

Politische Partizipation, Anreize und Ressourcen. Ein Test verschiedener Handlungsmodelle und Anschlußtheorien am ALLBUS 1998

Christian Lüdemann

1. Einleitung

Jede Demokratie beruht auf der politischen Partizipation ihrer Bürgerinnen und Bürger, wobei politische Partizipation innerhalb der Literatur (Verba et al. 1993, 1995; Brady et al. 1995; Leighley 1995; van Deth 1997a, 1997c) durch die folgenden drei Merkmale definiert wird: Erstens ist die Teilnahme an diesen Aktivitäten freiwillig, zweitens werden diese Aktivitäten von Privatpersonen ausgeführt und drittens haben diese Aktivitäten alle das Ziel, in irgendeiner Weise Einfluß auf Entscheidungen des politischen Systems auszuüben.

Ein Schwerpunkt der Allgemeinen Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften (ALLBUS) aus dem Erhebungsjahr 1998 bestand in der Erfassung einer Reihe von Variablen zur politischen Partizipation sowie zu Einstellungen zum politischen System der Bundesrepublik.¹ Die in diesem Survey erhobenen Variablen eröffnen damit die Möglichkeit, verschiedene Theorien politischer Partizipation an einem großen repräsentativen Datensatz (N = 3234) für die Bundesrepublik Deutschland vergleichend empirisch zu überprüfen und damit Theorie(n) und empirische Forschung zu integrieren (vgl. Goldthorpe 1997). *Erstens* werden wir an den ALLBUS-Daten ein *Rational-Choice-Modell* politischer Partizipation überprüfen, das Opp formuliert und für verschiedene Formen politischer Partizipation bereits empirisch überprüft hat (vgl. Opp 1992; Opp et al. 1984, 1989; Opp und Roehl 1990; Opp und Voß 1993). *Zweitens* werden wir ein *Ressourcen-Modell* politischer Partizipation testen (vgl. Brady et al. 1995; Leighley 1995;

¹ Da die neuen Bundesländer in der Stichprobe des ALLBUS 1998 (wie in allen ALLBUS-Erhebungen seit 1991) absichtlich überrepräsentiert waren, um auch für diesen Teil Deutschlands eine Fallzahl zu erzielen, die differenzierte Analysen für einzelne Bevölkerungsgruppen erlaubt, wir jedoch unsere Modelle für Gesamtdeutschland berechnet haben, wurde die Disproportionalität der Teilstichproben für West- und Ostdeutschland durch eine Ost-West-Gewichtung ausgeglichen. Weiter haben wir eine Transformationsgewichtung der ALLBUS-Daten vorgenommen, da sich unsere Analysen auf Personen und nicht auf Haushalte beziehen. Zu den entsprechenden Gewichtungsprozeduren vgl. Koch et al. 1999: 38 ff.; Gabler 1994.

Verba et al. 1995). *Drittens* werden wir Hypothesen eines *Anschlußmodells*² überprüfen, das zur Erklärung eines zentralen Prädiktors des Rational-Choice-Modells formuliert wurde. Dieser zentrale Prädiktor ist der perzipierte persönliche Einfluß auf die Entscheidungen des politischen Systems. *Viertens* ermöglichen es die Daten, ein weiteres *Anschlußmodell* zu überprüfen, das zur Erklärung eines zentralen Prädiktors innerhalb des Ressourcen-Modells formuliert wurde. Dieser zentrale Prädiktor bezieht sich auf das soziale Kapital, über das eine Person verfügt. Diese im Rahmen einer Diskussion um die Bedeutung und Veränderungen von sozialem Kapital formulierte Anschlußhypothese postuliert, daß häufiger TV-Konsum das soziale Kapital einer Person vermindert.

2. Politische Partizipation im ALLBUS 1998

Das Ausmaß politischer Partizipation wurde im ALLBUS 1998 mit Hilfe von Fragen erhoben, welche der folgenden 16 Handlungen die Befragten in den letzten beiden Jahren ausgeübt haben („Handlung in den letzten beiden Jahren ausgeübt“ = 1; „Handlung nicht in den letzten beiden Jahren ausgeübt“ = 0): Seine politische Meinung im Bekanntenkreis und am Arbeitsplatz sagen; Beteiligung an Wahlen; sich in Versammlungen an öffentlichen Diskussionen beteiligen; Mitarbeit in einer Bürgerinitiative; in einer Partei aktiv mitarbeiten; als Wahlhelfer einen Kandidaten unterstützen; an einer genehmigten Demonstration teilnehmen; sich an einer Unterschriftensammlung beteiligen; Teilnahme an einer nichtgenehmigten Demonstration; Teilnahme an der Besetzung von Häusern, Fabriken oder Ämtern; Teilnahme an einer Verkehrsblockade; auf einer Demonstration Krach schlagen; Gewalt gegen Personen; Einschüchterung politischer Gegner; Wahlboykott; aus Protest eine andere Partei wählen, als die, der man nahesteht. Die Antworten auf diese Fragen nach dem ausgeführten Verhalten haben wir mit den Antworten auf die Frage nach der entsprechenden Intention, diese Handlungen auch auszuführen, gewichtet. Die Frage nach der entsprechenden Handlungsintention lautete: „Wenn Sie politisch in einer Sache, die Ihnen wichtig ist, Einfluß nehmen, Ihren Standpunkt zur Geltung bringen wollten: Welche der Möglichkeiten würden Sie dann nutzen, was davon käme für Sie in Frage“? („Handlung genannt“ = 1; „Handlung nicht genannt“ = 0). Für jede einzelne Handlung wurde anschließend das Produkt aus der Handlung und der entsprechenden Intention, diese Handlung in Zukunft auszuführen, gebildet. Der Grund hierfür ist folgender. Da die Handlungen bis zu zwei Jahre vor dem

2 Anschlußmodelle sind Hypothesen, die solche Variablen als abhängig betrachten, d.h. endogenisieren, die in anderen Theorien den Status unabhängiger Variablen besitzen.

Erhebungszeitpunkt ausgeführt wurden, ist es möglich, daß sich die Werte der Prädiktoren, die diese Handlungen determiniert haben, in der Zwischenzeit geändert haben. Da man jedoch davon ausgehen kann, daß die erhobenen Handlungsintentionen zum Erhebungszeitpunkt von den Werten der Prädiktoren determiniert werden, die zum Zeitpunkt der Befragung auch gemessen werden, halten wir es für sinnvoll, die Antworten auf die retrospektiven Fragen nach der Ausführung einer Handlung mit der entsprechenden aktuellen Handlungsintention zu gewichten, um ein valides Verhaltensmaß zu erhalten (vgl. Opp 1990, 1992). So empfehlen Fishbein und Ajzen (1975: 375 f.; Ajzen 1988: 115 f.), daß das Zeitintervall zwischen der Messung der Prädiktoren einer Handlungstheorie und der Erhebung des Verhaltens möglichst klein sein sollte, da die Wahrscheinlichkeit des Auftretens von Ereignissen (z.B. Erfahrungen, Informationen, Beobachtungen), die die Werte der Prädiktoren verändern können, mit der Länge dieses Zeitintervalls zunimmt. Ein Produktterm (Handlung \times Intention) hat den Wert 1, wenn eine Person die entsprechende Handlung in den letzten zwei Jahren ausgeführt hat *und* wenn sie diese Handlung auch in Zukunft ausführen würde. Ein weiteres Argument für diese Vorgehensweise bei der Konstruktion valider Verhaltensindikatoren findet sich in den Studien von Ajzen und Fishbein (1980: Kap. 4; Ajzen 1988: Kap. 6), die belegen, daß die Handlungsintention und die Ausführung einer Handlung stark positiv miteinander korrelieren.

