Stärke gewinnende Mobilisierungseffekte überlagert. Es gibt allerdings keine Garantie dafür, dass diese kurzfristige Mobilisierung der Wahlberechtigten bei zukünftigen Bundestagswahlen immer wieder neu gelingt. Drastische Einbrüche der Wahlbeteiligung bei Bundestagswahlen sind in Zukunft folglich nicht auszuschließen.
6. Der Beteiligungsrückstand der weiblichen Wahlberechtigten nimmt im Untersuchungszeitraum leicht zu.
7. Die rückläufige Tendenz der Beteiligungsbereitschaft kann mit den im Rahmen der hier vorgelegten Analyse berücksichtigten Variablen nicht vollständig erklärt werden. In zukünftigen Analysen bleibt unter anderem zu untersuchen, inwieweit mögli-

cherweise die veränderte politische Berichterstattung der Massenmedien (Kepplinger 1998) einen eigenständigen Effekt auf die Beteiligungsbereitschaft der Bürger hat. Hierzu wären die hier verwendeten Daten um Ergebnisse von Medieninhaltsanalysen zu ergänzen.

Neben den substantiellen, auf die inhaltliche Forschungsfrage bezogenen Erkenntnissen lässt sich außerdem festhalten:

8. Die Mehrebenenanalyse kann auch bei der Auswertung von Trendbefragungen sinnvoll angewendet werden. Sie erweist sich im Rahmen solcher Analysen von Prozessen des sozialen Wandels als äußerst flexibles Auswertungsinstrument.

Methodischer Anhang

Datenbasis: Die Analyse wurde auf der Grundlage der von der Forschungsgruppe Wahlen (Mannheim) erhobenen Politbarometer-Befragungen der Jahre 1977 bis 2002 durchgeführt. Dabei wurde der vom Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung an der Universität zu Köln (ZA) vertriebene kumulierte Datensatz verwendet (ZA Nr. 2391). Die Daten wurden für die Analyse mit der Variablen „Faktor Repräsentativgewicht“ (V78) gewichtet.

Fallselektion: In die Analyse gingen nur die Befragten aus Westdeutschland ein. Da die Einwohner West-Berlins erst ab 1990 zur Grundgesamtheit der Politbarometer-Erhebungen zählten, wurden sie ebenfalls aus der Analyse ausgeschlossen. (Die Fallselektion erfolgte über die Variable V75 („Bundesland“) des Datensatzes). Aus der Analyse ausgeschlossen wurden außerdem die Erhebungen 7 bis 9 des Jahres 1994, 9 bis 11 des Jahres 1998 sowie 9 und 10 des Jahres 2002 (die angegebenen Werte beziehen sich dabei jeweils auf die Variable V80 („Erhebung“) des kumulierten Datensatzes). In diesen Erhebungen wichen der Fragestimulus sowie die Antwortkategorien der abhängigen Variablen deutlich von der sonst verwendeten Standardfrage ab (vgl. für Details Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung an der Universität zu Köln 2004: 11–12).

Codierung der Level-1-Variablen

„Beteiligungsabsicht bei Bundestagswahlen“ (abhängige Variable). Die Ausprägungen dieser Variablen sind „Beteiligungsabsicht vorhanden“ (1) und „Beteiligungsabsicht nicht vorhanden“ (0). Sie wurde auf der Grundlage der Variablen V5 (Fragestimulus: „Wenn am nächsten Sonntag Bundestagswahl wäre, würden Sie dann zur Wahl gehen?“/Antwortkategorien: „ja“, „nein“ und „weiß nicht“) und V6 (Fragestimulus: „Welche Partei würden Sie dann wählen“/Antwortkategorien: diverse Parteien sowie „weiß nicht“) des Datensatzes gebildet. Dabei wurde einem Befragten der Wert „1“ zugewiesen, wenn er angab, sich an einer Bundestagswahl beteiligen zu wollen und außerdem auch eine Partei angeben konnte, für die er sich entscheiden würde. Der Wert „0“ wurde hingegen zugewiesen, wenn er angab, sich nicht an der Wahl beteiligen zu wollen, die Kategorie „weiß nicht“ wählte oder die Antwort auf diese Frage verweigerte. Auch wenn ein Befragter angab, sich an der Wahl beteiligen zu wollen, aber keine Partei nennen konnte, für die er seine Stimme abgeben würde, wurde ihm der Wert „0“ zugewiesen.

