

Reihe „Sozialstrukturanalyse“
Herausgegeben von Stefan Hradil

Band 9

Walter Müller (Hrsg.)

Soziale Ungleichheit

Neue Befunde zu Strukturen,
Bewußtsein und Politik

Leske + Budrich, Opladen 1997

Lebensstile versus Klassen - welche Sozialstrukturkonzeption kann die individuelle Parteipräferenz besser erklären?*

Gunnar Otte

Einleitung

Seit den 1980er Jahren gehört der Vorschlag einer Rekonzeptualisierung der traditionellen Klassen- und Schichtanalyse der Sozialstruktur durch Lebensstil- und Milieumodelle zu den meistdiskutierten Themen innerhalb der deutschen Soziologie. Dabei sind Studien über soziale Milieus in der Regel explorativ und deskriptiv ausgerichtet und behandeln Lebensstile oder Milieus als abhängige Variablen: Es wird meist untersucht, welche Lebensstilgruppen in der deutschen Bevölkerung auffindbar sind und welches ihre wesentlichen Unterscheidungsmerkmale sind. Vergleichsweise wenige Arbeiten verwenden Lebensstile als quasi-unabhängige Variablen, indem die prozentualen Verteilungen von Einstellungen oder Verhaltensweisen in den jeweils zuvor identifizierten Lebensstilgruppierungen ermittelt werden. Auf diese Weise untersuchen z.B. *Heitmeyer et al.* (1995) die Gewaltbereitschaft Jugendlicher, *Spellerberg* (1992) die subjektive Lebenszufriedenheit und *Gluchowski* (1987, 1991) lebensstilspezifische Parteipräferenzen.

Erstaunlicherweise finden sich jedoch - mit Ausnahme der sozialstrukturellen Erklärung von Lebensqualität bei *Spellerberg* (1996) - keine Versuche, mit Hilfe von Lebensstiltypen als unabhängigen Variablen in Regressionsmodellen individuelles Verhalten zu erklären und dabei die empirische Erklärungskraft einer Lebensstiltypologie zu testen. Wenn Lebensstile als tragfähiges Konzept in die Sozialstrukturanalyse Eingang finden sollen, ist jedoch eine vergleichende Bewertung der Erklärungskraft verschiedener Sozialstrukturkonzeptionen auf empirischer Grundlage unerlässlich. Diesem Defizit widmet sich die vorliegende Arbeit. Zunächst wird der Stellenwert von Lebensstilen für die Sozialstrukturanalyse in theoretischer Perspektive reflektiert (Kapitel 1). Sodann wird empirisch eine Lebensstiltypologie anhand eines repräsentativ erhobenen Datensatzes - des Wohlfahrtssurvey 1993 - für Westdeutschland ermittelt (Kapitel 2). In einem zweiten Schritt wird ein Wahlmodell spezifiziert und die Erklärungskraft der Lebensstiltypologie in binären logistischen Regressionen gegen die einer Variante des *Goldthorpe*'schen Klassenschemas getestet. Abhängige Variable hierbei ist die individuelle Parteiidentifikation, die als handlungsleitende und gesellschaftlich konsequenzenreiche Dimension individueller Präferenzen erach-

* Für hilfreiche kritische Anmerkungen danke ich Stefanie Neurauder und Karin Kurz. Besonders bedanken möchte ich mich bei Walter Müller für sehr wertvolle Anregungen vor allem in methodischer Hinsicht.

tet werden kann (Kapitel 3). In allen Analyseschritten wird versucht, das methodische Vorgehen möglichst genau zu dokumentieren, zumal gerade die Ergebnisse von Lebensstilstudien stark von methodischen Entscheidungen abhängen (Lüdtko 1996).

1 Theoretischer Hintergrund: Lebensstile in der Soziologie

Die grundlegende Prämisse der These einer Herausbildung "neuer" sozialer Milieus bzw. sozialer Formationen "jenseits von Stand und Klasse" (Beck 1983) ist der von Beck identifizierte "Fahrstuhl-Effekt" und die damit verbundene "Individualisierung" in der nachkriegsdeutschen Wohlstandsgesellschaft (vgl. Beck 1986: 122). Demgemäß wird die Zunahme individueller Wahlmöglichkeiten durch gestiegene verfügbare Einkommen, längere Freizeit, bessere soziale Absicherung und höhere Bildungsgrade in der Literatur als der Hauptfaktor für eine Differenzierung der Sozialstruktur ausgemacht (vgl. Hradil 1992b: 12f.). Damit einhergehend wird dem Wertewandel von traditionellen (z.B. Sicherheit; Ordnung) zu postmaterialistischen (z.B. Selbstverwirklichung; Lebensqualität) Wertorientierungen eine prominente Rolle eingeräumt. Die in diesem Zusammenhang oft genannten "neuen sozialen Bewegungen" seien meist schicht- und klassenübergreifend zusammengesetzt. Schließlich wird auf die fortbestehenden "askriptiven" regional-, alters-, geschlechts- und nationalitätenspezifischen sozialen Ungleichheiten hingewiesen, die von Schicht- und Klassenmodellen nicht adäquat erfaßt würden. Hradil (ebd.) folgert aus diesen Überlegungen, daß im Alltag die Zugehörigkeit zu sozio-kulturellen Gruppierungen an Bedeutung gewonnen und die zu sozio-ökonomischen an Gewicht verloren habe. In einem empirischen Test der Individualisierungshypothese finden Schnell und Kohler (1995: 647f.), daß zwischen 1953 und 1992 der Einfluß insbesondere der Klassenzugehörigkeit auf die individuelle Parteipräferenz rapide nachgelassen hat.

Vor diesem Hintergrund plädieren zahlreiche Autoren für die Einführung von Lebensstilen und alltagsästhetischem Geschmack in zeitgemäße Sozialstrukturkonzepte (Bourdieu 1982; Hradil 1987; Schulze 1992; Spellerberg 1996; Vester et al. 1993). Obwohl die Bandbreite von eher subjektivistischen Ansätzen (Schulze) bis zu klassentheoretisch fundierten Analysen (Bourdieu) sehr weit ist, kann eine zentrale Gemeinsamkeit in der Annahme gesehen werden, daß sich soziale Akteure maßgeblich über ihre Lebensstile sozial orientieren und sich über ihre Lebensstile von anderen Akteuren (und Gruppen) abgrenzen. Faßt man die Diskussion um den Lebensstilbegriff zusammen, so lassen sich drei zentrale Funktionen von Lebensstilen ausmachen, nämlich erstens die Ermöglichung von Alltagsroutine, zweitens die Sicherung personaler und sozialer Identität und drittens Distinktion gegenüber anderen sozialen Gruppen (Lüdtko 1989: 41).

Diese Dimensionen sind in der hier verwendeten Definition von Lebensstilen als *relativ stabile Muster der individuellen Organisation und expressiven Gestaltung des Alltags* enthalten (s.a. Spellerberg 1994b: 3). Betont werden sollte, daß dieser Definition zufolge Individuen - und nicht Haushalte - Träger von Lebensstilen sind und daß *expressives Verhalten* - und nicht latente Wertorientierungen - das zentrale Merkmal von Lebensstilen ist. Die Fokussierung auf Individuen erscheint gerade deshalb sinnvoll, weil sie ermöglicht, der "Geschlechtsblindheit konventioneller Klassen- und Schichtmodelle" (Berger 1994: 250; s.a. 255) entgegenzuwirken. Der Vorzug einer Betonung expressiven Verhaltens als operationales Kriterium wird in Abschnitt 2.1 ausführlich erörtert.

Der Definition folgend, sind Lebensstile zu einem großen Teil Resultat individueller Entscheidungen über die konkrete Ausgestaltung des Alltags. Deshalb werden hier - in Anlehnung an Beckers Konzept der Haushaltsproduktion (Becker 1965; Stigler/Becker 1977; s.a. Lindenberg 1990; Esser 1996) - soziale Akteure als Produzenten spezifischer Lebensstile verstanden, die auf diese Weise ihre individuellen Nutzenfunktionen maximieren. Dieser Produktionsprozeß läuft analytisch auf drei Ebenen ab. Zunächst wird angenommen, daß alle Individuen *grundlegende Bedürfnisse* zu befriedigen trachten. Zu diesen grundlegenden Zielen lassen sich die alltägliche Orientierung und Identitätsfindung in einer komplexen Umwelt wie auch die soziale Wertschätzung und Distinktion zählen, also die oben identifizierten Hauptfunktionen von Lebensstilen.¹ Solche Bedürfnisse können aber nicht direkt befriedigt werden, sondern nur über *Zwischengüter*, die gesellschaftlich definiert sind (Esser 1996: 7). Zu diesen Zwischengütern gehören typische, von größeren Gruppen geteilte Lebensstile, wie etwa eine hochkulturell verlebte Freizeit oder ein sportliches Auftreten in der Öffentlichkeit. Auf der dritten Ebene produzieren soziale Akteure nun individuelle, aber zugleich kollektiv geteilte Lebensstile durch Einsatz von *Ressourcen*, wie Marktgütern, Zeit, Humankapital und anderen Inputs. Anders formuliert: Soziale Akteure investieren in die Konstituierung und Reproduktion ihrer Lebensstile, wobei diese Investitionen Restriktionen unterworfen sind. Entscheidet man sich etwa, eine bestimmte Menge an Zeit in die Kultivierung seines Klarinettenspiels zu investieren, so birgt diese Wahl einen "Schattenpreis" (Stigler/Becker 1977: 77) in dem Sinn, daß dieser zeitliche Input auch alternativ hätte verwendet werden können. Auf der Grundlage dieser - hier nur angedeuteten - nutzentheoretischen Systematisierung des Lebensstilkonzeptes erfolgt im folgenden Kapitel die Operationalisierung von Lebensstilen.

¹ In der sozialpsychologischen Selbstkonzeptforschung werden diese Bedürfnisse - in Bezug auf Orientierung im Alltag und Identität - in der Selbstkonsistenztheorie (vgl. Swann 1990) und - in Bezug auf soziale Anerkennung und Distinktion - in der Theorie der Selbstwerterhöhung (vgl. Stahlberg/Osnabrügge/Frey 1985) thematisiert.

In der Literatur werden die Begriffe "Lebensstil" und "soziales Milieu" häufig nicht präzise getrennt und teilweise synonym verwendet (Kurz 1996). Zur Unterscheidung schlägt Diwald (1990: 15) vor, Lebensstile als Muster expressiven Verhaltens auf der Mikroebene anzusiedeln und soziale Milieus als überindividuelle Gebilde der Meso- oder Makroebene aufzufassen. Lebensstile können in diesem Sinn als *expressiver Kern* sozialer Milieus angesehen werden. Eine Ergänzung dieser expressiven Komponente um objektive Handlungsbedingungen und die Eingebundenheit in Kommunikationsnetzwerke ist jedoch vonnöten, damit eine sozialstrukturelle Unterteilung einer Population in "soziale Milieus" erfolgen kann. In der Tat reichern die meisten Autoren die reinen Lebensstiltypologien um solche Kontextbedingungen an: Schulze (1992) v.a. um Alter und Bildung; Lüdtke (1989) u.a. um Kapital- und Haushaltsvariablen; das SINUS-Institut (Becker/Nowak 1982; Becker/Becker/Ruhland 1992) um die soziale Lage. In dieser Perspektive handelt es sich bei Milieukonzepten um ein "ganzheitlicheres" Paradigma der Sozialstrukturanalyse als bei "reinen" Lebensstiltypologien.

Obwohl in diesem Sinn verstandene Milieumodelle für deskriptive Untersuchungen der Sozialstruktur reichhaltigere Ergebnisse zu Tage fördern mögen, wird in der vorliegenden Arbeit aus einem analytischen Grund auf ein reines Lebensstilkonzept zurückgegriffen. Da in dem zu spezifizierenden Wahlmodell mehrere der genannten Kontextindikatoren als separate Einflußfaktoren für die individuelle Parteipräferenz modelliert werden, sollten diese Variablen nicht bereits in die Bildung der Lebensstiltypen einfließen. Die separate Modellierung von Faktoren wie Alter und Bildung erlaubt die exakte Ermittlung ihres spezifischen Einflusses, was bei der Verwendung eines Variablenyndroms nicht möglich ist.

2 Eine Lebensstiltypologie für Westdeutschland

2.1 Operationalisierung von Lebensstilen

In der Lebensstilforschung wird mit zwei unterschiedlichen Operationalisierungsmöglichkeiten bzw. daraus hervorgehenden Mischformen gearbeitet: Lebensstile werden entweder über Wertorientierungen oder über Verhaltensindikatoren zu erfassen versucht.

Die Verwendung von *Wertorientierungsvariablen* hat durchaus fruchtbare Lebensstil- bzw. Milieutypologien hervorgebracht. Die in der Marktforschung häufig erprobte SINUS-Milieutypologie basiert u.a. auf einer Materialismus-Postmaterialismus-Skala, Lebenszielen, Arbeits- und Freizeitmotiven, Einstellungen zu Familie und Partnerschaft sowie Wunsch- und Leitbildern (SINUS o.J.: 10; 15). Ganz ähnlich verwendet Gluchowski

(1987: 20) Lebensziele, Materialismus-Postmaterialismus-Werte, Persönlichkeitsstärke sowie diverse Einstellungsvariablen. Auch Vester et al. (1993) bedienen sich Wertorientierungen. Betont werden soll durch solche Indikatoren vor allem die "Subjektivität" der verschiedenen "Lebenswelten" (SINUS o.J.: 14).

Demgegenüber plädieren eine Reihe von Autoren für eine eher *verhaltensorientierte* Fundierung von Lebensstilkonzepten (Bourdieu 1982; Schulze 1992; Lüdtke 1989: 110), wobei teilweise Verhaltensindikatoren mit Wertorientierungen kombiniert werden (z.B. Spellerberg 1992, 1996). Zu Verhaltensindikatoren lassen sich Variablen wie Freizeitaktivitäten, Besuch von Einrichtungen, alltagsästhetischer Geschmack (Musik, Literatur, Fernsehen, etc.) sowie Merkmale der Stilisierung und Symbolisierung (Kleidung, Wohnungseinrichtung) zählen.

In der vorliegenden Arbeit wird die Lebensstilklassifizierung *ausschließlich* über Verhaltens- bzw. Geschmacksindikatoren vorgenommen. Für diese Entscheidung sprechen folgende drei Gründe, von denen der erste methodologischer, der zweite methodischer und der dritte theoretischer Natur ist (vgl. zu einer ähnlichen Argumentation Lüdtke 1996: 141-148):

(1) Manifesten Verhaltensäußerungen kann eine größere Validität beigemessen werden als "nur" latent "existierenden" Wertorientierungen. Für die Ausführung von Handlungen - z.B. des Nachgehens eines Hobbies oder des Tragens bestimmter Kleidung - haben sich Akteure (und damit auch Befragte) bereits faktisch entschieden, während Einstellungen sich nicht notwendig in tatsächlichem Verhalten niederschlagen brauchen und auch gegebenenfalls erst in der Befragungssituation (!) gebildet werden können. Die in der Sozialpsychologie geführte Diskussion um Einstellungs-Verhaltens-Diskrepanzen (vgl. Frey/Stahlberg/Gollwitzer 1993: 361-366) gebietet zu einer grundsätzlichen Vorsicht bei der Verwendung von Einstellungsindikatoren. Problematisch erscheint auch, daß die in Fragebögen präsentierten Einstellungsstimuli von den Befragten subjektiv unterschiedlich definiert werden können und dadurch die Validität solcher Maße zusätzlich in Frage gestellt wird (vgl. die kritische Diskussion von Herz 1987 zum Inglehart-Index).

(2) Ein spezielles methodisches Problem ergibt sich in meiner Untersuchung dadurch, daß die in diesem Kapitel ermittelten Lebensstiltypen im nächsten Schritt als unabhängige Variable zur Vorhersage der Parteipräferenz verwendet werden. Es muß gewährleistet sein, daß in die empirische Typenbildung nicht Indikatoren eingehen, die inhärent in zu starkem Maß politische Orientierungen messen. So würde - als Extrembeispiel - die Verwendung der subjektiven Einordnung auf einer Links-Rechts-Skala als Lebensstildimension zu einer völlig trivialen Vorhersage der Parteipräferenz führen; aber auch der vielverwendete Inglehart-Index korreliert erheblich mit der Parteipräferenz, wie ein Wahlmodell von Kühnel/Terwey (1990:

76) zeigt.² Die im nächsten Abschnitt dargestellten Verhaltensindikatoren sind demgegenüber nicht derart "parteipolitisch belastet".

(3) Im Anschluß an die nutzentheoretischen Überlegungen in Kapitel 1 erfassen Performanzvariablen - also Freizeitaktivitäten oder alltagsästhetische Geschmacksmuster - die individuelle Allokation von materiellen Ressourcen (Geld), Humankapital und vor allem Zeit. Für einen Theaterbesuch müssen beispielsweise Eintrittsgeld, kulturelle Kompetenz und Zeit aufgebracht werden - Ressourcen, die auch alternativ hätten verwendet werden können. Dieser theoretischen Anforderung an ein Lebensstilkonzept genügen Wertorientierungsmaße nicht.

Diese drei Überlegungen führen zu der im folgenden Abschnitt vorgestellten Variablenauswahl. Es wird deutlich werden, daß auch manifeste Verhaltensäußerungen, z.B. ein bestimmter Musikgeschmack, ausreichend Informationen über die "lebensweltliche Subjektivität" enthalten, wie sie von den Anhängern der Wertorientierungs-Operationalisierung reklamiert wird.

2.2 Daten und Lebensstilvariablen

Für die Analyse verwende ich den Wohlfahrtssurvey 1993, für den speziell ein Zusatzfragebogen über Lebensstile entwickelt wurde (vgl. die Dokumentation von *Spellerberg* 1993). Er ist einer der wenigen für Deutschland repräsentativen Datensätze, die Lebensstile vorrangig *verhaltensorientiert* erfassen.

Obwohl Daten für Ost- und Westdeutschland vorliegen, beschränke ich mich im folgenden auf Lebensstile und Parteipräferenzen in Westdeutschland. Der Grund hierfür liegt in der unterschiedlichen Vergangenheit der vormals zwei deutschen Staaten, die zu der Herausbildung unterschiedlicher Milieulagerungen und Lebensstilverteilungen geführt hat (vgl. *Becker/Becker/Ruhland* 1992: 77-113; *SINUS* 1992: 4, 11; *Spellerberg* 1994a und 1996). Westdeutschland erscheint auch deshalb für einen Test einer Lebensstiltypologie gegen ein Klassenschema geeigneter, weil es nicht annähernd durch den dramatischen, für den Ostteil charakteristischen sozialen Wandel der jüngsten Vergangenheit gekennzeichnet ist. Im Westen kann daher eher von *stabilen Parteibindungen* auf Klassen- bzw. Lebensstilbasis ausgegangen werden, so daß hier mit einem reliableren empirischen Test zu rechnen ist.

Basis der folgenden Analysen sind 1320 westdeutsche Befragte im Alter von 18 bis 61 Jahren, d.h. die Rentner-Generation kann in dieser Lebensstilanalyse nicht berücksichtigt werden.