Eine oblique Faktorenanalyse³ aller 16 Produktterme ergab eine Einfachstruktur mit fünf Faktoren. Auf dem ersten Faktor (Eigenwert: 2.85; erklärte Varianz: 17,8%) luden die folgenden sechs Partizipationsformen: auf einer Demonstration Krach schlagen, Gewalt gegen Personen, Hausbesetzung, ungenehmigte Demonstration, Verkehrsblockade, politische Gegner einschüchtern. Diese Handlungen könnte man als unkonventionelle illegale Partizipationsformen bezeichnen. Auf einem separaten Faktor (Eigenwert: 1.15; erklärte Varianz: 7,2%) luden die beiden Partizipationsformen Wahlboykott und aus Protest eine andere Partei wählen als die, der man nahesteht. Auf einem weiteren Faktor (Eigenwert: 1.86; erklärte Varianz: 11,6%) luden die unkonventionellen legalen Partizipationsformen Unterschriftensammlung, genehmigte Demonstration, Bürgerinitiative sowie an öffentlichen Diskussionen teilnehmen. Parteiarbeit und Wahlhelfertätigkeit luden auf einem separaten Faktor (Eigenwert: 1.31; erklärte Varianz: 8,2%) und Wählen und die

3 Wir haben hier eine oblique Faktorenanalyse (Hauptkomponentenanalyse mit Faktorextraktion nach dem Kaiser-Kriterium) gerechnet, da nicht auszuschließen ist, daß sich Faktoren für verschiedene Partizipationsformen ergeben, die stark miteinander korrelieren. Dies war jedoch nicht der Fall (höchste Faktorkorrelation: $r = .13$). Wenn wir im folgenden von Faktorenanalysen sprechen, handelt es sich immer um Hauptkomponentenanalysen bei orthogonaler Varimax-Rotation mit Faktorextraktion nach dem Kaiser-Kriterium.

Meinung sagen auf einem weiteren Faktor (Eigenwert: 1.04; erklärte Varianz: 6,5%). Aus den vier gewichteten Verhaltensmaßen, die auf jenem Faktor luden, der sich auf unkonventionelle legale Partizipationsformen bezieht, haben wir einen *additiven Index unkonventioneller legaler politischer Partizipation* konstruiert. Die Werte dieses Index variieren von 0 bis 4, haben einen Mittelwert von .39, einen Modalwert von 0, einen Median von 0, eine Standardabweichung von .74 und sind rechtsschief verteilt (Schiefe = 2.18). Dieser gewichtete additive Index stellt in den folgenden Handlungsmodellen die jeweils abhängige Variable dar (zur Messung und Konstruktion weiterer Variablen vgl. den Anhang dieses Beitrags). Tabelle 1 enthält die Häufigkeitsverteilung der gewichteten Verhaltensmaße (Handlung \times Intention) für diese vier Formen unkonventioneller legaler politischer Partizipation.⁴

Tabelle 1: Häufigkeitsverteilung gewichteter Verhaltensmaße (Handlung \times Intention) für unkonventionelle legale Formen politischer Partizipation; Absolute Zahlen und Prozentanteile

unkonventionelle legale Partizipationsformen	Handlung \times Intention = 1	Handlung \times Intention = 0
Beteiligung an einer Unterschriftensammlung	584 19,6%	2398 80,4%
Beteiligung an einer öffentlichen Diskussion in einer Versammlung	309 10,2%	2731 89,8%
Teilnahme an einer genehmigten Demonstration	163 5,3%	2893 94,7%
Mitarbeit in einer Bürgerinitiative	91 3,0%	2963 97,0%

Handlung : "Handlung in letzten zwei Jahren ausgeführt" = 1
 "Handlung in letzten zwei Jahren nicht ausgeführt" = 0
 Intention: "Handlung käme in Frage" = 1
 "Handlung käme nicht in Frage" = 0

⁴ Bei Betrachtung der Häufigkeiten, mit der diese (mit der Intention gewichteten) Partizipationsformen im Sample ausgeübt werden, fällt auf, daß Aktivitäten offenbar umso seltener praktiziert werden, je mehr Aufwand sie erfordern, d.h. mit je mehr Kosten in Form von Zeit, Arbeit oder Verzicht auf andere Aktivitäten (Opportunitätskosten) sie verbunden sind. Dieser Zusammenhang zeigt sich auch in der Studie von Whiteley und Seyd 1997: 134. Da die Handlungskosten jedoch nicht erhoben wurden, kann diese Hypothese mit Hilfe der Daten nicht überprüft werden.

3. Ein Rational-Choice-Modell politischer Partizipation

Ein Rational-Choice-Modell zur Erklärung politischer Partizipation hat Opp vorgeschlagen und für verschiedene Formen politischer Partizipation überprüft (vgl. Opp 1992; Opp et al. 1984, 1989; Opp und Roehl 1990; Opp und Voß 1993). Eine zentrale Hypothese dieses Modells lautet:

Je größer die Unzufriedenheit mit gesellschaftlichen Verhältnissen *und* je größer der perzipierte politische Einfluß („Political Efficacy“), desto stärker ist die politische Partizipation einer Person.

Von Bedeutung ist hier, daß die *Unzufriedenheit* mit gesellschaftlichen Verhältnissen und der perzipierte politische *Einfluß* interagieren.⁵ D.h. Bürger, die mit den gesellschaftlichen Verhältnissen zufrieden sind und gleichzeitig der Meinung sind, sie könnten das politische System durch ihr Handeln beeinflussen, werden ebensowenig politisch aktiv wie Bürger, die sehr unzufrieden mit den gesellschaftlichen Verhältnissen sind, sich jedoch als einflußlos wahrnehmen. Nur solche Bürger, die mit den Verhältnissen unzufrieden sind *und* gleichzeitig der Auffassung sind, sie könnten das politische System durch ihr Handeln beeinflussen, werden eine Motivation entwickeln, politische Aktivitäten auszuführen. Diese Hypothese bezieht sich also auf eine Kollektivgut-Motivation, da es sich bei den Zielen, die durch politische Aktivitäten realisiert werden sollen, oft um Kollektivgüter handelt, die, wenn sie einmal hergestellt sind, *allen* Mitgliedern einer Gesellschaft zur Verfügung stehen, auch wenn diese Mitglieder selbst keinen eigenen Beitrag zur Produktion dieses öffentlichen Gutes geleistet haben und somit „free rider“ sind. Solche Kollektivgüter sind z.B. innere Sicherheit, Preisstabilität oder eine saubere Umwelt.

5 Dabei sind wir uns der Probleme bei der Prüfung von Interaktionseffekten bewußt, die darin bestehen, daß sich Intervallskalen linear transformieren lassen und damit die Koeffizienten entsprechend manipuliert werden können; vgl. hierzu z.B. Kunz 1997: 118-129. Zur Lösung dieses Problems haben wir jene Variablen, die Bestandteile von Interaktionstermen sind, so transformiert, daß uns die Wertebereiche theoretisch sinnvoll erscheinen. So wurden die niedrigstmöglichen Werte von Variablen, die Bestandteile von multiplikativen Interaktionstermen sind, jeweils auf 0 festgelegt. Da wir den Wertebereich interagierender Variablen als Teil unserer theoretischen Annahmen betrachten, hielten wir es nicht für erforderlich, Verfahren anzuwenden, die unterstellen, daß die Wertebereiche interagierender Variablen willkürlich gewählt werden können.

