

# **Jung, dynamisch, Nichtwähler? Der Einfluss von Lebensalter und Kohortenzugehörigkeit auf die Wahlbereitschaft**

[Kai Arzheimer](#)

Bitte beachten Sie: Es handelt sich hier um ein Manuskript. Bitte zitieren Sie nur nach der gedruckten Fassung.

## **1 Einleitung und Fragestellung**

„In vielen Gesprächen mit jungen Menschen ... wird die mangelnde Bereitschaft zur aktiven Mitarbeit im öffentlichen Leben von der jungen Generation wie folgt begründet: Die Schalthebel der Macht seien mit zuvielen alten Politikern besetzt [und] ... die gegenwärtige Parteienpolitik habe noch nicht den der Jugend gemäßen Stil gefunden“ (Hessenauer 1961 [ursprünglich 1957]).

Die Kernaussage dieses Zitates von Ernst Hessenauer, in dem er seine Erfahrungen aus der politischen Jugendarbeit nach dem Zweiten Weltkrieg zusammenfasste, könnte sich in ähnlicher Weise auch ohne weiteres in einer zeitgenössischen Jugendstudie finden – sowohl, was die Tatsachenbeschreibung, als auch was deren Interpretation betrifft. Ältere Menschen zweifeln offenbar seit jeher an der Bereitschaft (und oft auch an der Befähigung) der Jugend, sich in gebührender Form in das politische Leben einzufügen, d.h. in der repräsentativen Demokratie vor allem: in Parteien mitzuarbeiten und sich an Wahlen zu beteiligen. Dieser Argwohn wird in gewisser Weise von der Empirie gedeckt: Nichtwählerstudien auf der Grundlage von Umfragedaten kommen ebenso wie Untersuchungen, die auf der repräsentativen Wahlstatistik basieren (vgl. vor allem Rattinger 1994), zu dem Schluss, dass junge Menschen, die zum ersten oder zweiten Mal an einer Bundestagswahl teilnehmen dürfen, etwas seltener von ihrem Wahlrecht Gebrauch machen als Bürger mittleren Alters (vgl. Abbildung 1). Aus Gründen, die im folgenden Abschnitt dargelegt werden, scheint ein (kurvilinear) Zusammenhang zwischen Lebensalter und Wahlbeteiligung bzw. der in Umfragen geäußerten Absicht, sich an einer Wahl zu beteiligen, zu bestehen. Insbesondere seit Beginn der Debatte um die sogenannte „Politikverdrossenheit“ in den frühen 1980er Jahren galt es deshalb für viele Forscher und politische Beobachter als ausgemacht, dass sich Jugendliche und junge Erwachsene entweder überhaupt nicht für Politik interessieren oder aber Partizipationsformen bevorzugen, die in Konkurrenz zur repräsentativen Parteien-demokratie stehen (vgl. u.a. Förster 1994; Pickel 1996; Pickel und Walz 1997; Pickel 2002).

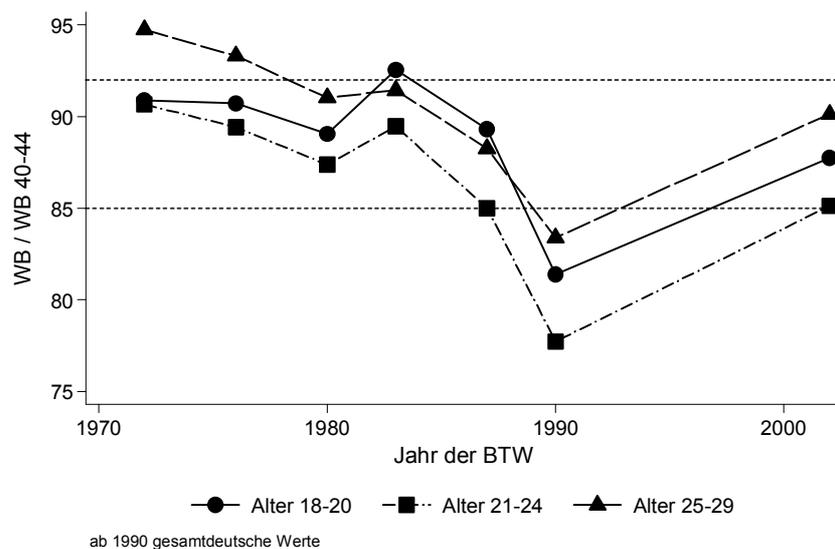
Einem bekannten Bonmot zufolge ist jung zu sein allerdings der einzige Charakterfehler, der irgendwann ohne eigenes Bemühen verschwindet. Ginge man

analog dazu davon aus, dass die Wahlbereitschaft junger Erwachsener im Laufe des Lebens quasi automatisch zunimmt, wäre es für die Wahlforschung relativ uninteressant, sich mit dem Thema „Jugend und Wahlbeteiligung“ auseinanderzusetzen. Eine zweite Argumentationslinie behauptet nun allerdings, dass die Wahlbeteiligung junger Erwachsener nicht allein wegen ihres geringen Lebensalters niedriger sei als die ihrer älteren Mitbürger. Vielmehr unterscheide sich die „Jugend von heute“ grundsätzlich von der Jugend früherer Zeiten. Auch dieses Argument hat in der politischen Diskussion eine lange und ehrwürdige Ahnenreihe, wie das folgende Zitat belegt, das Aristoteles zugeschrieben wird:

„Ich habe überhaupt keine Hoffnung mehr in die Zukunft unseres Landes, *wenn einmal unsere Jugend die Männer von morgen* stellt. Unsere Jugend ist unerträglich, unverantwortlich und entsetzlich anzusehen.“

Übersetzt in die Sprache der modernen Sozialforschung würde dies bedeuten, dass neben dem Lebenszyklus- auch noch ein Kohorteneffekt auftritt. Von den Angehörigen der jüngeren Generation(en) wären dementsprechend auch in Zukunft niedrigere Partizipationsraten zu erwarten.

Abbildung 1: Wahlbeteiligung Jugend vs. mittleres Alter



Lesehilfe: Die Wahlbeteiligung in den Gruppen der 18- bis 20-Jährigen sowie der 21- bis 24-Jährigen entsprach bei der Bundestagswahl von 1972 in etwa 91 Prozent der Wahlbeteiligung, die unter den 40- bis 44-Jährigen erreicht wurde. Datenquelle: Repräsentative Wahlstatistik, zitiert nach Jesse (1987; 2003)

Auch für diese Behauptung finden sich in Nichtwählerstudien und insbesondere in der bereits erwähnten Untersuchung von Rattinger deutliche Hinweise. Allerdings erlaubt die repräsentative Wahlstatistik keine Aussagen zu individuellen Merkmalen wie etwa dem politischen Interesse, der formalen Bildung oder der sozialen Einbindung, die hinter diesen Mustern stehen dürften. Zudem wurde die gesonderte Auszählung nach Alter und Geschlecht zwischen 1990 und 2002 bekanntermaßen ausgesetzt, so dass für die 1990er Jahre, in denen die angebliche „Politikmüdigkeit“ oder „Politikverdrossenheit“ der Jugend besonders intensiv diskutiert wurde, ohnehin auf Individualdaten zurückgegriffen werden muss.

Ziel dieses Beitrages ist es deshalb, auf der Grundlage der kumulierten ALL-BUS-Daten einen Überblick darüber zu geben, in welchem Umfang Alters- und Kohorteneffekte während der letzten zweieinhalb Jahrzehnte die Wahlbeteiligung bzw. die berichtete Wahlabsicht beeinflusst haben und welche inhaltliche Bedeutung diese Wirkungen haben. Zu diesem Zweck muss im folgenden Abschnitt aber zunächst geklärt werden, *warum* es überhaupt zu solchen Effekten kommen könnte.

