

Empirische Untersuchung einer Individualisierungshypothese am Beispiel der Parteipräferenz 1953-1992

Schnell, Rainer; Kohler, Ulrich

Veröffentlichungsversion / Published Version

Zeitschriftenartikel / journal article

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

SSG Sozialwissenschaften, USB Köln

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Schnell, R., & Kohler, U. (1995). Empirische Untersuchung einer Individualisierungshypothese am Beispiel der Parteipräferenz 1953-1992. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 47(4), 634-657. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-121788>

Nutzungsbedingungen:

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

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

Terms of use:

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

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

EMPIRISCHE UNTERSUCHUNG EINER
INDIVIDUALISIERUNGSHYPOTHESE
AM BEISPIEL DER PARTEIPRÄFERENZ VON 1953-1992*

Rainer Schnell und Ulrich Kohler

Zusammenfassung: Die empirisch kaum prüfbare „Individualisierungshypothese“ wird dahingehend spezifiziert, daß eine abnehmende Erklärungskraft sozio-demographischer Merkmale für nicht-ressourcengebundene Verhaltensmöglichkeiten mit zunehmender gesellschaftlicher Differenzierung erwartet wird. Diese Hypothese wird durch eine Untersuchung der Veränderung der Prognosefähigkeit statistischer Modelle zur Erklärung individueller Parteipräferenz im Zeitraum 1953-1992 an insgesamt 37 Surveys überprüft. Für verschiedene Operationalisierungen der Parteipräferenz, der Kirchengangshäufigkeit und der Gewerkschaftsmitgliedschaft kann die Hypothese der abnehmenden Erklärungskraft demographischer Variablen empirisch vorläufig bestätigt werden.

I. Einleitung

Neben der Diskussion um die Bedeutung von Lebensstilen erfreut sich im Rahmen „der sozialwissenschaftlich informierten Zeitbetrachtung“ (Armingeon 1994: 55) kaum ein Thema so großer Popularität wie die sogenannte „Individualisierungsdiskussion“ (Beck/Beck-Gernsheim 1993). Ausgangspunkt dieser Diskussion ist bekanntlich die Idee der Auflösung kollektiver und gruppenspezifischer Orientierungsschemata. In der BRD wurde diese Diskussion vor allem durch die Veröffentlichung des Essays von Beck (1983) angeregt.¹ Beck (1986: 122) glaubte einen abnehmenden Wirklichkeitsgehalt von Klassen- und Schichtmodellen in der Nachkriegsgeschichte feststellen zu können: Klassen zeichneten sich nicht mehr länger durch „ständisches Gepräge“ und „soziale (Selbst-) Wahrnehmbarkeit“ aus; ihre Abgrenzung durch „Kontakt-, Hilfs- und Heiratskreise“ sowie ihre „bewußte und gelebte Besonderheit“ gehörten der Vergangenheit an (Beck 1986: 139-143). Im vermeintlichen Obsoletwerden des Klassenbegriffs wird daher häufig der Kern der „Individualisierungshypothese“ gesehen (so z.B. bei Drexel 1994: 14-15). Als Ursache für diese Entwicklung wurde die Anhebung

* Das Projekt wurde mit Mitteln der DFG finanziert. Wir danken Hartmut Esser für anregende Diskussionen und vielfältige Unterstützung: Für die Klärung technischer Details sind wir Herbert Matschinger zu Dank verpflichtet. Horst Weinen und Erwin Rose waren wie stets von außerordentlicher Hilfsbereitschaft bei der Beschaffung und Aufbereitung der Datensätze. Für nützliche Kommentare danken wir Gabriele Eckstein und Johannes Kopp und insbesondere Elke Esser. Unser besonderer Dank gilt Johannes Handl und vor allem Walter Müller für eine äußerst hilfreiche kritische Diskussion.

1 Zwar wird in der BRD diese Diskussion meist auf Ulrich Beck zurückgeführt, außerhalb der BRD ist hingegen eine historische Individualisierungsdiskussion, die den Ursprüngen der Idee nachgeht, ohne jeden Bezug auf Beck möglich (z.B. bei Ester u.a. 1994).

der Lebensbedingungen bei gleichbleibenden Ungleichheitsrelationen, die zunehmende Mobilität und die sogenannte „Bildungsexplosion“ vermutet (Beck 1986).

Die an Beck (1983) anknüpfende „Individualisierungsdiskussion“ ist vor allem dadurch gekennzeichnet, daß die zugrundeliegenden Hypothesen kaum so expliziert werden, daß eine empirische Prüfung möglich ist (vgl. Mayer/Blossfeld 1990: 312-315). Selbst Beck/Beck-Gernsheim (1993: 178) konzedieren unpräzise Ausgangsformulierungen. Für viele Formen diverser „Individualisierungshypothesen“ ist kaum ein empirisches Ergebnis denkbar, das ihnen widerspricht. Damit kann weder von einer „Individualisierungstheorie“ noch von einer „Individualisierungshypothese“ in einem wissenschaftstheoretisch bedeutsamen Sinne gesprochen werden. Zusammen mit der Dominanz äußerst indirekter und qualitativer Überprüfungsversuche verwundert es nicht, daß Beck (1994: 199) in einer Übersicht über empirische Arbeiten feststellen kann: „how far this individualization theory (sic!, R.S./U.K.) is (empirically) true or not, remains an open – at least a controversial – question.“ Um empirische Tests durchführen zu können, müssen präzisere Hypothesen spezifiziert werden als sie im Rahmen der „Individualisierungsdiskussion“ üblich sind.

II. Spezifizierung der Untersuchungshypothese

Allgemein kann man die „Individualisierungsthese“ so interpretieren, daß Akteure im Verlauf der Modernisierung der Gesellschaft einer wachsenden Zahl verschiedener, sich teilweise widersprechender und auch wandelnder Kategorien zugehören. Die Folge davon ist die Abnahme des prägenden Einflusses jeder einzelnen Kategorie auf das Handeln der Akteure. Etwas technischer formuliert: Die Binnengruppenvarianz jeder einzelnen Kategorie in Hinsicht auf individuelle Handlungen steigt. In der empirischen Sozialforschung wird in fast allen Erklärungsmodellen vor allem ein Typ theoretisch geordneter Mengen von Kategorien verwendet: die sozio-demographischen Variablen. Der Wirkungsmechanismus zwischen der Zugehörigkeit zu einer Kategorie (z.B. Geschlecht: weiblich) und dem Verhalten der Individuen wird dabei aber nur selten expliziert. Es handelt sich also im Regelfall um sogenannte „Erklärungen mit impliziten Gesetzen“ (Opp 1970: 58ff.; Schnell et al. 1995: 66-69). Das zentrale Problem bei solchen Erklärungen besteht darin, daß die Erklärung zusammenbricht, falls die Anfangsbedingungen für die nicht explizierten Gesetze, die den eigentlichen Wirkungsmechanismus beschreiben, nicht mehr gegeben sind. Genau dies kann man für die der Erklärung mit sozio-demographischen Variablen zugrunde liegenden impliziten Gesetze in der Folge der Individualisierung erwarten. Wird ein Verhalten derart implizit durch sozio-demographische Variablen erklärt, so sollte der Zusammenhang zwischen diesen Variablen und dem interessierenden Verhalten durch Individualisierungsprozesse schwächer werden.² Diese Schwächung des Zusammenhangs wird vor allem bei denjenigen Verhaltensmöglichkeiten zu beobachten sein, die nicht unmittelbar ressourcen-gebunden sind. Selbstverständlich unterliegt die „materielle Reproduktion

2 Auf die „methodischen Probleme gesellschaftlicher Differenzierung“ wurde schon früh von Esser (1979) hingewiesen. Eine Weiterentwicklung dieser Überlegungen in Auseinandersetzung mit Beck und Giddens findet sich bei Esser (1989).

des Menschen“ immer materiellen Begrenzungen. Folglich gibt es für ressourcen-gebundene Verhaltensmöglichkeiten immer Handlungsbeschränkungen. Einige Kategorien können immer noch als Indikatoren für solche Handlungsbeschränkungen dienen. So kann man für Frauen z.B. aus der Variablen „Alter“ relativ fehlerfrei auf die Möglichkeit einer Schwangerschaft schließen. Aus dem Alter eines Individuums kann man mit etwas größeren Fehlern auf das Alter seines Ehepartners schließen. Und mit noch größeren Fehlern kann man aus der Variablen „Bildung“ die Variable „Einkommen“ vorhersagen. Obwohl langfristig zumindest bei einigen dieser Sachverhalte ebenfalls mit Individualisierungsprozessen zu rechnen sein wird, erscheinen diese derzeit noch schwächer als bei nicht ressourcen-gebundenen Verhaltensweisen. Hierzu gehören in westlichen postindustriellen Gesellschaften zum Beispiel Nahrungsmittelpräferenzen, Musikgeschmack, Einstellungsäußerungen oder auch Wahlverhalten. Im Gegensatz zu weitgehend ressourcen-unabhängigen Verhaltensmöglichkeiten wie Einstellungsäußerungen sprechen empirische und theoretische Arbeiten dafür, daß unverändert sozialstrukturelle Variablen großen Einfluß auf Indikatoren sozialer Ungleichheit besitzen. Dies betrifft in besonderem Ausmaß das Problem sozialer Mobilität (vgl. hierzu z.B. Mayer und Blossfeld 1990; Bertram 1991; Mayer/Müller 1994).

Da zu kaum einer solchen Verhaltensmöglichkeit so viele empirische Studien existieren wie zum Wahlverhalten, soll hier zunächst eine Beschränkung auf diesen Untersuchungsgegenstand erfolgen. Eine entsprechend präzisierete Individualisierungshypothese könnte lauten: *Die Erklärungskraft sozio-demographischer Variablen (wie Konfessionszugehörigkeit, Alter, Geschlecht, berufliche Stellung und Bildung) in statistischen Modellen zur Erklärung der in Umfragen bekundeten individuellen Wahlabsicht nimmt „im Laufe der Zeit“ (also: mit zunehmender gesellschaftlicher Differenzierung) ab.*³

Angesichts dessen, daß sozio-demographische Variablen in Wahlmodellen immer noch eine große, wenn auch zunehmend problematischere Rolle spielen (vgl. Achen 1992), scheint diese Hypothese auch von Interesse für die Wahlsoziologie zu sein.