Von Bedeutung ist weiter, daß unterstellt wird, daß die Entscheidung einer Person, sich politisch zu engagieren, nicht davon abhängt, ob ihr Engagement auch *tatsächlich* einen Einfluß hat, sondern davon, wie die Person ihren Einfluß *wahrnimmt*. So hat die Forschung zur Political Efficacy gezeigt, daß es viele Personen gibt, die durchaus glauben, daß ihr politisches Engagement eine Wirkung hat. Weiter unterscheiden sich Personen darin, inwieweit sie glauben, politisch einflußreich zu sein, d.h. die Variable Political Efficacy besitzt durchaus Varianz (vgl. Moe 1980; Opp et al. 1989; Vetter 1997a, 1997b; Finkel und Opp 1999: Kap. 4.1).

Alternativ zu diesem von Opp postulierten Interaktionseffekt zwischen Unzufriedenheit und perzipiertem politischen Einfluß werden wir jedoch auch die beiden folgenden Hypothesen testen, die lediglich additive Effekte dieser beiden Prädiktoren postulieren:

Je größer die Unzufriedenheit mit gesellschaftlichen Verhältnissen, desto stärker ist die politische Partizipation einer Person.

Je größer der perzipierte politische Einfluß („Political Efficacy“), desto stärker ist die politische Partizipation einer Person.

Das Konzept der Political Efficacy hat innerhalb der Forschung zwei verschiedene Dimensionen, die sich auch in unseren Faktorenanalysen wiederfinden, nämlich die interne und die externe Efficacy (vgl. Vetter 1997a, 1997b). Die *interne Efficacy* bezieht sich auf den Glauben einer Person, selbst über Möglichkeiten und Mittel zu verfügen, um politisch Einfluß auf Entscheidungen des politischen Systems nehmen zu können. Dagegen bezieht sich die *externe Efficacy* auf den Glauben einer Person, daß das politische System hinsichtlich dieser Einflußversuche auch tatsächlich reagiert. Auch hier ist ein *Interaktionseffekt* zwischen diesen beiden Prädiktoren auf die Partizipation plausibel, da Personen, die der Auffassung sind, über keine Mittel zu verfügen, sich ebensowenig politisch engagieren wie Personen, die nicht daran glauben, daß das politische System auch darauf reagiert. Die entsprechende Hypothese lautet:

Je größer die interne Efficacy *und* je größer die externe Efficacy, desto stärker ist die politische Partizipation einer Person.

Zwei alternative Hypothesen zu diesem Interaktionseffekt postulieren lediglich additive Effekte der beiden Efficacy-Variablen:

Je größer die interne Efficacy, desto stärker ist die politische Partizipation einer Person.

Je größer die externe Efficacy, desto stärker ist die politische Partizipation einer Person.

Eine weitere Hypothese bezieht sich auf *soziale Anreize* für politische Partizipation und lautet:

Je größer die Anzahl von Freunden und Bekannten, die sich politisch engagieren, desto stärker ist die politische Partizipation einer Person.

Eine alternative Hypothese hierzu bezieht sich auf die *gewichtete* Anzahl von Freunden und Bekannten, die sich politisch engagieren. Hierzu wurde die Anzahl von Freunden und Bekannten, die sich politisch engagieren, mit der subjektiven Bedeutung multipliziert, die Freunde und Bekannte für eine Person haben:

Je größer die Anzahl von Freunden und Bekannten ist, die sich politisch engagieren, *und* je wichtiger einer Person Freunde und Bekannte sind, desto stärker ist die politische Partizipation dieser Person.

Neben sozialen Anreizen üben aber auch *moralische Anreize* in Form von Partizipationsnormen einen Effekt auf politische Partizipation aus. Die entsprechende Hypothese lautet:

Je stärker soziale Normen akzeptiert werden, die eine politische Partizipation fordern, desto stärker ist die politische Partizipation einer Person.

Da der Effekt dieser Normen nicht von externen positiven oder negativen Sanktionen der sozialen Umwelt abhängt, sondern durch intrinsische Belohnungen oder Bestrafungen z.B. in Form eines guten oder schlechten Gewissens gesteuert wird, spricht man auch von *internalisierten* Normen, die zu eigenständigen Handlungsmotiven werden können. Auch bei dieser Variable werden wir prüfen, ob sie nicht zusammen mit der Efficacy einen Interaktionseffekt auf politische Partizipation ausübt:

Je stärker soziale Normen akzeptiert werden, die eine politische Partizipation fordern, *und* je größer der perzipierte politische Einfluß ist, desto stärker ist die politische Partizipation einer Person.

Tabelle 2 enthält verschiedene Regressionsmodelle, die die von uns formulierten Hypothesen anhand der Daten des ALLBUS 1998 testen. Die jeweils abhängige Variable dieser Modelle besteht aus einem mit der Intention gewichteten additiven Verhaltensindex für das Ausmaß unkonventioneller legaler politischer Partizipation.

Tabelle 2: Überprüfung verschiedener Rational-Choice-Modelle politischer Partizipation (OLS-Schätzungen; Beta-Gewichte; unstandardisierte Regressionskoeffizienten in Klammern)

Abhängige Variable: Gewichteter Verhaltensindex für unkonventionelle legale Partizipation

Prädiktoren	<i>Modell 1</i>	<i>Modell 2</i>	<i>Modell 3</i>	<i>Modell 4</i>	<i>Modell 5</i>
Unzufriedenheit mit Zuständen	-.02 (-.005)	-.01 (-.002)			-.02 (-.005)
soziale Anreize	.19 ** (.12)	.24 ** (.16)		.16 ** (.11)	.19 ** (.13)
gewichtete soziale Anreize			.13 ** (.02)		
moralische Anreize	.06 ** (.03)	.08 ** (.04)	.08 ** (.04)	.08 ** (.04)	
interne Efficacy	.25 ** (.13)				
externe Efficacy	-.01 (-.008)				
interne Efficacy × externe Efficacy		.15 ** (.02)			
interne Efficacy × Unzufriedenheit			.24 ** (.01)	.22 ** (.01)	
interne Efficacy × moralische Anreize					.27 ** (.02)
N	2018	2047	2083	2081	2102
korrig. R ²	.12	.09	.10	.11	.13

* signifikant auf dem .05 Niveau; ** signifikant auf dem .01 Niveau

Die OLS-Schätzungen des *Modells 1* zeigen, daß das Ausmaß der Unzufriedenheit mit den gesellschaftlichen Zuständen keinen signifikanten Effekt auf die politische Partizipation ausübt. Damit wird eine seit Karl Marx weitverbreitete Annahme widerlegt, die davon ausgeht, daß das politische Engagement um so stärker ist, je größer die Unzufriedenheit mit den gesellschaftlichen Zuständen ist. Dagegen üben soziale und moralische Anreize sowie die interne Efficacy signifikante und theoriekonforme Effekte auf die Partizipation aus. Die externe Efficacy übt dagegen keinen signifikanten Effekt auf die Partizipation aus. Da die Skalen zur Messung interner und externer Efficacy mit Hilfe einer Hauptkomponentenanalyse bei orthogonaler Varimax-