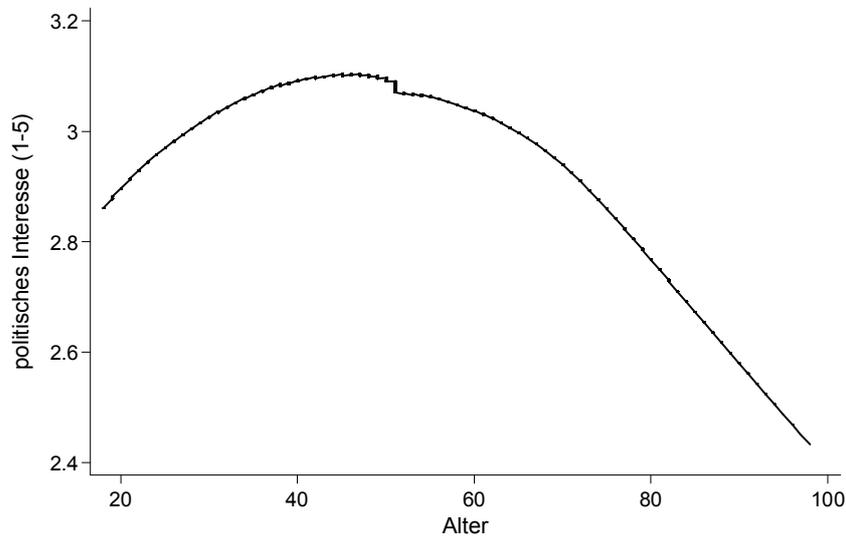
## 2 Lebensalter, Kohortenzugehörigkeit und Wahlbeteiligung

Wer erklären möchte, warum bestimmte Personengruppen sich seltener an Wahlen beteiligen als andere, muss umgekehrt zunächst einmal fragen, warum sich Menschen überhaupt die Mühe machen zu wählen. Üblicherweise werden dabei zunächst die zur Wahlbeteiligung *motivierenden* Faktoren betrachtet. Im wesentlichen kommen hier vier Gruppen von (möglicherweise miteinander verflochtenen) Motiven in Frage:

- instrumentelle Motive
- expressive Motive
- evaluative und normative Überlegungen und
- habituelle Verhaltensmuster.

Diesen je nach Ausprägung *motivierenden* Faktoren steht eine Reihe von monetären und vor allem nicht-monetären Informations-, Entscheidungs- und Opportunitätskosten gegenüber, die *ceteris paribus* die Wahrscheinlichkeit der Wahlbeteiligung sinken lassen. Individuelle Merkmale, die diese Kosten der Wahlbeteiligung reduzieren, werden in der Nichtwählerforschung häufig als „*erleichternde*“ Faktoren bezeichnet.

Abbildung 2: Lebensalter und politisches Interesse (geglättete Darstellung)

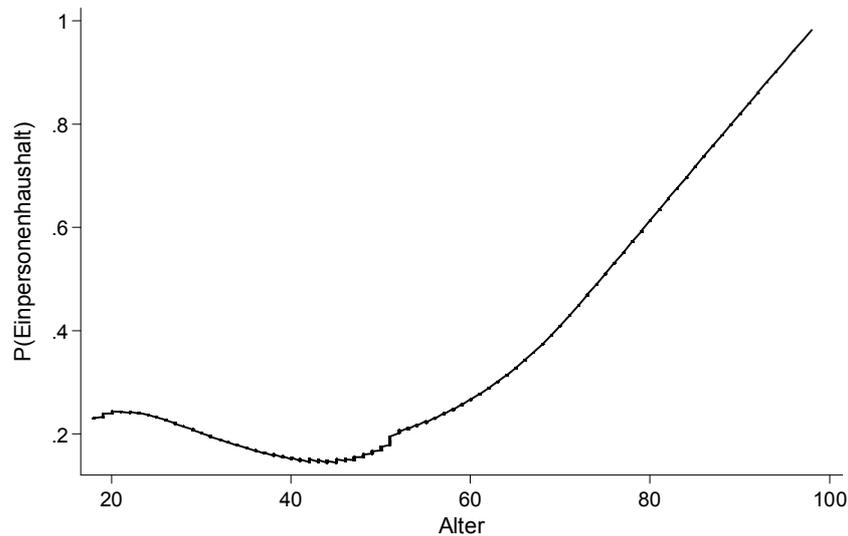


Non-Parametrische Glättung (Lowess,  $bw=0.8$ ) auf der Grundlage der westdeutschen ALL-BUS-Befragungen 1980-2002 (ZA-Nr. 1795),  $n=32.344$ .

Sowohl die motivierenden als auch die erleichternden Faktoren stehen mit sozialen Merkmalen im Zusammenhang, zu denen auch das Alter und die Kohortenzugehörigkeit gehören. So finden sich in der Partizipationsliteratur zahlreiche Hinweise darauf, dass das politische Interesse, das als motivierender Faktor die Wahrscheinlichkeit der Wahlbeteiligung bekanntlich in erheblichem Umfang beeinflusst, mit zunehmendem Lebensalter zunächst relativ stark ansteigt, um dann wieder abzusinken (vgl. Abbildung 2). Ein ähnlicher Zusammenhang besteht zwischen dem Lebensalter und dem Grad der Integration in das unmittelbare soziale Umfeld, der hier mit dem – zugegebenermaßen sehr grobschlächtigen – Indikator des Einpersonenhaushalts erfasst wurde (vgl. Abbildung 3).<sup>1</sup> Verglichen mit Personen mittleren Alters sind junge Erwachsene deshalb nicht nur seltener an Politik interessiert, sondern leben zudem auch häufiger alleine. Infolgedessen unterliegen sie einem geringeren Maß von sozialer Kontrolle und können sich deshalb ihrer Bürgerpflicht leichter entziehen.

<sup>1</sup> Da die Bandbreite für die Lowess-Schätzungen relativ groß gewählt wurde, läßt sich der starke Anstieg bzw. Abfall der Kurven in der Gruppe der 80- bis 100-Jährigen *nicht* durch die in diesem Bereich naturgemäß sehr geringen Fallzahlen erklären. Parametrische Schätzungen bzw. eine Beschränkung auf das Sub-Sample der bis 75-Jährigen führen dementsprechend zu sehr ähnlichen Kurven.

Abbildung 3: Lebensalter und Haushaltsgröße



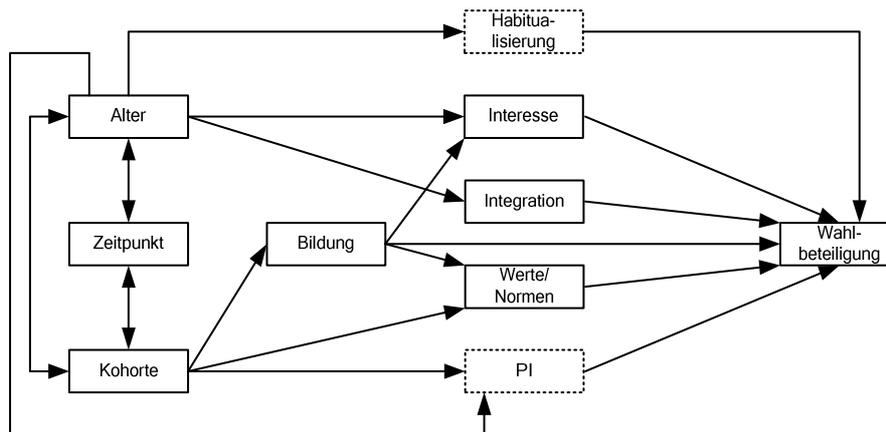
Anmerkung: Non-Parametrische Glättung (Lowess,  $bw=0.8$ ) auf der Grundlage der westdeutschen ALLBUS-Befragungen 1980-2002 (ZA-Nr. 1795),  $n=32.161$ .

Hinzu kommt ein weiterer Faktor: Die Teilnahme an Wahlen ist für die Mehrzahl der Bürger eine habitualisierte Handlung, d.h. die Wahrscheinlichkeit der aktuellen Wahlbeteiligung wird stark von der Zahl der Wahlen, an der sie sich in der Vergangenheit beteiligt haben, beeinflusst (Plutzer 2002). Bei jüngeren Wahlberechtigten kann sich aber ein solches Verhaltensmuster naturgemäß noch nicht herausgebildet haben. Last not least steigt mit dem Lebensalter bzw. mit der Summe der politischen Erfahrungen, die sich im Lebensalter widerspiegeln, auch die Wahrscheinlichkeit, dass ein Befragter eine Parteiidentifikation erwirbt und beibehält, woraus sich ebenfalls ein motivierender Einfluss auf die Wahlbeteiligung ergibt (für eine grundlegende Darstellung vgl. Converse 1969).

Neben dem Lebensalter kann aber auch die Zugehörigkeit zu einer bestimmten Geburtskohorte die Chancen der Wahlteilnahme beeinflussen. Beispielsweise ist der Anteil der Abiturienten bei den nach 1980 geborenen Bürgern rund viermal so groß wie unter denjenigen, die vor 1931 geboren wurden. Eine hohe formale Bildung wiederum erleichtert die Aufnahme und Verarbeitung politischer Informationen und reduziert damit die mit der Wahlentscheidung verbundenen Entscheidungskosten, erleichtert also die Wahlteilnahme. Zudem steht formale Bildung in einem engen Zusammenhang mit dem politischen Interesse und der Übernahme demokratischer Werte und Normen (Warwick 1998; Weakliem 2002), die zur

Teilnahme an Wahlen motivieren müssten. Umgekehrt ist der Anteil der Bürger, die jenen Großgruppen (Arbeiter, Katholiken) angehören, die traditionell eine Bindung an die SPD bzw. die Unionsparteien aufweisen, in den älteren Kohorten deutlich höher als in den jüngeren.