Um Mißverständnisse zu vermeiden: Es geht hier nicht um die definitive Untersuchung der Frage, ob Klassenzugehörigkeit einen schwindenden Einfluß auf Wahlverhalten besitzt (vgl. z.B. Heath et al. 1991; Clark/Lipset 1991; Clark et al. 1993) oder ob sich überhaupt Klasseneffekte nach der Kontrolle von Einstellungsvariablen zeigen lassen (Weakliem/Heath 1994). Obwohl beide Fragen bislang nur höchst unvollkommen empirisch untersucht wurden, kann vermutlich weder die tendenzielle Abnahme noch die große verbleibende Erklärungskraft der Klassenzugehörigkeit für Wahlverhalten bestritten werden. Schon allein aufgrund der Probleme der Operationalisierung

3 Ohne den Mechanismus zu spezifizieren, nimmt auch Beck in einer neueren Publikation (1994: 199) einen schwindenden Einfluß von Klassenstrukturen auf das Wahlverhalten an. Zwar stellte Schultze (1991: 774) schon etwas früher fest, daß Einigkeit darüber bestehe, daß „mit der Auflösung einst homogener sozialer Umwelten und der Lockerung struktureller Bindungen als Folge gesellschaftlichen, industriellen und berufsstrukturellen Wandels ... der Einfluß politisch-situativer und politisch-konjunktureller Faktoren auf die Wahlentscheidung seit Ende der 60er/Anfang der 70er Jahre gewachsen“ sei, aber ein direkter empirischer Beleg für die damit implizierte Abnahme des Einflusses sozio-demographischer Variablen auf das Wahlverhalten findet sich anscheinend nicht in der Literatur. Die Arbeiten von Pappi (1986, 1990) sowie von Müller (1993) enthalten z.B. keine explizite Darstellung der Veränderung der Erklärungskraft der Modelle.

moderner Klassenbegriffe dürfte die methodisch einwandfreie Untersuchung solcher Fragen mit langen Zeitreihen auch kaum möglich sein.

III. Datengrundlage

Den Analysen liegen Surveydaten von insgesamt 37 Querschnitterhebungen zugrunde. Die Datensätze wurden aus dem Bestand des Zentralarchivs für empirische Sozialforschung der Universität zu Köln ausgewählt (Stand April 1994). Die Auswahl basierte auf folgenden Kriterien: Die Grundgesamtheit sollte die über 18-jährigen Einwohner der Bundesrepublik Deutschland umfassen;⁴ die Auswahl der Befragten sollte auf einer echten Zufallsstichprobe basieren;⁵ die Daten sollten in standardisierten face-to-face-Interviews erhoben worden sein;⁶ und die Datensätze sollten Angaben zur Wahlabsicht (Sonntagsfrage), beruflichen Stellung, Konfessionszugehörigkeit, Bildung, Kirchengangshäufigkeit und zur Gewerkschaftszugehörigkeit enthalten.

Allerdings zeigte sich, daß dieser Variablenkatalog durch Studien aus dem Bestand des Zentralarchivs nicht vollständig abgedeckt werden konnte. Bis etwa Mitte der sechziger Jahre wurde die Wahlabsicht (als Sonntagsfrage) in Umfragen in der Regel nicht abgefragt.⁷ Vielmehr liegen – in verschiedenen Operationalisierungen – häufig nur Angaben über die „Parteiidentifikation“ vor.⁸ Bei der Auswahl der Datensätze wurden daher bei späteren Erhebungsjahren vor allem Studien ausgewählt, die neben der Wahlabsichtsfrage auch eine Frage zur „Parteiidentifikation“ enthalten. Um einzelne fehlende Erhebungsjahre zu kompensieren, wurde schließlich als dritte Form der Parteipräferenz die „Parteisympathie“ (z.B. durch „Thermometer-Fragen“ operationalisiert) in den Analysedatensatz übernommen.

Die Variablen Kirchengangshäufigkeit und Gewerkschaftszugehörigkeit wurden in den frühen Jahren entweder nicht oder nur unzulänglich erhoben, so daß ihre Verwendung für die Analyse dichter Zeitreihen ausscheidet.⁹

4 Um die Vergleichbarkeit nicht zu gefährden, wurden Befragte aus Berlin aus den Analysen ausgeschlossen.

5 Damit entfielen vor allem Quota-Auswahlen. Dafür spricht (neben einer allgemeinen methodologischen Ablehnung von Quota-Stichproben) vor allem, daß grundlegende Argumente für die Anwendbarkeit der Quota-Auswahl in dieser Arbeit ja gerade einer Überprüfung unterzogen werden (Schnell 1993).

6 In der endgültigen Auswahl mußte bei den beiden letzten Erhebungen auf zwei Politbarometer zurückgegriffen werden, die auf Telefoninterviews basieren.

7 Die Wahlabsicht wird meist mit Varianten der „Sonntagsfrage“ operationalisiert, so z.B. „Wenn am nächsten Sonntag Bundestagswahl wäre, welche Partei würden Sie dann mit Ihrer Zweitstimme wählen?“

8 Die Parteiidentifikation wurde vor allem um 1970 mit vielen verschiedenen Fragen operationalisiert. Während zuvor Fragen wie z.B. „Würden Sie mir bitte sagen, welche politische Partei Ihnen am besten gefällt?“ (1954) gestellt wurden, entwickelte sich im Zuge der Diskussion die folgende Frage zur Standardoperationalisierung: „Viele Leute in der Bundesrepublik neigen längere Zeit einer bestimmten Partei zu, obwohl sie auch ab und zu mal eine andere Partei wählen. Wie ist das bei Ihnen: Neigen Sie – ganz allgemein gesprochen – einer bestimmten Partei zu?“ (1973). Zu den verschiedenen Operationalisierungen und der Diskussion vgl. Bürklin (1988: 62f.).

9 Kirchengangshäufigkeit wurde in den Ausgangsdatensätzen durch so unterschiedliche Operationalisierungen wie „informeller Ermittlung“ bis zu Fragen wie „Wie oft gehen Sie im

Die genannten Kriterien reduzierten die Zahl der verwendbaren Datensätze meist auf wenige Studien pro Jahr. Standen mehrere Studien zur Wahl, wurden Studien mit hoher Fallzahl und möglichst ähnlichem Design und Fragebogen bevorzugt. Ausgewählt wurden schließlich die in *Tabelle 1* aufgeführten Datensätze.¹⁰

Die Tabelle zeigt Lücken für die Jahre 1963, 1966, 1970 und 1975. Für die in Frage kommenden Studien konnte in der zur Verfügung stehenden Zeit entweder keine Genehmigung für die Datenbenutzung eingeholt oder die technische Aufbereitung der Daten im Zentralarchiv nicht abgeschlossen werden. Zwischen 1980 und 1990 wurde in „geraden“ Jahren der kumulierte Allbus 1980-1990 verwendet, in den Jahren dazwischen jeweils die kumulierten Politbarometer der Forschungsgruppe Wahlen. Aus den Ausgangsdatsätzen wurde ein gemeinsamer Trenddatensatz mit 15 Variablen und 133.425 Fällen erstellt.¹¹

IV. Ein einfaches Wahlmodell

Für jedes Erhebungsjahr (für das Daten für das jeweilige Modell vorlagen) wurde versucht, die individuelle Parteipräferenz (als Wahlabsicht, als Parteiidentifikation und als Parteisympathie) durch die unabhängigen Variablen vorherzusagen. Als unabhängige Variablen wurden die Variablen der *Tabelle 2* verwendet.¹²

Die Klassen- und Schichteinteilung folgt einem Vorschlag von Pappi (1977: 317). Um kleine Fallzahlen zu vermeiden, wurde hohe Bildung über Abitur/Fachhochschulreife operationalisiert. Zwar wären differenziertere Schemata sicherlich wünschenswert, doch sind diese bei dem vorhandenen Datenbestand des Zentralarchivs nicht für dichte Zeitreihen realisierbar.

Gegenüber einem „vollständigen“ Standardwahlmodell wie z.B. bei Kühnel/Terwey (1990) fehlen hier – neben der Kirchengangshäufigkeit und der Gewerkschaftsmitgliedschaft – vor allem die Links-Rechts-Skala sowie Postmaterialismus. Die Angaben für die Kirchengangshäufigkeit und die Gewerkschaftsmitgliedschaft reichen im Ausgangsdatenmaterial nicht aus, um sie in jeder Analyse berücksichtigen zu können. Postmaterialismus ist aus einsichtigen Gründen in den frühen Datensätzen nicht erhoben worden. Der beste Prädiktor bei Kontrolle aller anderen Variablen ist bei Kühnel/Terwey (1990: 76) die Links-Rechts-Skala. Auch diese findet sich in vielen frühen

allgemeinen zur Kirche?“ erfaßt. Die unterschiedlichen Antwortkategorien führen dazu, daß hier nur zwischen „regelmäßigen Kirchgängern“ (jeden Sonntag oder fast jeden Sonntag) und „Nichtkirchgängern“ (alle anderen Antworten) unterschieden wird. Bei Gewerkschaftsmitgliedschaft variieren die Operationalisierungen ebenfalls stark. Die DAG wird hier zu den Gewerkschaften gerechnet. Da einige Operationalisierungen unklar in Hinsicht auf die Behandlung des Beamtenbundes sind, wurden hier aus den Analysen zur Erklärung der Gewerkschaftsmitgliedschaft die Beamten ausgeschlossen.

10 Aus Platzgründen muß für Einzelheiten der Studien auf den Datenbestandskatalog des Zentralarchivs und die jeweilige Codebücher verwiesen werden.

11 Eine ausführliche Dokumentation des Analyse-Datensatzes findet sich bei Ulrich Kohler (1995). Der Datensatz wurde dem Zentralarchiv für empirische Sozialforschung übergeben.

12 Da lediglich Ortsgröße*Bundesland-Interaktionseffekte bei den älteren Studien zu geringfügig besseren Modellanpassungen führten, wurde auf die Einführung zusätzlicher Interaktionseffekte (wie z.B. Berufsgruppen*Konfessions-Interaktionsvariablen) verzichtet.

Tabelle 1: Übersicht über die verwendeten Studien

Jahr	ZA.Nr.	Titel	n
1953	154	Bundesstudie	3246
1954	446	Politische Fragen	1727
1955	448	Politische Fragen	923
1956	450	Wirtschaftspolitische Fragen (B)	1463
1957	71	Internationale Beziehungen	1106
1958	438	Kommunikationsverhalten	1882
1959	593	Politische Einstellungen	1125
1960	2067	Internationale Beziehungen	1010
1961	55	Kölner Wahlstudie	1679
1962	2020	Internationale Beziehungen	1127
1963			
1964	64	Politische Einstellungen	1762
1965	556	Btw 1965 – Voruntersuchung	1411
1966			
1967	524	Politik in der BRD	1988
1968	310	Issue-Dimens. & Wahlentscheidung	1913
1969	395	Issue-Dimens. & Wahlentscheidung	1826
1970			
1971	839	Btw 1972 (Panel: 1. Welle)	6438
1972	631	Btw 1972 (1. Voruntersuchung)	1588
1973	1322	Länderstudie Herbst 1973	1770
1974	757	Politische Ideologie	2307
1975			
1976	861	Zumabus I	2036
1977	814	Zumabus II	2002
1978	1220	Politik in der BRD	2030
1979	1224	Zumabus III	2012
1980	1795	Kumulierter ALLBUS 1980-1990	2955
1981	2194	Kumulierte Politbarometer 1981	11694
1982	1795	Kumulierter ALLBUS 1980-1990	2991
1983	2209	Kumulierte Politbarometer 1983	10274
1984	1795	Kumulierter ALLBUS 1980-1990	3004
1985	1901	Kumulierte Politbarometer 1985	11475
1986a	1487	Ansprüche der Bürger an den Staat	1843
1986	1795	Kumulierter ALLBUS 1980-1990	3095
1987	1899	Kumulierte Politbarometer 1987	11271
1988	1795	Kumulierter ALLBUS 1980-1990	3052
1989	1487	Ansprüche der Bürger an den Staat	1939
1990	1795	Kumulierter ALLBUS 1980-1990	3051
1991	2102	Kumulierte Politbarometer 1991	11268
1992	2275	Kumulierte Politbarometer 1992	11143

Datensätzen nicht. Darüber hinaus stellt sich die theoretische Frage, ob der Versuch einer *rein strukturellen* Erklärung (z.B. der Wahlabsicht) intervenierende subjektive Variablen wie Links-Rechts-Skala, Postmaterialismus (nicht als Kohorteneffekt) oder auch Religiosität enthalten sollte.