2 Dies ist nicht verwunderlich, enthält der *Inglehart*-Index doch Wertdimensionen, die auch von den politischen Parteien in ihren Programmen parteispezifisch thematisiert werden (vgl. dazu die Diskussion in Abschnitt 3.3).

H. P. Müller (1989: 66f.) unterscheidet vier Dimensionen, in denen sich Lebensstile äußern: die expressive (Freizeitaktivitäten; Konsum), die interaktive (Formen der Geselligkeit), die evaluative (Wertorientierungen; Einstellungen) sowie die kognitive Dimension (Selbstidentifikation; Wahrnehmung der sozialen Welt). Sieht man von Überschneidungen der Dimensionen ab und hält man diese Typologie strikt ein, so sind die in die folgenden Analysen eingehenden Variablen allein der expressiven Dimension zuzuordnen. Ausgewählt wurden die item-Batterien³ zu den folgenden sieben "Performanzfeldern":⁴

1. Freizeitaktivitäten (18 items);
2. Interesse an Inhalten der Tageszeitung (8 items);
3. Musikgeschmack (11 items);
4. Fernsehinteressen (15 items);
5. Literaturpräferenzen (12 items);
6. Kleidungsstil (13 items);
7. Einrichtungsstil der Wohnung im Hinblick auf das Mobilar (8 items).

Zwar läßt sich laut *Müller* auch die Mediennutzung - Performanzfelder 2 und 4 - der interaktiven Dimension zuordnen, doch dann könnte dies auch für Freizeitaktivitäten oder den Kleidungsstil gelten, da diese Variablen implizit ebenfalls über Interaktionsverhalten Auskunft geben. Natürlich spiegeln alle Variablen auch die kognitive Dimension in gewisser Weise wider - so wird etwa eine introvertierte Person eher zu häuslichen Aktivitäten und einem unauffälligen Kleidungsstil neigen. Entscheidend ist aber, daß es sich bei allen oben genannten Variablen um *manifeste* - oder: *expressive* - *Verhaltensäußerungen* handelt (vgl. Abschnitt 2.1).

2.3 Faktorenanalysen

Lebensstiltypologien werden in der Literatur üblicherweise entweder über Clusteranalysen oder über Korrespondenzanalysen entwickelt. Ein Vorzug von Korrespondenzanalysen besteht darin, daß Lebensstilvariablen gemeinsam mit Kontextmerkmalen (z.B. Alter; Bildung) in einem mehrdimensionalen Raum abgebildet werden können; über eine solche Zuordnung von Lebensstilmerkmalen zu Kontextbedingungen lassen sich also vor allem soziale Milieus im obigen Sinn identifizieren (vgl. *Bourdieu* 1982; *Blasius/Winkler* 1989). Dieser Vorteil kann in der vorliegenden Untersuchung

3 Die einzelnen items finden sich im Anhang 1 bei der Wiedergabe der Ergebnisse der Faktorenanalysen.

4 Im Fragebogen ist daneben die Variable "Zeitschriftenpräferenzen" enthalten, die hier zunächst ebenfalls Verwendung finden sollte. In der Faktorenanalyse ergaben sich jedoch im Hinblick darauf keine inhaltlich sinnvoll zu interpretierenden Faktoren, so daß diese Variable aus der Analyse ausgeschlossen wurde.

jedoch nicht zum Tragen kommen, da hier ausdrücklich reine Lebensstiltypen, nicht soziale Milieus ermittelt werden sollen.

Nach *Blasius/Georg* (1992) kann die Clusteranalyse als gleichermaßen geeignet für die Typenbildung erachtet werden. Sie weist zudem die Eigenschaft auf, daß jeder Befragte genau einem Cluster zugeordnet und nicht - wie in der Korrespondenzanalyse - lediglich in einem durch mehrere Dimensionen aufgespannten Raum verortet wird. Im Hinblick auf das Ziel einer Ermittlung von Lebensstilclustern bediene ich mich der von *Lüdtke* (1989: Kap. 5) und *Spellerberg* (1996) praktizierten Vorgehensweise, die Lebensstilmerkmale mit Hilfe von Faktorenanalysen vorzustrukturieren und die individuellen Faktorwerte als Eingangsmaterial für die Clusteranalyse zu benutzen.

Es wurden demgemäß separate Faktorenanalysen für die sieben Performanzfelder gerechnet. Dabei gingen die items metrisch in die Analysen ein.⁵ Um eine Einfachstruktur von Faktoren zu erhalten, wurden Hauptkomponentenanalysen mit anschließenden Varimax-Rotationen durchgeführt. Die Faktorenstrukturen sind im Anhang 1 dargestellt.⁶ Die Anzahl der nach dem Kaiser-Guttman-Kriterium extrahierten Faktoren schwankt zwischen zwei (Einrichtungsstil), drei (Zeitungslektüre; Musikgeschmack), vier (Fernsehinteressen; Literaturpräferenzen; Kleidungsstil) und fünf (Freizeitaktivitäten). Die Ergebnisse können als sehr gut betrachtet werden: die meisten items laden nur auf einem der Faktoren hoch, und die Faktoren lassen sich zum überwiegenden Teil⁷ inhaltlich klar interpretieren (vgl. Anhang 1). Der Anteil der durch die Faktoren erklärten Varianz schwankt zwischen 47.5% (Einrichtungsstil) und 67.4% (Zeitungslektüre). Besonders interessant ist, daß im Bereich des alltagsästhetischen Geschmacks (Musik-

5 Erfragt wurden die Häufigkeit von ausgeübten Freizeitaktivitäten (nie; selten; manchmal; oft), die Präferenzintensität in den Bereichen Zeitungslektüre, Musik, Fernsehen und Literatur (gar nicht; weniger; teils-teils; stark; sehr stark) und im Hinblick auf Kleidung und Einrichtung (trifft gar nicht zu; trifft eher nicht zu; trifft eher zu; trifft voll und ganz zu). Steigende Präferenzintensitäten bzw. Häufigkeiten wurden mit aufsteigenden Zahlen codiert, so daß positive Faktorscores Zuneigungen und negative Faktorscores Distanzen hinsichtlich der jeweiligen Faktoren ausdrücken.

6 Die Ergebnisse von *Spellerberg* (1996: 108-114), die mit der gleichen Datenbasis arbeitete, konnten exakt repliziert werden. Die geringfügigen Abweichungen in den Faktorladungen sind durch die unterschiedliche Behandlung von missing cases zu erklären: In die Faktorenanalysen wurden hier nur Personen aufgenommen, die in *keinem* der Performanzfelder missing values aufwiesen, so daß allen folgenden Ergebnissen die Fallzahl von 1320 zugrundeliegt.

7 Einzig die Zwei-Faktoren-Lösung bei der Wohnungseinrichtung hätte man sich etwas differenzierter wünschen können. Möglicherweise sollten in zukünftigen Befragungen die bereits abstrahierten und daher für subjektive Interpretationen anfälligen Stimuli (z.B. "qualitätsbewußt" oder "persönlich") aufgegeben werden zugunsten konkreter items (z.B. "Parkettfußboden", "Kunstledersofa" und "Blumentapete"; vgl. *Pappi/Pappi* 1978) oder der visuellen Präsentation idealtypischer Wohnzimmereinrichtungen auf Fotos (vgl. *Blasius/Georg* 1992).

Fernseh- und Literaturpräferenzen) *Schulzes* (1992: Kap. 3; 163) "alltagsästhetische Schemata", nämlich Hochkultur-, Trivial- und Spannungsschema, sehr deutlich identifiziert werden konnten.

Mittels der Faktorenanalysen konnten die 85 items auf 25 Faktoren reduziert werden, die nun als Eingangsmaterial für die Clusteranalysen dienen.

2.4 Clusteranalysen: Sechs Lebensstiltypen für Westdeutschland

Clusteranalyseverfahren lassen sich in hierarchische und partitionierende Verfahren unterteilen, die im folgenden nacheinander Anwendung finden.

Aufgrund begrenzter Rechenkapazitäten wurde in *SPSS* zunächst eine 10%-Zufallsstichprobe (N=132) aus dem Datensatz mit einer hierarchischen Clusteranalyse nach dem Ward-Verfahren⁸ auf eine möglichst optimale Clusteranzahl hin untersucht. Als Distanzmaß für den Abstand zweier Fälle bzw. Cluster wurde die euklidische Distanz benutzt. Im Hinblick auf eine optimale Clusteranzahl legte das *technische* Kriterium der marginalen Erhöhung der Fehlerquadratsummen eine grobe Lösung von fünf bis elf Clustern nahe. Die Entscheidung für eine Lösung mit *sechs* Clustern fiel ich danach, wie gut sich die gefundenen Cluster *inhaltlich* abgrenzen ließen und wie stabil sich die Lösungen über mehrere Analysen hinweg erwiesen. Auf der Basis verschiedener Zufallsstichproben konnten jeweils sechs Cluster inhaltlich ähnlicher Merkmalsverteilungen gewonnen werden, während

8 Das Ward-Verfahren fusioniert diejenigen beiden Fälle bzw. bereits bestehenden Cluster zu einem Cluster, deren Fusion die geringste Erhöhung der Fehlerquadratsumme über alle 25 (z-standardisierten) Faktoren hinweg bedeutet. Neben dem Ward-Verfahren wurden auch andere Fusionskriterien, z.B. die Average-Linkage-Methode, herangezogen. Die hiermit erzielten Ergebnisse stellten sich aber als wenig befriedigend heraus, da teilweise sogar Einzelfälle bis zur vorletzten Fusionsstufe ein eigenes Cluster bildeten. Bei der Verwendung des Ward-Verfahrens hingegen wird dessen Eigenschaft ausgenutzt, Cluster mit relativ gleich großen Besetzungszahlen zu bilden (*Bortz* 1993: 534). Da die hierarchische Clusteranalyse ohnehin nur der erste Schritt ist, in dem noch nicht über die endgültigen Clusterbesetzungen entschieden wird - dies geschieht erst in der partitionierenden Clusteranalyse -, spricht diese Eigenschaft für das Ward-Verfahren. Darüber hinaus scheint sich dieses Fusionskriterium aufgrund seiner guten Resultate in Monte-Carlo-Studien grundsätzlich bewährt zu haben (vgl. *Bortz* 1993: 530).

Es ist anzumerken, daß die sieben Performanzfelder aufgrund ihrer unterschiedlichen Faktorenzahlen mit unterschiedlichem Gewicht in die Clusteranalysen eingehen. Auf eine dem entgegenwirkende Gewichtung wird deshalb aber verzichtet, weil die faktischen Gewichte inhaltlich durchaus sinnvoll erscheinen: Freizeitaktivitäten wird mit fünf Faktoren die größte Bedeutung zugewiesen - ganz in Entsprechung zu der gewichtigen Allokation von (Zeit-) Ressourcen der Akteure in diesen Bereich hinein. Demgegenüber erhält der Einrichtungsstil mit zwei Faktoren das geringste Gewicht - was den Einfluß seiner nicht allzu ausdifferenzierten inhaltlichen Faktorenstruktur im positiven Sinn abschwächt.

bei 7- oder Mehr-Cluster-Lösungen in jedem Durchgang *unterschiedliche* Cluster in Subgruppen gesplittet waren.

Hierarchische Clusteranalysen haben den fundamentalen Nachteil, daß einem Cluster einmal zugeordnete Fälle nicht mehr umgruppiert werden können, obwohl sie in einem späteren Fusionsschritt eventuell einem anderen Clustercentroid näherstehen. Deshalb wurde in einem zweiten Schritt auf eine partitionierende Clusteranalyse zurückgegriffen. Dabei folgte ich der Empfehlung von Bortz (1993: 532), die über die Ward-Methode ermittelte Clusterlösung als Anfangspartition für eine Analyse nach der K-Means-Methode zu verwenden.⁹ Die 1320 Fälle wurden nun so lange zwischen den sechs Clustern umgruppiert, bis nur noch minimale Veränderungen der Clustercentroide zu verzeichnen waren. Erreicht wurden somit eine möglichst große clusterinterne Homogenität der Fälle und möglichst große Unterschiede zwischen den Clustern.

Es sei darauf hingewiesen, daß die *Besetzungszahlen* der unten aufgeführten sechs Cluster besser nicht als eine "faktische Prozentverteilung von Lebensstiltypen in Westdeutschland" interpretiert werden sollten. Es kann hier nur wiederholt werden, worauf Schulze (1992) mit seinem "Unschärfeproblem" hinweist: Die empirisch gewonnenen Cluster überlappen so stark, daß andere Stichproben oder andere Clusteralgorithmen zu nicht unerheblichen Verschiebungen in der Fallzuordnung führen können.

Entscheidend ist an dieser Stelle, daß eine *inhaltlich stabile* Clusterlösung gefunden werden konnte, die darüber hinaus in erstaunlichem Maß den fünf Milieubeschreibungen bei Schulze (1992: Kap. 6) entspricht. Aus diesem Grund - und um eine weitere Inflationierung von Lebensstiltypisierungen zu vermeiden - wurden für die Typenbezeichnung die von Schulze verwendeten Milieubezeichnungen aufgegriffen. Unterschieden werden ein stark hochkulturell orientierter Niveautypus; ein sehr vielseitig orientierter Integrationstypus mit Vorlieben sowohl für Trivial- wie auch Hochkultur; ein Harmonietypus mit ausschließlicher Nähe zum Trivialschema; ein hochkulturell, auf (Weiter-) Bildung und Selbsterfahrung ausgerichteter Selbstverwirklichungstypus; sowie zwei stark dem Spannungsschema zugehörige Unterhaltungstypen, von denen der erste extrem sportorientiert, der zweite eher passiv auf Konsum von Fernsehen und Pop-Musik ausgerichtet ist (vgl. Tabellen 1a-f).

⁹ Die so ermittelte Clusteraufteilung konnte grob bestätigt werden, wenn die K-Means-Analyse mit einer *zufälligen* Anfangspartition gerechnet wurde.

Tabellen 1a-f: Charakterisierung von sechs westdeutschen Lebensstiltypen:

In den folgenden Tabellen sind die sechs Lebensstiltypen anhand ihrer alltagsästhetischen Vorlieben und Distanzierungen dargestellt. Die Zahlen in Klammern geben die *Standardabweichungen des jeweiligen Clusters vom (z-standardisierten) Gesamtmittelwert* der entsprechenden Performanz-Dimension an. Kursiv werden dabei Vorlieben und Distanzen zu den in die Clusteranalyse eingegangenen *Faktoren* angegeben, wobei nur Faktoren aufgeführt werden, die wenigstens um 0.4 Standardabweichungen vom Gesamtmittelwert differieren. Geringeren Standardabweichungen wird eine zu geringe substantielle Signifikanz unterstellt, als daß sie zur Typencharakterisierung herangezogen werden könnten. Entsprechend sind die den jeweiligen Typus charakterisierenden *items* - nicht-kursiv gedruckt - angegeben. Wenn allerdings für einen Lebensstiltypus in einem Performanzfeld *keine* bedeutsamen items vorliegen, werden die jeweils am stärksten vom Gesamtmittel abweichenden items aufgeführt, damit wenigstens eine Performanz*tendenz* des Typus deutlich wird; solche Standardabweichungen von weniger als 0.4 werden einschränkend qualifiziert mit "gering", "tendenziell", etc. Ausdrücklich betont werden sollte nochmals, daß die Merkmalsausprägungen der einzelnen Typen *relativ zum Stichprobendurchschnitt* dargestellt werden, d.h. betont werden solche Merkmale, die zwischen den Typen stark variieren.

Im Anschluß an die Lebensstilcharakterisierung eines Typus sind die clusterinternen prozentualen Verteilungen einiger sozio-demographischer Merkmale - Alter, Bildung, Geschlecht sowie Hausfrauen- und Studierendenanteil - aufgeführt, um das "soziale Milieu" bzw. die soziale Lage des jeweiligen Lebensstiltypus zu veranschaulichen. Dies geschieht nur für illustrative Zwecke, d.h. es handelt sich um passive Merkmale, die nicht in die Clusterbildung eingegangen sind.

Tabelle 1a: Niveautypus N = 229 (17%)

Freizeit: *Kontemplativ-gesellig (.47) und bildungsorientiert-kulturell (.44)*; Theater/Konzert (.69), Bücher lesen (.59) und künstlerische Tätigkeiten (.40); nur geringe Distanzen, am ehesten gegenüber Kneipe (-.18), Fernsehen (-.17) und Sportveranstaltungen (-.16).

Zeitungsektüre: Politische Bildung (.66), Distanz gegenüber Sport (-.42); Kulturteil (.68), Außen- (.49) und Innenpolitik (.45) sowie Wirtschaft (.41); Distanzierung am ehesten im Hinblick auf Kleinanzeigen (-.33) und Werbung (-.29) sowie Sport (-.26).

Musikgeschmack: *Hochkulturschema (1.04)*; Oper (.96), Klassik (.93), Musical (.64) und Jazz (.51); leichte Distanz gegenüber Pop (-.29) und Schlager (-.27).

Fernsehinteressen: *Hochkultur/politische Bildung (.77), Distanz zum Spannungsschema (-.55)*; Kultur/Kunst (.85), Dokumentationen (.63) und Politische Magazine (.62); Distanzierung zu Action (-.54), Science Fiction (-.49), Horror (-.44) und Pop/Rock (-.40).

Literaturpräferenzen: *Hochkulturschema (1.05), Distanz zum Spannungsschema (-.43)*; Klassische (.95) und moderne (.73) Literatur, Biographien (.68), Gedichte (.61) und Fachbücher (.45); Abneigungen am ehesten gegenüber Comics (-.32) und Science Fiction (-.31).

Kleidungsstil: *Qualitätsbewußt-elegant (.55)*; qualitätsbewußt (.49); Distanz am ehesten gegenüber jugendlicher Kleidung (-.29).

Einrichtungsstil: *Qualitätsorientiert (.50)*; Exklusivität (.41) und Qualität (.40); Distanz am ehesten hinsichtlich Preisgünstigkeit (-.33).

Durchschnittsalter: 45 Jahre (47% sind 50 Jahre und älter, 13% unter 30 Jahre alt);

Geschlecht: 66% Frauen;

Spezielle Gruppen: 20% Hausfrauen; 7% Studierende;

Bildung: 24% Hauptschule; 32% Mittlere Reife; 42% Abitur.

Tabelle 1b: Integrationstypus N = 176 (13%)

Freizeit: *Handwerklich* (.67); Sportveranstaltungen besuchen (.55), Garten (.48), Basteln (.46) und Spaziergehen/Wandern (.44); geringe Distanzierung nur gegenüber Computer (-.15) und Kneipe (-.12).

Zeitungslektüre: *lokale Information* (.65), *Sport* (.59) und *politische Bildung* (.54); Sport (.73), Lokalnachrichten (.63), Wirtschaft (.56), Werbung (.50) und Kleinanzeigen (.47); keine Distanzen.

Musikgeschmack: *Trivialschema* (1.24); Blasmusik (1.06), Volksmusik (1.01), Schlager (.98), Oldies (.65) und Musical (.51); leichte Distanz zu Rock (-.23) und Pop (-.19).