Abbildung 4: Faktoren der Wahlbeteiligung



Von derartigen Kompositionseffekten einmal abgesehen ist die Kohortenzugehörigkeit in erster Linie deshalb von Interesse, weil sie für bestimmte Sozialisations-erfahrungen während einer „formativen Phase“ steht, in der die für das spätere Leben zentralen, weitgehend stabilen Grundorientierungen erworben werden.<sup>2</sup> Folgt man den Überlegungen Ronald Ingleharts (u.a. 1971; 1977; 1989), dann sollten die Angehörigen der jüngeren Kohorten darüber hinaus unabhängig von ihrem höheren Bildungsniveau in größerem Umfang postmaterialistische Wertorientierungen vertreten, da sie unter den Bedingungen des materiellen Überflusses sozialisiert wurden. Prima facie sollten derartige Orientierungen die Wahrscheinlichkeit der Wahlteilnahme reduzieren, da sie ihre stark individualistisch eingestellten Träger zur Ablehnung traditioneller Normen und Gruppenbindungen disponieren. Stattdessen sollten Postmaterialisten ihre politischen Anliegen mittels direkter und punktueller Handlungsformen vertreten. Nicht umsonst wurde deshalb immer wieder ein Zusammenhang zwischen dem postmaterialistischen Wertewandel und der Ausbreitung der sogenannten unkonventionellen Partizipationsformen hergestellt.

Bereits sehr früh wurde allerdings darauf hingewiesen, dass diese „neuen“ Partizipationsformen für viele Bürger das Repertoire der politischen Teilhabe erweitert haben, ohne dass dadurch die konventionellen Partizipationsformen ver-

<sup>2</sup> Die Überbetonung der formativen Phase gegenüber anderen Einflüssen, denen das Individuum im Laufe seines Lebens ausgesetzt ist, kritisieren u.a. Bürklin et al. 1994.

drängt worden wären. Hinzu kommt, dass in Deutschland in Gestalt von B90/Grüne eine Partei existiert, die zumindest in der Vergangenheit postmaterialistische Ziele in der elektoralen Arena vertreten hat. Deshalb scheint es durchaus plausibel, dass postmaterialistische Wertorientierungen einen positiven Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit der Wahlbeteiligung haben können bzw. dass sich positive und negative Effekte des Postmaterialismus ausgleichen (vgl. Borg 1995 für ein ähnliches Argument).

Postmaterialismus im Sinne Ingleharts ist allerdings nicht die einzige und vermutlich nicht einmal die wichtigste Orientierung, die für den Zusammenhang zwischen Kohortenzugehörigkeit und Wahlbeteiligung von Interesse ist. Als bedeutsamer könnten sich hier auf einer allgemeinen Ebene die von Klages (u.a. 1988; 1993) postulierten Pflicht- und Akzeptanzwerte sowie die spezifischeren Orientierungen an einer generellen Wahlnorm (Rattinger und Krämer 1995) erweisen, die vermutlich ebenfalls primär während der formativen Phase internalisiert werden. Beide Konstrukte scheinen während der letzten Jahrzehnte an Bedeutung verloren zu haben<sup>3</sup>, was in erster Linie durch generationale Wandlungsprozesse zu erklären wäre, werden aber leider fast nie in Umfragen erfasst, so dass sie in die empirischen Analysen dieses Beitrages nicht miteinbezogen werden können. Hinzu kommt, dass der in den letzten Jahrzehnten zu beobachtende Rückgang von Parteiidentifikationen, mit denen sich entsprechende gruppen- bzw. parteibezogene Wahlnormen verbinden, ebenfalls vor allem die jüngeren Kohorten zu betreffen scheint (vgl. den Beitrag von Mößner in diesem Band).

Fasst man diese Überlegungen zusammen, so ergibt sich bezüglich der Wahlbeteiligung „der Jugend“ ein höchst komplexes Bild (vgl. Abbildung 4): Junge Menschen sollten sich per se in geringerem Umfang an politischen Wahlen beteiligen, da sie weniger stark integriert sind und ein niedrigeres politisches Interesse aufweisen (negativer Alterseffekt). Dieser Zusammenhang müsste jedoch dadurch konterkariert werden, dass sie im Mittel ein erheblich höheres Bildungsniveau aufweisen als die Angehörigen älterer Generationen, was die Wahrscheinlichkeit der Wahlbeteiligung erhöhen müsste (positiver Kohorteneffekt). Zugleich ist davon auszugehen, dass traditionelle Werte und Normen (und damit auch die Wahlnorm) für diese Generationen von geringerer Bedeutung sind (negativer Kohorteneffekt). Diese Alters- und Kohorteneffekte sollten sich schließlich erkennbar abschwächen, sobald die hinter ihnen stehenden inhaltlichen Variablen selbst in das Modell aufgenommen werden.

---

<sup>3</sup> Ein häufig zitierter Beleg für diesen generationalen Wandel findet sich in den Zeitreihen des Instituts für Demoskopie (Allensbach): 1967 nannten noch 61 Prozent der Befragten „sich in eine Ordnung einfügen, sich anpassen“ als besonders wichtiges Ziel bei der Erziehung der Kinder. 1996 war dieser Wert auf 40 Prozent gesunken (Noelle-Neumann und Köcher 1997: 119).

### 3 Datenbasis, Operationalisierung, Analysedesign

Für eine Kohortenanalyse werden Trend- oder Panel-Daten benötigt, die während eines längeren Zeitraums möglichst häufig erhoben wurden und neben präzisen Angaben zu Alter und Geburtsjahr der Befragten Informationen zu relevanten Hintergrundvariablen enthalten. Grundlage der im nächsten Abschnitt vorgestellten Analysen sind die Daten der westdeutschen ALLBUS-Studien<sup>4</sup> seit 1980, die mit rund 32.000 Fällen aus ihren 13 Erhebungswellen praktisch den gesamten Zeitraum seit Beginn der jüngsten Debatte um die Politikverdrossenheit der Deutschen im allgemeinen und der Jugend im besonderen abdecken.<sup>5</sup> Auf eine Analyse der ostdeutschen Teildatensätze wurde verzichtet, da dort aufgrund des vergleichsweise kurzen Analysezeitraums Alters-, Kohorten- und Periodeneffekte noch schwerer zu trennen sind als in den alten Ländern.

Als Indikator für die Wahrscheinlichkeit der Wahlbeteiligung wurde die Sonntagsfrage<sup>6</sup> verwendet. Befragte, die als Antwort eine beliebige Partei nannten, wurden als Wähler eingestuft und mit dem Wert 1 kodiert, Respondenten, die angaben, dass sie nicht wählen würden, dementsprechend als Nichtwähler behandelt, denen der Wert 0 zugewiesen wurde. Befragte, die mit „weiß nicht“ antworteten oder die Antwort ganz verweigerten, wurden aus der Analyse ausgeschlossen, weil nicht zu klären ist, ob es sich hier um echte Nichtwähler, Unentschlossene, Wähler nicht etablierter Parteien oder zufällige Ausfälle handelt.<sup>7</sup> Inhaltlich bedeutet dies zum einen, dass der Anteil der Nichtwähler in der Stichprobe (rund 7 Prozent) den tatsächlichen Anteil der Nichtwähler bei Bundestagswahlen erheblich unterschätzt. Zum anderen beziehen sich die Aussagen nur auf solche Nichtwähler, die sich an Meinungsumfragen beteiligen und sich dort auch als solche zu erkennen geben. Diese Befragten unterscheiden sich mit einiger Sicherheit von der Gesamtgruppe der Nichtwähler. Beide Probleme sind in Nichtwählerstudien, die auf Umfragedaten basieren, jedoch unvermeidlich.

In einem ersten Analyseschritt wurde zunächst ein reines APK-Modell geschätzt, d.h. die Wahrscheinlichkeit der Wahlbeteiligung wurde auf Alter und Geburtskohorte der Befragten sowie auf den Befragungszeitpunkt zurückgeführt.

---

<sup>4</sup> Aufgrund der großen Fallzahlen und zahlreichen Erhebungswellen wäre das Politbarometer prinzipiell noch besser für eine Kohortenanalyse geeignet. Leider wurde aber im Politbarometer seit August 1988 das Alter nur noch kategorial erhoben. Damit ist es nicht mehr möglich, die Befragten eindeutig in nicht-überlappende Geburtskohorten einzuteilen.

<sup>5</sup> Für den Zeitraum von 1980-2000 wurde der kumulierte Datensatz (ZA-Nr. 1795) verwendet. Diesem wurden die bei der ALLBUS-Welle 2002 interviewten Befragten (ZA-Nr. 3700) zugespielt.