Rotation konstruiert wurden, korrelieren interne und externe Efficacy auch nur mit $r = .16$, so daß nicht zu befürchten ist, daß die OLS-Schätzungen durch Kollinearität verzerrt sind. Statt separater Prädiktoren für die beiden Dimensionen politischer Efficacy enthält das *Modell 2* als Prädiktor einen Interaktionsterm, den wir durch Multiplikation der Werte der internen Efficacy mit den Werten der externen Efficacy gebildet haben, da man annehmen kann, daß sich Personen, die der Auffassung sind, über keine Mittel zu verfügen (interne Efficacy = 0), ebensowenig politisch engagieren, wie Personen, die nicht daran glauben, daß das politische System auf ihre Aktivitäten reagiert (externe Efficacy = 0). Der postulierte Interaktionseffekt ist signifikant und positiv. Die Effekte der Unzufriedenheit sowie der sozialen und moralischen Anreize unterscheiden sich jedoch kaum von denen des Modells 1. Das *Modell 3* enthält einerseits den Interaktionsterm (interne Efficacy \times Unzufriedenheit) sowie einen weiteren Interaktionsterm in Form gewichteter sozialer Anreize. Beide Interaktionsterme haben zwar signifikante positive Effekte und auch der positive Effekt der moralischen Anreize ist weiter signifikant. Die Erklärungskraft dieses Modells³ ist jedoch etwas geringer (korrig. $R^2 = .10$) als die des Modells 1 (korrig. $R^2 = .12$). Das *Modell 4* unterscheidet sich vom Modell 3 nur dadurch, daß das Modell 4 statt der gewichteten sozialen Anreize lediglich die ungewichteten sozialen Anreize als Prädiktor enthält. Die Unterschiede zu den Koeffizienten für die Effekte moralischer Anreize sowie des Interaktionsterms (interne Efficacy \times Unzufriedenheit) sowie zur erklärten Varianz in Modell 3 sind jedoch unerheblich. Das *Modell 5* schließlich enthält neben der Unzufriedenheit und den sozialen Anreizen einen Interaktionsterm aus der internen Efficacy und den moralischen Anreizen, da man annehmen kann, daß Personen, die keine moralischen Anreize in Form von Partizipationsnormen internalisiert haben, sich politisch ebensowenig engagieren, wie Personen, die der Auffassung sind, über keine geeigneten Mittel zu verfügen. Dieser Interaktionsterm übt auch einen signifikanten positiven Effekt auf die politische Partizipation aus. Die Effekte der Unzufriedenheit und der sozialen Anreize bleiben dagegen stabil.

Da die Modelle 1, 2 und 5 insignifikante Effekte enthalten, halten wir die Modelle 3 und 4, trotz geringerer erklärter Varianz, unter theoretischen Aspekten für adäquater. Für alle Modelle gilt jedoch, daß sich die interne Efficacy durchgängig, ob allein oder als Bestandteil verschiedener Interaktionsterme, als sehr erklärungskräftig erweist, ebenso wie die (ungewichteten oder gewichteten) sozialen und die moralischen Anreize. Daß die moralischen Anreize in Form von Partizipationsnormen in allen geprüften Modellen jedoch nur relativ schwache Effekte besitzen, ist möglicherweise auf die unzureichende Messung zurückzuführen. So betrug Cronbachs standardisiertes α für den additiven Index zur Messung dieser Partizipationsnormen lediglich .49 (vgl. hierzu den Anhang dieses Beitrags).

4. Ein Ressourcen-Modell politischer Partizipation

Das Ressourcen-Modell politischer Partizipation (vgl. Brady et al. 1995; Leighley 1995; Verba et al. 1995) geht davon aus, daß sich politisches Handeln durch das Ausmaß der persönlichen Verfügbarkeit von Ressourcen erklären läßt. Zu diesen *Ressourcen* zählen Einkommen, persönlich verfügbare Zeit, Bildung, Wissen, bestimmte Fertigkeiten⁶ oder soziales Kapital in Form von Mitgliedschaften in Gruppen, Vereinen und Organisationen.

Gerade für soziales Kapital wird ein enger positiver Zusammenhang zu politischer Partizipation postuliert (vgl. Putnam 1993a, 1993b, 1995a, 1995b; Kunz und Gabriel 2000). Soziale Netzwerke gelten im Rahmen der Debatte um die Bedeutung sozialen Kapitals als wichtige Ressource bei der Entscheidung, ob und in welchem Ausmaß man sich politisch engagiert (vgl. auch van Deth in diesem Band). Dieser Aspekt hat in den letzten Jahren zunehmend an Bedeutung gewonnen (für einen Überblick zu sozialem Kapital vgl. Haug 1997). So werden die Konsequenzen der Beteiligung an sozialen Netzwerken durchweg positiv bewertet. In diesem Zusammenhang sind besonders die Arbeiten von Putnam (1993a, 1993b, 1995a, 1995b) zu erwähnen, dessen zentrale Kategorie der „civicness“ sich auf verschiedene Formen politischen Engagements und ihre Förderung durch die Integration in soziale Netzwerke bezieht. Das Argument dafür, daß Mitgliedschaften in Organisationen, Vereinen und Gruppen politisches Engagement fördern, lautet (vgl. Brady et al. 1995; Putnam 1993a, 1995a, 1995b; Verba et al. 1995; van Deth 1997a): Mitgliedschaften in Organisationen, Verbänden und Vereinen erhöhen die Wahrscheinlichkeit politischer Aktivitäten, da diese Mitgliedschaften der Person die Möglichkeit eröffnen, innerhalb dieser Gruppen Partizipation auszuüben, bestimmte „civic skills“ zu erwerben, diese zu trainieren und dieses Verhalten dann auf den Bereich politischen Handelns zu übertragen. Soziale Beteiligung ist also damit gewissermaßen als eine „Schule der Demokratie“ im Sinne von de Tocqueville zu betrachten.

⁶ Brady et al. (1995) und Verba et al. (1995) sprechen auch von "civic skills", die bereits in der Schule, am Arbeitsplatz sowie in freiwilligen Vereinigungen, d.h. in "nonpolitical settings" erlernt, trainiert und praktiziert werden und in den Bereich politischen Handelns transferiert werden können. Unter "civic skills" verstehen sie kommunikative und organisatorische Fertigkeiten, die individuelle Ressourcen für politisches Engagement darstellen. Allerdings zählen sie auch "innate skills", also offenbar nicht erlernte Fertigkeiten dazu; vgl. Brady et al. 1995: 277 f.

Als Proxy-Variable für bestimmte Arten von Ressourcen haben wir die Häufigkeit verwendet, mit der verschiedene Freizeitaktivitäten praktiziert werden, da Personen, die relativ häufig Freizeitaktivitäten ausüben, auch über gewisse „civic skills“ verfügen, die politische Partizipation erleichtern. Zu solchen Ressourcen gehören z.B. die Fähigkeit, Argumente zu formulieren, mit anderen zu diskutieren oder sich Informationen zu beschaffen und diese zu verarbeiten. Andererseits könnte man aber auch eine alternative Meßtheorie formulieren, die das Gegenteil unterstellt: Je öfter Freizeitaktivitäten ausgeübt werden, desto weniger Zeit steht einer Person für andere Aktivitäten wie z.B. politisches Engagement zur Verfügung (vgl. van Deth 1997a: 10). In dieser zweiten Meßtheorie fungieren Freizeitaktivitäten also als *Restriktionen* für politische Partizipation. Wir halten jedoch mit Opp und Finkel (in diesem Band) die erste Meßtheorie für plausibler, in der Freizeitaktivitäten den Charakter von *Ressourcen* besitzen. Die zu überprüfende multivariate Hypothese lautet nun folgendermaßen:

Je höher das persönliche Einkommen, je höher die Bildung, je größer das soziale Kapital in Form von Netzwerkressourcen, je öfter Freizeitaktivitäten ausgeübt werden, desto stärker ist die politische Partizipation dieser Person.