Fernsehinteressen: *Trivialschema* (.95) und *Hochkultur/politische Bildung* (.57); Volkstheater (.78) und Heimatfilme (.78), Sport (.76), Shows (.74) und Dokumentationen (.45); keine Distanzen.

Literaturpräferenzen: - - ; lediglich leichte Präferenz von Unterhaltungsromanen (.38) und Schicksalsromanen (.37); keine Distanzen.

Kleidungsstil: *zeitlos* (.62), *qualitätsbewußt-elegant* (.61) und *funktional* (.48); qualitätsbewußt (.53), praktisch (.53), sportlich (.52), zeitlos (.52), unauffällig (.43) sowie bequem (.42); keine Distanzen.

Einrichtungsstil: *Funktionalitätsorientiert* (.73) und *qualitätsorientiert* (.48); natürliche Materialien (.58), Behaglichkeit (.57), Qualität (.57), Funktionalität (.48) und Exklusivität (.47); keine Distanzen.

Durchschnittsalter: 47 Jahre (49% sind 50 Jahre und älter, 5% unter 30 Jahre alt);

Geschlecht: 60% Männer;

Spezielle Gruppen: 16% Hausfrauen; 0% Studierende;

Bildung: 68% Hauptschule; 24% Mittlere Reife; 7% Abitur.

Auf einige Besonderheiten der sechs Stiltypen ist an dieser Stelle aufmerksam zu machen. Der offenkundigste Unterschied zu *Schulze* besteht darin, daß dessen Unterhaltungsmilieu hier in zwei Subtypen aufgespalten worden ist.¹⁰ Nach Lebensstilmerkmalen unterscheiden sich diese zwei Gruppen vor allem durch ihre aktiv-außerhäuslich-actionorientierte versus passiv-häusliche und "leichte" Unterhaltung präferierende Freizeitgestaltung. Sozialstrukturell besonders interessant ist aber die extreme Geschlechterverteilung über die Typen: 87% Männer im sportorientierten Typus und 77% Frauen im passiven Typus. In dieser Hinsicht macht sich der Vorzug eines Konzeptes bemerkbar, das *Individuen* als Untersuchungseinheiten betrachtet; die haushaltsorientierten Lebensstiltypen bei *Lüdtker* (1989: Kap. 5) können diese Differenzen schlicht nicht erfassen.

Bestätigt werden kann *Schulzes* Anordnung von Milieus nach Alters- und Bildungsgesichtspunkten (vgl. dazu *Schulze* 1992: 664). Bei den ersten drei aufgeführten Typen beträgt das Durchschnittsalter zwischen 45 und 47 Jahren, bei den letzten drei zwischen 33 und 36 Jahren. In den älteren bzw.

Tabelle 1c: Harmonietypus N = 240 (18%)

Freizeit: *Distanz zu kontemplativ-geselliger* (-.73), *bildungsorientiert-kultureller* (-.73) und *sportlicher* (-.40) *Freizeit*; leichte Präferenz für Fernsehen (.38); ansonsten v.a. Distanzen: Theater/Konzerte (-.68), Weiterbildung (-.68), Bücher lesen (-.66), aktiver Sport (-.64), Essen gehen (-.59), Musik hören (-.52), künstlerische Tätigkeiten (-.52), Computer (-.50), Freunde (-.45) und Kneipe (-.42).

Zeitungslektüre: *Distanz zu politischer Bildung* (-.73); leichte Präferenz für Werbung (.37) und Kleinanzeigen (.28); Distanz gegenüber Außenpolitik (-.68), Innenpolitik (-.58), Kultur (-.55) und Wirtschaft (-.48).

Musikgeschmack: *Trivialschema* (.45); *Distanzierung gegenüber Spannungsschema* (-.86) und *Hochkultur* (-.62); Volksmusik (.74), Schlager (.62) und Blasmusik (.40); Distanz zu Pop (-.80), Rock (-.78), Jazz (-.73), Klassik (-.64), Oper (-.45) und Heavy Metal (-.45).

Fernsehinteressen: *Trivialschema* (.84); *Distanzierung gegenüber Hochkultur/politischer Bildung* (-.73) und *Spannungsschema* (-.46); Heimatfilme (.85), Volkstheater (.72), Unterhaltungsserien (.48) und Shows (.48); Abneigung hinsichtlich Dokumentationen (-.65), Pop/Rock (-.64), Politischen Magazinen (-.63), Kultur/Kunst (-.49) und Science Fiction (-.42).

Literaturpräferenzen: *Distanzen gegenüber Hochkultur* (-.86), *Spannungsschema* (-.64) und *Selbsterfahrungsliteratur* (-.52); positive Tendenz lediglich zu Schicksalsromanen (.24); Distanzen: Fachliteratur (-.96), moderne (-.88) und klassische (-.72) Literatur, Psychologie (-.72), Biographien (-.66), Science Fiction (-.55), Comics (-.53), Esoterik (-.50), Gedichte (-.46) und Krimis (-.46).

Kleidungsstil: *Distanzen gegenüber auffallend-körperbetonter* (-.48) sowie *qualitätsbewußt-eleganter Kleidung* (-.42); leichte Tendenz zu unauffälliger Kleidung (.27); ansonsten Distanzierung von jugendlicher (-.53), sportlicher (-.49), eleganter (-.46), auffällender (-.44), sexy (-.42), modischer (-.41) und figurbetonter (-.40) Kleidung.

Einrichtungsstil: *Distanz zu qualitätsorientiertem Stil* (-.71); einzige Präferenz sind preisgünstige Möbel (.32); Distanz zu Exklusivität (-.56), modernem Design (-.50) und persönlichem Stil (-.46).

Durchschnittsalter: 47 Jahre (50% sind 50 Jahre und älter, 3% jünger als 30 Jahre);

Geschlecht: 64% Frauen;

Spezielle Gruppen: 32% Hausfrauen; 0% Studierende;

Bildung: 80% Hauptschule; 15% Mittlere Reife; 4% Abitur.

jüngeren Lebensstiltypen findet man jeweils ein Bildungsgefälle vom Niveau- über den Integrations- zum Harmonietypus bzw. vom Selbstverwirklichungs- über den sportorientierten Unterhaltungs- zum passiven Unterhaltungstypus. Diese sozialstrukturelle Bedingtheit von Lebensstilen - v.a. im Hinblick auf die "evidenten und signifikanten Zeichen" Alter und Bildung - wird auch in zahlreichen anderen Studien bestätigt (z.B. *Spellerberg* 1992, 1996: 192-197; *Becker/Becker/Ruhland* 1992: 90-98).

Eine weitere Auffälligkeit betrifft die Struktur der Präferenzen und Distanzierungen innerhalb der einzelnen Typen. Die meisten Typen weisen Merkmale auf, die in ihrer Standardabweichung vom Gesamtmittel teils deutlich positiv, teils deutlich negativ abweichen. Auffällig sind hingegen

10 Diese beiden Cluster wären bei der Entscheidung für eine 5-Cluster-Lösung - konsistent mit *Schulze* - fusioniert worden, erwiesen sich aber über mehrere Analysen hinweg als stabil.

Tabelle 1d: Selbstverwirklichungstypus N = 220 (17%)

Freizeit: *Bildungsorientiert-kulturell* (.99); Weiterbildung (.51), Bücher lesen (.51), Computer (.41); Distanz gegenüber Fernsehen (-.81) und Sport (-.40).

Zeitungslektüre: *Distanzierung von lokaler Information* (-.76) und *Sport* (-.65); leichte positive Tendenz zu Außenpolitik (.31) und Kultur (.26); Distanz gegenüber Werbung (-.67), Kleinanzeigen (-.64), Lokalnachrichten (-.63) und Sport (-.60).

Musikgeschmack: *Distanzierung vom Trivialschema* (-.95); Klassik (.45); Distanzen: Schlager (-.89), Volksmusik (-.71), Blasmusik (-.64) und Oldies (-.44).

Fernsehinteressen: *Distanzen hinsichtlich Trivialschema* (-.88), *allgemeiner Unterhaltung* (-.65) und *Spannungsschema* (-.47); einzige leichte Präferenzen im Hinblick auf Kultur/Kunst (.26), Dokumentationen (.25) und politische Magazine (.25); *Distanzierung gegenüber Shows* (-1.00), Heimatfilmen (-.77) und Volkstheater (-.77), Serien (-.62), Spielfilmen (-.61), Sport (-.61), Action (-.56) und Krimis (-.55).

Literaturpräferenzen: *Hochkulturschema* (.51); *Distanz zum Trivialschema* (-.71); Fachliteratur (.52), klassische (.46) und moderne (.45) Literatur, Psychologie (.43) und Biographien (.40); Abneigung gegenüber Schicksalsromanen (-.57) und Unterhaltungsromanen (-.42).

Kleidungsstil: - - ; minimal positive Tendenz zu ungezwungener (.13) und jugendlicher (.11) Kleidung; tendenzielle Distanz gegenüber qualitätsbewußtem (-.28), zeitlosem (-.25) und elegantem (-.22) Stil.

Einrichtungsstil: - - ; keine Präferenzen; leichte Distanzierung von preisgünstigem (-.25) und exklusivem (-.23) Stil.

Durchschnittsalter: 36 Jahre (11% sind 50 Jahre und älter, 29% jünger als 30 Jahre);
Geschlecht: 58% Frauen;
Spezielle Gruppen: 15% Hausfrauen; 13% Studierende;
Bildung: 12% Hauptschule; 27% Mittlere Reife; 61% Abitur.

der Integrationstypus, in dem sich kaum Distanzen finden, wie auch der Harmonietypus, der sich umgekehrt stärker über Distanzierungen als über Zuneigungen bestimmt (vgl. die Vorzeichen in den Tabellen 1b und 1c). Diese Befunde können wie folgt interpretiert werden. Gemäß *Schulze* (1992: 301ff., s.a. 649-651) läßt sich der Integrationstypus als ein unauffälliger, relativ konformistischer Durchschnittstypus verstehen, der Elemente des Niveautypus (Hochkulturschema) und des Harmonietypus (Trivialschema) vereint, so daß er einen Eindruck der Vielseitigkeit hinterläßt. Der Harmonietypus gewinnt seine Identität dagegen maßgeblich durch Abgrenzungen gegenüber anderen sozialen Gruppen, nämlich gerade denen, die hoch- oder jugendkulturell geprägt sind. Seine Präferenzstruktur geht offensichtlich nicht über Haus, Heimat und Harmonie hinaus (vgl. auch den hohen Hausfrauenanteil von 32%). Ein dritter Typus, der in dieser Hinsicht Beachtung verdient, ist der Selbstverwirklichungstypus - der Typus mit dem höchsten Bildungsniveau und dem höchsten Studierendenanteil -, von dem eine weit größere Vielfalt an Präferenzen zu erwarten gewesen wäre, als sie in Tabelle 1d zum Ausdruck kommt. Allerdings kann vermutet werden,

Tabelle 1e: Sportorientierter Unterhaltungstypus N = 219 (17%)

Freizeit: *Sportlich* (.85), *Distanz zu handwerklicher Freizeit* (-.43); Sportveranstaltungen besuchen (.68), aktiver Sport (.56) und Kneipe (.54); leichte Distanz zu Garten (-.36), Kindern (-.34) und künstlerischen Tätigkeiten (-.33).

Zeitungslektüre: *Sport* (.97); Sport (.91); Distanz gegenüber Kultur (-.40).

Musikgeschmack: *Spannungsschema* (.73), *Distanz zum Hochkulturschema* (-.46); Rock (.74), Pop (.59), Heavy Metal/Punk (.56); Distanz gegenüber Volksmusik (-.55), Musical (-.42), Oper (-.41), Schlager (-.41) und Klassik (-.40).

Fernsehinteressen: *Spannungsschema* (.99); Action (.80), Sport (.79), Science Fiction (.72), Pop/Rock (.59) und Horror (.46); Abneigung gegen Heimatfilme (-.49) und Kultur/Kunst (-.44).

Literaturpräferenzen: *Spannungsschema* (.87); *Distanz zum Trivialschema* (-.53); Comics (.67), Science Fiction (.64); Abneigung gegen Gedichte (-.47) und Schicksalsromane (-.43).

Kleidungsstil: - - ; leichte Tendenz zu sportlicher (.22) und bequemer (.21) Kleidung; leichte Distanz zu qualitätsbewußtem (-.21) und elegantem (-.20) Stil.

Einrichtungsstil: - - ; keine Präferenzen; die relativ deutlichste Distanz richtet sich gegen natürliche Materialien (-.25).

Durchschnittsalter: 34 Jahre (6% sind 50 Jahre oder älter, 41% jünger als 30 Jahre);
Geschlecht: 87% Männer;
Spezielle Gruppen: 2% Hausfrauen; 6% Studierende;
Bildung: 37% Hauptschule; 34% Mittlere Reife; 27% Abitur.

Tabelle 1f: Passiver Unterhaltungstypus N = 236 (18%)

Freizeit: - - ; schwache Präferenzen für Faulenzen (.28) und Musik hören (.22); leichte Distanz zu Gartenarbeit (-.26), Besuch von Sportveranstaltungen (-.22) und Theater/Konzert (-.22).

Zeitungslektüre: *lokale Information* (.41), *Distanz zu politischer Bildung* (-.53); Kleinanzeigen (.46), Werbung (.42); Distanz zu Außen- (-.56) und Innenpolitik (-.54), Wirtschaft (-.44) sowie Sport (-.41).

Musikgeschmack: *Spannungsschema* (.55); Pop (.65); negative Tendenz im Hinblick auf Klassik (-.38), Oper (-.30) und Volksmusik (-.30).

Fernsehinteressen: *Allgemeine Unterhaltung* (.54), *Distanz zu Hochkultur/politischer Bildung* (-.64); Pop/Rock (.60), Horror (.56), Action (.46) und Unterhaltungsserien (.41); Distanzierung gegenüber politischen Magazinen (-.60), Dokumentationen (-.50) und Sport (-.44).

Literaturpräferenzen: *Trivialschema* (.52); Schicksalsromane (.50); leichte Abneigung gegen klassische (-.34) und Fachliteratur (-.29).

Kleidungsstil: *auffallend-körperbetont* (.73); sexy (.60), figurbetont (.60), auffallend (.54) und jugendlich (.50); tendenziell Abneigung gegen unauffällige Kleidung (-.30).

Einrichtungsstil: - - ; am ehesten Tendenz zu moderner Einrichtung (.28); tendenzielle Distanz gegenüber behaglichem (-.28) und funktionellem (-.23) Stil.

Durchschnittsalter: 33 Jahre (6% sind 50 Jahre oder älter, 39% jünger als 30 Jahre);
Geschlecht: 77% Frauen;
Spezielle Gruppen: 19% Hausfrauen; 1% Studierende;
Bildung: 49% Hauptschule; 35% Mittlere Reife; 16% Abitur.

daß gerade die hier vorzufindende subkulturelle Differenzierung und interne Heterogenität (Schulze 1992: 493) - in der empirischen Analyse - dazu geführt haben, daß viele geringe bis moderate Standardabweichungen vom Gesamtmittel in *beide* Richtungen sich gegenseitig zu "Null-Effekten" aufheben.

Da Spellerberg (1996: 122-144) eine Lebensstiltypologie anhand derselben Daten - unter zusätzlicher Berücksichtigung der individuellen Lebensziele und der Selbstwahrnehmung der Lebensweise - gewinnt, sollen die Ergebnisse kurz verglichen werden. Spellerberg entscheidet sich für eine 9-Cluster-Lösung für Westdeutschland (vgl. Tabelle 2).

Tabelle 2: Parallelisierung der Lebensstiltypen mit denen von Spellerberg

Otte		Spellerberg			
Niveautypus	17%	48%	49%	10%	Ganzheitlich kulturell Interessierte
Integrationstypus	13%			13%	Etablierte beruflich Engagierte
Harmonietypus	18%			11%	Traditionelle freizeitaktive Ortsverbundene
Selbstverwirklichungstypus	17%			4%	Expressiv Vielseitige
Sportorientierter Unterhaltungstypus	17%	52%	52%	11%	Traditionelle zurückgezogen Lebende
Passiver Unterhaltungstypus	18%			10%	Postmaterielle aktive Vielseitige
				15%	Pragmatisch Berufsorientierte
				13%	Freizeitorientierte Gesellige
				14%	Häusliche Unterhaltungssuchende

Ein Vergleich der Lebensstilbeschreibungen vermittelt das Bild einer weitgehenden Parallelisierbarkeit der beiden Lösungen. Der von mir ermittelte Niveautypus zerfällt bei Spellerberg in die weiblich geprägte, sozial engagierte Gruppe der "ganzheitlich kulturell Interessierten" und den stark arbeitsorientierten Typus der "etablierten beruflich Engagierten". Der Integrationstypus ist vergleichbar mit den "traditionellen freizeitaktiven Ortsverbundenen", der Harmonietypus mit den "traditionellen zurückgezogen Lebenden". Die "postmaterielle aktiven Vielseitigen" entsprechen - angereichert um Elemente des Spannungsschemas - dem Selbstverwirklichungstypus. Im Bereich der Unterhaltungstypen findet auch Spellerberg eine männlich dominierte, sportliche Gruppe der "pragmatisch Berufsorientierten" und einen weiblich geprägten Typus der "häuslich Unterhaltungssuchenden". Daneben sind ihre "freizeitorientierten Geselligen" tendenziell den zwei Unterhaltungstypen zuzuordnen. Kaum charakterisierbar ist die sehr kleine Gruppe der "expressiv Vielseitigen", die aber aufgrund ihrer Präferenzvielfalt möglicherweise als Subgruppe des Integrationstypus aufgefaßt werden könnte. Probleme der Parallelisierbarkeit ergeben sich, wenn man die Prozentanteile der jeweiligen Gruppen aufeinander abzustimmen versucht. Dies kann aber als Resultat des oben angesprochenen

Unschärfeproblems bei der Zuordnung einzelner Fälle in den Clusteranalysen aufgefaßt werden. Aufschlußreich erscheint immerhin, daß in beiden Lösungen jeweils knapp 50% der Lebensstile "älteren" Milieus und gut 50% "jüngeren" Milieus zuzurechnen sind (vgl. Tabelle 2).

Abschließend sollen die gegenseitige Nähe und Distanz der einzelnen Lebensstiltypen mit Hilfe einer Matrix der euklidischen Distanzen der Clustercentroide zueinander verdeutlicht werden (Tabelle 3).

Tabelle 3: Euklidische Distanzen der Clustercentroide

Typus	Niveau	Integration	Harmonie	Selbstverw.	Unterh./sportlich	Unterh./passiv
Niveau	0.00	3.21	4.35	2.55	4.09	3.65
Integration	3.21	0.00	3.84	4.55	3.74	3.48
Harmonie	4.35	3.84	0.00	4.32	4.03	3.22
Selbstverw.	2.55	4.55	4.32	0.00	3.43	3.42
Unterh./sportlich	4.09	3.74	4.03	3.43	0.00	2.85
Unterh./passiv	3.65	3.48	3.22	3.42	2.85	0.00

Es wird deutlich, daß sich die zwei am stärksten dem Hochkulturschema zuneigenden Typen, Selbstverwirklichungs- und Niveautypus (2.55), sowie die beiden das Spannungsschema präferierenden Unterhaltungstypen (2.85) am nächsten stehen. Auch zwischen Integrations- und Niveautypus (3.21) sowie den zwei passiv-heimzentrierten Typen, dem passiven Unterhaltungs- und Harmonietypus (3.22), läßt sich eine relative Nähe ausmachen. Sehr distanziert steht dagegen der Selbstverwirklichungstypus dem Integrations- und Harmonietypus gegenüber (4.55 bzw. 4.32). Ferner findet man eine große Distanz des Niveautypus zum Harmonie- und sportlichen Unterhaltungstypus (4.35 bzw. 4.09).