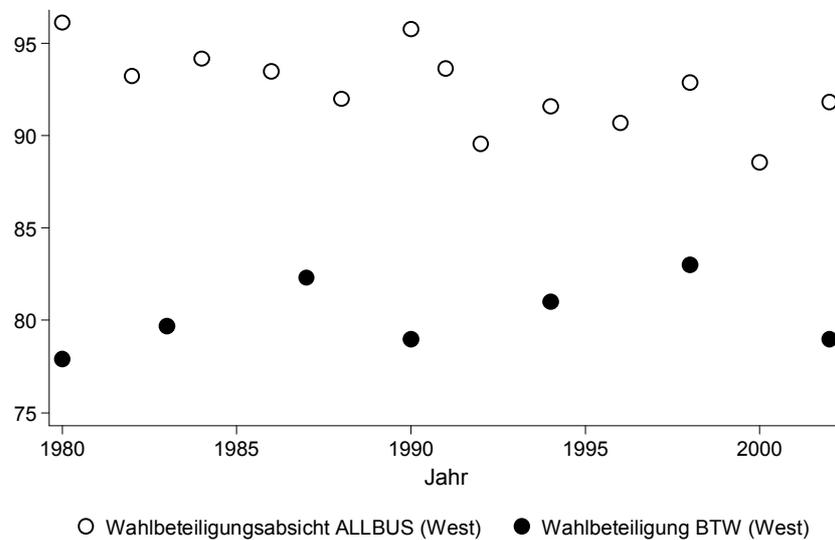
<sup>6</sup> „Wenn am nächsten Sonntag Bundestagswahl wäre, welche Partei würden Sie dann mit Ihrer Zweitstimme wählen?“

<sup>7</sup> Ebenfalls aus der Analyse ausgeschlossen wurden solche Befragte, die auf Grund ihrer Staatsangehörigkeit oder ihres Wohnortes (West-Berlin bis 1990) nicht an Bundestagswahlen teilnehmen konnten. Infolgedessen reduziert sich die Zahl der verwendbaren Fälle auf rund 25.000.

Solche Modelle bereiten bekanntlich erhebliche Probleme, da jede der drei unabhängigen Variablen eine lineare Kombination der beiden übrigen darstellt (Alter = Befragungsjahr-Geburtsjahr; Befragungsjahr = Geburtsjahr+Alter; Geburtsjahr = Befragungsjahr-Alter). Aufgrund dieser perfekten Multikollinearität zwischen den unabhängigen Variablen existiert keine eindeutige Lösung für die lineare Schätzgleichung.

Zur Lösung dieses Identifikationsproblems wurde in der Vergangenheit eine ganze Reihe von Vorschlägen gemacht, die alle darauf hinauslaufen, das Ausmaß der Kollinearität zu reduzieren. Am einfachsten ließe sich dies realisieren, indem der für die Fragestellung irrelevante Periodeneffekt willkürlich auf null gesetzt bzw. gar nicht erst geschätzt würde. Angesichts der relativ geringen Schwankungen in der realen Wahlbeteiligung, die zwischen 1980 und 2002 zu verzeichnen waren, ließe sich diese Vorgehensweise durchaus rechtfertigen. Allerdings wäre es denkbar, wenn auch nicht sehr wahrscheinlich, dass diese scheinbare Konstanz das Ergebnis von (noch zu bestimmenden) Alters- und Kohorteneffekten darstellt, die die Wirkung etwaiger Periodeneffekte neutralisieren. Zudem schwankt die für das zu schätzende Modell relevante *Wahlabsicht* etwas stärker als die realen Beteiligungsraten (vgl. Abbildung 5).

Abbildung 5: Wahlbeteiligung bei Bundestagswahlen und Wahlbeteiligungsabsicht im ALLBUS, 1980-2002 (nur alte Länder)



Datenquelle: Amtliche Wahlergebnisse, westdeutsche ALLBUS-Befragungen 1980-2002 (ZA-Nr. 1795).

Deshalb wurden statt des Befragungsjahres solche Variablen in das Modell aufgenommen, die erklären können, warum es überhaupt zu Periodeneffekten kommt. Dabei handelt es sich zum einen um eine Reihe von Indikator-Variablen (Dummies), an denen abzulesen ist, welches Institut die jeweilige Befragung durchgeführt hat (als Referenzkategorie dient Infratest), zum anderen um eine Dummy-Variable, die den Wert 1 annimmt, wenn die Befragungswelle in ein Wahljahr<sup>8</sup> fällt, so dass mit Mobilisierungseffekten zu rechnen ist. Ersetzt man auf diese Weise eine oder mehrere der drei unabhängigen Variablen durch Indikatoren, die die inhaltliche Bedeutung von Alter, Periode oder Kohorte erfassen, lässt sich das Identifikationsproblem entschärfen, da zwischen diesen inhaltlichen Variablen keine perfekte Multikollinearität existiert (Hagenaars 1994: 329).

Im Falle der Kohortenzugehörigkeit wäre es ebenfalls wünschenswert, die numerische Größe „Geburtsjahr“ durch die dahinterstehenden inhaltlichen Variablen, d.h. durch Informationen über Sozialisationserfahrungen zu ersetzen. Variablen, die Aufschluss über die individuelle Vermittlung von Werten und Normen durch Eltern, Schule und Peer-Group geben, stehen allerdings so gut wie nie zur Verfügung. In der Praxis geht man deshalb davon aus, dass Angehörige eines oder mehrerer aufeinanderfolgender Geburtsjahrgänge während ihrer „formativen Phase“ in gleicher Weise sozialisiert wurden, und gelangt auf diese Weise zum Konzept der „politischen Generationen“. Darüber, welche (Wahl-)Normen und Werte zu einem gegebenen Zeitpunkt sozialisiert wurden, lässt sich allerdings bestenfalls plausibel spekulieren. Anders als im Falle der Periodeneffekte kann das Geburtsjahr deshalb nicht ohne weiteres durch inhaltliche Variablen ersetzt werden. Statt dessen wurden die Befragten nach einem ursprünglich von Helmut Foltz (1982) vorgeschlagenen Schema zu relativ großen Geburtskohorten zusammengefasst, für die jeweils ein separater Effekt geschätzt wird. Die präzise Abgrenzung dieser Gruppen ist dabei von untergeordneter Bedeutung; eine rein mechanische Abgrenzung in Zehnjahresschritten führt zu sehr ähnlichen Ergebnissen. Die älteste dieser Kohorten dient als Referenzkategorie.<sup>9</sup>

Auch das in Jahren gemessene Lebensalter der Befragten lässt sich nicht ohne weiteres durch inhaltliche Variablen ersetzen. Private und politische Erfahrungen, die Einfluss auf das Partizipationsverhalten haben können, machen unterschiedliche Bürger zu je unterschiedlichen Zeitpunkten in ihrem Leben. Durch Individuali-

---

<sup>8</sup> Da die Länge der Legislaturperiode – vom Fall der vorzeitigen Parlamentsauflösung 1982/83 einmal abgesehen – in der Verfassung geregelt ist, steht der Wahltermin normalerweise lange im voraus fest. Der Dummy wurde deshalb immer dann auf den Wert 1 gesetzt, wenn der Bundestag innerhalb von 12 Monaten nach dem Ende der Feldphase neu gewählt wurde. Dies betrifft die Befragungswellen 1980, 1986, 1990, 1994, 1998 und 2002.

<sup>9</sup> Problematisch ist hier in erster Linie die Abgrenzung der ältesten und der jüngsten Generation, die in einer Trendstudie naturgemäß nur relativ schwach vertreten sind. Werden hier zu kleine Gruppen gebildet, korrelieren die geschätzten Koeffizienten stark mit den Schätzungen für die entsprechenden Alterseffekte.

sierungsprozesse sollten sich diese Unterschiede noch verstärken. Deshalb wurde hier ebenfalls eine pragmatische Entscheidung getroffen: Die 18 bis 24 Jahre alten Befragten wurden zur Altersgruppe der Jung- und Erstwähler zusammengefasst; die zweite Altersgruppe bilden die 25 bis 29 Jahre alten Befragten, die in der Vergangenheit mindestens schon einmal die Gelegenheit hatten, an einer Bundestagswahl teilzunehmen, aber nach der Definition vieler Jugendstudien immer noch als „jung“ gelten. Vom 30. bis zum 69. Lebensjahr wurden die Befragten dann in Fünfjahresgruppen eingeteilt; die mehr als 69 Jahre alten Befragten schließlich wurden zu einer Gruppe zusammengefasst. Für jede dieser Gruppen wird ein separater Effekt geschätzt. Dabei wird die relativ wahlfreudige Gruppe der 35 bis 39 Jahre alten Bürger als Referenzkategorie verwendet.<sup>10</sup>

In einem zweiten Analyseschritt wurde das APK-Modell um die vermittelnden Variablen aus Abbildung 4 ergänzt, soweit für diese Indikatoren zur Verfügung stehen. Da diese Faktoren, wie oben dargelegt, ihrerseits von Alter und Kohortenzugehörigkeit beeinflusst werden bzw. sich die Altersgruppen und Geburtskohorten bezüglich der mittleren Ausprägung dieser Variablen unterscheiden, steht zu erwarten, dass sich die direkten Effekte dieser beiden Größen abschwächen oder zumindest verändern, sobald diese zusätzlichen Variablen berücksichtigt werden. Auf diese Weise lässt sich nachvollziehen, wie sich Alter und Kohortenzugehörigkeit direkt und indirekt auf die Wahrscheinlichkeit der Wahlbeteiligung auswirken.