„Parteiidentifikation“. Die Ausprägungen dieser Variablen sind „Parteiidentifikation vorhanden“ (1) und „Parteiidentifikation nicht vorhanden“ (0). Sie wurde auf der Grundlage der Variablen V72 (Fragestimulus: „In der Bundesrepublik neigen viele Leute längere Zeit einer bestimmten politischen Partei zu. Wie ist das bei Ihnen: Neigen Sie – ganz allgemein gesprochen – einer bestimmten Partei zu? Wenn ja, welcher?“/Antwortkategorien: diverse Parteien sowie „Nein“ (neige keiner Partei zu) und „weiß nicht“) des Datensatzes gebildet. Dabei wurde einem Befragten der Wert „1“ zugeordnet, wenn er angab, einer bestimmten Partei zuzuneigen. Der Wert „0“ wurde zugeordnet, wenn er angab, keiner bestimmten Partei zuzuneigen. Alle anderen Befragten wurden bei dieser Variablen als fehlender Wert codiert.

„Zufriedenheit mit den politischen Parteien“. Diese Variable wurde gebildet als das Maximum der Variablen V8, V9, V10, V11, V12, V13 und V14 des Datensatzes. Diese Variablen messen die Zufriedenheit mit der SPD (V8), der CDU (V9), der CSU (V10), der FDP (V11), der Grünen (V12), der Republikaner (V13) sowie der PDS (V14) auf einer Skala von „-5“ bis „+5“. Im Datensatz sind diese Variablen mit den Werten 1 („-5“) bis 11 („+5“) codiert. Wurden für eine Partei zu einem bestimmten Erhebungszeitpunkt keine Daten erhoben, so gingen nur die jeweils verbleibenden Variablen in die Bestimmung des Maximums ein. Für den genauen Wortlaut des Fragestimulus und der Antwortkategorien über die Zeit vgl. Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung an der Universität zu Köln 2004: 23–37 (es wurden jeweils nur solche Messzeitpunkte verwendet, zu denen die Antwortskala von „-5“ bis „+5“ zur Anwendung kam).

„Zufriedenheit mit der Demokratie“. Diese Variable wurde gebildet als das Maximum der Variablen V15, V16 und V17 des Datensatzes. Diese Variablen messen die Zufriedenheit mit der Regierung (V15), der jeweiligen großen Oppositionspartei (SPD bzw. CDU/CSU) (V16) sowie der jeweiligen kleinen Oppositionspartei (FDP bzw. Grüne) (V17) auf einer Skala von „-5“ bis „+5“. Im Datensatz sind diese Variablen mit den Werten 1 („-5“) bis 11 („+5“) codiert. Wurden zu einem bestimmten Erhebungszeitpunkt keine Daten für die kleine Oppositionspartei erhoben, so gingen nur die beiden erstgenannten Variablen in die Bestimmung des Maximums ein. Für den genauen Wortlaut des Fragestimulus und der Antwortkategorien über die Zeit vgl. Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung an der Universität zu Köln 2004: 38–45 (es wurden jeweils nur solche Messzeitpunkte verwendet, zu denen die Antwortskala von „-5“ bis „+5“ zur Anwendung kam). Die Variable V18 (Demokratiezufriedenheit) wurde nicht verwendet, da sie zu selten erhoben wurde. Zu den Zeitpunkten, zu denen sie erhoben wurde, weist sie allerdings eine sehr starke Korrelation mit dem hier verwendeten Indikator auf.

„Politisches Problem: Ausländer/Asylanten/Aussiedler“. Die Ausprägungen dieser Variablen sind „Ausländer/Asylanten/Aussiedler als wichtigstes politisches Problem genannt“ (1) und „Ausländer/Asylanten/Aussiedler nicht als wichtigstes politisches Problem genannt“ (0). Sie wurde auf der Grundlage der Variablen V33 des Datensatzes gebildet (vgl. für Details Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung an der Universität zu Köln 2004: 73–76). Befragte, die als wichtigstes Problem Ausländer, Asylanten und/oder Aussiedler nannten (Code 51, 53 oder 54) wurde der Wert „1“ zugewiesen, allen anderen Befragten der Wert „0“. Auch für den Zeitraum 1977 bis 1985, in dem die gesellschaftliche Problemwahrnehmung nicht erhoben wurde, wurde der Wert „0“ zugewiesen. Dies schien angemessen, da das Problem Ausländer/Asylanten/Aussiedler vor 1986 nicht auf der gesellschaftspolitischen Agenda aufgetaucht war.