Im folgenden Kapitel wird untersucht, wie sich diese "Lebensstil-Cleavages" im Wahlverhalten widerspiegeln.

3 Lebensstiltypologie und Klassenschema im empirischen Vergleich

Wie eingangs angesprochen, soll in diesem Kapitel die Lebensstiltypologie gegen ein Klassenschema im Hinblick auf die jeweilige Erklärungskraft der individuellen Parteipräferenz getestet werden. Das statistische Verfahren, das für diesen Zweck gewählt wird, ist die logistische Regression, die für kategoriale abhängige Variablen wie die Parteipräferenz geeignet ist. Die Regressionen modellieren die abhängige Variable als binäre Entscheidung zwischen zwei Optionen.¹¹ Ich beschränke mich in der Analyse auf drei

11 Die binäre logistische Regression wird gewählt, weil sich damit spezifische Parteienkontraste besonders gut analysieren und veranschaulichen lassen. Die Ergebnisse ließen sich jedoch auch mit Hilfe multinomialer logistischer Modelle überprüfen.

solcher Entscheidungen: Es wird untersucht, welche Faktoren eine Präferenz der CDU gegenüber der SPD und welche eine Präferenz der Grünen gegenüber der CDU beeinflussen; zum dritten gehe ich der Frage nach, welche Faktoren eine Wahlenthaltung gegenüber einer Wahlteilnahme wahrscheinlicher machen.¹² Die Untersuchung trägt somit der Etablierung der Grünen als drittstärkste Partei in der deutschen Parteienlandschaft genauso Rechnung wie dem Trend sinkender Wahlbeteiligungen. Der Kontrast zwischen CDU und SPD wird betrachtet, weil er das traditionelle deutsche Klassen-Cleavage symbolisiert (vgl. *W. Müller* 1996; *Pappi* 1991).

3.1 Spezifizierung eines Wahlmodells

Die individuelle Parteipräferenz wurde im Fragebogen als Parteiidentifikation operationalisiert.¹³ Für die vorliegende Analyse ist diese Spezifizierung vorteilhaft, weil im Antwortverhalten von lediglich kurzfristig für die Parteipräferenz bedeutsamen policy-issues tendenziell abgesehen wird und vielmehr die *längerfristigen* Parteibindungen zum Ausdruck kommen. Wenn man annimmt, daß soziale Akteure mit einer hohen Wahrscheinlichkeit gemäß ihrer dauerhaften Parteibindung wählen, ist die in den folgenden Regressionen als abhängige Variable geschätzte Parteiidentifikation ein gutes Proxy für das tatsächliche Wahlverhalten.¹⁴

Erwartungsgemäß antworteten zahlreiche Befragte mit "weiß nicht" oder "nein, ist nicht der Fall" auf die Frage nach einer möglichen Parteiidentifikation. Es kann angenommen werden, daß es sich bei diesen Personen am ehesten um Wechsel- bzw. Nichtwähler handelt. In einem der im folgenden spezifizierten Wahlmodelle soll untersucht werden, welche Personengruppen am ehesten einer Wahlbeteiligung gegenüber abgeneigt sind; als Proxy hierfür werden die Antworten "nein, ist nicht der Fall" verwendet. Zwar werden sich unter diesen Fällen auch Wechselwähler befin-

12 Andere Parteien einschließlich der FDP können aufgrund zu geringer Fallzahlen keinen Eingang in die Analysen finden. Der nicht ausführlich behandelte Grüne/SPD-Kontrast vermittelt nur geringe zusätzliche Erkenntnisse gegenüber dem Grüne/CDU-Kontrast, so daß er später nur am Rande erwähnt wird.

13 Die Frage lautet: "Viele Leute in der Bundesrepublik neigen längere Zeit einer bestimmten politischen Partei zu, obwohl sie auch ab und zu eine andere Partei wählen. Wie ist das bei Ihnen? Neigen Sie - ganz allgemein gesprochen - einer bestimmten Partei zu? Wenn ja, welcher?"

14 Die zentrale Bedeutung der Parteiidentifikation bei der Vorhersage des Wahlverhaltens wird an den Befunden von *Fuchs und Kühnel* (1994: 348f.) deutlich. Die Autoren ermitteln aber gleichzeitig, daß die Parteiidentifikation (nur) rund ein Viertel der Variation im Wahlverhalten erklärt (ebd.: 342). Jedoch dürften die *Effekte* einzelner Ausprägungen sozialstruktureller Variablen in dieselben Richtungen weisen, egal ob die Parteiidentifikation oder das Wahlverhalten als abhängige Variable untersucht wird. Für den hier angestrebten Test zweier Sozialstrukturkonzepte ist die Wahl der abhängigen Variable daher sekundär.

den; doch erscheint die Vermutung plausibel, daß Personen, die sich mit *keiner* Partei identifizieren können, mit der relativ größten Wahrscheinlichkeit Wahlen fernbleiben werden.¹⁵

Die entscheidende unabhängige Variable neben den Lebensstiltypen ist eine alternative Sozialstrukturkonzeption in Form eines Klassenschemas.¹⁶ Im lebensstiltheoretischen Abgang auf das Klassenkonzept scheint häufig implizit eine simple "Arbeiter"- "Bourgeoisie"-Dichotomie unterstellt zu werden. Da solch eine konzeptuelle Simplifizierung der sozialstrukturellen Differenziertheit der heutigen Arbeitnehmerschaft nicht gerecht werden kann, soll ein möglichst elaborierter Klassenansatz als Vergleichskonzept dienen. Eines der in der neueren Literatur meistverwendeten Klassenkonzepte ist das von *Goldthorpe* entwickelte Klassenschema (vgl. dazu *Erikson/Goldthorpe* 1992: 28-47). Die Zugehörigkeit zu einer bestimmten "Klasse" wird dabei bestimmt durch die soziale Position eines Akteurs "in terms of relationships within labour markets and production units" (ebd.: 29) - oder noch spezifischer: "in terms of the employment relations" (ebd.: 37). Konkreter handelt es sich bei den Klassifizierungskriterien beispielsweise um die Art des Beschäftigungsverhältnisses (klassischer Arbeitsvertrag vs. "Dienstverhältnis"), das Ausmaß von Entscheidungsbefugnissen und Kontrolle/Kontrolliertheit im Beschäftigungsverhältnis, die Art von verrichteten Tätigkeiten oder Arbeitsinhalten, Karrieremöglichkeiten und Arbeitsplatzsicherheit sowie Qualifikationserfordernisse. Es wird sodann angenommen, daß die Zugehörigkeit zu einer Klasse eine kollektive Interessenlage impliziert, die ein Akteur mit anderen Akteuren derselben Klasse teilt und die handlungsleitend - z.B. im Wahlverhalten - ist.

15 Diese Annahme ist nicht unproblematisch. Zwar zeigt *Kleinhenz* (1995: 141), daß rund drei Viertel der Nichtwähler keine Parteibindung haben; umgekehrt waren 1993 aber nur etwa ein Drittel der Personen ohne Parteibindung Nichtwähler (ebd.: 142). Auch *Falter und Schumann* (1994: 198) machen ein Drittel der Parteibindungslosen als "bekenkende Nichtwähler" bzw. die Hälfte als "potentielle Nichtwähler" aus. Offenbar befinden sich viele Wechselwähler unter denjenigen, die keine Parteiidentifikation äußern. Selbst wenn man aus diesem Grund der von mir getroffenen Annahme nicht folgen mag, erscheint eine Kontrastierung von Personen, die eine eindeutige Parteipräferenz äußern, mit solchen, die sich mit keiner Partei identifizieren können, informativ.

Wir werden im folgenden aber anhand von Indikatoren, die das politische Interesse erfassen, sehen, daß die getroffene Annahme potentiellen Nichtwählens durchaus plausibel ist: Die von mir als "Nichtwähler" klassifizierten Personen sind überwiegend politisch desinteressiert und passen nicht in das Bild des "rationalen Wechselwählers" (vgl. *Dalton/Rohrschneider* 1990). Meine Ergebnisse stimmen mit den Befunden von *Falter und Schumann* (1994: 198-200) überein, nach denen das politische Interesse zu den erklärungskräftigsten Prädiktoren für die Wahlenthaltung zählt.

16 Eine dritte Sozialstrukturkonzeption folgt der Unterteilung einer Population in soziale Schichten. Schichtindizes werden i.d.R. auf Grundlage der Variablen Bildung, Einkommen und Berufsprestige gebildet. Da auch dieses Konzept von Lebensstiltheoretikern kritisiert wird, könnte zusätzlich die Erklärungskraft eines Schichtkonzeptes getestet werden. Die Regressionsmodelle ließen sich problemlos um Schichtvariablen ergänzen; allerdings wird aus Platzgründen auf solch eine Ausweitung der Analysen verzichtet.

Das im folgenden empirischen Test verwendete Klassenschema basiert auf dieser Konzeption von *Goldthorpe*, lehnt sich jedoch an die von *W. Müller* (1996) - speziell im Hinblick auf die Untersuchung von Klassen-Cleavages im Wahlverhalten in Deutschland - vorgenommene Modifikation an (vgl. ähnlich *De Graaf/Steijn* 1996). *Müller* zeigt, daß durch eine inhaltliche Differenzierung der Dienstklasse (nach *Goldthorpe*: Klassen I und II) in drei Fraktionen eine sozialstrukturell verankerte Stammwählerschaft der Partei der Grünen empirisch identifizierbar ist. Wähler der Grünen fänden sich vor allem in der Klasse der *sozialen Dienstleistungen*, die durch akademische Qualifikationserfordernisse, Autonomie im Beschäftigungsverhältnis, eine Klientelorientierung und das Wirken starker Fürsorgenormen charakterisiert werden könne. Ebenfalls eine Basis der Grünen stelle die Fraktion der *Experten* dar, die durch hohe professionelle Expertise, sehr hohe Autonomie sowie durch Außenbindungen in der beruflichen Tätigkeit gekennzeichnet seien. Im Gegensatz dazu herrsche bei der dritten Fraktion, der *administrativen Dienstklasse*, eine CDU-Orientierung vor, da die dieser Fraktion Angehörigen in ihren "Dienstverhältnissen" eng in administrative Hierarchien - entweder im öffentlichen Dienst oder in der Privatwirtschaft - eingebunden seien, Positionen "delegierter Autorität" innehätten und sich daher stark an den Interessen der jeweiligen Unternehmensleitungen bzw. Behörden orientieren müßten.

Das von mir im folgenden verwendete Klassenschema wird in Tabelle 4 zusammengefaßt und anhand einiger typischer Berufe illustriert.

Tabelle 4: Operationalisierung der Klassenvariable

I+II	<i>Dienstklassenfraktionen:</i>
(a)	<i>Administrative Dienstklasse</i> z.B. leitende Angestellte und Beamte, Management, Juristen
(b)	<i>Experten</i> z.B. Ingenieure, Architekten, Chemiker, Mathematiker
(c)	<i>Soziale Dienstleistungen</i> z.B. medizinische Berufe, Lehrer, Geistliche, Sozialarbeiter, "Künstler"
III	<i>Ausführende Nichtmanuelle</i> z.B. einfache und mittlere Angestellte in Handel und Verwaltung
IVabc	<i>Kleinbürgertum: Selbständige sowie selbständige Landwirte</i>
V, VI, VIIab	<i>Arbeiter</i>

Anmerkung: Die römischen Ziffern beziehen sich auf die Klassendifferenzierung nach *Goldthorpe*.

Unterschieden werden also insgesamt sechs Klassen: die drei Gruppen der Dienstklasse, die ausführenden Nichtmanuellen, das Kleinbürgertum und die Arbeiter. Da sich die einzelnen Arbeiterfraktionen nur unwesentlich in

ihrer Parteipräferenz unterscheiden (vgl. *Müller* 1996), werden sie hier als eine Klasse behandelt. Die selbständigen Landwirte werden aufgrund der geringen Fallzahl (N=9) dem Kleinbürgertum zugeschlagen. Die Unterteilung der Dienstklasse in die drei Fraktionen erfolgt anhand der ISCO-Codes für die von den Befragten angegebenen Berufe. Etwa die Hälfte der Befragten war entweder zur Zeit der Befragung nicht erwerbstätig oder aufgrund unpräziser Angaben nicht klassifizierbar, so daß auf der Basis der gegenwärtigen Berufstätigkeit nur 652 Personen einer Klasse zugeordnet werden konnten. Um mit einer höheren Fallzahl arbeiten zu können, wurden deshalb diejenigen, die eine *frühere* Erwerbstätigkeit angeben konnten - es handelt sich hierbei überwiegend um Hausfrauen und Arbeitslose -, anhand dieser Angabe klassifiziert. Ein Problem ergab sich dadurch, daß die frühere Erwerbstätigkeit im Interview nicht als präzise Berufsangabe, sondern nur der beruflichen Stellung nach erfragt wurde. Zwar reicht die Angabe der früheren beruflichen Stellung aus, um Personen den ausführenden Nichtmanuellen, dem Kleinbürgertum und der Arbeiterklasse zuzuordnen; für die Zuweisung zu den drei Dienstklassenfraktionen jedoch wären die ISCO-Codes vonnöten gewesen. Die Dienstklassenfraktionen sind also in den folgenden Analysen unterrepräsentiert. Allerdings werden die nicht klassifizierten Fälle nicht aus den Regressionen ausgeschlossen, sondern gehen in Form eines Missing-Data-Dummy ein, der nun freilich einen überproportional hohen Anteil an Fällen umfaßt, die der Dienstklasse zugeordnet werden müßten. Die Zahl klassifizierter Fälle erhöht sich durch die Heranziehung der früheren beruflichen Stellung auf N=975.¹⁷

Die weitere Spezifizierung des Basiswahlmodells soll nicht im Detail erörtert werden. In das Basismodell gingen die in Tabelle 5 aufgeführten Variablen - allesamt dummy-codiert - ein (vgl. zu einer ähnlichen Modellspezifikation *Müller* 1996). Der Einschluß der Variablen Geschlecht, Bildungsabschluß und Geburtskohortenzugehörigkeit dient der Kontrolle sozialstruktureller Einflüsse auf das Wahlverhalten, die unabhängig von der

17 Der Weg einer erweiterten Klassengrundlage wird gewählt, damit die Klassenvariable möglichst gleichwertig zur Lebensstiltypologie - d.h. mit einer möglichst hohen, eindeutig zugewiesenen Anzahl von Fällen - in die Regressionen eingehen kann. Es wurden zusätzlich drei alternative Codierungs-Varianten gerechnet. Erstens wurden die Analysen ohne den Missing-Data-Dummy und ohne Einbeziehung der früheren beruflichen Stellung, d.h. mit insgesamt um die Hälfte verminderter Fallzahl, durchgeführt. Zweitens rechnet ich die Modelle auf der Basis der 652 direkt klassifizierbaren Fälle unter Einschluß eines Missing-Data-Dummy. Drittens fand ein 4-Klassen-Schema - ohne die Differenzierung der Dienstklasse - Verwendung, das vollständig auf Grundlage der (aktuellen und früheren) beruflichen Stellung (klassifizierbare Fälle: N=1207) gebildet worden war. Der oben gewählte Weg ergibt das relativ beste Abschneiden der Klassenvariablen und stellt somit den konservativsten Test der Lebensstiltypologie gegen das Klassenschema dar. In *keiner* der Varianten jedoch veränderte sich die Differenz in der Erklärungskraft der beiden Sozialstrukturkonzepte *grundlegend*. Auch gegenüber der zweitgenannten Alternativlösung erbringt die Verwendung der erweiterten Klassengrundlage nur eine geringfügig bessere Erklärungskraft der Klassendummies.

Klassen- bzw. Lebensstilzugehörigkeit sind. Durch die Gewerkschaftsmitgliedschaft und Religionszugehörigkeit soll die psychologische Mitgliedschaft in sozialen Verbänden kontrolliert werden, die in ihrer Funktion als "Identifikationskerne" sozialer Akteure deren Wahlentscheidung mitbeeinflussen (Weßels 1994).

Tabelle 5: Dummy-Variablen im Basiswahlmodell

- <i>Geschlecht</i> : weiblich / männlich
- <i>Bildungsabschluss</i> : geringer als Abitur / Abitur oder Fachabitur
- <i>Gewerkschaftsmitgliedschaft</i> : nein / ja
- <i>Religionszugehörigkeit</i> : keine sowie andere als katholisch oder evangelisch / katholisch mit hoher Kirchengangshäufigkeit ¹⁸ / katholisch mit niedriger Kirchengangshäufigkeit / evangelisch mit hoher Kirchengangshäufigkeit / evangelisch mit niedriger Kirchengangshäufigkeit
- <i>Geburtskohorten</i> : 1932-1938 / 1939-1948 / 1949-1958 / 1959-1968 / 1969-1975

Vor der Präsentation der Modellschätzungen sollen noch zwei deskriptive Befunde vorgestellt werden.

Da die Westdeutschen hier nach zwei Sozialstrukturkonzeptionen - Klassen und Lebensstilen - unterteilt werden, die vermutlich miteinander korrelieren, kann die Frage aufkommen, ob die zwei Konzepte nicht faktisch *dieselben* Gruppen erfassen. Als Antwort darauf zeigt Tabelle 6 die prozentuale Verteilung der Lebensstile über die Klassen.¹⁹

Die Tabelle macht deutlich, daß Lebensstil und Klasse nicht unabhängig voneinander sind, aber auch nicht deckungsgleich. Auffällig ist, daß in den drei Dienstklassenfraktionen von mindestens zwei Dritteln der Angehörigen Niveau-, Selbstverwirklichungs- und sportorientierte Unterhaltungsstile gelebt werden. Dabei ist der Zusammenhang der sozialen Dienstleistungsklasse mit dem Selbstverwirklichungstypus besonders markant. Stark unterrepräsentiert sind in diesen drei Klassen Integrations- und Harmoniestile. Am ehesten dem Durchschnitt entspricht die Stilverteilung

18 Unter "hoher" Kirchengangshäufigkeit wird hier ein mindestens "mehrmals jährlicher" Besuch von Gottesdiensten verstanden, unter "niedriger" ein "seltener oder nie" stattfindender Kirchenbesuch.