Mit den unabhängigen Variablen der *Tabelle 2* wurden für jedes Erhebungsjahr zunächst multinomiale Logit-Modelle für die Parteipräferenz gerechnet. Es wurden

Tabelle 2: Übersicht über das verwendete Wahlmodell

I	Klassen- und Schichteinteilung (Dummy-Variable) Landwirte Hochgebildete Selbständige Sonstige Selbständige Hochgebildete Angestellte & Beamte Sonstige Angestellte & Beamte Arbeiter
II	Konfession (Dummy-Variable) Protestanten Katholiken Sonstige & Keine Konfessionszugehörigkeit
III	Geschlecht (Dummy-Variable) Frauen Männer
IV	Alter Alter (in Jahren oder Kategorienmittelwerte)
V	Ortsgröße * Bundesland Ortsgröße in Schleswig-Holstein Hamburg Ortsgröße in Niedersachsen Bremen Ortsgröße in Nordrhein-Westfalen Ortsgröße in Hessen Ortsgröße in Rheinland Pfalz und Saarland Ortsgröße in Baden-Württemberg Ortsgröße in Bayern

getrennte Analysen für die Wahlabsicht, die Parteidentifikation und die Parteisym-
pathie als abhängige Variable durchgeführt.¹³

Bei multinomialen Logit-Modellen wird für jede Person für jede Ausprägung einer
polytomen Variablen die Wahrscheinlichkeit dieser Ausprägung bei gegebenen Kova-
riaten geschätzt.¹⁴ Jede Person wird anschließend nach der maximalen vorhergesagten
bedingten Wahrscheinlichkeit klassifiziert. Um die Erklärungskraft der Modelle zu
beschreiben, wurden hier zwei verschiedene Maße verwendet, da es für multinomiale
Logit-Modelle kein so einfaches und elegantes Maß der Güte des Modellfits wie die
erklärte Varianz in linearen Regressionen gibt.

13 Hierbei wurden bis 1980 alle Befragten mit Präferenzen für andere Parteien als CDU, SPD
und FDP nicht berücksichtigt. Ab 1980 wurden zusätzlich Befragte mit Parteipräferenzen
für die Grünen in den Datensatz aufgenommen.

14 Für jeden Befragten i wird die Wahrscheinlichkeit der Ausprägung j ($j=1,2,\dots,J$) der Variablen
 Y mit Hilfe der Kovariaten x_i vorhergesagt:

$$\text{Prob}(Y = j) = \frac{e^{\beta_j x_i}}{1 + \sum_{k=1} e^{\beta_k x_i}}$$

(Greene 1993: 666). Die Schätzung der Modelle erfolgte mit STATA 4.0. Einführungen in
solche Modelle finden sich bei Hosmer/Lemeshow (1989) sowie bei Liao (1994).

Weit verbreitet zur Beurteilung der Erklärungskraft der Modelle ist das McFadden-Pseudo- r^2

$$p^2 = 1 - \ln(L_1)/\ln(L_0),$$

bei dem die Likelihood des gegebenen Modells zur Likelihood eines Modells, bei dem alle Parameter den Wert null annehmen, ins Verhältnis gesetzt wird. Hierbei werden vorhergesagte Werte unter zwei verschiedenen Modellen beurteilt, nicht hingegen beobachtete und vorhergesagte Werte (Hosmer/Lemeshow 1989: 149). Es handelt sich also um kein Kriterium, das die Anpassung des Modells beurteilt. Trotzdem ist es das am weitesten verbreitete „Anpassungskriterium“ und wird daher auch hier als ein Maß der Erklärungskraft der Modelle eingesetzt.¹⁵

Als zusätzliches Kriterium für die Erklärungskraft der Modelle wird der Anteil der durch das Modell korrekt klassifizierten Fälle verwendet.¹⁶ Der Anteil korrekt klassifizierter Fälle wird aber von der Randverteilung der abhängigen Variablen beeinflusst. Um diesen Effekt zu verringern, wird hier der Anteil falsch klassifizierter Fälle auf der Basis des Modells (E_1) mit dem Anteil falsch klassifizierter Fälle auf der Basis der Randverteilung (E_0) zu

$$PRE = (E_0 - E_1)/E_0$$

verrechnet. PRE mißt also die Verbesserung der Prognose individueller Fälle durch das Modell gegenüber der Prognose aufgrund der Randverteilung.

15 Die zunächst klein anmutenden Pseudo- r^2 -Werte müssen im Vergleich zu anderen Modellen gesehen werden. Für die multinomialen Modelle ergibt sich für 1953 ein Pseudo- r^2 von 0.19, für 1986 0.12. Kühnel/Terwey (1990:77) berichten für ihr multinomiales Logit-Modell (einschließlich Links-Rechts-Skala) ein Pseudo- r^2 von 0.27 für 1986. Im Gegensatz zum Modell von Kühnel/Terwey verwendet das Modell von Häußermann/Küchler (1993:48) fast nur strukturelle Variablen. Aus den dort wiedergegebenen Angaben läßt sich für die dichotome Wahlabsicht ein Pseudo- r^2 von 0.13 berechnen, das OLS- r^2 liegt bei „durchaus beachtlich[en]“ (Häußermann/Küchler, 1993:44) 0.16. Für das hier verwendete pragmatische Modell liegen die Werte bei 0.22 und 0.14, die OLS- r^2 -Werte betragen 0.26 und 0.17.

16 Ein Problem bei Klassifikationsalgorithmen besteht darin, daß meist die gleichen Daten für die Schätzung der Koeffizienten des Modells und die „Validierung“ anhand der korrekt klassifizierten Fälle verwendet werden. Dies führt zu einer Überschätzung des Anteils korrekt klassifizierter Fälle. Dies kann vermieden werden, wenn die Stichprobe in zwei unabhängige Zufallsstichproben aufgeteilt, die eine Hälfte zur Schätzung der Koeffizienten und die andere Hälfte zur Bestimmung der korrekt klassifizierten Fälle anhand der geschätzten Koeffizienten verwendet wird. In unseren Datensätzen sinkt die Fallzahl durch dieses Verfahren bei den Wahlmodellen häufig so stark ab, daß das Modell nicht mehr in allen Erhebungsjahren gerechnet werden kann. Dies läßt sich zwar prinzipiell durch „jackknifing“ vermeiden (Jobson 1992: 264), die resultierenden Rechenzeiten sind aber bei größeren Fallzahlen untragbar. Damit stellen die hier berichteten Anteile korrekt klassifizierter Fälle bei den Wahlmodellen zwar vermutlich leichte Überschätzungen gegenüber den wahren Werten dar, aber diese Überschätzung erfolgt nahezu gleichmäßig für alle Studien. Da wir uns hier nur für den relativen Rückgang und nicht für die absolute Höhe des Anteils korrekt klassifizierter Fälle interessieren, dürfte dieses Problem keine Auswirkungen auf die berichtete Tendenz besitzen.

Abbildung 1:
Pseudo-r²-Werte des Wahlmodells für die Wahlabsicht nach Erhebungsjahr

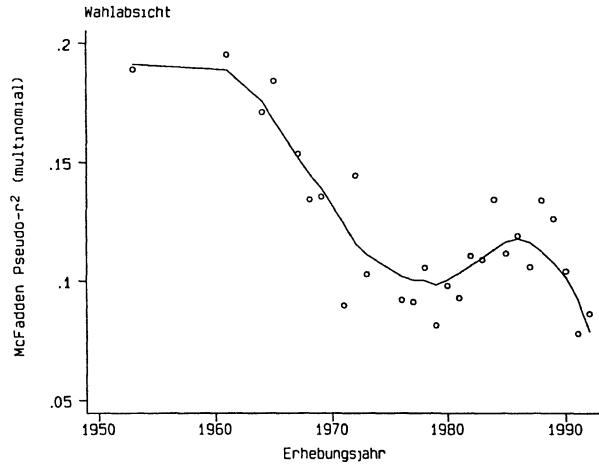


Abbildung 2:
Pseudo-r²-Werte des Wahlmodells für die Parteisympathie nach Erhebungsjahr

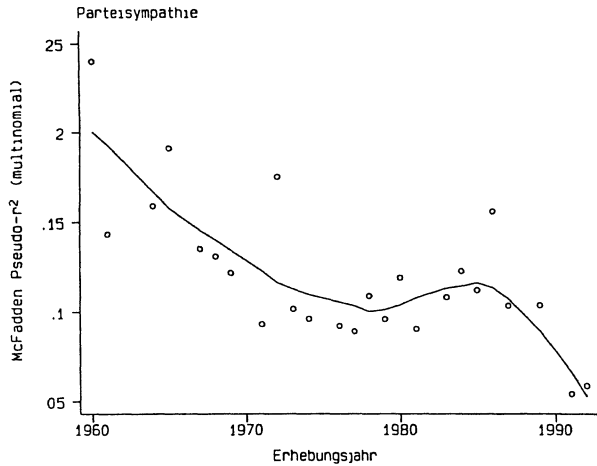
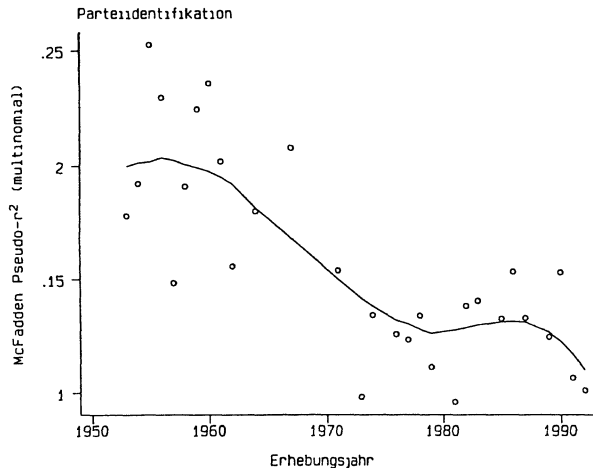


Abbildung 3:
Pseudo-r²-Werte des Wahlmodells für die Parteiidentifikation nach Erhebungsjahr



V. Ergebnisse

Betrachtet man die Erklärungskraft des Wahlmodells für die Wahlabsicht im Zeitablauf (vgl. *Abbildung 1*), so wird ein starker Rückgang deutlich.¹⁷ Dies wird durch eine lineare Regression bestätigt (vgl. *Tabelle 3*).¹⁸

Tabelle 3: Lineare Regressionen der Pseudo- r^2 -Werte der multinomialen Logit-Modelle gegen das Erhebungsjahr

abhängige Variable	b	r^2
Wahlabsicht	-0.0023	0.49
Parteisympathie	-0.0029	0.42
Parteiidentifikation	-0.0026	0.56

Ein vergleichbarer Rückgang zeigt sich auch für die Parteisympathie und die Parteiidentifikation (vgl. *Abbildungen 2* und *3*).