„Geschlecht: weiblich“. Die Ausprägungen dieser Variablen sind „Geschlecht: weiblich“ (1) und „Geschlecht: männlich“ (0). Sie wurde auf der Grundlage der Variablen V54 des Datensatzes gebildet.

„Alter“. Diese Variable gibt den Mittelpunkt der Alterskategorie an, der ein Befragter angehört (bei der letzten, nach oben offenen Alterskategorie wurde die untere Klassengrenze verwendet). Sie wurde auf der Grundlage der Variablen V56 des Datensatzes gebildet. Die Alterskategorien waren dabei wie folgt codiert (in Klammern jeweils der Mittelpunkt): „18–20 Jahre“ (19), „21–24 Jahre“ (22,5), „25–29 Jahre“ (27), „30–34 Jahre“ (32), „35–39 Jahre“ (37), „40–44 Jahre“ (42), „45–49 Jahre“ (47), „50–59 Jahre“ (54,5), „60–69 Jahre“ (64,5), „70 und mehr Jahre“ (70).

„Alter²“. Diese Variable ergibt sich als das Quadrat der Variablen „Alter“.

„Familienstand: verheiratet“. Die Ausprägungen dieser Variablen sind „Befragter ist verheiratet“ sowie „Befragter ist nicht verheiratet“. Sie wurde auf der Grundlage der Variablen V57 des Datensatzes gebildet. Dabei wurde Befragten, die verheiratet sind und nicht getrennt leben der Wert „1“ zugeordnet, andernfalls der Wert „0“ (für Details der Variablen vgl. Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung an der Universität zu Köln 2004: 114–115).

„Bildung: Abitur“. Die Ausprägungen dieser Variablen sind „Befragter hat Abitur“ (1) und „Befragter hat kein Abitur“ (0). Sie wurde auf der Grundlage der Variablen V59 und V60 des Datensatzes gebildet. Bis September 1987 (v59) wurde dabei denjenigen Befragten der Wert „1“ zugeordnet, die das Abitur besitzen bzw. eine höhere Fachschule oder eine Fachhochschule mit Ab-

schluss verlassen haben. Ab Oktober 1987 (V60) wurde dann Befragten mit Abitur, Hochschulreife oder Fachhochschulreife der Wert „1“ zugewiesen. Alle anderen Befragten erhielten jeweils den Wert „0“ (für Details der Variablen vgl. Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung an der Universität zu Köln 2004: 117–120).

„*Gewerkschaftsmitglied*“. Die Ausprägungen dieser Variablen sind „Befragter ist Gewerkschaftsmitglied“ (1) und „Befragter ist kein Gewerkschaftsmitglied“ (0). Sie wurde auf der Grundlage der Variablen V74 (Fragestimulus: „Sind Sie selbst oder jemand anderer in Ihrem Haushalt Mitglied einer Gewerkschaft?“/Antwortkategorien: „ja, selbst“, „ja, nur andere(r)“, „ja, selbst und andere(r)“ sowie „nein“) des Datensatzes gebildet.

„*Zugehörigkeit zu christlicher Konfession*“. Die Ausprägungen dieser Variablen sind „Befragter gehört christlicher Konfession an“ (1) und „Befragter gehört nicht christlicher Konfession an“ (0). Sie wurde auf der Grundlage der Variablen V52 (Fragestimulus: „Welcher Konfession oder Glaubensgemeinschaft gehören Sie an?“/Antwortkategorien: „katholisch“, „protestantisch/evangelisch“, „anderer“ und „keiner“) des Datensatzes gebildet.

Codierung der Level-2-Variablen

„*Trend*“. Diese Variable gibt an, wie viele Monate zwischen dem jeweiligen Erhebungszeitpunkt und der ersten Politbarometer-Erhebung im März 1977 liegen. Der kleinste Wert ist dementsprechend „0 Monate“ und der größte Wert „309 Monate“.