19 Die Prozentuierungsweise in Tabelle 6 scheint zu implizieren, daß die Klassenzugehörigkeit einen bestimmten Lebensstil nach sich zieht. Dies ist sicherlich der Fall: Berufliche Positionen sind mit materiellen Entlohnungen sowie einem spezifischen sozialen Umfeld am Arbeitsplatz verbunden, wodurch Lebensstile in spezifischer Weise ermöglicht bzw. nahegelegt werden können. Doch die Kausalität kann auch in die andere Richtung verlaufen: Die Kultivierung eines bestimmten Lebensstils kann die Chance, bestimmte Berufe zu ergreifen, erhöhen oder mindern (Bagguley 1995). Welcher Effekt dominiert, kann hier nicht beantwortet werden. Weder theoretisch noch empirisch scheint die Lebensstilsoziologie bislang zu dieser Frage fundierte Erkenntnisse präsentieren zu können.

Tabelle 6: Verteilung von Lebensstilen innerhalb der Klassen (Zeilenprozente)

	Niveau	Integrations-	Harmonie	Selbstverw.	Sportl. Unterh.	Passive Unterh.	N
Administrative Dk.	27.2	9.6	8.0	16.0	24.0	15.2	125
Experten	20.0	7.5	5.0	25.0	32.5	10.0	40
Soziale Dienstleistungen	28.9	6.7	2.2	41.1	12.2	8.9	90
Ausführ. Nichtmanuelle	18.2	12.3	22.3	15.1	5.8	26.4	292
Kleinbürgertum	22.2	15.9	19.0	17.5	9.5	15.9	63
Arbeiter	6.8	19.5	26.3	7.7	21.9	17.8	365
Missing Data	20.0	11.0	15.4	20.3	18.0	15.4	345
Durchschnitt	17.3	13.3	18.2	16.7	16.6	17.9	

Datenbasis: Wohlfahrtssurvey 1993, Westdeutschland.

bei den ausführenden Nichtmanuellen und noch mehr beim Kleinbürgertum. Doch auch hier gibt es spezifische Schwerpunkte: Überproportional viele ausführende Nichtmanuelle gehören dem passiven Unterhaltungstypus und dem Harmonietypus an; im Kleinbürgertum zeigt sich ein überdurchschnittlicher Wert beim Niveautypus. Die Arbeiter sind in den Niveau- und Selbstverwirklichungsstilen klar unterrepräsentiert, im Integrations-, Harmonie- und sportorientierten Unterhaltungstypus dagegen überdeutlich vertreten. Der Missing-Data-Dummy weist die erwartete Tendenz auf, nämlich überdurchschnittliche Werte für genau die Stile, die in den drei Dienstklassenfraktionen vorrangig anzutreffen sind. Vor dem Hintergrund einer aber generell vorzufindenden Streuung verschiedener Lebensstile über alle Klassen kann erwartet werden, daß die zwei Sozialstrukturkonzepte durchaus eigenständige Erklärungsbeiträge für die individuelle Parteipräferenz erbringen werden.

Die Tendenzen, die sich hinsichtlich der verschiedenen Parteienkontraste in den logistischen Regressionen für einzelne Lebensstiltypen oder Klassen erwarten lassen, gehen bereits aus Tabelle 7 hervor, in der die prozentualen Verteilungen der Parteiidentifikationen in den verschiedenen Gruppierungen aufgeführt sind. Das durchschnittliche Antwortverhalten aller 1320 Befragten ist der untersten Zeile zu entnehmen.

Es soll aus Platzgründen nur auf wenige Auffälligkeiten hingewiesen werden: auf den hohen Prozentsatz von Präferenten der Grünen innerhalb des Selbstverwirklichungstypus (19.1%) und der sozialen Dienstleistungsklasse (17.8%); auf den weit überdurchschnittlichen Nichtwähleranteil im passiven Unterhaltungstypus (44.9%) sowie auf die kaum vorzufindende Varianz der Nichtwähleranteile über die einzelnen Klassen; auf die überdurchschnittlichen CDU-Bindungen im Niveautypus (25.8%) sowie im Kleinbürgertum (38.1%) und der administrativen Dienstklasse (28.0%); und auf die sehr starken SPD-Präferenzen im Integrationstypus (34.1%) sowie der Arbeiterklasse (31.0%). Es bleibt der folgenden multivariaten Analyse

vorbehalten zu zeigen, ob die soeben herausgestellten Parteipräferenzen auch unter Kontrolle der Einflußfaktoren des Basiswahlmodells bestehen bleiben.

Tabelle 7: Verteilung von Parteipräferenzen in den Lebensstiltypen und Klassen (Zeilenprozente)

	SPD	CDU/ CSU	Grüne	FDP	REP	potentl. Nicht- wähler	w. n./ verwg./ andere	N
<i>Lebensstiltypen:</i>								
Niveau	22.7	25.8	8.7	4.8	0.0	26.6	11.4	229
Integration	34.1	18.8	0.6	1.7	2.3	29.5	13.1	176
Harmonie	21.3	20.8	2.1	2.5	2.9	32.1	18.3	240
Selbstverwirklichung	22.7	14.1	19.1	3.6	0.9	28.2	11.4	220
Sportl. Unterhaltung	26.0	19.6	4.1	2.7	1.4	32.4	13.7	219
Pass. Unterhaltung	16.9	8.9	7.2	0.8	3.0	44.9	18.2	236
<i>Klassen:</i>								
Administrative Dk.	18.4	28.0	3.2	3.2	0.8	34.4	12.0	125
Experten*	17.5	15.0	5.0	5.0	2.5	35.0	20.0	40
Soziale Dienstleistg.	25.6	15.6	17.8	5.6	0.0	26.7	8.9	90
Ausführ. Nichtman.	20.9	15.8	9.9	0.7	2.4	33.9	16.4	292
Kleinbürgertum	7.9	38.1	3.2	9.5	1.6	30.2	9.6	63
Arbeiter	31.0	16.2	3.6	1.1	2.7	34.5	10.9	365
Missing Data	22.6	15.4	8.1	3.8	0.9	30.1	19.2	345
Durchschnitt	23.5	18.0	7.1	2.7	1.7	32.5	14.6	1320

*Anmerkung: Die Prozentanteile und damit auch die späteren Regressionskoeffizienten bei den Experten sollten aufgrund der geringen Fallzahl nur mit Einschränkungen interpretiert werden.

Datenbasis: Wohlfahrtssurvey 1993, Westdeutschland.

3.2 Die Erklärungskraft von Klassen- und Lebensstilvariablen

Wie schon deutlich wurde, stehen sich im nun folgenden empirischen Test sechs Lebensstiltypen und sechs Klassen (plus dem Missing-Data-Dummy) gegenüber. Der Umstand, daß beide Konzepte die Sozialstruktur auf einem ähnlichen Differenzierungsniveau erfassen, kann als gute Testgrundlage angesehen werden.

Die entscheidenden Ergebnisse des Tests sind in Tabelle 8 wiedergegeben. Die Chi²-Werte messen die Veränderung der Erklärungskraft eines Modells oder einzelner Parameter gegenüber einem Vergleichsmodell unter Berücksichtigung der Freiheitsgrade (DF), die durch die marginale Veränderung der Parameterzahl im Modell bestimmt sind.

Die Modelle A1 und A2 zeigen zunächst, um wieviel sich die Devianz des lediglich die Regressionskonstante enthaltenden Nullmodells (0) reduzieren läßt, wenn die Sozialstrukturkonzepte jeweils als einzige Prädiktoren verwendet werden. Die Gesamterklärungskraft der Klassenvariablen ist

Tabelle 8: Erklärungskraft der Sozialstrukturkonzepte und anderer Variablen bei der Erklärung der Parteipräferenz in logistischen Regressionsmodellen

Modell	Vergleichsmodell	DF	CDU vs. SPD	Grüne vs. CDU	Nichtw. vs. Wahl
			(N=545) Chi ²	(N=330) Chi ²	(N=1135) Chi ²
<i>I. Gesamterklärungskraft der Sozialstrukturkonzepte:</i>					
A1 Klassen	0	6	32.7***	32.1***	4.8
A2 Lebensstiltypen	0	5	11.1**	63.4***	31.0***
<i>II. Erklärungskraft der Variablen im Basismodell:</i>					
B Basismodell	0	11	59.8***	118.7***	47.6***
B - Geschlecht	B	-1	-3.7*	-20.7***	-3.2*
B - Bildung	B	-1	-0.01	-23.4***	-3.7*
B - Gewerkschaftsmitglied	B	-1	-9.3***	-0.4	-0.2
B - Religion	B	-4	-43.4***	-34.5***	-2.9
B - Kohorte	B	-4	-3.8	-24.5***	-35.5***
<i>III. Erklärungskraft der Sozialstrukturkonzepte unter Kontrolle von Drittvariablen:</i>					
C Basismodell + Klassen	B	+6	28.4***	14.3**	4.4
D Basismodell + Lebensstile	B	+5	7.2	24.7***	17.9***
E Vollständiges Modell (Basismodell + Klassen + Lebensstiltypen):	0	22	93.9***	158.9***	68.3***
E1 E - Klassen	E	-6	-27.0***	-15.4**	-2.8
E2 E - Lebensstiltypen	E	-5	-5.8	-25.8***	-16.4***

Anmerkungen: * statistisch signifikant auf dem 10%-Niveau, ** 5%- bzw. *** 1%-Niveau. Die Chi²-Statistik mißt die durch das Modell bzw. einzelne Parameter veränderte Erklärung der Devianz gegenüber einem Vergleichsmodell. Das hier mit "0" bezeichnete Vergleichsmodell meint das Nullmodell, in dem die kontrastierten Wahlpräferenzen ausschließlich über die Randverteilungen erklärt werden.

Datenbasis: Wohlfahrtssurvey 1993, Westdeutschland.

etwa dreimal höher als die der Lebensstiltypen (ein Chi² von 32.7 gegenüber 11.1), wenn die binären Entscheidungen zwischen CDU und SPD betrachtet werden. Wägen soziale Akteure hingegen zwischen den Grünen und der CDU als Wahloptionen ab, kann die Lebensstiltypologie doppelt soviel Devianz erklären wie das Klassenschema. Noch klarer fällt der Vergleich zugunsten der Lebensstilvariablen aus, wenn es um den Kontrast von Wahlenthaltung gegenüber -teilnahme geht: die Erklärungsleistung der Klassenvariablen ist hier statistisch nicht signifikant, während sich über die

Lebensstile die Devianz auf dem 1%-Signifikanzniveau um 31.0 reduzieren läßt.

Modell B zeigt die Erklärungskraft des Basismodells (vgl. zu den Variablen Tabelle 5) sowie den Erklärungsbeitrag der einzelnen Parameter. Die Signifikanz der Parameter hängt von den binären Entscheidungsalternativen ab, die unter Betracht stehen. Gewerkschaftsmitgliedschaft ist nur im CDU/SPD-Kontrast ein wichtiger Einflußfaktor, die Religionszugehörigkeit nur dann, wenn die CDU in einen Parteienkontrast involviert ist, und die Kohortenzugehörigkeit beeinflußt maßgeblich die Entscheidung im Grüne/CDU-Kontrast sowie in der Frage des Nichtwählens. Erstaunlich ist der extrem geringe Bildungseffekt im CDU/SPD-Kontrast.²⁰ Vermutlich aufgrund der geringen Fallzahl im Vergleich zu den Modellen bei Müller (1996) sind einige Einflußgrößen statistisch nur bedingt oder gar nicht signifikant.

Von primärem Interesse sind die Modelle C bis E, in denen die Erklärungsleistung der Sozialstrukturkonzepte im multivariaten Kontext getestet wird. Modelle C und D bestätigen dabei in der Tendenz die Aussagen der Modelle A1 und A2. Die Lebensstilvariablen leisten eine statistisch hochsignifikante Devianzerklärung, wenn die Grünen eine der Entscheidungsalternativen darstellen oder wenn die Neigung zur Wahlenthaltung betrachtet wird, und schneiden in diesen Fällen deutlich besser ab als die Klassenvariablen. Erneut ist das Klassenschema im Nichtwahl-Modell nicht signifikant und erklärt im Grüne/CDU-Modell deutlich weniger als die Lebensstiltypologie (ein χ^2 -Wert von 14.3 gegenüber 24.7), ist dabei aber immerhin auf dem 5%-Niveau signifikant. Im CDU/SPD-Kontrast hingegen ist die Erklärungsleistung der Lebensstiltypen vernachlässigbar, während die des Klassenschemas statistisch hochsignifikant ist.

In den Modellen E1 und E2 wird schließlich geprüft, inwieweit Klassen und Lebensstile eine jeweils *unabhängige* Erklärungskraft in einem gemeinsamen Modell haben. Von Interesse ist vor allem der Grüne/CDU-Kontrast, da hier am deutlichsten - wie soeben gesehen - *beide* Konzepte von Einfluß sind. Die Exklusion eines der beiden Konzepte aus dem vollständigen Modell E führt zu einem Verlust an Erklärungskraft, der etwa in den in den Modellen C und D angegebenen Größenordnungen liegt (χ^2 -Werte von 25.8 vs. 24.7 für die Lebensstile bzw. 15.4 vs. 14.3 für die Klassen). Hat also hinsichtlich des Grüne/CDU-Kontrastes die Lebensstiltypologie einen eigenen Einfluß von 24.7 (Modell D), so beträgt dieser Erklärungseffekt unter Kontrolle des Klasseneinflusses 25.8 (Modell E2), d.h. die Interkorrelation der zwei Konzepte macht lediglich einen zusätzlichen gemeinsamen Erklärungsbeitrag von 1.1 aus. Dies spricht für die anhand von

²⁰ Auch die Einführung eines Interaktionseffektes zwischen Bildung und Kohortenzugehörigkeit verbessert den Erklärungsbeitrag von Bildung nur unwesentlich.

Tabelle 6 diagnostizierten separaten Erklärungsleistungen der beiden Sozialstrukturkonzeptionen.

Es soll an dieser Stelle erneut darauf hingewiesen werden, daß die nicht eindeutig einer Klasse zugewiesenen 345 Fälle des Missing-Data-Dummy die Erklärungsleistung des Klassenkonzeptes abschwächen könnten. Wenn man bedenkt, daß die vorgenommene Erweiterung der Klassengrundlage durch die früher Erwerbstätigen um 323 Fälle nur eine geringe Verbesserung des Klasseneffektes erbrachte, so ist nicht zu erwarten, daß die Zuordnung der verbleibenden 345 Fälle die Ergebnisse *grundlegend* verändern würde. Allerdings ist zu beachten, daß in der Missing-Data-Kategorie auch die Fälle enthalten sind, die im Hinblick auf den Grüne/CDU-Kontrast deutlich polarisiert wählen: nämlich die früher Erwerbstätigen aus den drei Dienstklassenfraktionen.

Bevor ich zur Interpretation dieser Ergebnisse²¹ übergehe, werden in Tabelle 9 die für die einzelnen Variablen errechneten Effektkoeffizienten dargestellt. Es handelt sich dabei um die Werte, die im vollständigen Modell E (vgl. Tabelle 8) ermittelt worden sind. Anstatt der herkömmlichen b-Koeffizienten werden Effektkoeffizienten präsentiert, weil sich anhand derer direkt der multiplikative Effekt der jeweiligen Ausprägung einer unabhängigen Variable auf das vorhergesagte Chancenverhältnis zugunsten einer der zwei Kategorien der abhängigen Variable ablesen läßt (vgl. zu einer Einführung in logistische Regressionsmodelle z.B. *Hamilton* 1992: Kap.7). Z.B. erhöht höhere Bildung (Abitur) im Vergleich zu einem einfachen Bildungsabschluß die Chance, die Grünen gegenüber der CDU zu präferieren, um das 3.09-fache in statistisch signifikantem Maß. Variablen, deren Werte mit dem Exponenten "-1" versehen worden sind, verringern die Chance, die erstgenannte Wahlalternative der zweiten vorzuziehen, entsprechend; oder in anderer Lesart: sie erhöhen die Chance der zweiten Alternative, gegenüber der ersten präferiert zu werden, um den angegebenen Faktor. Beispielsweise erhöht die Gewerkschaftsmitgliedschaft die Wahrscheinlichkeit einer SPD- gegenüber einer CDU-Präferenz um das 1.79-fache.

Auf die Variablen des Basismodells soll erneut nur sehr knapp eingegangen werden. Es zeigt sich vor allem, daß religiös stark gebundene Personen signifikant stärker der CDU zuneigen als der SPD oder den Grünen,

²¹ Nicht aufgeführt sind die Ergebnisse für den Grüne/SPD-Kontrast (N=403), die - in Analogie zum Grüne/CDU-Kontrast - eine erheblich größere Erklärungskraft der Lebensstiltypen gegenüber dem Klassenschema zeigen. Die Gesamterklärungskraft der Klassenvariablen beträgt $\chi^2 = 25.8^{***}$, die der Lebensstilvariablen 60.5^{***} . Der Erklärungsbeitrag des Klassenschemas zusätzlich zum Basismodell (Modell C) ist nicht signifikant (9.4), während der der Lebensstile 19.6^{***} ausmacht (Modell D). Die Erklärungsbeiträge im vollständigen Modell E sind letzteren erneut sehr ähnlich. Die Vorhersagekraft des Gesamtmodells liegt bei Pseudo- $R^2 = 25.08\%$.

Tabelle 9: Logistische Regressionen von Parteipräferenzen auf die Prädiktorvariablen im vollständigen Wahlmodell (Effektkoeffizienten)

	CDU vs. SPD (N=545)		Grüne vs. CDU (N=330)		Nichtw. vs. Wahl (N=1135)	
	Exp(b)	Wald	Exp(b)	Wald	Exp(b)	Wald
<i>Geschlecht:</i>						
Frauen	1		1		1	
Männer	1.41	(2.01)	1.30 ⁻¹	(0.37)	1.22 ⁻¹	(1.64)
<i>Bildung:</i>						
kein Abitur	1		1		1	
Abitur	1.16 ⁻¹	(0.32)	3.09	(8.09)***	1.02 ⁻¹	(0.02)
<i>Gewerkschaftsmitgliedschaft:</i>						
nein	1		1		1	
ja	1.79 ⁻¹	(5.25)**	1.51	(0.66)	1.06 ⁻¹	(0.15)
<i>Religionszugehörigkeit:</i>						
keine oder andere	1		1		1	
katholisch mit hoher Kirchengangshgkt.	5.96	(26.47)***	20.00 ⁻¹	(24.63)***	1.19 ⁻¹	(0.71)
katholisch mit niedriger Kirchengangshgkt.	2.21	(4.26)**	6.67 ⁻¹	(9.85)***	1.07	(0.10)
evangelisch mit hoher Kirchengangshgkt.	3.07	(9.27)***	10.00 ⁻¹	(13.85)***	1.25 ⁻¹	(0.98)
evangelisch mit niedriger Kirchengangshgkt.	1.74	(2.58)	5.00 ⁻¹	(8.85)***	1.19 ⁻¹	(0.76)
<i>Geburtskohorten:</i>						
1932-1938	1		1		1	
1939-1948	1.03 ⁻¹	(0.01)	5.50	(3.89)**	1.19	(0.58)
1949-1958	1.08 ⁻¹	(0.05)	7.97	(5.71)**	1.52	(3.46)*
1959-1968	1.18 ⁻¹	(0.27)	19.65	(11.83)***	2.45	(15.23)***
1969-1975	2.38	(3.04)*	15.99	(8.14)***	3.08	(14.84)***
<i>Klassenzugehörigkeit:</i>						
Kleinbürgertum	1		1		1	
Administrative Dienstklasse	2.56 ⁻¹	(2.42)	1.16 ⁻¹	(0.02)	1.14	(0.14)
Experten	5.56 ⁻¹	(4.46)**	1.04 ⁻¹	(0.00)	1.60	(0.98)
Soziale Dienstleistungen	5.88 ⁻¹	(7.41)***	5.48	(2.84)*	1.24 ⁻¹	(0.28)
Ausführende Nichtmanuelle	5.56 ⁻¹	(9.69)**	7.07	(4.05)**	1.02 ⁻¹	(0.00)
Arbeiter	8.33 ⁻¹	(14.59)***	1.96	(0.48)	1.03	(0.01)
Missing Data	7.14 ⁻¹	(12.40)***	5.22	(3.06)*	1.06 ⁻¹	(0.04)
<i>Lebensstiltypus:</i>						
Integrationstypus	1		1		1.63	(3.51)*
Niveautypus	1.69	(2.46)	9.16	(3.78)*	1.26	(0.97)
Harmonietypus	1.83	(3.43)*	2.03	(0.36)	1.92	(6.95)***
Selbstverwirklichungstypus	1.22	(0.28)	13.19	(5.29)**	1	
Sportorientierter Unterhaltungstypus	1.38	(0.75)	1.70	(0.21)	1.24	(0.84)
Passiver Unterhaltungstypus	1.02 ⁻¹	(0.00)	9.56	(3.81)*	2.27	(12.48)***
Konstante	1.23	(0.10)	100.00 ⁻¹	(7.93)***	3.33 ⁻¹	(9.21)***
Pseudo R ²	12.60%		40.29%		4.55%	

Anmerkungen: * statistisch signifikant auf dem 10%-Niveau, ** 5%- bzw. *** 1%-Niveau; die Wald-Statistik folgt einer χ^2 -Verteilung und entspricht dem quadrierten t-Wert des jeweiligen Koeffizienten.