Weiter haben wir zwei politische *Wertorientierungen* als Prädiktoren berücksichtigt. Zum einen die *Links-Rechts-Selbsteinstufung* auf einem ideologischen Kontinuum und zum anderen die Präferenzen für bestimmte Kollektivgüter, die durch den *Postmaterialismus-Index* von Inglehart gemessen werden. Die entsprechenden Hypothesen lauten:

Je weiter links sich eine Person auf einem ideologischen Kontinuum einordnet, je stärker eine Person postmaterialistische Kollektivgüter im Vergleich zu materialistischen Kollektivgütern präferiert (d.h. je höher der Wert des Postmaterialismus-Index), desto stärker ist das Ausmaß der politischen Partizipation dieser Person.

Weiter haben wir den Effekt überprüft, den der *ideologische Extremismus* einer Person auf das Ausmaß ihrer politischen Partizipation ausübt:

Je extremer sich eine Person als politisch rechts oder links einstuft, d.h. je stärker der ideologische Extremismus einer Person, desto stärker ist das Ausmaß der politischen Partizipation dieser Person.

Um diese Annahme (vgl. Opp et al. 1989: 63 f.) zu testen, wurden die Werte der Links-Rechts-Selbsteinstufung (zehnstufige Skala von „links“ = 1 bis „rechts“ = 10) zunächst folgendermaßen recodiert (alter Wert = neuer Wert): (1 = -4.5), (2 = -3.5), (3 = -2.5), (4 = -1.5), (5 = -.5), (6 = .5), (7 = 1.5), (8 = 2.5), (9 = 3.5), (10 = 4.5). Die auf diese Weise linear transformierten Werte wurden anschließend quadriert, was dazu führte, daß besonders linke oder besonders rechte Personen identische hohe Werte, ideologisch indifferente Personen dagegen relativ niedrige Werte bekamen.⁷ Auch für den Zusammenhang zwischen dem Alter und dem Ausmaß politischer Partizipation läßt sich ein nichtlinearer, nämlich *umgekehrt U-förmiger* Verlauf, vermuten (vgl. Jennings und Niemi 1981; Jennings und Markus 1988):⁸

Mit zunehmendem Alter steigt das Ausmaß politischer Partizipation zunächst an, um dann mit steigendem Alter wiederum zu sinken.

Als Proxy-Variable für zeitliche Ressourcen haben wir den Ehestatus (verheiratet = 1; nicht verheiratet = 0) verwendet, da wir von der Meßtheorie ausgehen, daß Unverheiratete über mehr Zeit verfügen als Verheiratete. Alter haben wir dabei als Kontrollvariable berücksichtigt, damit die Effekte des Ehestatus unabhängig vom Alter beurteilt werden können.

Tabelle 3 enthält zwei Regressionsmodelle, die die Hypothesen des Ressourcen-Modells testen. Die jeweils abhängige Variable dieser Modelle besteht wieder aus dem gewichteten additiven Verhaltensindex für das Ausmaß legaler unkonventioneller politischer Partizipation.

7 Ein Streudiagramm zwischen dem Verhaltensindex für Partizipation als abhängiger Variable und der Links-Rechts-Selbsteinstufung als Prädiktor und eine auf diesem Plot beruhende Berechnung einer Anpassungslinie unter Verwendung der iterativen Kurvenanpassungsmethode LOWESS (locally weighted regression scatterplot smoothing method) bestätigt grafisch den theoretisch postulierten U-förmigen Zusammenhang. Auch eine Polynomregression 2. Grades (Partizipation = $a - b_1 \times \text{Links-Rechts} + b_2 \times \text{Links-Rechts}^2$) bestätigt unsere Annahme, da das quadratische Modell mit den Parametern $b_1 = -.2020$ und $b_2 = .0152$ mehr Varianz (korrig. $R^2 = .015$) als das lineare Modell mit $b_1 = -.0417$ (korrig. $R^2 = .009$) erklärt. Allerdings bestätigt sich dieser nicht-lineare Effekt nicht mehr in diesem Ausmaß in den multivariaten Analysen.

8 Ein Streudiagramm zwischen dem Verhaltensindex für Partizipation als abhängiger Variable und dem Alter als Prädiktor und eine auf diesem Plot beruhende Berechnung einer LOWESS-Anpassungslinie bestätigt grafisch den postulierten umgekehrt U-förmigen Zusammenhang. Auch eine Polynomregression 2. Grades (Partizipation = $a + b_1 \times \text{Alter} - b_2 \times \text{Alter}^2$) bestätigt unsere Annahme, da das quadratische Modell mit den Parametern $b_1 = .0092$ und $b_2 = -.0002$ mehr Varianz (korrig. $R^2 = .021$) als das lineare Modell mit $b_1 = -.0057$ (korrig. $R^2 = .017$) erklärt. Dieser nicht-lineare Effekt bestätigt sich jedoch nicht mehr in diesem Ausmaß in der multivariaten Analyse.

Tabelle 3: Überprüfung verschiedener Ressourcen-Modelle politischer Partizipation (OLS-Schätzungen; Beta-Gewichte; unstandardisierte Regressionskoeffizienten in Klammern)

Abhängige Variable: Gewichteter Verhaltensindex für unkonventionelle legale Partizipation

Prädiktoren	<i>Modell 1</i>	<i>Modell 2</i>
Bildung	.15 ** (.11)	.16 ** (.11)
Netzwerkressourcen	.16 ** (.12)	.15 ** (.11)
Freizeitaktivitäten	.20 ** (.02)	.20 ** (.01)
Nettoeinkommen	-.06 * (-.00003)	-.06 * (-.00003)
Postmaterialismus (Inglehart-Index)	.09 ** (.07)	.09 ** (.07)
Links-Rechts-Selbsteinstufung	-.07 ** (-.03)	
ideologischer Extremismus		.08 ** (.02)
Alter	.02 (.0007)	.01 (.0004)
Geschlecht (Frauen = 2, Männer = 1)	-.02 (-.02)	-.01 (-.02)
Ehestatus (verheiratet = 1, nicht verheiratet = 0)	-.006 (-.01)	-.002 (-.003)
N	2005	2005
korrig. R ²	.16	.16

* signifikant auf dem .05 Niveau; ** signifikant auf dem .01 Niveau

Das *Modell 1* enthält signifikante theoriekonforme Effekte der Bildungsressourcen, des sozialen Kapitals, der Freizeitaktivitäten, des Postmaterialismus sowie der Links-Rechts-Selbsteinstufung. Dagegen hat das Nettoeinkommen zwar einen signifikanten Effekt auf die Partizipation, das negative Vorzeichen dieses Effekts widerspricht jedoch unserer Hypothese. Alter, Geschlecht und Ehestatus haben keine signifikanten Effekte. Im *Modell 2*, das statt der Links-Rechts-Selbsteinstufung den ideologischen Extremismus als Prädiktor enthält, bleiben die signifikanten Effekte des Modells 1 stabil. Obwohl der ideologische Extremismus einen signifikanten positiven Effekt in der theoretisch postulierten Richtung auf die Partizipation ausübt, entspricht dieser Effekt betragsmäßig dem Effekt der Links-Rechts-Selbsteinstufung in Modell 1, so

daß hier keine eindeutige Entscheidung getroffen werden kann, welche Annahme sich besser bestätigt. In beiden Modellen zeigt sich, daß der Ehestatus als Proxy für Zeitressourcen offenbar ungeeignet ist.⁹ Beide Modelle unterscheiden sich nicht in ihrer Erklärungskraft (korrig. $R^2 = .16$), erklären jedoch mehr Varianz als die Rational-Choice-Modelle. Dies legt die Überlegung nahe, ob es nicht sinnvoll ist, Rational-Choice- sowie Ressourcen-Modelle miteinander zu kombinieren. Tabelle 4 enthält nun zwei „getrimmte“ integrierte Modelle, die nur die jeweils erklärungskräftigsten signifikanten Prädiktoren der von uns überprüften Rational-Choice- sowie Ressourcen-Modelle enthalten.