Für die Verbesserung der individuellen Prognose durch die Wahlmodelle ist der Rückgang etwas uneinheitlicher. Während für die Wahlabsicht (vgl. *Abbildung 4*) und die Parteiidentifikation (vgl. *Abbildung 6*) ein starker Rückgang der Erklärungskraft des Wahlmodells festgestellt werden kann, ist bei der Parteisympathie kaum eine systematische Tendenz erkennbar (vgl. *Abbildung 5*).

Die durch die Variable Erhebungsjahr „erklärten“ Varianzen (vgl. *Tabelle 4*) zeigen, daß – im Gegensatz zu den beiden anderen Operationalisierungen – die PRE-Werte bei der Parteisympathie kaum durch die Zeit erklärt werden können.¹⁹

- 17 In allen Plots findet sich als Glättungskurve eine nichtparametrische Regression, bei der für jeden Datenpunkt der Einfluß anderer Datenpunkte auf den Verlauf der Kurve mit der Entfernung abnimmt (eine ausführliche Diskussion findet sich bei Schnell 1994: 102-116). Verwendet wurde hier die nicht-iterative LOWESS-Variante KSM in STATA 4.0 mit einem Glättungsparameter von 0.5.
- 18 Berechnet man das Wahlmodell mit den zusätzlichen Variablen Kirchengangshäufigkeit und Gewerkschaftsmitgliedschaft, so stehen nur noch maximal 24 Datensätze zur Verfügung (wobei insbesondere die frühen Erhebungsjahre entfallen). Bei diesem reduzierten Datensatz gehen die Pseudo- r^2 -Werte zwar etwas schwächer, aber dennoch ebenfalls im Zeitverlauf zurück ($b = -0.0034$, $r^2 = 0.34$ für die Wahlabsicht, $b = -0.0044$, $r^2 = 0.29$ für die Parteisympathie und -0.0021 , $r^2 = 0.11$ für die Parteiidentifikation). Der geringere Rückgang kann zum Teil über den Ausfall der frühen Erhebungsjahre erklärt werden. Weiterhin ist Kirchengangshäufigkeit kaum als „strukturelle“ Variable zu bezeichnen (vgl. auch Schmitt 1985: 294-300). Sie ist selbst höchstens die Folge eines askriptiven Status. Es handelt sich keinesfalls um eine ressourcengebundene Verhaltensmöglichkeit. Daher ist eine geringere werdende Determinationskraft der Kirchengangshäufigkeit auf das Wahlverhalten nicht unbedingt zu erwarten.
- 19 Berechnet man statt der multinomialen logistischen Regression eine dichotome logistische Regression mit der CDU vs. SPD Parteipräferenz als abhängiger Variablen, so kann als weitere Maßzahl der χ^2 -Wert des Hosmer-Lemeshow-Tests (Hosmer/Lemeshow 1989: 140-145) herangezogen werden. Da dieser Wert im Zeitverlauf zunimmt ($b = 0.19$, $r^2 = 0.13$ bei der Wahlabsicht; $b = 0.05$, $r^2 = 0.01$ bei der Parteisympathie; $b = 0.11$, $r^2 = 0.07$ bei der Parteiidentifikation) wird auch in diesem Fall die Hypothese eines zurückgehenden Zusammenhangs gestützt. Darüber hinaus geht auch das r^2 einer linearen Regression der CDU-SPD Parteipräferenz im Zeitverlauf (Wahlabsicht: $b = -0.0035$, $r^2 = 0.69$; Parteisympathie: $b = -0.0027$, $r^2 = 0.61$; Parteiidentifikation: $b = -0.003$, $r^2 = 0.74$) zurück.

Abbildung 4:
PRE-Werte des Wahlmodells für die Wahlabsicht nach Erhebungsjahr

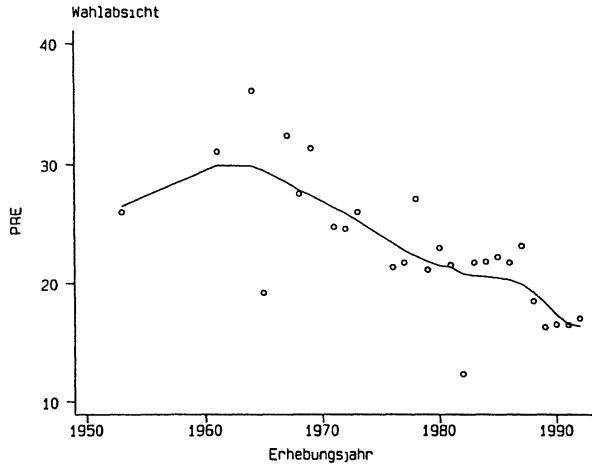


Abbildung 5:
PRE-Werte des Wahlmodells für die Parteisympathie nach Erhebungsjahr

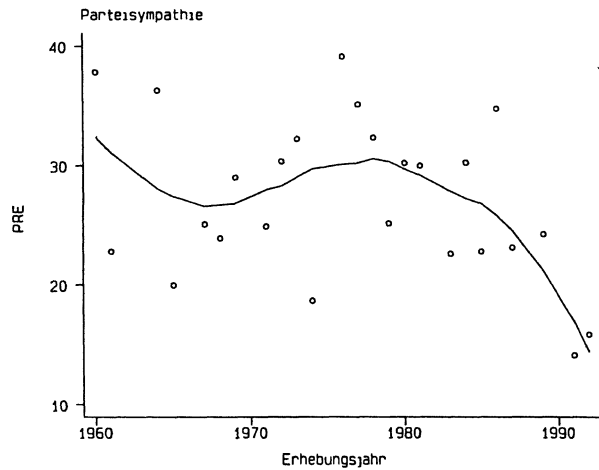


Abbildung 6:
PRE-Werte des Wahlmodells für die Parteiidentifikation nach Erhebungsjahr

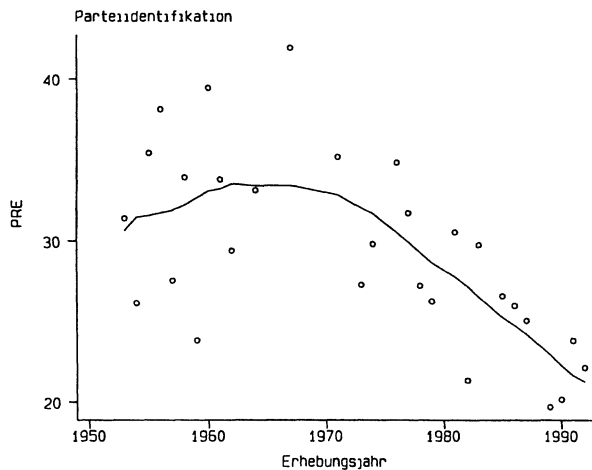


Tabelle 4: Lineare Regressionen der PRE-Werte der multinomialen Logit-Modelle gegen das Erhebungsjahr

abhängige Variable	b	r ²
Wahlabsicht	-0.3854	0.49
Parteisympathie	-0.2342	0.07
Parteiidentifikation	-0.2687	0.34

Auffällig in allen drei Plots der Pseudo-r²-Werte für das multinomiale Wahlmodell ist das Ansteigen der Werte nach 1980, gefolgt von einem erneuten Absinken der Werte ab 1986. In den Plots der PRE-Werte zeigt sich dieser Effekt nur schwach bei der Wahlabsicht; bei der Parteisympathie und der Parteiidentifikation ist der Effekt nicht feststellbar.

Es liegt nahe, den kurvilinearen Verlauf der Erklärungskraft als Folge des Auftretens der Partei der Grünen zu interpretieren. Um diese Hypothese zu prüfen, wurde für jede Erhebung ab 1980 eine logistische Regression mit der dichotomen abhängigen Variablen „Wahlabsicht Grüne versus Nicht-Grüne“ und den unabhängigen Variablen des Wahlmodells gerechnet. Die resultierenden Pseudo-r²-Werte dieser Berechnungen zeigt die *Abbildung 7*.

Eine lineare Regression der Pseudo-r²-Werte gegen das Erhebungsjahr mit einem zusätzlichen quadratischen Effekt des Erhebungsjahres erklärt 33 Prozent der Varianz. Als klarer Ausreißer aus der Tendenz ist der Survey aus dem Jahre 1989 zu erkennen. Schließt man 1989 aus, so erklärt die Regression (als durchgehende Linie im Plot gezeichnet) 74 Prozent der Varianz. Die Wahlabsicht für die Grünen kann durch das Wahlmodell also zuerst zunehmend besser erklärt werden, um dann ab 1986 wieder abzufallen.

Rechnet man eine logistische Regression mit den unabhängigen Variablen des Wahlmodells für eine dichotome Variable „Wahlabsicht CDU versus Wahlabsicht SPD“, so zeigt sich zwar ein linearer Rückgang der Erklärungskraft des Modells, aber keinerlei kurvilineare Tendenz nach 1980 (vgl. *Abbildung 8*).²⁰

Die Veränderung in der Prognosekraft des Wahlmodells für die Grünen scheint daher die Ursache für die zeitweise Verbesserung der Prognosekraft des Wahlmodells für die Vier-Parteienwahl zu sein.

VI. Veränderung der Einflußstärke einzelner Variablen

Um die Veränderung der Einflußstärke einzelner Variablen zu untersuchen, wurden u.a. eine Reihe logistischer Regressionen durchgeführt. Jeweils getrennt für die Wahlabsicht, die Parteisympathie und die Parteiidentifikation wurden für jedes Erhebungsjahr logistische Regressionen mit den Variablen des Wahlmodells als unabhängige Variablen durchgeführt. Hierbei wurden alle Fälle, die nicht CDU oder SPD wählten,

20 Eine lineare Regression über den gesamten Zeitraum erklärt hier 71 Prozent der Varianz, der Regressionskoeffizient liegt bei -0.0034. Für den Zeitraum ab 1980 ist weder der Effekt des Erhebungsjahres noch ein quadratischer Effekt nachweisbar.