Bei den Exp(b)-Werten handelt es sich um Effekt-Koeffizienten, d.h. um die entlogarithmierten b-Koeffizienten: Werte >1 erhöhen das Chancenverhältnis, die erstgenannte Partei gegenüber der zweiten zu präferieren, multiplikativ um den jeweiligen Faktor im Vergleich zu der Referenzkategorie, die den Wert 1 zugewiesen bekommt; Werte zwischen 0 und 1 verringern das Chancenverhältnis entsprechend. Letztere sind hier invertiert und mit dem Exponenten "-1" versehen worden, so daß die Chancenverhältnisse in einer einheitlichen Metrik interpretiert werden können.

Datenbasis: Wohlfahrtssurvey 1993, Westdeutschland.

wobei dies für Katholiken noch pointierter gilt als für Protestanten. Ferner erhöht sich für jüngere Geburtskohorten die Wahrscheinlichkeit einer Entscheidung zugunsten der Grünen und zu Lasten der CDU signifikant (wobei sich dieser Trend in der jüngsten Kohorte 1969-75 leicht abschwächt). Ebenso tendieren jüngere Kohorten signifikant häufiger zur Wahlenthaltung (vgl. a. *Kleinhenz* 1995: 245): Personen der Jahrgänge 1969-75 werden einer Wahl mit einer drei mal so hohen Wahrscheinlichkeit fernbleiben wie Personen der Kohorte 1932-38. Im übrigen bestätigen sich für die Variablen des Basismodells die Richtungen der Effekte, die *Müller* (1996) - der allerdings den Kontrast zwischen Nichtwählen und Wählen nicht untersucht (vgl. dazu *Falter/Schumann* 1994: 176) - in seiner Studie ermittelt; die (insignifikanten) Geschlechts- und Bildungseffekte etwa deuten in die erwartete Richtung.²²

Im Hinblick auf die Klassendummies wurde das Kleinbürgertum aufgrund seiner starken CDU-Präferenz als Referenzkategorie gewählt. Die Zugehörigkeit zu jeder anderen Klasse erhöht die Wahlchance zugunsten der SPD, wobei dies maßgeblich für die Arbeiter, die sozialen Dienstleistungen, die ausführenden Nichtmanuellen und die Experten gilt. Die administrative Dienstklasse wählt noch am ehesten wie das Kleinbürgertum. Im Grüne/CDU-Kontrast wirkt sich allein die Zugehörigkeit zur Klasse der ausführenden Nichtmanuellen oder zur sozialen Dienstleistungsklasse zugunsten der Grünen aus; die übrigen Klassen unterscheiden sich nicht sehr deutlich vom Kleinbürgertum (vgl. ähnliche Ergebnisse bei *Müller* 1996; *Pappi* 1990: 28f.).²³ Keine signifikanten Unterschiede zwischen den Klassen treten bezüglich der Wahlenthaltungswahrscheinlichkeit auf; von der Tendenz her scheint die Zugehörigkeit zur sozialen Dienstleistungsklasse eine Wahlteilnahme am wahrscheinlichsten und die zu den Experten am unwahrscheinlichsten zu machen.

Im Bereich der Lebensstile stellt der Integrationstypus - mit starken SPD-Präferenzen - die Referenzkategorie für die ersten zwei Parteikontraste dar. Demgegenüber neigen der Harmonietypus (signifikant auf dem 10%-Niveau) und der Niveautypus tendenziell der CDU zu. Im Vergleich zum Integrationstypus steigt das Chancenverhältnis zugunsten der Grünen und zu Lasten der CDU vor allem bei Angehörigen des Selbstverwirklichungs-, des passiven Unterhaltungs- und des Niveautypus signifikant an. Die Chance von Wahlenthaltungen ist am größten beim passiven Unterhal-

22 Die Insignifikanz der Geschlechtseffekte in allen drei Kontrasten sowie des Bildungseffektes im Nichtwahl-Modell kommt erst bei Einführung der Klassen- und insbesondere der Lebensstildummies in die Modelle zustande. Es liegt offenbar eine starke Korrelation zwischen Geschlecht bzw. Bildung und Lebensstil vor, die freilich schon bei der Beschreibung der Lebensstiltypen in Tabelle 1 deutlich wurde.

23 *Müller* (1996) findet auch unter den Experten eine Tendenz zu den Grünen, die hier nicht bestätigt wird. Ein Grund könnte die sehr geringe Fallzahl sein, auf die schon in Tabelle 7 hingewiesen wurde.

tungs-, Harmonie- und Integrationstypus - verglichen mit dem Selbstverwirklichungstypus, der die höchste Wahlpartizipation aufweist.

Tabelle 9 enthält für die drei logistischen Regressionen außerdem die Pseudo-R²-Werte, die das Ausmaß angeben, in dem die jeweiligen binären Wahlentscheidungen durch die im Modell enthaltenen Variablen vorhergesagt werden können.²⁴ Dieser Wert liegt im CDU/SPD-Kontrast bei 12.60% und damit nur geringfügig unter den von Müller (1996) errechneten 13.3%. Weitaus größer ist die Vorhersagefähigkeit für den - sozialstrukturell weit aus trennschärferen - Grüne/CDU-Kontrast: Pseudo-R² beträgt hier 40.29%. Insgesamt sehr schwach ist das Pseudo-R² für die Vorhersage des Nichtwählens, nämlich nur 4.55%; dieser geringe Wert ist darauf zurückzuführen, daß neben den Lebensstiltypen lediglich die Kohortenzugehörigkeit ein bedeutsamer Prädiktor ist.

3.3 Ansätze zu einer Erklärung von "Lebensstil-Cleavages" im Wahlverhalten

Der in dieser Arbeit durchgeführte Test der Erklärungskraft einer Lebensstiltypologie gegen ein Klassenschema ist in erster Linie explorativen Charakters. Es sollte untersucht werden, ob mit "neuen" Sozialstrukturkonzepten *überhaupt* individuelles Verhalten bzw. handlungssteuernde Präferenzen erklärbar sind. Als abhängige Variable wurde dabei die Parteipräferenz verwendet; ebensogut hätten auch andere abhängige Variablen (z.B. politisches Protestpotential; Einstellungen gegenüber Ausländern; o.ä.) gewählt werden können. Für den speziellen Fall der Parteipräferenz zeigte sich die Lebensstiltypologie dem Klassenschema im Hinblick auf die Wahl der Grünen und das Nichtwählen überlegen. Obwohl der empirische Test nicht hypothesengeleitet konzipiert war, stellt sich nun die Frage, *warum* das Lebensstilkonzept teilweise von beachtlicher Erklärungskraft ist.

Zunächst ist festzuhalten, daß Lebensstile im Hinblick auf das traditionelle politische Cleavage zwischen CDU und SPD keinen bedeutsamen Effekt haben, sobald andere Variablen wie Religiosität und Gewerkschaftsmitgliedschaft kontrolliert werden. In diesem Parteienkontrast spielen stattdessen nach wie vor die religiösen Bindungen und Klasseninteressen verschiedener sozialer Gruppierungen die ausschlaggebende Rolle für die Wahlentscheidung (vgl. ausführlicher Müller 1996; Pappi 1990; Weßels 1994). Dieser Umstand ist nicht verwunderlich, wenn man bedenkt, daß bereits seit der Gründungsphase der SPD und der CDU bzw. deren Vorläuferparteien die Programme dieser Parteien klassenpolitisch bzw. religiös ausgerichtet waren (Lipset/Rokkan 1967: 50). Zwar sind beide Parteien in

²⁴ Pseudo-R² (P²) ist hier definiert nach der Formel: $P^2 = 1 - (L1 / L0)$, wobei L1 den Log-Likelihood-Wert des spezifizierten Modells und L0 den Log-Likelihood-Wert des Nullmodells symbolisieren.

ihrer Konkurrenz um den Medianwähler (vgl. allgemein zum Medianwählertheorem der ökonomischen Theorie der Politik Mueller 1989: 179-193) zu "Volksparteien" geworden und haben sich in ihren faktischen Politikentwürfen einander angenähert, doch folgt ihre programmatische Rhetorik häufig noch den traditionellen Cleavages. Soweit die religiöse und die traditionelle Klassenkonfliktlinie noch in der Gesellschaft bestehen, erscheint eine entsprechende Parteiidentifikation der betroffenen sozialen Gruppen durchaus plausibel.

Welchen Stellenwert haben nun Lebensstile für das Wahlverhalten? Sie kommen offenbar nur zum Tragen, wenn es um die Entscheidung zu(un)gunsten "neuer Politik" - symbolisiert durch die Grünen - oder zu(un)gunsten einer Wahlteilnahme überhaupt geht. Eine berechtigte Frage ist dabei zunächst, ob es sich bei dem Zusammenhang von Lebensstilen und Parteipräferenzen nicht lediglich um eine Scheinkorrelation handelt. Es dürfte sich jedoch insofern nicht um ein Artefakt handeln, als andere, den Lebensstilen vorausgehende Variablen wie Kohortenzugehörigkeit und Bildung in den statistischen Modellen kontrolliert worden sind. Dennoch erscheint auf den ersten Blick die Erklärung, daß ein Wähler sich mit einer Partei identifiziert, weil diese sich - sagen wir - für den Bau besonders vieler Sportanlagen einsetzt oder weil ihr Kandidat ein Fan von Actionfilmen ist, eher unplausibel. Ein kausaler Mechanismus, der den Effekt von Freizeitverhalten oder alltagsästhetischem Geschmack auf die Wahlentscheidung expliziert, ist nur schwer vorstellbar.

Betrachtet man allerdings nicht einzelne Lebensstilkomponenten, sondern den Syndromcharakter von Lebensstilen, so könnte man argumentieren, daß Personen auch deswegen eine Partei wählen, weil eine Homologie zwischen ihrem eigenen Lebensstil und dem Parteistil besteht. So wird etwa ein Bundestagsabgeordneter der Grünen, der in Jeans und Turnschuhen ans Rednerpult tritt und von "alternativer" Politik redet, bei den Angehörigen der einzelnen Lebensstilgruppen sehr unterschiedliche Reaktionen hervorrufen. Der *Symbolgehalt* verschiedener Politikstile - besonders deutlich ausgedrückt im Grüne/CDU-Kontrast - könnte mithin über die Parteipräferenzen von Wählern unterschiedlichen Lebensstiltyps entscheiden. Dieser Erklärungsansatz stellt weniger auf einen kausalen Zusammenhang von Lebensstil und Parteipräferenz ab als auf eine korrelative Beziehung zwischen den beiden Variablen (vgl. zu solchen Argumentationsansätzen Poguntke 1989: 185-187; Bürklin/Dalton 1994: 267).

Stärker kausal könnte eine *Wertorientierungserklärung* im Sinne Ingleharts aussehen. Es ist mehrfach gezeigt worden, daß die expressive und die evaluative Dimension von Lebensstilen in engem Zusammenhang stehen können (Lüdike 1989: Kap. 5; Spellerberg 1996; einschränkend allerdings Spellerberg 1992: 31ff.): Soziale Akteure machen ihren Alltag subjektiv sinnhaft, indem sie Verhaltensweisen auf der Basis von Erwartungen und Bewertungen "planen" (Esser 1996; s.a. Frey/Stahlberg/Gollwitzer 1993)

oder auch - umgekehrt - manifestes Verhalten durch die retrospektive Konstruktion von Werthaltungen rationalisieren. Insofern ließe sich vermuten, daß hinter den in die Lebensstiltypologie eingegangenen Verhaltensindikatoren Wertorientierungen stehen, die wiederum die individuelle Parteipräferenz beeinflussen können.²⁵ Diese Erklärungsmöglichkeit soll nun in Ansätzen untersucht werden.

Die Herausbildung der Partei der Grünen muß im Hinblick auf die Wandlungstendenzen des etablierten Parteiensystems einerseits und der Sozialstruktur andererseits verstanden werden. Die oben angesprochenen zunehmende Konvergenz der Programmatik der beiden großen "Volksparteien" beim Wettbewerb um den Medianwähler ließ die Thematisierung neuer und von der Position des Medianwählers abweichender issues seitens der CDU und SPD kaum noch zu. Auf der anderen Seite bestand vor dem Hintergrund des sozialstrukturellen "Fahrstuhl-Effektes" und der damit verbundenen Wertewandeltendenzen eine Nachfrage nach von den etablierten Parteien nicht thematisierten issues, etwa im Bereich des Umweltschutzes, der Friedenssicherung und verstärkter Bürgerpartizipation in der Politik. Im Spiel von (fehlendem) Angebot und Nachfrage konnten sich die Grünen in der deutschen Parteienlandschaft etablieren (*Bürklin/Dalton* 1994: 278f.; *Inglehart* 1989: 324-360). Die Nachfrage nach solchen "neuen Politiken" wird dabei in der Literatur meist nicht als von materiellen Interessen geleitet, sondern als wertgeleitet interpretiert (vgl. im Überblick *Müller-Rommel* 1991 und *Pappi* 1991: 304f.; *Inglehart* 1989: Kap. 8-11; *Bürklin/Dalton* 1994; *Knutsen* 1995; *Knutsen/Scarborough* 1995). *Gluchowski* (1987: 30) etwa spricht vom "Entstehen einer neuen Politikdimension [...], die Wertorientierungen immer mehr zum Gegenstand politischen Verhaltens macht. Ergänzend zu den traditionellen Wählerkoalitionen der Parteien ist durch veränderte Wertorientierungen der Wählerschaft eine neue, wertbestimmte Trennungslinie entstanden, die insbesondere für das politische Verhalten jüngerer Bevölkerungssegmente an Bedeutung gewinnt."

Das von *Gluchowski* diagnostizierte "Lebensstil-Cleavage" kommt auch in den oben dargestellten Ergebnissen zum Ausdruck. Die Wahrscheinlichkeit einer Wahl der Grünen erhöht sich signifikant insbesondere für Personen des Selbstverwirklichungstypus (vgl. Tabellen 9 und 7), aber auch für solche des Niveau- und passiven Unterhaltungstypus; im Hinblick auf die Klassenzugehörigkeit gilt dies vor allem für Personen der sozialen Dienstleistungsklasse und der ausführenden Nichtmanuellen, also Gruppen, die oft dem "neuen Mittelstand" zugerechnet werden (*Müller-Rommel* 1991: 220). Ein Blick auf Tabelle 6 verdeutlicht, daß exakt die drei genannten

25 Es mag widersprüchlich erscheinen, zunächst die Typenbildung über expressive Indikatoren vorzunehmen und nun bei einer Erklärung der Parteipräferenz mit Wertorientierungen zu argumentieren. Die Argumente in Abschnitt 2.1 verlieren dadurch aber nicht an Geltung. Vielmehr wird hier deutlich, mit welcher Komplexität man bei der Verwendung von Lebensstilkonzepten zu kämpfen hat.

Lebensstile sehr hohe Anteilswerte in diesen zwei Klassen aufweisen: Angehörige der sozialen Dienstleistungsklasse führen zu 41% einen Selbstverwirklichungs- und zu 29% einen Niveaustil; der am weitesten verbreitete Stil bei den ausführenden Nichtmanuellen ist mit 26% der passive Unterhaltungstil. Da beide Sozialstrukturkonzeptionen signifikant zur Devianzaufklärung beitragen, die Lebensstiltypologie aber einen größeren Erklärungsbeitrag leistet als das Klassenschema (vgl. Tabelle 8), ließe sich folgern, daß ein und dieselben Personen einerseits aus Klasseninteressen, andererseits in noch stärkerem Maß aufgrund ihrer Wertorientierungen die Partei der Grünen befürworten bzw. ablehnen. Interessanterweise argumentieren Vertreter beider theoretischen Positionen mit *Entfaltungsinteressen* bestimmter sozialstrukturell verankerter Gruppen: *Müller* (1996) vertritt die Auffassung, daß das *Interesse* an professionaler Autonomie und geringer bürokratischer Reglementierung Angehörige der sozialen Dienstleistungen und Experten zur Wahl der Grünen veranlaßt²⁶, während etwa *Gluchowski* (1991) die Entfaltungsorientierung im Sinne von Selbstverwirklichungswerten bei postmaterialistischen Lebensstilgruppen für die Präferenz der Grünen verantwortlich macht. Möglicherweise spielen sowohl ein materielles als auch ein ideelles Interesse bei der Wahl der Grünen - interpretiert als Partei des "neuen Liberalismus" - eine Rolle: Entfaltung im Beruf einerseits und Entfaltung im Alltag durch höhere Lebensqualität andererseits.

Inwieweit nun tatsächlich Wertorientierungen hinter den auf Performanzbasis ermittelten Lebensstilen stehen, wird im folgenden zu prüfen versucht. Dazu wurde der *Inglehart-Index*²⁷ in Form der Dummy-Variablen "Postmaterialist", "Materialist" und "Mischtyp" in die Wahlmodelle aufgenommen. Tabelle 10 zeigt die wesentlichen Resultate.