„*Erhebungsmethode*“. Diese Variable gibt an, ob die jeweilige Befragung als mündliche (März 1977 bis Juni 1988) oder aber als telefonische Befragung (Juni 1988 bis Dezember 2002) durchgeführt wurde. Sie weist die Ausprägungen „telefonische Befragung“ (1) und „mündliche Befragung“ (0) auf.

„*Wahlkampfmobilisierung (Haupteffekt)*“. Diese Variable weist Werte zwischen 0 und 12 auf. Für Erhebungszeitpunkte, die 11 Monate vor dem Monat einer Bundestagswahl liegen weist sie den Wert „1“ auf. Mit zunehmender Nähe zum Wahltermin erhöht sich dieser Wert dann jeweils bis er im Wahlmonat schließlich „12“ beträgt. Zu allen anderen Erhebungszeitpunkten weist diese Variable die Ausprägung „0“ auf.

„*Wahlkampfmobilisierung (Interaktion mit der Trend-Variablen)*“. Diese Variable ergibt sich als Produkt der Variablen „Trend“ und „Wahlkampfmobilisierung (Haupteffekt)“.

„*Zufriedenheit mit der Demokratie (Durchschnitt)*“. Diese Variable gibt die durchschnittliche Zufriedenheit mit der Demokratie zum jeweiligen Erhebungszeitpunkt an. Die Ausprägung dieser Variablen wird für jeden Messzeitpunkt durch Mittelwertbildung über die Level-1-Variable „Zufriedenheit mit der Demokratie“ (siehe oben) ermittelt.

Datenanalyse. Die Schätzung der Mehrebenenmodelle erfolgte mittels der Analysesoftware HLM (Version 5). Als Schätzalgorithmus wurde die Full-Maximum-Likelihood-Methode verwendet. Die ausgewiesenen Ergebnisse stellen das sog. „Population-average model with robust standard errors“ dar.

Literatur

- Armington, Klaus*, 1994: Gründe und Folgen geringer Wahlbeteiligung. Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 46, 43–64.
- Bryk, Anthony S.*, und *Stephen W. Raudenbush*, 1992: Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods. Newbury Park/London/New Delhi: Sage.
- Campbell, Angus, Philip E. Converse, Warren E. Miller* und *Donald E. Stokes*, 1960: The American Voter. New York: John Wiley & Sons.
- Campbell, Angus, Gerald Gurin* und *Warren Miller*, 1954: The Voter Decides. Evanston, IL: Row, Peterson and Company.
- Converse, Philip W.*, 1969: Of Time and Partisan Stability. Comparative Political Studies 2, 139–171.