In den meisten Fällen ist die Operationalisierung dieser zusätzlichen Variablen relativ unkompliziert. Das *politische Interesse* wird im ALLBUS auf einer fünfstufigen Ratingskala erfasst, die für die Analyse so umkodiert wurde, dass hohe Werte für ein großes Interesse stehen. 1988 und 1982 (Split-Gruppe 2) wurde versuchsweise eine Skala mit zehn Abstufungen eingesetzt, deren Werte auf das Niveau der fünfstufigen Variablen umgerechnet werden mussten.

Die *Integration in das unmittelbare soziale Umfeld* wurde, wie oben bereits erwähnt, durch das dichotome Merkmal „Einpersonenhaushalt“ operationalisiert. Für den Faktor *Normen und Werte* steht der Inglehart-Index, dessen Ausprägung „Mischtyp“ als Referenzkategorie verwendet wurde.

Die *formale Bildung* der Befragten schließlich wird im ALLBUS in sehr differenziert Form erhoben. Für die Analyse wurden diese Schulabschlüsse in drei Kategorien zusammengefasst. Der Realschulabschluss, die Mittlere Reife und der

---

<sup>10</sup> Infolge dieser relativ feinen Einteilung beider Variablen sind die linearen Zusammenhänge zwischen Altersgruppe und Generation nach wie vor vergleichsweise eng. Infolge dieser hohen Kollinearität sind die Schätzungen der Alters- und Generationeneffekte mit relativ großen Standardfehlern behaftet und tendenziell weniger stabil, als es wünschenswert wäre. Nach den gängigen Faustregeln kommt es aber in keinem Fall zu ernsthaften Problemen bei der Modellschätzung. Die maximalen *Variance Inflation Factors* (VIF) liegen mit 13,6 und 10,2 (Kohorten 1954-1964 und 1965-1975; Modell 1) bzw. 13,7 und 10,3 (Modell 2) nur knapp oberhalb der häufig genannten Schwelle von 10, ab der überhaupt erst von ernster Multikollinearität gesprochen werden kann. Nach anderen Quellen sind für den VIF sogar Werte bis 30 hinnehmbar, die hier nicht annähernd erreicht werden.

Abschluss der Polytechnischen Oberschule nach der 10. Klasse bilden die mittlere Kategorie; Abitur, Fachabitur und der Abschluss der Erweiterten Oberschule nach der 12. Klasse wurden als Indikator für eine hohe formale Bildung eingestuft.<sup>11</sup> Jene Befragten, die keinen dieser Abschlüsse erworben haben, wurden in der Referenzkategorie zusammengefasst.

Als zusätzliche Kontrollvariable, der in diesem Kontext keine besondere theoretische Bedeutung zukommt, wurde außerdem das *Geschlecht* der Befragten in die erweiterte Analyse aufgenommen.<sup>12</sup> Dabei wurden weibliche Befragte mit 0, männliche Befragte mit 1 kodiert.

Die *Parteiidentifikation* schließlich wurde im ALLBUS leider nur sehr unregelmäßig (1982, 1990, 2000, 2002) erhoben und kann deshalb nicht in die Analyse einbezogen werden. Auch für die *Habitualisierung des Wahlverhaltens* existiert im Datensatz kein geeigneter Indikator.

#### 4 Ergebnisse

Der linke Teil von Tabelle 1 zeigt die Schätzungen für das reine APK-Modell (1).<sup>13</sup> Bemerkenswert sind dabei zunächst die Periodeneffekte. So ist die Wahrscheinlichkeit dafür, dass ein Befragter angibt, sich an der nächsten Bundestagswahl beteiligen zu wollen, gegenüber der Referenzkategorie (Infratest) signifikant höher, wenn er bzw. sie von GETAS oder INFAS befragt wurde.<sup>14</sup> Vergleichbar starke Effekte ergeben sich, wenn die betreffende ALLBUS-Welle in ein Wahljahr fällt. Die Logit-Koeffizienten zwischen 0,26 und 0,33 entsprechen einem Anstieg der Chancen („Odds“) für die Teilnahme an der Wahl um 30 bis 40 Prozent. Leider ist die inhaltliche Bedeutung einer Veränderung der Odds nur unwesentlich leichter nachzuvollziehen als der entsprechende Logit-Koeffizient. Einen anschaulicheren Eindruck von der Stärke eines Effekts vermittelt hingegen die in Prozentpunkten ausgedrückte Veränderung der Wahlbeteiligungsabsicht. Wegen der nicht-linearen Struktur des Modells hängt diese allerdings vom Wert *aller* unabhängigen Variablen ab und kann deshalb nur für typische Fälle berechnet werden. Tabelle 2 zeigt,

---

<sup>11</sup> Die verschwindend kleine Gruppe von volljährigen Befragten, die zum Zeitpunkt der Befragung noch Schüler waren, wurde ebenfalls dieser Kategorie zugeordnet.

<sup>12</sup> In erster Linie sollen sich dadurch mögliche Verzerrungen ausgeschlossen werden, die sich daraus ergeben könnten, daß in den älteren Generationen ein deutlicher Zusammenhang zwischen Geschlecht und formaler Bildung besteht.

<sup>13</sup> Zur Schätzung des zweiten Modells wurden nur solche Fälle verwendet, die keine fehlenden Werte aufweisen (listwise deletion). Aus Gründen der besseren Vergleichbarkeit wurden auch die Parameter für das erste Modell auf der Grundlage dieser Teilstichprobe geschätzt.

<sup>14</sup> Genauer gesagt sind nicht die Unterschiede in den Wahrscheinlichkeiten, sondern die Differenzen in den logarithmierten Odds (Logits) signifikant voneinander verschieden. Aus Gründen der Sprachökonomie wird hier und im Folgenden auf diese Differenzierung verzichtet.

wie die berichtete Absicht, sich an einer hypothetischen Bundestagswahl zu beteiligen, in Abhängigkeit von den Variablen „Umfrageunternehmen“ und „Wahljahr“ variiert. Aus ihr geht hervor, dass die substantielle Bedeutung der Effekte relativ gering ist, da die Wahlabsicht jeweils nur um einen Prozentpunkt schwankt.

Tabelle 1: Logistische Regressionsmodelle der Wahlbeteiligung

	Wahlbeteiligung			
	(1)		(2)	
Periode				
GETAS	0,240**	(0,080)	0,387**	(0,082)
IPSOS	0,115	(0,073)	0,256**	(0,075)
INFAS	0,336**	(0,090)	0,290**	(0,091)
Wahljahr	0,283**	(0,058)	0,299**	(0,059)
Alter				
18-24	-0,005	(0,131)	0,051	(0,135)
25-29	0,120	(0,121)	0,166	(0,124)
30-34	0,089	(0,114)	0,122	(0,116)
(Referenz: 35-39)				
45-49	-0,166	(0,142)	-0,172	(0,145)
50-54	-0,336*	(0,160)	-0,326*	(0,164)
55-59	-0,424*	(0,178)	-0,402*	(0,182)
60-64	-0,660**	(0,189)	-0,652**	(0,193)
65-69	-0,684**	(0,210)	-0,624**	(0,215)
70-	-1,043**	(0,221)	-0,877**	(0,228)
Kohorte				
(Referenz: -1921)				
1922-1934	-0,061	(0,121)	-0,276*	(0,127)
1935-1945	-0,375*	(0,167)	-0,658**	(0,174)
1946-1953	-0,665**	(0,208)	-0,994**	(0,215)
1954-1964	-1,109**	(0,233)	-1,391**	(0,240)
1965-1975	-1,487**	(0,264)	-1,754**	(0,272)
1976-1983	-1,173**	(0,327)	-1,478**	(0,337)
Kontrollvariablen				
Geschlecht: männlich			-0,110*	(0,054)
Einpersonenhaushalt			-0,398**	(0,061)
Bildung: mittel			0,107	(0,066)
Bildung: hoch			0,441**	(0,085)
Inglehart: PostMat			-0,126	(0,069)
Inglehart: Mat			-0,091	(0,064)
Polit. Interesse (1-5)			0,659**	(0,028)
Konstante	3,237**	(0,240)	1,647**	(0,256)
N		24.712		24.712
Adj. Pseudo-R <sup>2</sup> (McFadden)		0,02		0,08
BIC'		-46,6		-828,1

\* p < 5%; \*\* p < 1%  
Standardfehler in Klammern

Datengrundlage: ALLBUS 1980-2002 (Westdeutschland), ZA-Nr. 1795, 3700.