Zunächst zeigt Modell E1, daß der *Inglehart-Index* innerhalb des vollständigen Wahlmodells einen substantiell und statistisch signifikanten Teil der Devianz reduziert, und zwar sowohl im CDU/SPD- als auch im Grüne/CDU-Kontrast. Die Modelle E3 und E4, in denen der jeweilige Erklärungsbeitrag der Klassen und Lebensstile im Vergleich zum nun erweiterten Modell E untersucht wird, machen aber deutlich, daß der *Inglehart-*

26 Auch *Alber* (1989: 197-203) erwähnt ähnlich gelagerte Konfliktlinien im Rahmen seiner theoretischen Spekulationen für strukturelle Interessen bei Wählern der Grünen, nämlich zum einen den Konflikt um Wirtschaftswachstum vs. Lebensqualität, zum anderen den um öffentliche Kontrolle vs. Autonomie von Professionen.

27 Die Befragten wurden gebeten, die folgenden vier politischen Ziele in eine Rangfolge zu bringen: (a) Aufrechterhaltung von Ruhe und Ordnung im Land; (b) mehr Einfluß der Bürger auf die Entscheidungen der Regierung; (c) Kampf gegen die steigenden Preise; (d) Schutz des Rechts auf freie Meinungsäußerung. Die items (a) und (c) stellen dabei Indikatoren für materialistische und die items (b) und (d) für postmaterialistische Wertorientierungen dar. Werden von einem Befragten die materialistischen [postmaterialistischen] Indikatoren an erster und zweiter Stelle genannt, wird er als Materialist [Postmaterialist] eingestuft; ist dies nicht der Fall, gilt er als Mischtyp.

Tabelle 10: Erklärungskraft der Sozialstrukturkonzepte unter Einfluß von Wertorientierungen bzw. politischem Interesse bei der Erklärung der Parteipräferenz in logistischen Regressionsmodellen

Modell	Vergleichsmodell	DF	CDU vs. SPD	Grüne vs. CDU	Nichtw. vs. Wahl
			(N=541) Chi ²	(N=328) Chi ²	(N=1135) Chi ²
E	Vollständiges Modell (Basismodell inkl. Wertorientierungen/pol. Interesse + Klassen + Lebensstiltypen):				
	(inkl. Wertorientierungen)	0	24	111.8***	171.7***
	(inkl. politisches Interesse)	0	23		84.5***
E1	E - Wertorientierungen	E	-2	-18.6***	-14.0***
E2	E - Politisches Interesse	E	-1		-16.2***
E3	E - Klassen (in Klammern: Chi ² aus Tabelle 8)	E	-6	-24.1*** (-27.0***)	-13.3** (-15.4**)
E4	E - Lebensstile (in Klammern: Chi ² aus Tabelle 8)	E	-5	-7.5 (-5.8)	-22.8*** (-25.8***)
					-9.7* (-16.4***)

Anmerkungen: * statistisch signifikant auf dem 10%-Niveau, ** 5%- bzw. *** 1%-Niveau. Die Chi²-Statistik mißt die durch das Modell bzw. einzelne Parameter veränderte Erklärung der Devianz gegenüber einem Vergleichsmodell. Das hier mit "0" bezeichnete Vergleichsmodell meint das Nullmodell, in dem die kontrastierten Wahlpräferenzen ausschließlich über die Randverteilungen erklärt werden.

Datenbasis: Wohlfahrtssurvey 1993, Westdeutschland.

Index einen Erklärungsbeitrag *zusätzlich und weitgehend unabhängig* von der Klassen- und Lebensstilzugehörigkeit liefert. Würde er Wertorientierungen abbilden, die lediglich die evaluativen Entsprechungen der manifesten Lebensstile sind, so wäre zu erwarten gewesen, daß die Erklärungskraft der Lebensstilvariablen (Modell E4) im Vergleich mit Modell E2 aus Tabelle 8 erheblich zurückgeht. Dies ist aber nicht der Fall: Im Grüne/CDU-Kontrast sinkt der Chi²-Wert von 25.8 auf 22.8, im CDU/SPD-Kontrast steigt er sogar von 5.8 auf 7.5.²⁸ Ebensovienig vermag der *Inglehart*-Index die Klasseneffekte signifikant zu vermindern (Modell E3). Betrachtet man die Regressionskoeffizienten - hier nicht abgebildet -, so zeigt sich, daß der Einfluß des *Inglehart*-Index im vollständigen Wahlmodell keine linearen Verschiebungen der Effekte aller Lebensstildummies in eine Richtung (hin zur Referenzkategorie) mit sich bringt; die Koeffizienten verringern sich stattdessen für einige Lebensstiltypen und vergrößern sich für andere in nicht allzu bedeutsamen Ausmaß. Für den Index selbst gilt, daß postmaterialistisch eingestellte Personen wie auch Mischtypen - verglichen mit Ma-

28 Offensichtlich wurde hier durch die Kontrolle von Wertorientierungen ein zunächst "verdeckter" Lebensstileffekt verstärkt.

terialisten - signifikant stärker die Grünen und die SPD der CDU vorziehen (vgl. auch *Bürklin/Dalton* 1994; *Inglehart* 1989: Kap. 8).

Die oben vorgeschlagene Wertorientierungserklärung kann also vorläufig nicht bestätigt werden. Die Tatsache, daß der *Inglehart*-Index offensichtlich keine mit den Lebensstilen in Korrespondenz stehenden Wertorientierungen erfaßt, bedeutet aber nicht, daß dieser Erklärungsansatz gänzlich verworfen werden muß. Es sind andere, vielleicht spezifischere Wertorientierungen denkbar, die mit den Lebensstilen korrelieren und die Wahl der Grünen maßgeblich beeinflussen könnten, die sich aber nicht über den *Inglehart*'schen Postmaterialismus-Index²⁹ modellieren lassen. Dieser Frage kann anhand der im Wohlfahrtssurvey 1993 erhobenen Wertorientierungen weiter nachgegangen werden, doch kann dies im Rahmen der vorliegenden Arbeit nicht mehr geschehen.

In der Frage des Nichtwählens ist ebenfalls eine Parallele zu den Befunden *Gluchowskis* (1987; 1991) zu erkennen. Der von ihm empirisch auf Basis von Wertorientierungsvariablen gewonnene Typus des "unauffälligen, eher passiven Arbeitnehmers" korrespondiert in den Beschreibungen des Lebensstiles und der sozialen Lage eng mit dem von mir ermittelten passiven Unterhaltungstypus. In beiden Fällen handelt es sich dabei um politisch eher desinteressierte Akteure mit starken Neigungen zur Wahlenthaltung (vgl. Tabellen 9 und 7).³⁰ Neben dem passiven Unterhaltungstypus enthält sich auch der Harmonie- und tendenziell der Integrationstypus stärker der Wahl als die übrigen Gruppen (Tabelle 9). Interessanterweise gehören den zwei ersten Lebensstiltypen gerade diejenigen Personen an, für die in den Faktorenanalysen bezüglich ihrer Zeitungslektüre eine ausgeprägte Distanz zu politischer Bildung erkennbar wurde (vgl. Tabelle 1c und f). Es handelt sich um stark heimzentrierte und in ihrer Freizeit oft inaktive Gruppen mit relativ hohen Hausfrauenanteilen (19% bzw. 32%), die möglicherweise "rational uninformed" sind, weil sie den Wahlausgang als für sich selbst wenig konsequenzenreich einschätzen.

Statt des *Inglehart*-Indexes, der im Nichtwahl-Modell keinen signifikanten Erklärungsbeitrag liefert (s.a. *Kleinhenz* 1995: 123ff., 239), wird in

29 Der *Inglehart*-Index mißt auf der Ebene der Indikatoren Einstellungen zu ausgewählten politischen Zielen. Verständlicherweise erbringt er in den Wahlmodellen einen signifikanten Erklärungsbeitrag, zumal die politischen Parteien unterschiedliche Positionen zur Bekämpfung der steigenden Preise, Aufrechterhaltung von Ruhe und Ordnung, Partizipationsmöglichkeiten der Bürger und dem Ausmaß der Meinungsfreiheit einnehmen. Dem entsprechend überrascht es nicht, daß Variablen des alltagsästhetischen Geschmacks (wie sie vornehmlich in die Lebensstiltypenbildung eingegangen sind) nicht deckungsgleich mit diesen Einstellungstems sind.

30 *Gluchowski* findet anders als ich auch unter seinen postmaterialistisch geprägten Lebensstilgruppen hohe Nichtwahlpräferenzen, die in dem von mir ermittelten und hinsichtlich des Lebensstils vergleichbaren Selbstverwirklichungstypus nicht anzutreffen sind; dieser ist ganz im Gegenteil der Typus mit der höchsten Wahlpartizipation.

diesem Modell eine Dummy-Variable für das politische Interesse³¹ verwendet, um zu überprüfen, ob die Tendenz der genannten Lebensstilgruppen zur Wahlenthaltung maßgeblich über den Grad politischer Interessiertheit vermittelt ist (vgl. Tabelle 10). Modell E2 verdeutlicht die Stärke der Erklärungsleistung des politischen Interesses für das Nichtwählen im vollständigen Wahlmodell. Interessanter noch ist Modell E4, in dem sich zeigt, daß die Erklärungskraft der Lebensstilvariablen von einem Chi²-Wert von 16.4*** auf 9.7* reduziert wird, wenn man das politische Interesse im Wahlmodell kontrolliert. Ein Blick auf die Effektkoeffizienten - nicht dargestellt - zeigt eine Verringerung der Effekte für den passiven Unterhaltungs-, den Harmonie- wie auch den Integrationstypus und damit eine Annäherung dieser Gruppen an die Referenzkategorie des Selbstverwirklichungstypus. Auch ist der Abstand dieser drei Typen zur Referenzkategorie - unter Heranziehung der Wald-Statistik - statistisch bei weitem nicht mehr derart signifikant, wie dies in Tabelle 9 der Fall war. Ein beträchtlicher Teil der Erklärungsleistung der manifesten Lebensstile, genauer gesagt knapp die Hälfte, ist also über das politische Interesse der einzelnen Stiltypen vermittelt. Man kann vermuten, daß insbesondere das in die Typenbildung eingegangene Interesse bei der Zeitungslektüre und die Dimension "häuslicher vs. außerhäuslicher Aktionsradius" (Spellerberg 1996: 122) für die Verschränkung von Lebensstil und politischem Interesse ausschlaggebend sind.³²

Was bei der Erklärung der Wahl der Grünen bisher nicht gelang, ist also im Fall des Nichtwählens möglich: die Angabe eines kausalen Mechanismus, der die Beziehung von Lebensstil und Wahlverhalten expliziert. Die Befunde von Falter/Schumann (1994) und Kleinhenz (1995) können demnach folgendermaßen ergänzt werden: das politische Interesse ist nicht nur eine der wichtigsten Determinanten für die Wahlenthaltung, sondern ein geringes politisches Interesse ist oft sozialstrukturell in heimzentrierten und eher inaktiven Lebensstilen verankert.

31 Gefragt wurde: "Wie stark interessieren Sie sich für Politik?" 37% der Befragten antworteten mit "sehr stark" oder "stark" (gegenüber "mittel", "wenig" oder "überhaupt nicht"); für diese zwei Antwortreaktionen wurde bei der Dummy-Variable "politisches Interesse" eine 1 vergeben.

32 Es erscheint plausibel, daß Personen mit geringem politischen Interesse sich mit einer geringeren Wahrscheinlichkeit mit einer politischen Partei identifizieren. Das politische Interesse ist aber auch einer der stärksten Prädiktoren für eine Wahlenthaltung (Falter/Schumann 1994; Kleinhenz 1995). Über diese Zusammenhänge wird die oben getroffene Annahme einer Korrespondenz der Nichtidentifikation mit einer Partei und der Neigung zum Nichtwählen bestärkt.

4 Schluß

In der vorliegenden Arbeit wurden Lebensstile als "neues" Konzept der Sozialstrukturanalyse auf ihren empirischen Erklärungsgehalt hin untersucht. Auf der Basis neuerer Daten und unter Verwendung von Verhaltens- und Geschmacksvariablen wurde empirisch eine Lebensstiltypologie für Westdeutschland ermittelt. Dabei konnte die von Schulze (1992) identifizierte Milieustruktur bestätigt werden. Die Lebensstiltypologie wurde als unabhängige Variable in einem Wahlmodell gegen eine modifizierte Version des Goldthorpe'schen Klassenschemas getestet, wobei sie sich dem Klassenkonzept bei der Erklärung der Grünen- und Nichtwahlpräferenzen, nicht aber bei der des traditionellen Klassen-Cleavage, symbolisiert durch den CDU/SPD-Kontrast, überlegen zeigte. Es existiert demnach in Westdeutschland ein "Lebensstil-Cleavage" hinsichtlich "neuerer" Trends im Wahlverhalten, nämlich der Wahl der Grünen und der Wahlenthaltung. Die Frage, warum manche Lebensstilgruppen die Grünen eher wählen als andere, kann hier nicht abschließend beantwortet werden. Eine mögliche Erklärung ist die einer Korrespondenz von Lebensstil und Parteistil, eine andere die einer Vermittlung von Lebensstil und Parteipräferenz über Wertorientierungen. Unter Zuhilfenahme des Inglehart-Index konnte jedoch letztere Erklärung nicht bestätigt werden, so daß allenfalls spezifische Wertdimensionen hinter der Erklärungsleistung der Lebensstiltypologie stehen könnten. Bei der Frage nach dem Kausalmechanismus im Fall des Nichtwählens konnte dagegen gezeigt werden, daß das politische Interesse einen erheblichen Teil der Erklärungskraft der Lebensstile bindet. Häusliche und in ihrer Freizeit inaktive Personen neigen demnach verstärkt zur Wahlenthaltung.

Als Hauptergebnis bleibt festzuhalten: Die Konzeptualisierung der Sozialstruktur anhand von Lebensstilen hat sich in diesem ersten empirischen Test als erklärungskräftig erwiesen. Gleichzeitig wird aber deutlich, daß die Erklärungsleistung von dem abhängt, was erklärt werden soll: im Hinblick auf das traditionelle politische Cleavage zwischen CDU und SPD liefert die Kenntnis des Lebensstils einer Person keine signifikante Erkenntnis bei der Vorhersage der Wahlentscheidung. Stattdessen ist bei dieser Wahloption noch immer die Stellung im Klassenkonflikt der bedeutsamere sozialstrukturelle Indikator. Interessant und notwendig wäre es, in weiteren empirischen Studien ähnliche Tests von Sozialstrukturkonzeptionen bei Verwendung anderer abhängiger Variablen durchzuführen. Nur dann läßt sich ermitteln, ob das Lebensstilkonzept über weite Bereiche sozialer Phänomene hinweg ähnlich differenzierungsfähig und erklärungskräftig ist wie herkömmliche Sozialstrukturkonzepte.

Die vorliegende Untersuchung hat auch verdeutlicht, daß es dem Lebensstilkonzept noch stark an theoretischer Systematisierung mangelt. Dies gilt bei der Betrachtung von Lebensstilen als Explanandum wie auch als

Explanans. Ein Ansatz für eine Theorie der Lebensstilkonstituierung ist oben mit Hilfe des Konzeptes sozialer Produktionsfunktionen aufgezeigt worden. Insbesondere gilt es aber eine allgemeine Theorie zu entwickeln, die einen Mechanismus der Verhaltenssteuerung durch Lebensstile expliziert. Dabei wäre erneut eine Auseinandersetzung mit der Frage zu suchen, welcher Stellenwert Wertorientierungen und welcher expressivem Verhalten zukommt. Das Vorhandensein solch einer Theorie würde eine Erklärung des Zusammenhangs von Lebensstil und Präferenz der Grünen wesentlich erleichtern.

Daneben sollte auch empirisch untersucht werden, welche Dimensionen empirisch ermittelter Lebensstiltypen am stärksten für die Erklärungskraft des gesamten Lebensstilsyndroms sorgen (vgl. dazu den Ansatz von Georg 1996: 174): Sind es die alltagsästhetischen Schemata, die Freizeitbeschäftigungen oder die Stilisierungen durch Kleidung und Wohnungseinrichtung? Zum einen könnte eine diesbezügliche Erkenntnis theoretische Erklärungen - z. B. der Parteipräferenz - einfacher machen, zum anderen ist auf mittlere Sicht eine Vereinfachung der Erhebung von Lebensstilen durch eine Reduzierung der abgefragten Items anstrebenswert. Die Leistungsfähigkeit des Lebensstilkonzeptes kann nur dann wirklich unter Beweis gestellt werden, wenn verschiedene Forscher mit gleichen Typologien arbeiten, anstatt auf der Grundlage langer Item-Batterien in jeder Studie operational voneinander abweichende Lebensstiltypen zu bilden. Ein Ansatzpunkt dafür könnte die offenbar relativ einfache Positionierung von Personen entlang der drei von Schulze (1992) identifizierten alltagsästhetischen Schemata sein: Wenn man vom Musikgeschmack einer Person (Nähe und Distanz zum Hochkultur-, Trivial- und Spannungsschema) auf deren Fernseh- und Literaturpräferenzen schließen kann, dann könnte man dieselbe Information mit drei anstatt 38 Fragebogenitems erfassen. Einer Etablierung des Lebensstilkonzeptes in der empirischen Sozialforschung und der Sozialstrukturanalyse wären Grundlagenuntersuchungen solcher Art sicherlich zuträglich.

Literatur

- Alber, Jens (1989): "Modernization, Cleavage Structures, and the Rise of Green Parties and Lists in Europe." In: Müller-Rommel, Ferdinand (Hrsg.): *New Politics in Western Europe. The Rise and Success of Green Parties and Alternative Lists*. Boulder: Westview, 195-210.
- Bagguley, Paul (1995): "Middle-Class Radicalism revisited." In: Butler, Tim und Savage, Mike (Hrsg.): *Social Change and the Middle Classes*. London: UCL Press, 293-309.
- Beck, Ulrich (1983): "Jenseits von Stand und Klasse? Soziale Ungleichheiten, gesellschaftliche Individualisierungsprozesse und die Entstehung neuer sozialer Formationen und Identitäten." In: Kreckel, Reinhard (Hrsg.): *Soziale Ungleichheiten. Soziale Welt, Sonderband 2*. Göttingen: Schwartz, 35-74.
- Beck, Ulrich (1986): *Risikogesellschaft. Auf dem Weg in eine andere Moderne*. Frankfurt a.M.: Suhrkamp.