Tabelle 4: Integrierte Modelle politischer Partizipation (OLS-Schätzungen; Beta-Gewichte; unstandardisierte Regressionskoeffizienten in Klammern)

Abhängige Variable: Gewichteter Verhaltensindex für unkonventionelle legale Partizipation

Prädiktoren	<i>Modell 1</i>	<i>Modell 2</i>
interne Efficacy × Unzufriedenheit	.16 (.01)	
interne Efficacy × moralische Anreize		.17 (.01)
soziale Anreize	.12 (.08)	.15 (.10)
soziales Kapital	.11 (.08)	.09 (.07)
Freizeitaktivitäten	.17 (.01)	.16 (.01)
Bildung	.13 (.09)	.11 (.08)
N	2100	2046
korrig. R^2	.19	.19

alle Koeffizienten sind hochsignifikant ($p \leq .0001$)

⁹ Wenn man annimmt, daß Personen, die in Einpersonen-Haushalten leben, über mehr Zeit verfügen als Personen, die in Mehrpersonen-Haushalten leben, läßt sich dieses Merkmal (Einpersonen-Haushalt = 0; Mehrpersonen-Haushalt = 1) als Proxy für Zeitressourcen (statt des Ehestatus) verwenden. Allerdings ist der Koeffizient für diesen Prädiktor nicht signifikant, wobei die anderen Koeffizienten sowie das R^2 in Modell 1 stabil bleiben.

Die beiden integrierten Modelle unterscheiden sich lediglich dadurch, daß Modell 1 den Interaktionsterm (interne Efficacy \times Unzufriedenheit) und Modell 2 den Interaktionsterm (interne Efficacy \times moralische Anreize) enthält. Die Koeffizienten in beiden Modellen sind alle hochsignifikant ($p \leq .0001$). Beide Modelle unterscheiden sich nicht im Hinblick auf ihre Erklärungskraft (korrig. $R^2 = .19$), die fast doppelt so hoch wie die der Rational-Choice-Modelle ist (mittleres korrig. $R^2 = .11$; vgl. Tabelle 2). Im Vergleich zu den erklärten Varianzen der beiden Ressourcen-Modelle (mittleres korrig. $R^2 = .16$; vgl. Tabelle 3) ist der Zuwachs an Erklärungskraft durch die Hinzunahme von Rational-Choice-Variablen jedoch geringer. Grundsätzlich legen diese integrierten Modelle es also nahe, auch Modelle zu formulieren und zu testen, die sowohl Rational-Choice- als auch Ressourcen-Variablen enthalten.

5. Die Endogenisierung von Political Efficacy: Die Überprüfung eines Anschlußmodells

Bei der Überprüfung verschiedener Versionen eines Rational-Choice-Modells (vgl. Tabelle 2) hat sich die interne Efficacy, ob alleine oder als Bestandteil verschiedener Interaktionsterme, durchgängig als erklärungskräftigster Prädiktor erwiesen. Daher halten wir es für sinnvoll, der Frage nachzugehen, welches die Determinanten interner Efficacy sind. Finkel und Opp (1999: Kap. 4.1) haben ein Anschlußmodell zur Erklärung von Political Efficacy formuliert, das wir im folgenden überprüfen wollen. Mit diesem Anschlußmodell wird also ein zentraler Prädiktor des Rational-Choice-Modells *endogenisiert*. Eine Reihe von Variablen, die bereits in den von uns geprüften Ressourcen-Modellen als Prädiktoren Verwendung fanden, werden von Finkel und Opp als Determinanten von Political Efficacy betrachtet. So formulieren sie mehrere Hypothesen zur Erklärung des perzipierten politischen Einflusses einer Person (zu ähnlichen Hypothesen vgl. auch Opp et al. 1989 Kap. 8; Opp und Roehl 1990: Kap. V). Zum einen gehen sie davon aus, daß dieser Einfluß von *individuellen Ressourcen* abhängt. Zu diesen individuellen Ressourcen gehören z.B. persönliche Kompetenzen in Form von Wissen oder bestimmten Fähigkeiten, sozialer Status sowie persönlich verfügbare Zeit. Die entsprechende Hypothese lautet:

Über je mehr individuelle Ressourcen eine Person verfügt, desto größer ist der politische Einfluß, den diese Person perzipiert.

Mögliche Indikatoren oder Proxies für diese individuellen Ressourcen sind die Bildung, das Nettoeinkommen, die verfügbare Zeit oder das Alter. Allerdings wird für den Zusammenhang zwischen Alter und dem perzipierten

politischen Einfluß eher eine nichtlineare Beziehung in Form einer *umgekehrten U-Kurve* postuliert (vgl. Flammer 1995; Finkel und Opp 1999: Kap. 4.1):¹⁰

Mit zunehmendem Alter steigt der perzipierte politische Einfluß zunächst an, um dann mit steigendem Alter wieder zu sinken.

Zum anderen postulieren Finkel und Opp (1999: Kap. 4.1), daß der perzipierte politische Einfluß von *Netzwerkressourcen* (soziales Kapital) abhängt. Netzwerkressourcen beziehen sich z.B. auf Mitgliedschaften in Gruppen oder die Anzahl persönlicher sozialer Kontakte. Auch innerhalb der Literatur zu sozialem Kapital wird die Mitgliedschaft in Organisationen, Vereinen und Gruppen als wichtige Handlungsressource betrachtet (vgl. Coleman 1990: Kap. 12; Putnam 1993a, 1993b, 1995a, 1995b; Brady et al. 1995; Verba et al. 1995; van Deth 1997a, 1997b; Sandefur und Laumann 1998). Freiwillige Mitgliedschaften in Organisationen, Verbänden und Vereinen erhöhen also die Wahrscheinlichkeit für politische Aktivitäten generell, da diese Mitgliedschaften der Person die Möglichkeit eröffnen, innerhalb dieser Gruppen Partizipation auszuüben, bestimmte „civic skills“ zu erwerben, zu trainieren und dieses Verhalten dann auf den Bereich politischen Handelns zu übertragen. Die entsprechende Hypothese lautet:

Je stärker eine Person in soziale Netzwerke integriert ist, desto größer ist der politische Einfluß, den diese Person perzipiert.

Sofern man *Postmaterialismus* als „deep-rooted and central part of one's worldview“ (Inglehart 1981: 90), d.h. als eine grundlegende generelle Einstellung betrachtet, die sich auf die Präferenzen für bestimmte „materialistische“ sowie „postmaterialistische“ Kollektivgüter bezieht, läßt sich weiter vermuten, daß das Ausmaß an Postmaterialismus ebenfalls positiv auf den perzipierten politischen Einfluß wirkt (vgl. zu dieser Explikation und der folgenden Hypothese Opp 1990):

Je stärker eine Person postmaterialistische Kollektivgüter im Vergleich zu materialistischen Kollektivgütern präferiert (d.h. je höher der Wert des Postmaterialismus-Index), desto größer ist der politische Einfluß, den diese Person perzipiert.