- Dalton, Russell J.*, 1984: Cognitive Mobilization and Partisan Dealignment in Advanced Industrial Democracies. *Journal of Politics* 46, 264–284.
- Dalton, Russell J.*, 2000: The Decline of Party Identifications. S. 19–36 in: *Russell J. Dalton* und *Martin P. Wattenberg* (Hg.), *Parties without Partisans. Political Change in Advanced Industrial Democracies*. Oxford: Oxford University Press.
- Dalton, Russell J.*, 2001: *Citizen Politics in Western Democracies. Public Opinion and Political Parties in the United States, Great Britain, West Germany, and France*. New edition. Chatham: Chatham House.
- Ditton, Hartmut*, 1998: Mehrebenenanalyse. Grundlagen und Anwendungen des Hierarchisch-Linearen Modells. Weinheim/München: Juventa.
- Eilfort, Michael*, 1994: Die Nichtwähler. Wahlenthaltung als Form des Wahlverhaltens. Paderborn u.a.: Schöningh.
- Eilfort, Michael*, 1995: Krise oder Normalisierung? Nichtwähler im Superwahljahr – soviel Konfusion wie Klarheit. *Zeitschrift für Parlamentsfragen* 26, 183–192.
- Engel, Uwe*, 1998: Einführung in die Mehrebenenanalyse. Grundlagen, Auswertungsverfahren und praktische Beispiele. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Falter, Jürgen W.*, und *Siegfried Schumann*, 1993: Nichtwahl und Protestwahl: Zwei Seiten einer Medaille. *Aus Politik und Zeitgeschichte*, B11, 36–49.
- Falter, Jürgen W.*, und *Siegfried Schumann*, 1994: Der Nichtwähler – das unbekannte Wesen. S. 161–213 in: *Hans-Dieter Klingemann* und *Max Kaase* (Hg.), *Wahlen und Wähler. Analysen aus Anlass der Bundestagswahl 1990*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Falter, Jürgen W.*, *Harald Schoen* und *Claudio Caballero*, 2000: Dreißig Jahre danach: Zur Validierung des Konzepts ‚Parteiidentifikation‘ in der Bundesrepublik. S. 236–272 in: *Markus Klein*, *Wolfgang Jagodzinski*, *Ekkehard Mochmann* und *Dieter Ohr* (Hg.), *50 Jahre Empirische Wahlforschung in Deutschland*. Wiesbaden: Westdeutscher Verlag.
- Feist, Ursula*, 1992: Niedrige Wahlbeteiligung – Normalisierung oder Krisensymptom der Demokratie in Deutschland. S. 40–57 in: *Karl Starzacher*, *Konrad Schacht*, *Bernd Friedrich* und *Thomas Leif* (Hg.), *Protestwähler und Wahlverweigerer. Krise der Demokratie?* Köln: Bund-Verlag.
- Feist, Ursula*, 1994a: Die Macht der Nichtwähler. Wie die Wähler den Volksparteien davonlaufen. München: Knauer.
- Feist, Ursula*, 1994b: Nichtwähler 1994. Eine Analyse der Bundestagswahl 1994. *Aus Politik und Zeitgeschichte*, B51–52, 35–46.
- Gabriel, Oscar W.*, und *Kerstin Völkl*, 2004: Auf der Suche nach dem Nichtwähler neuen Typs. Eine Analyse aus Anlass der Bundestagswahl 2002. S. 221–248 in: *Frank Brettschneider*, *Jan van Deth* und *Edeltraud Roller* (Hg.), *Die Bundestagswahl 2002. Analysen der Wahlergebnisse und des Wahlkampfes*. Wiesbaden: Verlag für Sozialwissenschaften.
- Goldstein, Harvey*, 1995: *Multilevel Statistical Models*. Second Edition. London/Sydney/Auckland: Halsted Press.
- Guo, Guang*, und *Hongxin Zhao*, 2000: Multilevel Modelling for Binary Data. *Annual Review of Sociology* 26, 441–462.
- Hox, Joop*, 2002: *Multilevel Analysis. Techniques and Applications*. Mahwah/New Jersey/London: Lawrence Erlbaum.
- Inglehart, Ronald*, 1977: *The Silent Revolution. Changing Values and Political Styles in Western Publics*. Princeton: Princeton University Press.
- Inglehart, Ronald*, 1989: *Kultureller Umbruch. Wertwandel in der westlichen Welt*. Frankfurt a.M./New York: Campus.
- Kaase, Max*, 1982: Partizipatorische Revolution – Ende der Parteien? S. 173–189 in: *Joachim Raschke* (Hg.), *Bürger und Parteien. Ansichten und Analysen einer schwierigen Beziehung*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Kaase, Max*, und *Petra Bauer-Kaase*, 1998: Zur Beteiligung an der Bundestagswahl 1994. S. 85–112 in: *Max Kaase* und *Hans-Dieter Klingemann* (Hg.), *Wahlen und Wähler. Analysen aus Anlass der Bundestagswahl 1994*. Wiesbaden: Westdeutscher Verlag.
- Kepplinger, Hans Mathias*, 1998: *Die Demontage der Politik in der Informationsgesellschaft*. Freiburg/München: Alber.