Für die Fragestellung dieses Beitrags von größerer Bedeutung sind selbstverständlich die Alters- sowie die Kohorteneffekte. Anders als man vermuten könnte, unterscheiden sich die drei jüngsten Altersgruppen jedoch kaum von der Referenzkategorie der 35 bis 39 Jahre alten Befragten. Die entsprechenden Effekte sind schwach und nicht signifikant von null verschieden. Damit ist bereits ein wichtiger Beitrag zur Beantwortung der Ausgangsfrage geleistet: Wenn Kohorten- und Periodeneffekte kontrolliert werden, reduziert die bloße Eigenschaft jung zu sein die Wahrscheinlichkeit der Wahlteilnahme nicht signifikant. Ab dem vollendeten fünften Lebensjahrzehnt ist jedoch eine signifikant *negative* Wirkung des Alters auf die Wahlteilnahme zu beobachten. Besonders stark ausgeprägt ist dieser Effekt bei den Befragten, die 70 Jahre oder älter sind. Überlagert wird dieses Muster von einer ganzen Reihe signifikanter Kohorteneffekte, die teils deutlich stärker ausgeprägt sind als die Alterseffekte.

*Tabelle 2:* Prognostizierte Wahlbeteiligungsraten in Abhängigkeit vom Umfrageunternehmen und von der zeitlichen Nähe zur nächsten Bundestagswahl

↓Institut	Wahljahr→	
	nein	ja
Infratest	94	95
IPSOS	94	96
GETAS	95	96
INFAS	95	96

Anmerkung: Die Werte beziehen sich auf Personen, die zwischen 1935 und 1945 geboren wurden und zum Zeitpunkt der Befragung zwischen 45 und 49 Jahre alt waren. Die Eintragungen basieren auf den Schätzungen des reinen APK-Modells (Modell 1 in Tabelle 1).

Auch hier bietet es sich an, auf der Grundlage der Modellschätzungen die prognostizierte Wahrscheinlichkeit der Wahlbeteiligung zu errechnen, um so die inhaltliche Bedeutung der Logit-Koeffizienten besser beurteilen zu können. Die erste Zeile von Tabelle 3 zeigt die entsprechenden Berechnungen für die Kohorte der zwischen 1922 und 1934 geborenen Befragten. Zu Beginn des fünften Lebensjahrzehnts betrug der geschätzte Anteil der Wähler in dieser Gruppe 96 Prozent; zehn Jahre später lag er zwei Prozentpunkte niedriger. Am Ende des siebten Lebensjahrzehnts war er nur geringfügig, nämlich um weitere zwei Prozentpunkte gesunken. Etwas deutlicher ausgeprägt ist der Rückgang der Wahlbeteiligung beim Übergang in die letzte, nach oben offene Alterskategorie. Im Verlauf von drei Lebensjahrzehnten ging die geschätzte Wahlbeteiligung in dieser Kohorte also um etwa sieben Prozentpunkte zurück.

Substantiell etwas stärkere Effekte des Lebensalters auf die Wahlbeteiligung sind nach dem reinen APK-Modell für die später geborenen Kohorten zu erwarten. Dies erklärt sich aus dem nicht-linearen Charakter des Modells und dem deutlichen

niedrigeren Ausgangsniveau der Wahlbeteiligung, das für diese Generationen charakteristisch ist. Während, wie oben dargelegt, ein niedrigeres Lebensalter die Wahlbeteiligung nicht nennenswert reduziert, hat die Zugehörigkeit zu den *jüngeren Kohorten* sehr wohl einen signifikanten, deutlich negativen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit der Wahlbeteiligung.

Tabelle 3: Prognostizierte Wahlbeteiligungsraten in Abhängigkeit von Alter und Kohortenzugehörigkeit

↓Geburtsjahr	Lebensalter→			
	40-45	50-54	65-69	70+
1922-1934	96	94	92	89
1946-1953	93	90	87	82
1965-1975	86	80	74	67
1976-	89	85	80	74

Anmerkung: Die Werte beziehen sich auf Personen, die mehr als ein Jahr vor der nächsten Bundestagswahl von Infratest befragt wurden. Für die grau unterlegten Zellen gibt es (noch) keine empirischen Beobachtungen. Die Eintragungen basieren auf den Schätzungen des reinen APK-Modells (Modell 1 in Tabelle 1). Konfidenzintervall für die erste Zelle in der ersten Zeile 94-97 Prozent; Konfidenzintervall für die letzte Zelle in der letzten Zeile 60-84 Prozent.

Diese Tendenz zur „Wahlmüdigkeit“ setzt allerdings deutlich früher ein, als man vielleicht erwarten könnte: Schon in der Gruppe der zwischen 1935 und 1945 geborenen ist die Wahrscheinlichkeit, dass sich ein Befragter an einer Bundestagswahl beteiligen möchte, signifikant niedriger als in der Referenzgruppe.<sup>15</sup> In den folgenden Kohorten sinkt diese Wahrscheinlichkeit weiter ab. Ihren Tiefpunkt scheint die Wahlbereitschaft in der von Markus Klein (2003) in Anlehnung an das gleichnamige Buch von Florian Illies unlängst als „Generation Golf“ bezeichneten Gruppe der zwischen 1965 und 1975 geborenen Bürger zu erreichen, während der Logit-Koeffizient für die (bislang sehr kleine) Gruppe der ab 1976 geborenen Befragten wieder etwas weniger negativ ist. Ein Wald- und ein Likelihood-Ratio-Test zeigen allerdings übereinstimmend, dass sich die Koeffizienten für die beiden jüngsten Kohorten nicht signifikant unterscheiden ( $p=0.10$ ). Belastbare Indizien für eine Umkehr des generationalen Trends gibt es somit bislang noch nicht.

Wie sich das Zusammenspiel von Alters- und Kohorteneffekten auf die erwartete Wahlbeteiligung auswirkt, ist in den übrigen Zeilen von Tabelle 3 zu erkennen. Im Ergebnis lässt sich festhalten, dass sich die „heutige Jugend“ (aber auch die heutigen Bürger mittleren Alters) tatsächlich seltener an Wahlen beteiligt als die

<sup>15</sup> Dies deckt sich mit den Analysen von Rattinger, der für einen früheren Zeitraum und auf einer anderen Datengrundlage (repräsentative Wahlstatistik) zu sehr ähnlichen Ergebnissen kommt. Auch Becker (2002), der mit Hilfe von retrospektiv erhobenen Längsschnittdaten die Bundestagswahlen von 1953 bis 1987 untersucht, berichtet, daß (1) der Rückgang der Wahlbeteiligung bereits die Nachkriegskohorten betrifft und (2) diese Kohorteneffekte weitaus bedeutsamer sind als Alters- und Periodeneffekte.

älteren Kohorten. Dabei ist allerdings zu berücksichtigen, dass ein Zeitraum von 23 Jahren für eine Kohortenanalyse eher knapp bemessen ist und viele der Tabelle eingetragenen Kombinationen von Altersgruppe und Geburtskohorte deshalb nicht mehr bzw. derzeit noch nicht empirisch beobachtet werden können (graue Schattierung). Bedenkt man überdies, dass es selbst beim ALLBUS zu beträchtlichen Stichprobenausfällen kommt und dass sich vermutlich nur ein Teil der Nichtwähler in der Stichprobe als solche zu erkennen geben, dann sollten die Prozentwerte in der Tabelle nicht als exakte Prognose, sondern eher als Illustration einer Tendenz interpretiert werden, die vor allem im Bereich der niedrigen Wahlbeteiligung außerdem mit beträchtlichen Stichprobenfehlern behaftet ist.

Welchen Einfluss aber haben nun die klassischen motivierenden und erleichternden Faktoren, und wie wirkt sich deren Berücksichtigung auf die Alters- und Kohorteneffekte aus? Die entsprechenden Koeffizienten finden sich im rechten unteren Teil von Tabelle 1 und entsprechen weitgehend den oben formulierten Erwartungen.