Abbildung 7:
Pseudo-r²-Werte des Wahlmodells der Wahlabsicht für die Grünen nach Erhebungsjahr

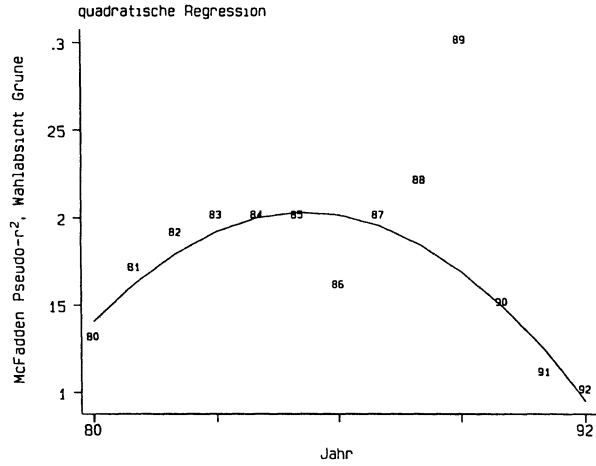


Abbildung 8:
Pseudo-r²-Werte des Wahlmodells der Wahlabsicht CDU vs. SPD nach Erhebungsjahr

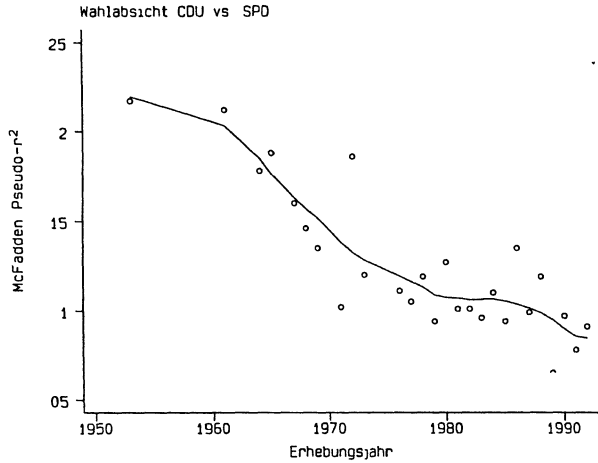
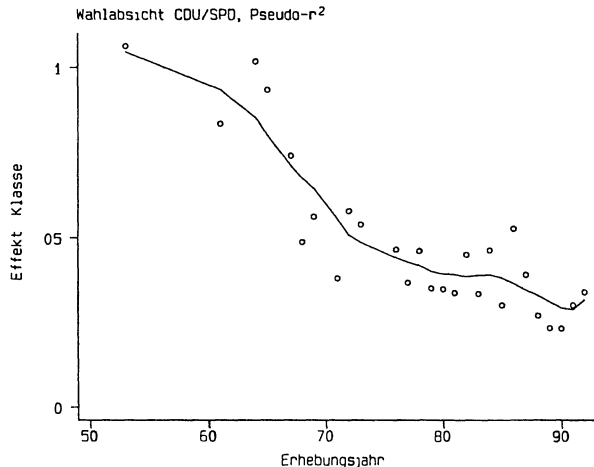


Abbildung 9:
Effekt der Klassenzugehörigkeit innerhalb des Wahlmodells auf die Wahlabsicht CDU vs. SPD nach Erhebungsjahr



aus der Analyse ausgeschlossen. Bei dieser Analyse handelt es sich also um eine dichotome CDU-versus-SPD-Parteipräferenz. Für jedes Erhebungsjahr und jede der drei verschiedenen abhängigen Variablen wurde zunächst das vollständige Modell gerechnet, danach das jeweils um eine Variable (also gegebenenfalls: mehrere Indikatorvariablen) reduzierte Modell. Die Differenz zwischen der Erklärungskraft des vollständigen Modells und der durch die Variablenreduktion veränderten Erklärungskraft des Modells wird als Effektstärke der jeweiligen Variablen interpretiert. Die Untersuchung der Veränderung der Effektstärke der einzelnen Variablen im Zeitablauf zeigt, daß alle drei Operationalisierungen der Parteipräferenz sehr ähnliche Resultate erbringen. Daher werden hier nur die Ergebnisse für die Wahlabsicht berichtet. Lineare Regressionen der Effektstärke der einzelnen Variablen gegen das Erhebungsjahr führen zu den Werten der *Tabelle 5*.

Tabelle 5: Lineare Regression der Effektstärke des CDU/SPD-Wahlabsicht-Wahlmodells gegen das Erhebungsjahr

Effekt	r^2	Konstante	b
Klasse	0.74	0.2015	-0.0020
Konfession	0.45	0.1147	-0.0009
Ortsgröße	0.20	0.0470	-0.0004
Alter	0.21	-0.0181	0.0004
Geschlecht	0.63	-0.0316	-0.0004

Das wichtigste Ergebnis ist der starke Rückgang des Einflusses der Klassenvariablen auf die CDU/SPD-Wahlabsicht. Indikatoren der Klassenzugehörigkeit waren und sind immer noch die besten sozialstrukturellen Prädiktoren, allerdings ist der Rückgang der Erklärungskraft unübersehbar (vgl. *Abbildung 9*).

Wie der *Abbildung 9* (und dem r^2 von 0.74) zu entnehmen ist, liegen die einzelnen Untersuchungen recht eng um die Regressionsgerade. Für die anderen Variablen ist eine so gute Anpassung eines einfachen linearen Modells für den Rückgang nicht mehr gegeben, trotzdem sind die relativ großen erklärten Varianzen bemerkenswert. Auffällig bei den Regressionskoeffizienten ist der starke Rückgang des Einflusses der Konfessionszugehörigkeit und das fast vollständige Verschwinden des Effekts der Variablen „Geschlecht“.

Interessant ist das umgekehrte Vorzeichen für Alter: Unter Kontrolle aller anderen Variablen steigt der Einfluß des Alters auf die CDU/SPD-Wahl. Obwohl es naheliegt, hier einen Kohorteneffekt zu vermuten, war die Ursache für diesen Effekt mit den vorliegenden Daten empirisch nicht eindeutig zu klären. Der steigende Effekt des Alters dürfte sich aber ausschließlich bei dieser abhängigen Variablen zeigen und sollte daher nicht auf andere abhängige Variablen verallgemeinert werden.

Abbildung 10 zeigt zusammenfassend die Veränderung der Effektstärke der Variablen des Wahlmodells auf die CDU/SPD-Wahl in Abhängigkeit vom Erhebungsjahr.²¹

Um die vermutete gleichmäßige Veränderung der einzelnen Koeffizienten der Wahl-

21 Die Kurven in der *Abbildung* sind – wie in den anderen *Abbildungen* auch – LOWESS-Smoother mit einer Bandbreite von 0.5.

Abbildung 10:
Effektstärke der demographischen Variablen innerhalb des Wahlmodells auf die Wahlabsicht CDU vs. SPD nach Erhebungsjahr

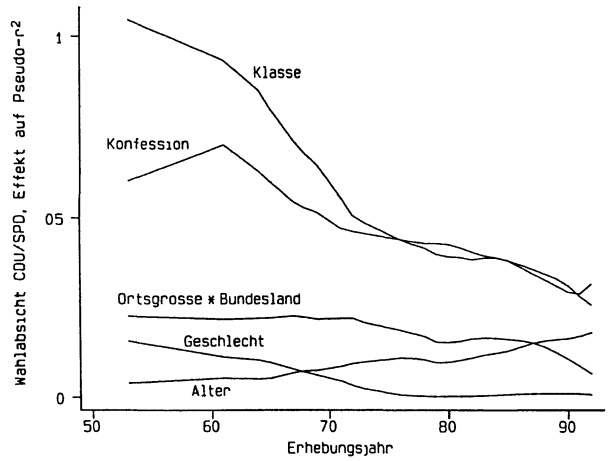


Abbildung 11:
Erste Dimension der multi-dimensionalen Skalierung der Regressionskoeffizienten der Wahlabsicht nach Erhebungsjahr

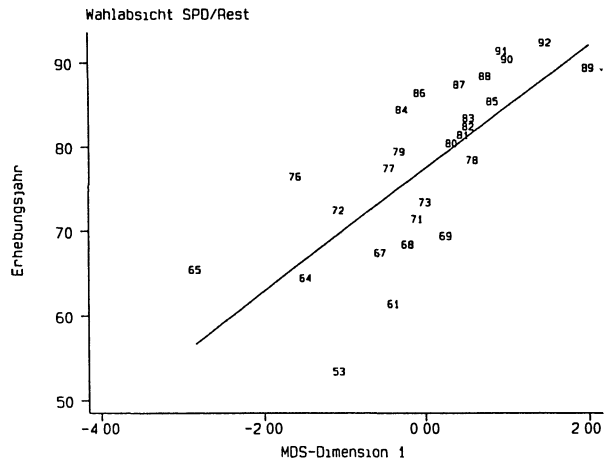
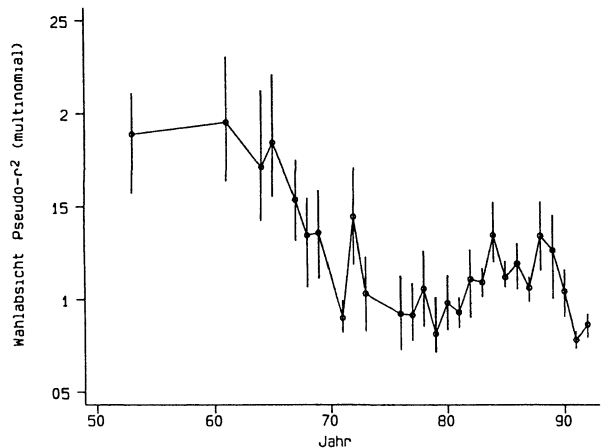


Abbildung 12:
Bootstrap-Konfidenzintervalle der Pseudo-r²-Werte des Wahlmodells der Wahlabsicht nach Erhebungsjahr



modelle näher zu untersuchen, wurden eine Reihe von multidimensionalen Skalierungen durchgeführt. Hierzu wurde für jedes Erhebungsjahr das Wahlmodell für jede der folgenden dichotomen abhängigen Variablen gerechnet: Wahlabsicht SPD vs. Rest, Wahlabsicht CDU vs. Rest, Parteiidentifikation SPD vs. Rest, Parteiidentifikation CDU vs. Rest. Die einzelnen Koeffizienten des jeweiligen Modells wurden als Merkmale für die Berechnung der euklidischen Distanz zwischen den Surveys verwendet.²² Für die resultierenden vier Distanzmatrizen wurde jeweils eine MDS mit der Vorgabe nur einer Dimension gerechnet. Die STRESS-Werte für die eindimensionalen MDS-Lösungen liegen zwischen 0.32 und 0.24 und sind damit kaum befriedigend; die zweidimensionalen Lösungen erbringen hingegen akzeptable STRESS-Werte um 0.10. Interessant in diesem Zusammenhang ist aber nur die erste Dimension. Berechnet man die Rangkorrelation zwischen der ersten MDS-Dimension und dem Erhebungsjahr, erhält man Koeffizienten zwischen 0.53 und 0.82. Nach dem Löschen eines Ausreißers (1953) liegen die Koeffizienten zwischen 0.64 und 0.82. Aus der Position auf der ersten MDS-Dimension läßt sich also das Erhebungsjahr allein anhand der Regressions-Koeffizienten recht gut vorhersagen. Betrachtet man z.B. die Wahlabsicht für die SPD, so zeigt eine lineare Regression zwischen dem Erhebungsjahr und der geschätzten Position auf der MDS-Dimension 1 eine erklärte Varianz von 51 Prozent (vgl. *Abbildung 11*).