- Klein, Markus, und Jürgen W. Falter, 1996: Die dritte Welle rechtsextremer Wahlerfolge in der Bundesrepublik Deutschland. S. 288–312 in: Jürgen W. Falter, Hans-Gerd Jaschke und Jürgen R. Winkler (Hg.), *Rechtsextremismus. Ergebnisse und Perspektiven der Forschung*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Kleinbenz, Thomas, 1995: Die Nichtwähler. Ursachen der sinkenden Wahlbeteiligung in Deutschland. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Kleinbenz, Thomas, 1996: Abstimmung mit den Füßen – eine Längsschnittanalyse der sinkenden Wahlbeteiligung in der Bundesrepublik von 1980 bis 1995. *Forschungsjournal Neue soziale Bewegungen*, 9, Heft 4, 70–83.
- Kleinbenz, Thomas, 1998: A New Type of Nonvoter? Turnout Decline in German Elections. S. 173–200 in: Christopher J. Anderson und Carsten Zelle (Hg.), *Stability and Change in German Elections*. Westport/London: Praeger.
- Koch, Uwe, 1994: *Das Gewicht der Stimme. Die Verteidigung des Nichtwählens*. Hamburg: Rotbuch.
- Kreft, Ita, und Jan de Leeuw, 1998: *Introducing Multilevel Modelling*. London/Thousand Oaks/New Delhi: Sage.
- Kühnel, Steffen, 2001: Kommt es auf die Stimme an? Determinanten von Teilnahme und Nichtteilnahme an politischen Wahlen. S. 11–42 in: Achim Koch, Martina Wasmer und Peter Schmidt (Hg.), *Politische Partizipation in der Bundesrepublik Deutschland. Empirische Befunde und theoretische Erklärungen*. Opladen: Leske + Budrich.
- Lubbers, Marcel, und Peer Scheepers, 2001: Explaining the Trend in Extreme Right-Wing Voting: Germany 1989–1998. *European Sociological Review* 17, 431–449.
- Maier, Jürgen, 2000a: *Politikverdrossenheit in Deutschland. Dimensionen – Determinanten – Konsequenzen*. Opladen: Leske + Budrich.
- Obr, Dieter, 2005: Wahlen und Wählerverhalten im Wandel: Der individualisierte Wähler in der Mediendemokratie. S. 15–30 in: Manfred Güllner, Hermann Dülmer, Markus Klein, Dieter Obr, Markus Quandt, Ulrich Rosar und Hans-Dieter Klingemann (Hg.), *Die Bundestagswahl 2002. Eine Untersuchung im Zeichen hoher politischer Dynamik*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Rattinger, Hans, und Jürgen Falter, 2002: Die deutschen Parteien im Urteil der öffentlichen Meinung 1977 bis 1999. S. 484–503 in: Oscar W. Gabriel, Oskar Niedermayer und Richard Stöss (Hg.), *Parteiendemokratie in Deutschland*. 2. Auflage. Wiesbaden: Westdeutscher Verlag.
- Rattinger, Hans, und Jürgen Krämer, 1995: Wahlnorm und Wahlbeteiligung in der Bundesrepublik Deutschland: Eine Kausalanalyse. *Politische Vierteljahresschrift* 36, 267–285.
- Raudenbush, Stephen W., Anthony S. Bryk, Yuk Fai Cheong und Richard T. Congdon, 2000: *HLM 5. Hierarchical Linear and Nonlinear Modelling*. Lincolnwood: Scientific Software International.
- Roth, Dieter, 1992: Sinkende Wahlbeteiligung – eher Normalisierung als Krisensymptom. S. 40–57 in: Karl Starzacher, Konrad Schacht, Bernd Friedrich und Thomas Leif (Hg.), *Protestwähler und Wahlverweigerer. Krise der Demokratie?* Köln: Bund-Verlag.
- Snijders, Tom, und Roel Bosker, 1999: *Multilevel Analysis. An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*. London/Thousand Oaks/New Delhi: Sage.
- Verba, Sidney, und Norman H. Nie, 1972: *Participation in America. Political Democracy and Social Equality*. New York u.a.: Harper and Row.
- Verba, Sidney, Norman H. Nie und Jae-On Kim, 1978: *Participation and Political Equality. A Seven Nation Comparison*. Cambridge u.a.: Cambridge University Press.
- Wattenberg, Martin, 2002: *Where Have All the Voters Gone?* Cambridge u.a.: Harvard University Press.
- Zapf, Wolfgang, Sigrid Breuer, Jürgen Hampel, Peter Krause, Hans-Michael Mohr, Erich Wiegand, 1987: *Individualisierung und Sicherheit. Untersuchungen zur Lebensqualität in der Bundesrepublik Deutschland*. München: C.H. Beck.
- Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung an der Universität zu Köln, 2004: *Politbarometer 1977–2002. Maschinenlesbares Codebuch – ZA Nr. 2391*. Köln: Eigenverlag.
- Korrespondenzanschrift:* PD Dr. Markus Klein, Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung der Universität zu Köln, Postfach 410960, D-50869 Köln
E-Mail: klein@za.uni-koeln.de