Das Geschlecht hat einen signifikanten, aber recht schwachen Effekt auf die Wahlbeteiligung, d.h. Männer geben *ceteris paribus* etwas seltener an, sich an der nächsten Bundestagswahl beteiligen zu wollen als Frauen mit ansonsten gleichen Eigenschaften. Auch für Befragte, die in Einpersonenhaushalten leben, errechnet sich eine signifikant niedrigere Wahrscheinlichkeit der Wahlbeteiligung. Entsprechend der Logik des nicht-linearen Modells wirkt sich der Effekt dieser Variable vor allem bei solchen Personengruppen aus, deren Wahlbeteiligungsrate ohnehin vergleichsweise niedrig ist. So wird sich ein in einem Mehrpersonenhaushalt lebender 30 bis 34 Jahre alter männlicher Befragter mit niedriger formaler Bildung und durchschnittlichem Politikinteresse, der zwischen 1965 und 1975 geboren wurde, im Sinne der Postmaterialismus-Theorie als Mischtyp gilt und mindestens zwölf Monate vor der nächsten Bundestagswahl von Infratest befragt wurde, nach eigenen Angaben mit einer Wahrscheinlichkeit von knapp 87 Prozent an der nächsten Wahl beteiligen. Wohnt die betreffende Person hingegen alleine, beträgt die Wahrscheinlichkeit der Wahlteilnahme nur etwa 82 Prozent.

Hohe formale Bildung hat einen vergleichbar starken, erwartungsgemäß aber positiven Effekt auf die Wahlbeteiligung. Personen mit mittlerer formaler Bildung hingegen unterscheiden sich bezüglich ihrer Beteiligungsrate nicht signifikant von Befragten mit niedrigen Bildungsabschlüssen.

Postmaterialismus indessen hat *keinen* Effekt auf die Wahrscheinlichkeit der Wahlteilnahme. Verglichen mit den Mischtypen geben zwar sowohl Materialisten als auch Postmaterialisten etwas seltener an, sich an der nächsten Wahl beteiligen zu wollen. Diese Effekte sind jedoch sehr schwach und nicht signifikant von null verschieden. Allerdings wäre es, wie in Abschnitt 2 dargelegt, denkbar, dass von postmaterialistischen Wertorientierungen sowohl positive als auch negative Einflüsse auf die Wahlbeteiligung ausgehen, die sich wechselseitig neutralisieren.

Die mit Abstand stärkste Wirkung auf die Wahlbeteiligung schließlich hat das politische Interesse. Dabei ist zu berücksichtigen, dass es sich hier um eine Varia-

ble handelt, die mit einer beträchtlichen Streuung von 1,1 Punkten auf einer fünfstufigen Skala gemessen wurde, während alle anderen Variablen als Dummies kodiert sind. Dementsprechend liegt beispielsweise der *maximale* Effekt hoher formaler Bildung bei  $1 \cdot 0,441$ . Der maximale Effekt des politischen Interesses hingegen beträgt  $(5-1) \cdot 0,659 = 2,636$ .

*Tabelle 4:* Prognostizierte Wahlbeteiligungsraten in Abhängigkeit vom politischen Interesse und der Haushaltsgröße

↓politisches Interesse	Einpersonenhaushalt →	
	nein	ja
1	64	54
2	77	69
3	87	82
4	93	90
5	96	94

Anmerkung: Die Werte beziehen sich auf männliche Personen mit niedrigen Bildungsabschlüssen im Alter zwischen 30 und 34 Jahren, die zwischen 1965 und 1975 geboren wurden, nach dem Inglehart-Index als Mischtypen zu klassifizieren sind und mehr als ein Jahr vor der nächsten Bundestagswahl von Infratest befragt wurden. Die Eintragungen basieren auf den Schätzungen des vollständigen Modells (Modell 2 in Tabelle 1).

Auch hier ist es sinnvoll, zur Illustration die geschätzten Wahrscheinlichkeiten der Wahlbeteiligung zu errechnen. Tabelle 4 zeigt deshalb den gemeinsamen Einfluss von politischem Interesse und der Eigenschaft, in einem Einpersonenhaushalt zu leben. Aus ihr geht klar hervor, wie stark die Wirkung des politischen Interesses ist: Die Differenz zwischen den geschätzten Beteiligungsraten für die Gruppe der eher Desinteressierten (2 Punkte, dies entspricht dem unteren Quartil) und der eher Interessierten (4 Punkte, dies entspricht dem oberen Quartil) beträgt 16 bzw. 21 Prozentpunkte. Noch größer sind mit 32 bzw. 40 Prozentpunkten selbstverständlich die Differenzen zwischen den gänzlich desinteressierten Befragten und jenen, die sich im höchsten Maße für Politik interessieren.

Welchen Einfluss hat nun die Aufnahme der zusätzlichen Variablen auf die Schätzung von Alters-, Kohorten- und Periodeneffekten? Ein Blick auf den rechten oberen Teil von Tabelle 1 zeigt zunächst, dass drei der vier Variablen, die Periodeneffekte erfassen, nun einen marginal stärkeren Effekt haben. Auf die Interpretation der Effekte haben diese geringfügigen Veränderungen jedoch keinen Einfluss.<sup>16</sup> Auch die für die Fragestellung dieses Beitrages relevanten Effekte des

<sup>16</sup> In allen vier Fällen sind die Veränderungen substantiell ohne Bedeutung und liegen innerhalb der durch Stichprobenfehler zu erklärenden Schwankungsbreite: Mit einer Reihe von Wald-Tests lässt sich zeigen, dass sich die Koeffizienten nicht signifikant von den Werten des ersten Modells unterscheiden.

Lebensalters variieren zwischen beiden Modellen nur unwesentlich.<sup>17</sup> Inhaltlich bedeutet dies, dass das Nachlassen der Wahlbereitschaft im höheren Alter nicht auf die im Modell spezifizierten sozialen und politischen Merkmale zurückgeführt werden kann, sondern andere Gründe wie beispielsweise einen im Mittel schlechteren Gesundheitszustand haben muss.

Substantiellere Verschiebungen zeigen sich hingegen bei den Kohorteneffekten. Diese schwächen sich aber keineswegs ab, sondern sind durchweg noch stärker negativ sind als im reinen APK-Modell. Dies erklärt sich in erster Linie dadurch, dass die Kohorteneffekte nun um den Einfluss der formalen Bildung bereinigt sind, deren mittleres Niveau in der Generationenfolge bekanntermaßen beträchtlich ansteigt. Anders gewendet zeigt sich in dieser Veränderung der Koeffizienten, dass die Wahlbereitschaft der jüngeren Generationen vermutlich noch weitaus geringer wäre, wenn die Kohorteneffekte nicht partiell durch das im Mittel höhere Bildungsniveau ausgeglichen würden. Wegen der relativ großen Standardfehler, mit denen Alters- und Kohorteneffekte behaftet sind, erreichen aber selbst diese vergleichsweise großen, einheitlichen und theoretisch plausiblen Veränderungen der Parameter nicht die Schwelle der statistischen Signifikanz.

Wichtiger als die Frage, ob sich die Kohorteneffekte tatsächlich noch einmal verstärken, ist jedoch die Feststellung, dass substantielle Unterschiede in den Wahlbeteiligungsraten der Kohorten auch dann nachzuweisen sind, wenn wichtige Determinanten der Wahlbeteiligung wie das politische Interesse, die formale Bildung und nicht zuletzt die postmaterialistischen Wertorientierungen konstant gehalten werden. Dieses Muster ist ein klarer Hinweis darauf, dass es einen generationalen Werte- bzw. Einstellungswandel gegenüber der Wahlbeteiligung gibt, der mit dem Inglehart-Instrument nicht erfasst werden kann.<sup>18</sup>

## 5 Zusammenfassung und Diskussion

Ziel dieses Beitrags war es zu klären, ob und wie sich die Wahlbeteiligung der „Jugend“ von den Wahlbeteiligungsraten der älteren Bürger unterscheidet. Mit solchen Effekten ist deshalb zu rechnen, weil sowohl das Alter als auch die Generationenzugehörigkeit einen Einfluss auf jene Variablen haben sollten, die als wichtige Determinanten der Wahlbeteiligung gelten. Mit einer Kohortenanalyse

---

<sup>17</sup> Auch hier liegen die geringfügigen Schwankungen im Bereich dessen, was durch Stichprobenfehler zu erklären ist.

<sup>18</sup> Als ein (sehr grober) Indikator für *gruppenspezifische* Wahlnormen und Parteiidentifikationen wurden in ein drittes Modell (nicht tabellarisch ausgewiesen) zusätzlich die Konfession (katholisch vs. nicht-katholisch) und die Stellung im Beruf (Arbeiter vs. andere) aufgenommen. Erwartungsgemäß führte dies zu einer (leichten) Abschwächung der Kohorteneffekte, deren Grundmuster jedoch erhalten blieb. Dies ist ein weiterer Hinweis darauf, dass hinter den Kohorteneffekten ein allgemeiner Wandel der Einstellungen gegenüber der Wahlteilnahme steht.

der kumulierten ALLBUS-Daten für Westdeutschland konnte gezeigt werden, dass ein geringes Lebensalter anders als häufig vermutet per se *keinen* signifikant negativen Einfluss auf die Wahlbeteiligung hat. Entscheidend ist vielmehr die Zugehörigkeit zu den jüngeren Kohorten, die weitaus seltener angeben sich an der nächsten Bundestagswahl beteiligen zu wollen als die Angehörigen älterer Jahrgänge.