- Becker, Gary S. (1965): "A Theory of the Allocation of Time." *Economic Journal* 75, 493-517.
- Becker, Ulrich und Nowak, Horst (1982): "Lebensweltanalyse als neue Perspektive der Meinungs- und Marketingforschung. Bericht über die Entwicklung eines anwendungsorientierten Forschungsprogramms." *E.S.O.M.A.R. Kongreß*, Bd.2, 247-267.
- Becker, Ulrich; Becker, Horst und Ruhland, Walter (1992): *Zwischen Angst und Aufbruch. Das Lebensgefühl der Deutschen in Ost und West nach der Wiedervereinigung*. Düsseldorf u.a.: Econ.
- Berger, Peter A. (1994): "Soziale Ungleichheiten und sozio-kulturelle Milieus. Die neuere Sozialstrukturforschung 'zwischen Bewußtsein und Sein'. Rezensionessay." *Berliner Journal für Soziologie* 2, 249-264.
- Blasius, Jörg und Georg, Werner (1992): "Clusteranalyse und Korrespondenzanalyse in der Lebensstilforschung - ein Vergleich am Beispiel der Wohnungseinrichtung." *ZA-Information* 30, 112-133.
- Blasius, Jörg und Winkler, Joachim (1989): "Gibt es die 'feinen Unterschiede'? Eine empirische Überprüfung der Bourdieuschen Theorie." *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 41, 72-94.
- Bortz, Jürgen (1993): *Statistik für Sozialwissenschaftler*. 4. Auflage. Berlin u.a.: Springer.
- Bourdieu, Pierre (1982): *Die feinen Unterschiede. Kritik der gesellschaftlichen Urteilskraft*. Frankfurt a.M.: Suhrkamp.
- Bürklin, Wilhelm und Dalton, Russell J. (1994): "Das Ergrauen der Grünen." In: Klingemann, Hans-Dieter und Kaase, Max (Hrsg.): *Wahlen und Wähler. Analysen aus Anlaß der Bundestagswahl 1990*. Opladen: Westdeutscher Verlag, 264-302.
- Dalton, Russell J. und Rohrschneider, Robert (1990): "Wählerwandel und die Abschwächung der Parteineigungen von 1972 bis 1987." In: Kaase, Max und Klingemann, Hans-Dieter (Hrsg.): *Wahlen und Wähler. Analysen aus Anlaß der Bundestagswahl 1987*. Opladen: Westdeutscher Verlag, 297-324.
- De Graaf, Nan Dirk und Steijn, Bram (1996): *The Service Class in a Post-Industrial Society. Attitudes and Behaviour of the Social and Cultural Specialists in the Public Sector*. Paper presented at the RC28 Meeting of the International Sociological Association in Stockholm.
- Diewald, Martin (1990): *Von Klassen und Schichten zu Lebensstilen - Ein neues Paradigma für die empirische Sozialforschung?* Arbeitspapier P 90-105. Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung.
- Erikson, Robert und Goldthorpe, John H. (1992): *The Constant Flux. A Study of Class Mobility in Industrial Societies*. Oxford: Clarendon.
- Esser, Hartmut (1996): "Die Definition der Situation." *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 48, 1-34.
- Falter, Jürgen W. und Schumann, Siegfried (1994): "Der Nichtwähler - das unbekannte Wesen." In: Klingemann, H.-D. und Kaase, M. (Hrsg.): *Wahlen und Wähler. Analysen aus Anlaß der Bundestagswahl 1990*. Opladen: Westdeutscher Verlag, 161-213.
- Frey, Dieter; Stahlberg, Dagmar und Gollwitzer, Peter M. (1993): "Einstellung und Verhalten: Die Theorie des überlegten Handelns und die Theorie des geplanten Verhaltens." In: Frey, Dieter und Irle, Martin (Hrsg.): *Theorien der Sozialpsychologie. Band I: Kognitive Theorien*. 2. Auflage. Bern: Huber, 361-398.
- Fuchs, Dieter und Kühnel, Steffen (1994): "Wählen als rationales Handeln: Anmerkungen zum Nutzen des Rational-Choice-Ansatzes in der empirischen Wahlforschung." In: Klingemann, Hans-Dieter und Kaase, Max (Hrsg.): *Wahlen und Wähler. Analysen aus Anlaß der Bundestagswahl 1990*. Opladen: Westdeutscher Verlag, 305-364.
- Georg, Werner (1996): "Zur quantitativen Untersuchung des Zusammenhangs von Lebensstilen und sozialer Ungleichheit." In: Schwenk, Otto G. (Hrsg.): *Lebensstil zwischen Sozialstrukturanalyse und Kulturwissenschaft*. Opladen: Leske + Budrich, 165-182.
- Gluchowski, Peter (1987): "Lebensstile und Wandel der Wählerschaft in der Bundesrepublik Deutschland." *Aus Politik und Zeitgeschichte* B12, 18-32.

- Gluchowski, Peter (1991): "Lebensstile und Wählerverhalten." In: Veen, Hans-Joachim und Noelle-Neumann, Elisabeth (Hrsg.): *Wählerverhalten im Wandel: Bestimmungsgründe und politisch-kulturelle Trends am Beispiel der Bundestagswahl 1987*. Paderborn: Schöningh, 209-244.
- Hamilton, Lawrence C. (1992): *Regression with Graphics. A Second Course in Applied Statistics*. Belmont: Wadsworth.
- Heitmeyer, Wilhelm; Collmann, Birgit; Conrads, Jutta; Matuschek, Ingo; Kraul, Dietmar; Kühnel, Wolfgang; Möller, Renate und Ulbrich-Hermann, Matthias (1995): *Gewalt. Schattenseiten der Individualisierung bei Jugendlichen aus unterschiedlichen Milieus*. Weinheim/München: Juventa.
- Herz, Thomas A. (1987): "Werte, sozio-politische Konflikte und Generationen. Eine Überprüfung der Theorie des Postmaterialismus." *Zeitschrift für Soziologie* 16, 56-69.
- Hradil, Stefan (1987): *Sozialstrukturanalyse in einer fortgeschrittenen Gesellschaft. Von Klassen und Schichten zu Lagen und Milieus*. Opladen: Leske + Budrich.
- Hradil, Stefan (1992a): "Alte Begriffe und neue Strukturen. Die Milieu-, Subkultur- und Lebensstilforschung der 80er Jahre." In: ders. (Hrsg.): *Zwischen Bewußtsein und Sein. Die Vermittlung "objektiver" Lebensbedingungen und "subjektiver" Lebensweisen*. Opladen: Leske + Budrich, 15-55.
- Hradil, Stefan (1992b): "Soziale Milieus und ihre empirische Untersuchung." In: Glatzer, Wolfgang (Hrsg.): *Entwicklungstendenzen der Sozialstruktur. Soziale Indikatoren XV*. Frankfurt a.M.; New York: Campus, 6-35.
- Inglehart, Ronald (1989): *Kultureller Umbruch. Wertwandel in der westlichen Welt*. Frankfurt a.M.; New York: Campus.
- Kleinhenz, Thomas (1995): *Die Nichtwähler. Ursachen der sinkenden Wahlbeteiligung in Deutschland*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Knutsen, Oddbjørn (1995): "Party Choice." In: Van Deth, Jan W. und Scarbrough, Elinor (Hrsg.): *The Impact of Values. Beliefs in Government, Volume Four*. Oxford: Oxford University Press, 461-491.
- Knutsen, Oddbjørn und Scarbrough, Elinor (1995): "Cleavage Politics." In: Van Deth, Jan W. und Scarbrough, Elinor (Hrsg.): *The Impact of Values. Beliefs in Government, Volume Four*. Oxford: Oxford University Press, 492-523.
- Kühnel, Steffen M. und Terwey, Michael (1990): "Einflüsse sozialer Konfliktlinien auf das Wahlverhalten im gegenwärtigen Vierparteiensystem der Bundesrepublik." In: Müller, Walter; Mohler, Peter P.; Erbslöh, Barbara und Wasmer, Martina (Hrsg.): *Blickpunkt Gesellschaft. Einstellungen und Verhalten der Bundesbürger*. Opladen: Westdeutscher Verlag, 63-94.
- Kurz, Karin (1996): *Vorschlag zu einem möglichen Schwerpunkt 'Lebensstile und soziale Milieus' im ALLBUS 1998*. ZUMA, Abteilung ALLBUS. Mannheim.
- Lindenberg, Siegwart (1990): "Rationalität und Kultur. Die verhaltenstheoretische Basis des Einflusses von Kultur auf Transaktionen." In: Haferkamp, Hans (Hrsg.): *Sozialstruktur und Kultur*. Frankfurt a.M.: Suhrkamp, 249-287.
- Lipset, Seymour Martin und Rokkan, Stein (1967): "Cleavage Structures, Party Systems, and Voter Alignments: An Introduction." In: dies. (Hrsg.): *Party Systems and Voter Alignments. Cross-National Perspectives*. New York: The Free Press, 1-64.
- Lüdtké, Hartmut (1989): *Expressive Ungleichheit. Zur Soziologie der Lebensstile*. Opladen: Leske + Budrich.
- Lüdtké, Hartmut (1990): "Lebensstile als Dimension handlungsproduzierter Ungleichheit. Eine Anwendung des Rational-Choice-Ansatzes." In: Berger, Peter A. und Hradil, Stefan (Hrsg.): *Lebenslagen, Lebensläufe, Lebensstile. Soziale Welt, Sonderband 7*. Göttingen: Schwartz, 433-454.
- Lüdtké, Hartmut (1996): "Methodenprobleme der Lebensstilforschung. Probleme des Vergleichs empirischer Lebensstiltypologien und der Identifikation von Stilpionieren." In: Schwenk, Otto G. (Hrsg.): *Lebensstil zwischen Sozialstrukturanalyse und Kulturwissenschaft*. Opladen: Leske + Budrich, 139-163.

- Mueller, Dennis C. (1989): *Public Choice II. A Revised Edition of 'Public Choice'*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Müller, Hans-Peter (1989): "Lebensstile. Ein neues Paradigma der Differenzierungs- und Ungleichheitsforschung?" *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 41, 53-71.
- Müller, Walter (1996): *Class Cleavages in Party Preferences in Germany: Old and New*. Unveröff. Manuskript, Universität Mannheim. Erscheint in: Evans, Geoffrey (Hrsg.) (1998): *The End of Class Politics? Class Voting in Comparative Context*. Oxford: Oxford University Press.
- Müller-Rommel, Ferdinand (1991): "Grüne Parteien." In: Nohlen, Dieter (Hrsg.): *Wörterbuch Staat und Politik*. Bonn: Bundeszentrale für Politische Bildung, 218-222.
- Norušis, M.J. (1992): *SPSS for Windows. Professional Statistics. Release 5 (Manual)*. Chicago: SPSS Inc.
- Pappi, Franz Urban und Pappi, Ingeborg (1978): "Sozialer Status und Konsumstil. Eine Fallstudie zur Wohnzimmereinrichtung." *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 30, 87-115.
- Pappi, Franz Urban (1990): "Klassenstruktur und Wahlverhalten im sozialen Wandel." In: Kaase, Max und Klingemann, Hans-Dieter (Hrsg.): *Wahlen und Wähler. Analysen aus Anlaß der Bundestagswahl 1987*. Opladen: Westdeutscher Verlag, 15-30.
- Pappi, Franz Urban (1991): "Konfliktlinien." In: Nohlen, Dieter (Hrsg.): *Wörterbuch Staat und Politik*. Bonn: Bundeszentrale für Politische Bildung, 301-306.
- Poguntke, Thomas (1989): "The 'New Politics Dimension' in European Green Parties." In: Müller-Rommel, Ferdinand (Hrsg.): *New Politics in Western Europe. The Rise and Success of Green Parties and Alternative Lists*. Boulder: Westview, 175-194.
- Schnell, Rainer und Kohler, Ulrich (1995): "Empirische Untersuchung einer Individualisierungshypothese am Beispiel der Parteipräferenz von 1953-1992." *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 47, 635-657.
- Schulze, Gerhard (1992): *Die Erlebnisgesellschaft. Kultursoziologie der Gegenwart*. Frankfurt a.M./New York: Campus.
- SINUS (o.J.): *SINUS Lebensweltforschung. Ein kreatives Konzept*. Heidelberg.
- SINUS (1992): *Lebensweltforschung und Soziale Milieus in West- und Ostdeutschland*. Heidelberg.
- Spellerberg, Annette (1992): *Freizeitverhalten, Werte, Orientierungen. Empirische Analysen zu Elementen von Lebensstilen*. Arbeitspapier P 92-101. Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung.
- Spellerberg, Annette (1993): *Lebensstile im Wohlfahrtssurvey 1993. Dokumentation zum Konzept und zur Entwicklung des Fragebogens*. Hektographiertes Manuskript. Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung.
- Spellerberg, Annette (1994a): *Alltagskultur in Ost- und Westdeutschland. Unterschiede und Gemeinsamkeiten*. Arbeitspapier P 94-101. Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung.
- Spellerberg, Annette (1994b): *Lebensstile in West- und Ostdeutschland. Verteilung und Differenzierung nach sozialstrukturellen Merkmalen*. Arbeitspapier P 94-105. Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung.
- Spellerberg, Annette (1996): *Soziale Differenzierung durch Lebensstile. Eine empirische Untersuchung zur Lebensqualität in West- und Ostdeutschland*. Dissertation. Berlin.
- Stahlberg, Dagmar; Osnabrügge, Gabriele und Frey, Dieter (1985): "Die Theorie des Selbstwerteschutzes und der Selbstwerterhöhung." In: Frey, Dieter und Irle, Martin (Hrsg.): *Theorien der Sozialpsychologie. Band III: Motivations- und Informationsverarbeitungstheorien*. Bern: Huber, 79-124.
- Stigler, George J. und Becker, Gary S. (1977): "De Gustibus non est Disputandum." *American Economic Review* 67, 76-90.
- Swann, William B., Jr. (1990): "To be adored or to be known? The Interplay of Self-Enhancement and Self-Verification." In: Sorrentino, R. M. und Higgins, E. T. (Hrsg.):

Handbook of Motivation and Cognition: Foundations of Social Behavior. Vol. 2. New York: Guilford, 408-448.

Vester, Michael; von Oertzen, Peter; Geiling, Heiko; Hermann, Thomas und Müller, Dagmar (1993): *Soziale Milieus im gesellschaftlichen Strukturwandel. Zwischen Integration und Ausgrenzung.* Köln: Bund.

Weßels, Bernhard (1994): "Gruppenbindung und rationale Faktoren als Determinanten der Wahlentscheidung in Ost- und Westdeutschland." In: Klingemann, Hans-Dieter und Kaase, Max (Hrsg.): *Wahlen und Wähler. Analysen aus Anlaß der Bundestagswahl 1990.* Opladen: Westdeutscher Verlag, 123-157.

Anhang 1 - Faktorenstrukturen

Die folgenden Faktorenstrukturen mit den jeweiligen Faktorladungen (aufgeführt ab .40) sind Ergebnis von Hauptkomponentenanalysen mit anschließenden Varimax-Rotationen. Die Anzahl extrahierter Faktoren ist bestimmt durch das Kaiser-Guttman-Kriterium (Eigenwerte größer als 1). Allen Faktorenanalysen liegt die Fallzahl von 1320 zugrunde.

Tabelle A1.1: Kleidungsstil

Erkl. Varianz (insges. 58.6%)	Faktor 1 24.5%	Faktor 2 15.6%	Faktor 3 9.8%	Faktor 4 8.7%
figurbetont	.83			
sexy	.80			
auffallend, extravagant	.76			
jugendlich	.50	(.49)		
ungezwungen, leger		.73		
praktisch, zweckmäßig		.63		
bequem		.63		
sportlich		.51	(.44)	
qualitätsbewußt			.80	
elegant			.65	
modisch			.62	(-.40)
zeitlos				.80
unauffällig				.68

Interpretation der Faktoren: auffallend- funktionell- elegant- unauffällig-
körperbetont bequem qualitätsbewußt zeitlos

Tabelle A1.2: Wohnungseinrichtungsstil (Mobilar)

Erkl. Varianz (insges. 47.5%)	Faktor 1 29.1%	Faktor 2 18.5%
Exklusivität	.81	
Moderne Design	.69	
Qualität	.62	
Persönlicher Stil	.60	
Behaglichkeit		.68
Funktionalität		.67
Natürliche Materialien		.55
Preisgünstigkeit		.52

Interpretation der Faktoren: qualitäts- funktionalitäts-
orientiert orientiert

Tabelle A1.3: Zeitungslektüre

	Faktor 1 32.8%	Faktor 2 21.9%	Faktor 3 12.7%
Erkl. Varianz (insges. 67.4%)			
Außenpolitik	.86		
Innenpolitik	.85		
Wirtschaftsteil	.72		
Kulturteil	.62		(-.46)
Kleinanzeigen		.85	
Sonderangebote, Werbung		.82	
Lokalnachrichten		.51	(.47)
Sport			.83

Interpretation der Faktoren: politische lokale Sport
Bildung Information

Tabelle A1.4: Musikgeschmack

Erkl. Varianz (insges. 63.2%)	Faktor 1 28.0%	Faktor 2 20.8%	Faktor 3 14.4%
Schlager	.85		
Volksmusik	.78		
Blas-, Marschmusik	.75		
Oldies	.58		
Oper		.86	
Klassik		.86	
Musical, Operette		.66	
Jazz, Blues		.58	
Rock			.85
Pop			.78
Punk, Heavy Metal			.64

Interpretation der Faktoren: Trivial- Hochkultur- Spannung-
schema schema schema

Tabelle A1.5: Literaturpräferenzen

Erkl. Varianz (insges. 64.3%)	Faktor 1 29.8%	Faktor 2 14.4%	Faktor 3 10.9%	Faktor 4 9.2%
Klassische Literatur	.84			
Moderne Literatur	.81			
Biographien	.60	(.41)		
Gedichte	.48	(.47)		
Sach-, Fachbücher	.47			
Esoterische Literatur		.81		
Psychologische Literatur		.75		
Science Fiction, Fantasy			.81	
Comics			.78	
Kriminalromane			.58	
Arzt-, Schicksalsromane				.82
Unterhaltungsromane				.76

Interpretation der Faktoren: Hochkultur- Selbst- Spannung- Trivial-
schema erfahrung schema schema

Tabelle A1.6: Fernsehinteressen

Erkl. Varianz (insges. 59.3%)	Faktor 1 21.7%	Faktor 2 16.1%	Faktor 3 14.2%	Faktor 4 7.3%
Action	.85			
Science Fiction, Fantasy	.83			
Horror	.75			
Pop-, Rockmusik	.49			
Sport	.42			
Dokumentationen		.87		
Politische Magazine		.85		
Kultur-, Kunstsendungen		.68		
Volkstheater			.87	
Heimatfilme			.84	
Talkshows				.68
Unterhaltungsserien				.64
Shows, Quizsendungen			(.53)	.56
Spielfilme				.55
Krimis				.47
Interpretation der Faktoren:	Spannungs- schema	Hochkultur, polit. Bildung	Trivial- schema	Allgemeine Unterhaltung

Tabelle A1.7: Freizeitaktivitäten

Erkl. Varianz (insges. 50.2%)	Faktor 1 16.5%	Faktor 2 12.0%	Faktor 3 8.4%	Faktor 4 7.3%	Faktor 5 6.0%
Musik hören	.58				
Bücher lesen	.56				
Essen gehen	.51				
Faulenzen	.50				
Spaziergehen, Wandern	.47				
Freunde, Verwandte	.43				
Fernsehen, Video		-.65			
Private Weiterbildung, Kurse		.64			
Computer		.56			
Theater, Konzert	(.47)	.49			
Sportveranstaltungen besuchen			.81		
Aktiver Sport			.73		
Kneipe			.54		
Familie				.81	
Kinder				.79	
Basteln, Do-it-yourself					.69
Gartenarbeit					.60
Künstlerische Tätigkeiten					.59
Interpretation der Faktoren:	kontemplativ- gesellig	kulturell- bildungs- orientiert	sportlich	familien- zentriert	handwerk- lich

Datenbasis: Wohlfahrtssurvey 1993, Westdeutschland.