10 Ein Streudiagramm zwischen der internen Efficacy als abhängiger Variable und dem Alter als Prädiktor und eine auf diesem Plot beruhende Berechnung einer LOWESS-Anpassungslinie bestätigt grafisch den theoretisch postulierten umgekehrt U-förmigen Zusammenhang. Auch eine Polynomregression 2. Grades (interne Efficacy = $a + b_1 \times \text{Alter} - b_2 \times \text{Alter}^2$) bestätigt unsere Annahme, da das quadratische Modell mit den Parametern $b_1 = .0572$ und $b_2 = -.0007$ mehr Varianz (korrig. $R^2 = .029$) als das lineare Modell mit $b_1 = -.01$ (korrig. $R^2 = .012$) erklärt. Allerdings bestätigt sich dieser nicht-lineare Effekt wiederum nicht mehr in diesem Ausmaß in den multivariaten Analysen.

Die Tabelle 5 enthält zwei Regressionsmodelle, die die Hypothesen zur Erklärung politischer Efficacy testen. Die jeweils abhängige Variable dieser Modelle besteht dabei aus der internen Efficacy.¹¹

Tabelle 5: Überprüfung verschiedener Modelle zur Erklärung interner politischer Efficacy (OLS-Schätzungen; Beta-Gewichte; unstandardisierte Regressionskoeffizienten in Klammern)

Abhängige Variable: Interne politische Efficacy

Prädiktoren	<i>Modell 1</i>	<i>Modell 2</i>
Netzwerkressourcen	.07 ** (.10)	.07 ** (.10)
Bildung	.18 ** (.27)	.19 ** (.27)
Nettoeinkommen	.18 ** (.0002)	.18 ** (.0002)
Freizeitaktivitäten	.22 ** (.04)	.22 ** (.03)
Postmaterialismus (Inglehart-Index)	.14 ** (.23)	.15 ** (.23)
soziale Anreize	.11 ** (.15)	
gewichtete soziale Anreize		.09 ** (.02)
Alter	.04 (.004)	.04 (.004)
Ehestatus (verheiratet = 1; nicht verheiratet = 0)	.04 (.12)	.04 (.14)
N	1778	1778
korrig. R ²	.28	.28

* signifikant auf dem .05 Niveau; ** signifikant auf dem .01 Niveau

Das *Modell 1* enthält signifikante theoriekonforme positive Effekte der Netzwerkressourcen, der Bildung, des Nettoeinkommens, der Freizeitaktivitäten, des Postmaterialismus sowie der ungewichteten sozialen Anreize. Da die Netzwerkressourcen und die ungewichteten sozialen Anreize nur mit $r = .22$ korrelieren, kann man davon ausgehen, daß diese beiden unabhängigen Variablen unterschiedliche Dimensionen messen. Das *Modell 2* enthält statt der

¹¹ Regressionsmodelle mit der externen Efficacy als abhängiger Variable führten nur zu sehr geringen Beta-Gewichten, theoretisch unplausiblen Vorzeichen und besaßen eine nur äußerst geringe Erklärungskraft.

ungewichteten die gewichteten sozialen Anreize, die zwar einen geringeren signifikanten Effekt als die ungewichteten sozialen Anreize auf die interne Efficacy ausüben, die Erklärungskraft jedoch im Vergleich zum R^2 von Modell 1 nicht vermindern. Netzwerkressourcen und gewichtete soziale Anreize korrelieren auch hier nur gering ($r = .21$). Ehestatus als Proxy-Variable für zeitliche Ressourcen (Unverheiratete verfügen über mehr Zeit als Verheiratete) hat keinen signifikanten Effekt auf die interne Efficacy. Das Alter haben wir hier als Kontrollvariable berücksichtigt, damit der Effekt des Ehestatus unabhängig vom Alter beurteilt werden kann.¹²

6. Die Endogenisierung sozialen Kapitals: Die Überprüfung eines Anschlußmodells

Der amerikanische Politikwissenschaftler Robert Putnam vertritt im Rahmen seiner These über die Abnahme des sozialen Kapitals in den U.S.A. (Putnam 1993b; 1995a; 1995b) die Annahme, daß der TV-Konsum das soziale Kapital in Form von Mitgliedschaften in verschiedenen Organisationen, Verbänden und Vereinen empfindlich schwäche (Putnam 1995b). So versucht Putnam (1995b: 677 ff.) anhand von Daten des General Social Survey diesen Zusammenhang zu belegen. Seine nicht unumstrittene Hypothese (vgl. zur Kritik Norris 1996) lautet:

Je höher der TV-Konsum einer Person, desto geringer ist das soziale Kapital, über das diese Person verfügt.

Mit dieser Anschlußtheorie wird also ein zentraler Prädiktor des Ressourcen-Modells *endogenisiert*. Die Häufigkeit des TV-Konsums wurde im ALLBUS 1998 erstens über die Frage gemessen, an wievielen Tagen man im allgemeinen in der Woche fernsehe (neunstufige Skala: „an allen sieben Tagen in der Woche“ = 7; „an sechs Tagen in der Woche“ = 6; „an fünf Tagen in der Woche“ = 5; „an vier Tagen in der Woche“ = 4; „an drei Tagen in der Woche“ = 3; „an zwei Tagen in der Woche“ = 2; „an einem Tag in der Woche“ = 1; „seltener“ = 0.5; „nie“ = 0). Zweitens wurde die Dauer des TV-Konsums mit Hilfe der offenen Frage erhoben: „Wenn Sie einmal an die Tage denken, an denen Sie fernsehen: Wie lange, in Stunden und Minuten, sehen

12 Auch hier erweist sich die Verwendung des Merkmals, ob eine Person in einem Einpersonenhaushalt lebt oder nicht (Einpersonenhaushalt = 0; Mehrpersonenhaushalt = 1) als Proxy für Zeitressourcen (statt Ehestatus) in dem Modell 1 nicht als sinnvoll, da das Beta-Gewicht von .05 für diese Proxy-Variable zwar auf dem .05-Niveau signifikant ist, jedoch das falsche Vorzeichen hat, wobei die anderen Koeffizienten des Modells 1 sowie das R^2 stabil bleiben.

Sie da im Durchschnitt fern?“ Die Stunden- und Minutenangaben haben wir in Minuten umgerechnet und aus diesen beiden Variablen eine weitere Variable gebildet, die den gewichteten TV-Konsum mißt. Hierzu haben wir die Werte der Minuten pro Tag TV-Konsum mit der Anzahl von Tagen multipliziert, an denen man in der Woche fernsieht. Als Kontrollvariablen haben wir folgende Prädiktoren verwendet: Nettoeinkommen, Links-Rechts-Selbsteinstufung, Geschlecht, Postmaterialismus (Inglehart-Index), Bildung sowie Alter. Abhängige Variable war jeweils das soziale Kapital, gemessen in Mitgliedschaften in verschiedenen Organisationen, Verbänden und Vereinen, wobei sich der TV-Konsum in *Modell 1* auf Minuten pro Tag, in *Modell 2* auf Tage pro Woche und in *Modell 3* auf den gewichteten TV-Konsum (Minuten pro Tag \times Zahl der Tage pro Woche) bezieht. Diese drei Modelle enthält die Tabelle 6.