Dabei handelt es sich aber um alles andere als um ein neues Phänomen: Die Tendenz zur rückläufigen Wahlbeteiligung ist bereits in den ersten Generationen, die nach dem Zweiten Weltkrieg geboren wurden, deutlich zu erkennen, und zeigt sich in der Gruppe der von 1954 bis 1964 geborenen ebenso stark wie in allen späteren „Null Bock“-, „No Future“-, „1980er“- und „Wende“-Generationen, die von der Jugendforschung beschrieben wurden. Dieser auf den ersten Blick überraschende Befund stimmt sehr gut mit zwei anderen Studien (Rattinger 1994, Becker 2002) überein, die für einen früheren Zeitraum, einer anderen Einteilung der Kohorten und einer jeweils gänzlich anderen Datengrundlage zu substantiell identischen Ergebnissen kommen.

Vor diesem Hintergrund relativieren sich die Klagen über den angeblich rasant verlaufenden Einbruch der Wahlbeteiligung bei der „heutigen Jugend“ doch etwas. Auch auf die zuweilen etwas krampfhaft wirkenden Bemühungen der Parteien, für Jung- und Erstwähler attraktiver zu erscheinen, wirft dieser Befund ein Schlaglicht. Um es plakativ auszudrücken: Wenn der Rückgang der Wahlbereitschaft nicht nur die Generation der derzeit jüngsten Bundestagsabgeordneten Anna Lührmann, sondern im gleichen Umfang auch die Altersgenossen von Katrin Göring-Eckardt, Renate Künast, Fritz Kuhn, Monika Griefahn, Ute Vogt, Guido Westerwelle, Christian Wulff oder Angela Merkel betrifft, sind die Parteien vermutlich schlecht beraten, mit vermeintlicher Jugendsprache, Strebballturnieren oder Bildern von Disco-Fox tanzenden Spitzenpolitikern um Wähler zu werben.

Das oben skizzierte generationale Muster bleibt selbst dann erhalten, wenn zusätzlich eine Reihe von Variablen berücksichtigt wird, die einen zentralen Einfluss auf die Wahlbeteiligung haben und ihrerseits mit Alter und Kohortenzugehörigkeit in Beziehung stehen. Bei aller angesichts der relativ kurzen Zeitreihe und der grundsätzlichen Probleme von Kohortenanalysen gebotenen Vorsicht deuten diese Ergebnisse darauf hin, dass sich über die Generationen hinweg das Verhältnis zur Wahlbeteiligung grundlegend verändert hat.

Dieser Wandel ist unabhängig von den mit dem Inglehart-Index erhobenen Orientierungen. Die Ausbreitung postmaterialistischer Wertorientierungen in der Bundesrepublik ist also *nicht* für den relativen Bedeutungsverlust der Wahlbeteiligung als Partizipationsform verantwortlich. Vielmehr geht die vergleichsweise niedrige Wahlbeteiligung der jüngeren Kohorten aller Wahrscheinlichkeit nach auf den von Klagen beschriebenen Rückgang der Bedeutung von „Pflicht- und Akzeptanzwerte“ im allgemeinen und den Niedergang einer als verbindlich betrachteten Wahlnorm im besonderen zurück.

## 6 Literatur

- Becker, Rolf*, 2002, Wahlbeteiligung im Lebensverlauf. A-P-K-Analysen für die Bundesrepublik Deutschland in der Zeit von 1953 bis 1987, *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 54: 246-263.
- Borg, Sami*, 1995: Electoral Participation. S. 441-460 in: *Jan van Deth und Elinor Scarbrough* (Hg.): *The Impact of Values*. Oxford u.a.: Oxford University Press.
- Bürklin, Wilhelm, Markus Klein und Achim Ruß*, 1994, Dimensionen des Wertewandels. Eine empirische Längsschnittanalyse zur Dimensionalität und der Wandlungsdynamik gesellschaftlicher Wertorientierungen, *Politische Vierteljahresschrift* 35: 579-606.
- Converse, Philip E.*, 1969, Of Time and Partisan Stability, *Comparative Political Studies* 2: 139-171.
- Fogt, Helmut*, 1982: Politische Generationen. Empirische Bedeutung und theoretisches Modell. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Förster, Peter*, 1994, Jungwähler Ost -- das unbekannte Wesen. Erkenntnisse der Studie 'Jugendliche in Sachsen', *Media-Spectrum* 15(1): 45-50.
- Hagenaars, Jacques A.*, 1994: Categorical Longitudinal Data. Log-linear Panel, Trend, and Cohort analysis. Newbury Park, London, New Delhi: Sage.
- Hessnauer, Ernst*, 1961: Überforderung des Staates und Staatsverdrossenheit. Politik und Erziehung vor neuen Herausforderungen. Vortrag gehalten am 18. Januar 1957 im Bonner Bundeshaus vor einem Kreis von Bundestagsabgeordneten und Erziehern der Bundesrepublik. Zweite, unveränderte Auflage mit einem Nachwort von 1961. Kiel: Der Landesbeauftragte für staatsbürgerliche Bildung in Schleswig-Holstein.
- Inglehart, Ronald*, 1971, The Silent Revolution in Europe: Intergenerational Change in Postindustrial Societies, *American Political Science Review* 65: 991-1017.
- Inglehart, Ronald*, 1977: *The Silent Revolution. Changing Values and Political Styles Among Western Publics*. Princeton: Princeton University Press.
- Inglehart, Ronald*, 1989: Kultureller Umbruch. Wertewandel in der westlichen Welt. Frankfurt/Main u.a.: Campus.
- Jesse, Eckhard*, 1987, Die Bundestagswahlen von 1972 bis 1987 im Spiegel der repräsentativen Wahlstatistik, *Zeitschrift für Parlamentsfragen* 18: 232-242.
- Jesse, Eckhard*, 2003, Die Bundestagswahlen von 1990 und 2002 im Spiegel der repräsentativen Wahlstatistik, *Zeitschrift für Parlamentsfragen* 34: 645-656.
- Klages, Helmut*, 1988: Wertedynamik. Über die Wandelbarkeit des Selbstverständlichen. Zürich: Edition Interfrom.
- Klages, Helmut*, 1993: Traditionsbruch als Herausforderung. Perspektiven der Wertewandels-gesellschaft. Frankfurt/Main, New York: Campus.
- Klein, Markus*, 2003, Gibt es eine Generation Golf? Eine empirische Inspektion, *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 55: 99-115.
- Noelle-Neumann, Elisabeth und Renate Köcher (Hrsg.) (1997). *Allensbacher Jahrbuch der Demoskopie 1993-1997*. München, Allensbach, K.G. Saur, Verlag für Demoskopie.
- Pickel, Gert*, 1996: Politisch verdrossen oder nur nicht richtig aktiviert? S. 85-98 in: *Rainer K. Silbereisen, Lazlo A. Vaskovics und Jürgen Zinnecker* (Hg.): *Jungsein in Deutschland. Jugendliche und junge Erwachsene 1991 und 1996*: Leske und Budrich.
- Pickel, Gert*, 2002: *Jugend und Politikverdrossenheit*. Opladen: Leske und Budrich.
- Pickel, Gert und Dieter Walz*, 1997, Politische Einstellungen junger Erwachsener in den neuen und alten Bundesländern der Bundesrepublik 1996: nicht staatsverdrossen, aber desillusioniert, *Zeitschrift für Parlamentsfragen* 28: 592-604.
- Plutzer, E.*, 2002, Becoming a Habitual Voter: Inertia, Resources, and Growth in Young Adulthood, *American Political Science Review* 96: 41-56.
- Rattinger, Hans*, 1994: Demographie und Politik in Deutschland. S. 73-122 in: *Hans-Dieter Klingemann und Max Kaase* (Hg.): *Wahlen und Wähler. Analysen aus Anlaß der Bundestagswahl 1990*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Rattinger, Hans und Jürgen Krämer*, 1995, Wahlnorm und Wahlbeteiligung in der Bundesrepublik Deutschland: Eine Kausalanalyse, *Politische Vierteljahresschrift* 36: 267-285.
- Warwick, Paul V.*, 1998, Disputed Cause, Disputed Effect - The Postmaterialist Thesis Re-Examined, *Public Opinion Quarterly* 62: 583-609.

*Weakliem, David L.*, 2002, The Effects of Education on Political Opinions: An International Study, International Journal of Public Opinion Research 14: 141-157.