VII. Mögliche Einwände

Gegen die bisher vorgestellten Ergebnisse sind eine Reihe von Einwänden möglich. Naheliegend ist der globale Einwand, daß „unvergleichbare“ Studien miteinander verglichen werden. Dieses Argument ist in dieser Weise immer richtig und muß daher spezifiziert werden. Der Einwand bezieht sich auf methodische Probleme der Verwendung von Surveys zur Untersuchung von Trends. Hierzu gehören vor allem Probleme der Vergleichbarkeit von Surveys im Allgemeinen, also z.B. Unterschiede der Grundgesamtheitsdefinitionen, der Sampling- und Feldprozeduren, des Interviewertrainings, Bedeutungsveränderungen von Fragen, Kontexteffekte der Fragen, verschiedene Datenerhebungsverfahren sowie Variationen der Codier- und Klassifikationsregeln (vgl. ausführlich Martin 1983). Unbezweifelbar sind solche methodischen Details für die Beurteilung der Unterschiede zwischen den Studien von größter Bedeutung. Die zum Teil großen Schwankungen einzelner Statistiken zwischen verschiedenen, zeitnahen Erhebungen sind durch solche Details sicherlich erklärbar.²³ Allerdings dürfte es äußerst schwierig sein, präzise einen Mechanismus anzugeben, der die berichteten Tendenzen als methodisches Artefakt zu interpretieren erlaubt. In keinem Fall führte bei den Analysen der Ausschluß einzelner „auffälliger“ Studien zu einer qualitativen Veränderung der Ergebnisse. Weiterhin zeigen die gegenüber Ausreißern robusten

22 Die Koeffizienten der Ortsgrößenklassen wurden hierbei aus den Berechnungen ausgeschlossen.

23 Solche Schwankungen, die weit hinter den Lehrbuchkonfidenzintervallen liegen, werden in der BRD nicht öffentlich diskutiert. Es gibt keine einzige veröffentlichte Studie, die Unterschiede zwischen den Ergebnissen verschiedener Institute empirisch untersucht.

LOWESS-Smoother in den Abbildungen, daß die Effekte weder durch Linearitätsannahmen noch durch Ausreißer bedingt werden. Wie können die erwähnten Probleme wie hier in jedem einzelnen Fall zu einer Abnahme der Erklärungskraft der Modelle führen?

Obwohl es unwahrscheinlich wäre, könnte der Rückgang der Erklärungskraft immer noch ein Zufallsergebnis darstellen, nämlich falls die abhängigen Variablen (also die PRE-Werte bzw. die Pseudo- r^2 -Werte) großen Zufallsschwankungen unterworfen wären. In der Tat finden sich bei den Pseudo- r^2 -Werten für aufeinanderfolgende Jahre recht groß anmutende Schwankungen. Leider kann man weder für die Pseudo- r^2 -Werte noch für die PRE-Werte Konfidenzintervalle analytisch bestimmen. Um diese Artefakthypothese zu testen, kann man aber empirisch die Konfidenzintervalle durch „bootstrapping“ abschätzen.²⁴ Für jedes Erhebungsjahr wurde für das Pseudo- r^2 des multinomialen Logit-Modell der Wahlabsicht ein Bootstrap durchgeführt und anschließend die 95%-Perzentile berechnet.²⁵ Das Ergebnis dieser Berechnungen zeigt *Abbildung 12*.

Der Plot zeigt, daß sich mit wenigen Ausnahmen die empirischen Konfidenzintervalle aufeinanderfolgender Jahre überschneiden. Dies legt nahe, daß die jeweiligen Grundgesamtheiten sehr ähnlich sind. Von den 26 Übergängen von einem Jahr zum anderen ergeben sich bei nur vier Übergängen keine Überschneidungen. Die Ausnahmen sind 1971/72 und 1984/85, 1987/88 sowie 1990/91. Die Erhebungen aus dem Jahr 1991 und 1992 basieren im Gegensatz zu allen anderen Surveys auf telefonischen Interviews. An den drei verbleibenden Nicht-Überschneidungen ist in jedem Fall das gleiche Erhebungsinstitut beteiligt. Abgesehen von 1991 erscheint aber nur 1971 als bedeutsamer Ausreißer. Ob dies an Erhebungsdetails liegt oder zufällig bedingt ist, konnte nicht eindeutig entschieden werden.²⁶ Insgesamt legt der Bootstrap es nahe, daß die Konfidenzintervalle sich paarweise überschneiden und der berichtete allgemeine Rückgang der Erklärungskraft tatsächlich nicht durch Zufallsschwankungen der Pseudo- r^2 -Werte verursacht wird.

Ein fundamentaler Einwand gegen die bisherige Analyse besteht darin, die Veränderung in der Vorhersagekraft des Wahlverhaltens der Veränderung der Parteien selbst zuzuschreiben. Die Entwicklung der Parteien zu Volksparteien könnte dazu geführt haben, daß die Wähler keine großen Differenzen mehr zwischen den Parteien wahrnehmen. In diesem Fall wäre der Rückgang der Erklärungskraft der Wahlmodelle eben nicht durch Veränderungen der Wählerschaft verursacht. Gegen dieses Argument

24 Bei einem Bootstrap wird aus der Stichprobe eine (in der Regel gleichgroße) Stichprobe mit Zurücklegen gezogen. Für dieses Bootstrap-Sample wird die interessierende Statistik berechnet. Dieser Prozeß wird mehrfach wiederholt. Die resultierenden Zufallsschwankungen der interessierenden Statistik erlauben so eine empirische Abschätzung der Konfidenzintervalle (vgl. Efron und Tibshirani 1993).

25 Für die Entwicklung empirischer Konfidenzintervalle sind in der statistischen Literatur bis zu 1000 Wiederholungen üblich. Aufgrund der ungeheuren Rechenzeiten wurden hier nur 30 Wiederholungen pro Erhebungsjahr verwendet, da vorläufige Experimente für das gegebene Problem eine Stabilisierung der Schätzungen schon nach sehr wenigen Wiederholungen zeigten.

26 Bei 24 sukzessiven Konfidenzintervallen könnten drei Nicht-Überschneidungen bei einem 95-Prozent-Vertrauensniveau und angenommener Binomialverteilung auch zufällig bedingt sein.

spricht die empirische und theoretische Kritik am Konzept der Volksparteien, wie sie exemplarisch von Mintzel (1989: 5) zusammengefaßt wurde: „Die Großparteien der Bundesrepublik sind keinesfalls ‘catch-all parties’ geworden, sondern sind *erstens* sozialstrukturell, *zweitens* ideologisch-programmatisch, *drittens* organisatorisch und *viertens* im Hinblick auf ihren output deutlich unterscheidbare weltanschauliche ‘Tendenzbetriebe’ mit jeweils spezifischen sozialstrukturellen Affinitäten, mit spezifischen ideologisch-programmatischen Denkformen und Angeboten und mit differenzierbaren Organisationsformen geblieben“. Stimmt man dieser Zusammenfassung des Forschungsstandes nicht zu, gibt es für eine Untersuchung der Veränderung der Verbindung zwischen strukturellen Variablen und dem Wahlverhalten in der BRD im Zeitablauf keine methodisch einwandfreie Möglichkeit.

Falls man sich aber primär nicht für Wahlsoziologie interessiert, sondern für die möglicherweise schwindende Erklärungskraft demographischer Variablen, läßt sich diesem Fundamenteinwand noch auf einer anderen Ebene begegnen: dem Wechsel der abhängigen Variablen. Für eine etwas geringere Anzahl von Studien läßt sich mit dem zur Verfügung stehenden Datenmaterial die Veränderung in der Vorhersagekraft für die Kirchgangshäufigkeit und der Gewerkschaftsmitgliedschaft untersuchen.

1. Wechsel der abhängigen Variablen: Kirchgangshäufigkeit

Die Datenlage in den ausgewählten Datensätzen erlaubt lediglich die Unterscheidung zwischen „regelmäßigen Kirchgängern“ (jeden Sonntag oder fast jeden Sonntag) und „Nichtkirchgängern“ (alle anderen Antworten). Da eine Theorie zur Erklärung individueller Kirchgangshäufigkeit bisher nicht publiziert worden zu sein scheint, wurde ein vorläufiges Modell zur Vorhersage dieser Variablen entwickelt. Hierzu wurden binäre Klassifikationsbäume für die Datensätze aus den Jahren 1953 und 1990 berechnet.²⁷ Die Ergebnisse der Klassifikationsbäume wurden durch Dummy-Variablen, die die Interaktionseffekte zwischen den unabhängigen Variablen wiedergeben, in einer logistischen Regression zur Vorhersage der Kirchgangshäufigkeit benutzt. Neben Alter, Haushaltsgröße und Bundesland wurden Dummy-Variablen für Kombinationen aus Konfessionszugehörigkeit, Ortsgrößenklasse, Stellung im Beruf, Geschlecht und Familienstand als Prädiktor verwendet.²⁸

Für dieses Modell zur Erklärung der Kirchgangshäufigkeit ergibt sich ebenfalls ein klarer Rückgang der Erklärungskraft (vgl. *Abbildung 13*).

27 Bei einem binären Klassifikationsbaum werden die Beobachtungen anhand von Klassifikationsvariablen in möglichst homogene Teilgruppen zerlegt. Innerhalb jeder binären Verzweigung des Baums sind sukzessiv andere Aufteilungen möglich. Statistische Einzelheiten finden sich bei Breiman u.a. 1984. Für die Analyse wurde das Programm CART verwendet (Steinberg und Colla 1992).

28 Das Modell enthält die folgenden sechs Dummy-Variablen: Katholiken aus Ortschaften unter 20.000 Einwohner; Katholiken aus Ortschaften über 20.000 Einwohner, die nicht Arbeiter oder Angestellte sind; weibliche, katholische, nicht geschiedene Arbeiterinnen und Angestellte aus Ortschaften zwischen 20.000 und 500.000 Einwohnern; männliche, katholische, nicht geschiedene Arbeiter und Angestellte aus Ortschaften zwischen 20.000 und 500.000 Einwohnern; katholische Arbeiter und Angestellte aus Städten mit mehr als 500.000 Einwohnern.

Abbildung 13:
Pseudo-r²-Werte des Modells zur Erklärung der Kirchgangshäufigkeit nach Erhebungsjahr

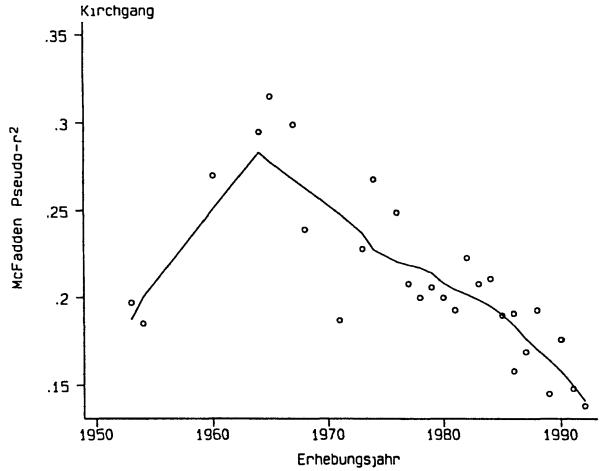


Abbildung 14:
PRE-Werte des Modells zur Erklärung der Kirchgangshäufigkeit nach Erhebungsjahr

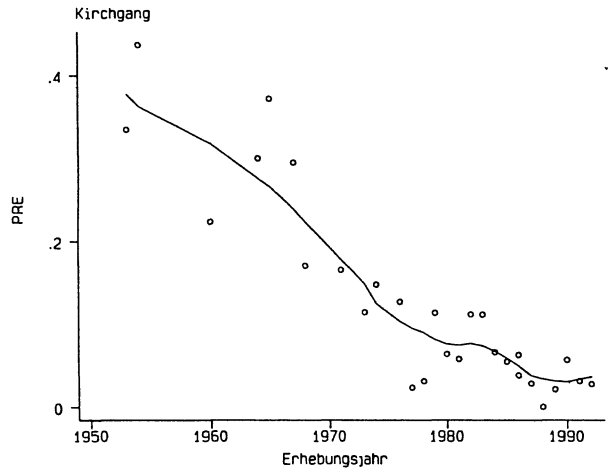
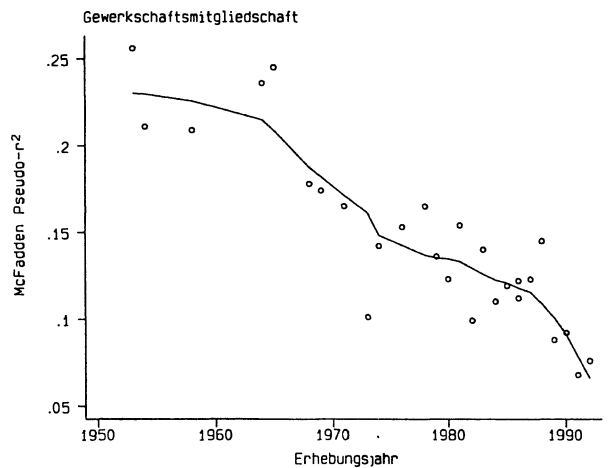


Abbildung 15:
Pseudo-r²-Werte des Modells zur Erklärung der Gewerkschaftszugehörigkeit nach Erhebungsjahr



Der Regressionskoeffizient einer linearen Regression liegt bei -0.0026 , das r^2 bei 0.35 . Die Abbildung zeigt aber, daß die Jahre 1953 und 1954 offensichtlich Ausreißer darstellen.²⁹ Berechnet man die lineare Regression dieser Werte ohne die Jahre 1953 und 1954, so beträgt der Regressionskoeffizient -0.0046 und das r^2 steigt auf 0.75 . Betrachtet man die PRE-Werte für das Modell, so zeigt sich der starke Rückgang der Prognosefähigkeit auch hier (vgl. *Abbildung 14*).

Die lineare Regression mit dem Erhebungsjahr zeigt einen Regressionskoeffizienten von -0.0097 , das r^2 beträgt 0.71 (ohne 1953/54). Auch die Kirchengangshäufigkeit läßt sich allein durch demographische Variablen im Laufe der Zeit deutlich schlechter erklären.

2. Erneuter Wechsel der abhängigen Variablen: Gewerkschaftsmitgliedschaft

Beck (1994: 199) erwähnt neben dem schwindenden Einfluß von Klassenstrukturen auf das Wahlverhalten den schwindenden Einfluß auf die Gewerkschaftsmitgliedschaft. Um auch diesen Effekt zu überprüfen, wurde zunächst für die Datensätze aus den Jahren 1953 und 1990 je ein binärer Klassifikationsbaum für die Gewerkschaftsmitgliedschaft berechnet.³⁰ Als brauchbarer Prädiktor für die Gewerkschaftsmitgliedschaft ergab sich eine Kombination aus drei Dummy-Variablen für Geschlecht, Selbständigkeit bzw. Freiberuflichkeit sowie für männliche Arbeiter und Angestellte und das Alter des Befragten.³¹ Diese Klassifikation wurde durch Dummy-Variablen in einer logistischen Regression zur Vorhersage verwendet. Für diese Variablen zeigen auch die Pseudo- r^2 -Werte einen deutlichen Rückgang der Erklärungskraft im Zeitablauf (vgl. *Abbildung 15*).

Eine lineare Regression erbringt jeweils einen Regressionskoeffizienten von -0.004 bei einem r^2 von 0.78 bei Ausschluß der Beamten (Basis: 27 Datensätze) bzw. 0.83 bei Berücksichtigung der Beamten (Basis: 14 Datensätze).³² Die PRE-Werte für dieses Modell zeigen hingegen keinerlei Veränderung im Zeitablauf (die PRE-Werte sind konstant exakt null). Die Erklärung für diese Diskrepanz ist in der Randverteilung

29 1953 wurde die Kirchengangshäufigkeit „informell“ erhoben, 1954 wurde nach der Art der Beschäftigung am Sonntagvormittag gefragt. Erst ab 1960 finden sich Fragen wie „Wie oft gehen Sie in die Kirche?“.

30 Nach Abschluß des Manuskripts wurden wir auf die Studie von Paul Windolf und Joachim Haas (1989) aufmerksam. Dort wurden neben Alter, Geschlecht, Familienstand und Bildung vor allem Kontextvariablen des Unternehmens als bedeutsam identifiziert. Die Arbeit enthält leider keine detaillierten Angaben zur Güte der Anpassung des Modells. Brähler und Wirth (1995: 107) verwenden nach einer explorativen multiplen Regression (unter anderem mit Schicht, Bildung, Alter und Geschlecht) als Prädiktorvariablen neben einer Vielzahl von Einstellungsvariablen lediglich Geschlecht und Schicht. Die Autoren berichten keine Details über die Ergebnisse ihrer Analyse.

31 Es wurden Modelle sowohl unter Einschluß als auch unter Ausschluß der Beamten gerechnet. Bei Modellen mit Beamten wurde diese Variable auch für Beamte auf „1“ codiert. DBB und DAG wurden als Gewerkschaften gezählt. Entgegen der naheliegenden Vermutung, daß Selbständige nicht Mitglied einer Gewerkschaft sein können, ist dies nachweislich empirisch falsch.

32 Aufgrund einer ungewöhnlichen Operationalisierung wurde der Datensatz von 1967 aus der Analyse ausgeschlossen. Dieser Datenpunkt verringert das r^2 von 0.78 auf 0.71 , der Regressionskoeffizient bleibt unverändert.

der Variablen zu finden: In der BRD schwankte zwischen 1950 und 1985 der Anteil der tatsächlichen Mitglieder an den möglichen Mitgliedern der Gewerkschaften nur wenig. Beim DGB lag er zwischen 29,9 Prozent (1969) und 39,3 Prozent (1951) (Armingeon 1988: 461). Da in keiner Subgruppe des Modells die 50-Prozent-Mitgliedschaft überschritten wird, ist die bestmögliche Prognose auch für jede einzelne Kovariatengruppe immer „keine Mitgliedschaft in einer Gewerkschaft“. Diese Prognose konnte schon 1953 durch das Modell nicht verbessert werden; erst recht nicht durch die Modellprognose für die neueren Jahre. Während also die individuelle Mitgliedschaft noch nie besonders gut prognostiziert werden konnte, weicht nun auch die Likelihood des Modells immer weniger vom Nullmodell ab. Auch Gewerkschaftsmitgliedschaft scheint durch einfache demographische Variablen nicht vorhersagbar zu sein.

VIII. Schlußfolgerungen

Für Wahlverhalten, für Kirchgangshäufigkeit und für Gewerkschaftsmitgliedschaft kann eine abnehmende Vorhersagekraft logistischer Regressionen mit demographischen Variablen als Prädiktorvariablen für den Untersuchungszeitraum festgestellt werden. Weitere, hier nicht näher beschriebene Analysen legen für die hier untersuchten Datensätze und Variablen auch abnehmende Korrelationen zwischen den unabhängigen Variablen nahe.³³ Für den Zusammenhang von subjektiven Variablen wie „Einstellungen“ und anderen zumindest teilweise ressourcenunabhängigen „Verhaltens“-Möglichkeiten einerseits und demographischen Variablen andererseits besteht kaum ein Grund, andere Tendenzen zu erwarten. Trotzdem kann in diesem empirischen Befund kein Beleg für eine generelle „Individualisierung“ gesehen werden, da selbstverständlich starke systematische Einflüsse „struktureller“ Variablen auf tatsächlich ressourcengebundene Verhaltensmöglichkeiten immer gegeben sind: Die Budgetgerade setzt immer klare Grenzen. Aus der abnehmenden Prognosekraft einzelner demographischer Variablen für einige Verhaltensmöglichkeiten folgt schließlich in keiner Weise, daß Individuen frei von Zwängen, Disparitäten und begrenzten Budgets agieren könnten. Die „gesellschaftliche Konstruktion sozialer Ungleichheit im Lebensverlauf“ (Mayer und Blossfeld 1990) durch die Handlungen der individuellen Akteure kann auch unter der Bedingung abnehmender Prognosekraft demographischer Variablen erfolgen. Nur dürften einfache statistische Modelle, die nur demographische Variablen enthalten, immer häufiger immer weniger erklären. Sollte sich diese Tendenz auch bei anderen Variablen und anderen Datensätzen als den hier verwendeten Surveys zeigen,

³³ Die Stärke der Zusammenhänge zwischen den unabhängigen Variablen läßt sich durch ein Entropiemaß oder auch die Anzahl leerer Zellen in hochdimensionalen Kreuztabellen der unabhängigen Variablen untersuchen. Unabhängig von der Art der Messung der Zusammenhänge ergibt sich in jedem einzelnen untersuchten Fall eine Zunahme der Unabhängigkeit der demographischen Variablen (Einzelheiten finden sich bei Kohler 1995). Lediglich eine Homogenitätsanalyse (HOMALS, vgl. Gifi 1990) zeigte überraschenderweise die Möglichkeit, die Erhebungsjahre anhand der Abweichungen der paarweisen Kreuztabellen vom Unabhängigkeitsmodell fast fehlerfrei skalieren zu können. Vorläufige Simulationsstudien legen die Hypothese nahe, daß dies auf eine Reihe von Interaktionseffekten höherer Ordnung zurückzuführen ist. Der Untersuchung dieser Frage soll eine spätere Arbeit gewidmet werden.

dann sind die Konsequenzen für die Praxis der empirischen Sozialforschung offensichtlich. Weder die Inhalte noch die Formen der Datenerhebung noch die Techniken der Datenanalyse können von solchen Veränderungen unberührt bleiben. Angesichts dessen, daß demographische Variablen in der Praxis der empirischen Sozialforschung in fast keinem statistischen Modell fehlen (obwohl theoretische Begründungen dafür selten expliziert werden), erscheint die Verwendung demographischer Variablen für die Konstruktion von als homogen betrachteten Kategorien von Personen zunehmend problematischer (vgl. auch Schnell 1993). Die traditionelle Art der Datenanalyse durch „Variablensoziologie“ muß ersetzt werden durch eine explizite Modellierung der individuellen Handlungskalküle der Akteure (vgl. Esser 1989). Bei einer explizit handlungstheoretisch basierten Forschung muß das Ziel der Datenanalyse vor allem in dem ernsthaften Versuch einer Prognose individueller Handlungen bestehen. Diese Aufgabe scheint bislang in kaum einem Forschungsbereich der Soziologie zu den Zielen empirischer Forschung gezählt worden zu sein.

Literatur

- Achen, Christopher H., 1992: Social Psychology, Demographic Variables and Linear Regression: Breaking the Iron Triangle in Voting Research, *Political Behavior* 14: 195-211.
- Armington, Klaus, 1988: Gewerkschaftliche Entwicklung und ökonomischer, beschäftigungsstruktureller und politischer Wandel: Das Beispiel der Gewerkschaften in der Bundesrepublik Deutschland, *Soziale Welt* 39: 459-485.
- Armington, Klaus, 1994: Gründe und Folgen geringer Wahlbeteiligung, *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 46: 43-64.
- Beck, Ulrich, 1983: Jenseits von Stand und Klasse? S. 35-74 in: Reinhard Kreckel (Hg.): *Soziale Ungleichheiten. Soziale Welt, Sonderband 2*. Göttingen: Schwartz & Co.
- Beck, Ulrich, 1986: *Risikogesellschaft. Auf dem Weg in eine andere Moderne*. Frankfurt a.M.: Suhrkamp.
- Beck, Ulrich, 1994: The Debate on the Individualization Theory in Today's Sociology in Germany, *Soziologie. Journal of the Deutsche Gesellschaft für Soziologie, Special Edition* 3: 191-200.
- Beck, Ulrich, und Elisabeth Beck-Gernsheim, 1993: Nicht Autonomie, sondern Bastelbiographie. Anmerkung zur Individualisierungsdiskussion am Beispiel des Aufsatzes von Günter Burkart, *Zeitschrift für Soziologie* 22: 178-187.
- Bertram, Hans, 1991: Soziale Ungleichheit, soziale Räume und sozialer Wandel. Der Einfluss sozialer Schichten, sozialer Räume und sozialen Wandels auf die Lebensführung von Menschen. S. 636-666 in: Wolfgang Zapf (Hg.): *Die Modernisierung moderner Gesellschaften*. Frankfurt a.M./New York: Campus.
- Brähler, Elmar, und Hans-Jürgen Wirth, 1995: Gewerkschaftsmitglieder und Nichtorganisierte im Vergleich. S. 88-108 in: Hans-Jürgen Wirth und Elmar Brähler (Hg.): *Entsolidarisierung. Die Westdeutschen am Vorabend der Wende und danach*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Bürklin, Wilhelm, 1988: Wählerverhalten und Wertewandel. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Breiman, Leo, Jerome Friedman, Richard Olshen und Charles Stone, 1984: *Classification and Regression Trees*. Pacific Grove: Wadsworth.
- Clark, Terry N., und Seymour M. Lipset, 1991: Are Social Classes Dying?, *International Sociology* 6: 397-410.
- Clark, Terry N., Seymour M. Lipset und Michael Rempel, 1993: The Declining Political Significance of Social Class, *International Sociology* 8: 293-316.
- Drexel, Ingeborg, 1994: Alte und neue gesellschaftliche Gruppierungen jenseits der Individualisierungsthese. S. 9-32 in: Ingeborg Drexel (Hg.): *Jenseits von Individualisierung und Angleichung*. Frankfurt a.M./New York: Campus.

- Efron, Bradley, und Robert Tibshirani, 1993: An Introduction to the Bootstrap. New York/London: Chapman & Hall.
- Esser, Hartmut, 1979: Methodische Konsequenzen gesellschaftlicher Differenzierung, *Zeitschrift für Soziologie* 8: 14-27.
- Esser, Hartmut, 1989: Verfällt die „soziologische Methode“?, *Soziale Welt* 40: 57-75.
- Ester, Peter, Loek Halman und Ruud de Moor, 1994: Value Shift in Western Societies. S. 1-20 in: Ester, Peter, Loek Halman und Ruud de Moor (Hg.): *The Individualizing Society. Value Change in Europe and North America*. Tilburg: Tilburg University Press.
- Gifi, Albert, 1990: *Nonlinear Multivariate Analysis*. New York: Wiley.
- Greene, William H., 1993: *Econometric Analysis*. New York: Macmillan.
- Hamilton, Lawrence C., 1991: *Regression with Graphics: A Second Course in Applied Statistics*. Pacific Grove: Brooks/Cole.
- Häußermann, Hartmut, und Manfred Küchler, 1993: Wohnen und Wählen. Zum Einfluß von Hauseigentum auf die Wahlentscheidung, *Zeitschrift für Soziologie* 22: 33-48.
- Heath, Anthony, Roger Jowell, John Curtice, Geoff Evans, Julia Field und Sharon Witherspoon, 1991: *Understanding Political Change. The British Voter 1964-1987*. Oxford/New York: Pergamon Press.
- Hosmer, David W., und Stanley Lemeshow, 1989: *Applied Logistic Regression*. New York: Wiley.
- Jobson, J.D., 1992: *Applied Multivariate Data Analysis, Volume II*. New York: Springer.
- Kohler, Ulrich, 1995: *Individualisierung in der BRD 1953-1992*, Magisterarbeit, Universität Mannheim, Fakultät für Sozialwissenschaften.
- Kühnel, Steffen, und Michael Terwey, 1990: Einflüsse sozialer Konfliktlinien auf das Wahlverhalten im gegenwärtigen Vierparteiensystem der Bundesrepublik, S. 63-94, in: Walter Müller, Peter Ph. Mohler, Barbara Erbslöh und Martina Wasmer (Hg.): *Blickpunkt Gesellschaft*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Liao, Tim Futing, 1994: *Interpreting Probability Models. Logit, Probit, and other Generalized Linear Models*. Thousand Oaks: Sage.
- Martin, Elizabeth, 1983: Surveys as Social Indicators: Problems in Monitoring Trends. S. 677-743 in: Peter H. Rossi, James D. Wright und Andy B. Anderson (Hg.): *Handbook of Survey Research*. Orlando: Academic Press.
- Mayer, Karl Ulrich, und Hans-Peter Blossfeld, 1990: Die gesellschaftliche Konstruktion sozialer Ungleichheit im Lebensverlauf. S. 297-318 in: Peter A. Berger und Stefan Hradil (Hg.): *Lebenslagen, Lebensläufe, Lebensstile. Soziale Welt Sonderband 7*. Göttingen: Schwartz.
- Mayer, Karl Ulrich, und Walter Müller, 1994: Individualisierung und Standardisierung im Strukturwandel der Moderne. Lebensverläufe im Wohlfahrtsstaat. S. 265-295 in: Ulrich Beck und Elisabeth Beck-Gernsheim (Hg.): *Risikante Freiheiten*. Frankfurt a.M.: Suhrkamp.
- Müller, Walter, 1993: Social Structure. Perception and Evaluation of Social Inequality and Party Preferences. S. 94-117 in: Dagmar Krebs und Peter Schmidt (Hg.): *New Directions in Attitude Measurement*. Berlin.
- Mintzel, Alf, 1989: Großparteien im Parteienstaat der Bundesrepublik. Aus *Politik und Zeitgeschichte*, B11/89: 3-14.
- Opp, Karl-Dieter, 1970: *Methodologie der Sozialwissenschaften*. Reinbek: Rowohlt.
- Pappi, Franz Urban, 1977: *Sozialstruktur und politische Konflikte in der Bundesrepublik*, Habilitationsschrift. Köln.
- Pappi, Franz Urban, 1986: Das Wahlverhalten sozialer Gruppen bei Bundestagswahlen im Zeitvergleich. S. 396-384 in: Max Kaase und Hans-Dieter Klingemann (Hg.): *Wahlen und politischer Prozeß. Analysen aus Anlaß der Bundestagswahl 1983*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Pappi, Franz Urban, 1990: Klassenstruktur und Wahlverhalten im sozialen Wandel. S. 15-30 in: Max Kaase und Hans-Dieter Klingemann (Hg.): *Wahlen und Wähler. Analysen aus Anlaß der Bundestagswahl 1987*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Schmitt, Karl, 1985: Religiöse Bestimmungsfaktoren des Wahlverhaltens: Entkonfessionalisierung mit Verspätung? S. 291-329 in: Dieter Oberndörfer, Hans Rattinger und Karl Schmitt (Hg.): *Wirtschaftlicher Wandel, religiöser Wandel und Wertwandel*. Berlin: Duncker & Humblot.
- Schnell, Rainer, Paul B. Hill und Elke Esser, 1995: *Methoden der empirischen Sozialforschung*, 5. Aufl. München: Oldenbourg.

- Schnell, Rainer*, 1993: Homogenität sozialer Kategorien als Voraussetzung für „Repräsentativität“ und Gewichtungungsverfahren, *Zeitschrift für Soziologie* 22: 16-32.
- Schnell, Rainer*, 1994: Graphisch gestützte Datenanalyse. München: Oldenbourg.
- Schultze, Rainer-Olaf*, 1991: Wahlforschung/Wahlsoziologie. S. 769-777 in: *Dieter Nohlen* (Hg.): Wörterbuch Staat und Politik. Bonn.
- StataCorp.*, 1995: Stata Statistical Software: Release 4.0, College Station, Texas.
- Steinberg, Dan*, und *Phillip Colla*, 1992: CART: A Supplementary Module for SYSTAT. Evanston, Illinois: SYSTAT Inc.
- Weakliem, David L.*, und *Anthony Heath*, 1994: Rational Choice and Class Voting, in: *Rationality and Society* 6: 243-270.
- Windolf, Paul*, und *Joachim Haas*, 1989: Who Joins the Union? Determinants of Trade Union Membership in West Germany 1976-1984, *European Sociological Review* 2: 147-163.

Korrespondenzanschrift: Dr. Rainer Schnell, Fakultät für Sozialwissenschaften, Universität Mannheim, 68131 Mannheim, E-mail: RSchnell@Sowi.Uni-Mannheim.De