Tabelle 6: Determinanten sozialen Kapitals (OLS-Schätzungen; Beta-Gewichte; unstandardisierte Regressionskoeffizienten in Klammern)

Abhängige Variable: Soziales Kapital

Prädiktoren	<i>Modell 1</i>	<i>Modell 2</i>	<i>Modell 3</i>
TV-Konsum in Minuten pro Tag	-.13 ** (-.002)		
TV-Konsum in Tagen pro Woche		.01 (.01)	
gewichteter TV-Konsum			-.11 ** (-.0002)
Nettoeinkommen	.20 ** (.0001)	.21 ** (.0001)	.19 ** (.0001)
Links-Rechts-Selbsteinstufung	.07 ** (.04)	.07 ** (.05)	.07 ** (.05)
Geschlecht (Frauen = 2, Männer = 1)	-.07 ** (-.15)	-.07 ** (-.14)	-.07 ** (-.15)
Postmaterialismus (Inglehart-Index)	.02 (.02)	.04 (.04)	.03 (.03)
Bildung	.04 (.04)	.07 ** (.06)	.04 (.04)
Alter	-.02 (-.001)	-.03 (-.002)	-.006 (-.0004)
N	2216	2264	2243
korrig. R ²	.10	.08	.09

* signifikant auf dem .05 Niveau; ** signifikant auf dem .01 Niveau

Die Hypothese von Putnam wird durch signifikante negative Effekte des TV-Konsums in den Modellen 1 und 3 bestätigt. Dagegen bleibt der Effekt des TV-Konsums pro Woche in Modell 2 insignifikant. Im Vergleich zu Modell 1 führt die Verwendung des gewichteten TV-Konsums in Modell 3 nicht zu einer größeren erklärten Varianz. Ein möglicher Grund für den insignifikanten Effekt des TV-Konsums pro Woche sowie das etwas schlechtere Abschneiden des gewichteten TV-Konsums liegt möglicherweise darin, daß der TV-Konsum in Minuten pro Tag und der TV-Konsum in Tagen pro Woche nur mit $r = .26$ korrelieren. Signifikant sind jedoch in allen Modellen die Effekte des Einkommens, der Links-Rechts-Selbsteinstufung und des Geschlechts. Die Bildung ist nur in Modell 2 signifikant. Das Alter hat in keinem Modell einen signifikanten Effekt. Betrachtet man nur jene Effekte, die in allen drei Modellen signifikant sind, dann ist das soziale Kapital um so geringer, je größer der TV-Konsum (in Minuten pro Tag sowie als gewichteter TV-Konsum), je geringer das Einkommen, je weiter links sich eine Person politisch einstuft, und je eher sie eine Frau ist. Putnams Anschlußhypothese hat sich damit also in einer multivariaten Analyse bestätigt. Allerdings hat das ökonomische Kapital in Form des Nettoeinkommens durchgängig den stärksten Effekt auf das soziale Kapital. Dieser positive Zusammenhang zwischen ökonomischem und sozialem Kapital wird z.B. von Bourdieu (1983) postuliert. Wenn man jedoch - wie Bourdieu - davon ausgeht, daß ökonomisches, soziales und kulturelles Kapital positiv zusammenhängen, dann überrascht allerdings der geringe (vgl. Modell 2) bzw. nicht signifikante Effekt der Bildung.

7. Zusammenfassung und Diskussion

Dieser Aufsatz hatte das Ziel, zwei verschiedene Handlungsmodelle politischer Partizipation empirisch gegeneinander zu testen. Ein weiteres Ziel bestand darin, zwei bislang noch nicht an einem großen repräsentativen Datensatz überprüfte Anschlußmodelle zur Erklärung zentraler Prädiktoren der beiden Handlungsmodelle zu überprüfen. Unsere Analysen haben gezeigt, daß die Handlungsmodelle, die sich am Rational-Choice-Ansatz orientieren, durchgängig weniger Varianz als die Ressourcen-Modelle erklären. Als besonders erklärungskräftig erwiesen sich in den Rational-Choice-Modellen jedoch soziale Anreize, die interne Efficacy sowie eine Reihe von theoretisch abgeleiteten Interaktionseffekten zwischen interner Efficacy und Unzufriedenheit bzw. moralischen Anreizen. In den beiden Ressourcen-Modellen erklärten dagegen Bildungs- und Netzwerkressourcen (soziales Kapital) sowie Freizeitaktivitäten am meisten Varianz. Wie unsere integrierten Handlungsmodelle gezeigt haben, scheint es sinnvoll zu sein, auch Modelle

zu formulieren und zu testen, die sowohl Rational-Choice- als auch Ressourcen-Variablen enthalten. Im Anschlußmodell zur Erklärung der internen Efficacy gehörten finanzielle und Bildungsressourcen sowie Freizeitaktivitäten zu den Prädiktoren mit den höchsten Beta-Gewichten. Im Anschlußmodell zur Erklärung des sozialen Kapitals gehörten TV-Konsum sowie finanzielle Ressourcen zu den erklärungskräftigsten Prädiktoren. Demographische Prädiktoren wie Alter, Geschlecht oder Ehestatus haben in nahezu allen Modellen keine signifikanten Effekte. Lediglich Bildung und Nettoeinkommen als spezifische Art von Ressourcen haben in einigen Modellen signifikante Effekte.

Ein Problem bei der Überprüfung der Rational-Choice-Modelle besteht darin, daß diese Modelle aufgrund der Datenlage des ALLBUS keine Variablen enthielten, die sich auf den Erwartungsnutzen spezifischer Handlungsfolgen beziehen. So wurden keine Variablen erhoben, die sich auf die subjektive Auftrittswahrscheinlichkeit sowie die Bewertung persönlicher Konsequenzen (z.B. berufliche oder finanzielle Vor- und Nachteile, Kontakte mit Gleichgesinnten, Zusammenstöße mit der Polizei) beziehen, die Bürger erwarten, wenn sie sich politisch engagieren oder dies unterlassen. Ebenso wenig enthielt der ALLBUS Fragen nach der subjektiven Wahrscheinlichkeit und der Bewertung von kollektiven Handlungsfolgen, d.h. Kollektivgütern (z.B. Sieg einer Partei, Regierungswechsel, saubere Umwelt). Obwohl im Rahmen der Messung des Inglehart-Index Präferenzen für Kollektivgüter erhoben wurden, halten wir dies für keine angemessene Operationalisierung des Erwartungsnutzen im Rahmen des Rational-Choice-Ansatzes. Insofern haben wir also unvollständige und damit fehlspezifizierte Rational-Choice-Modelle überprüft, was zur Folge haben kann, daß die geschätzten OLS-Koeffizienten verzerrt sind und die erklärten Varianzen der Rational-Choice-Modelle deshalb geringer als die der Ressourcen-Modelle waren. Obwohl wir uns dieses Problems bewußt waren, hielten wir den Test unvollständiger Rational-Choice-Modelle jedoch immer noch für sinnvoller als gänzlich auf eine Überprüfung zu verzichten.

Da wir einen Index zur Messung politischer Partizipation verwendet haben, in den verschiedene Partizipationsformen eingegangen sind, ist es möglich, daß aufgrund dieser Aggregation spezifische Differenzen zwischen den verschiedenen Aktivitäten nivelliert wurden, die sich in unterschiedlichen Effekten der verwendeten Prädiktoren manifestiert hätten. Dieser Kritik ist zum einen entgegenzuhalten, daß einer Zerlegung der abhängigen Variable in verschiedene Partizipationsformen keine analoge Spezifizierung auf Seite der Prädiktoren entsprochen hätte, weil die Prädiktoren nicht handlungsspezifisch erhoben wurden und insofern das Korrespondenzpostulat von Ajzen und Fishbein nicht erfüllt werden konnte, das fordert, daß sich Prädiktoren und abhängige Variablen in Handlungstheorien auf die gleichen Sachverhalte (d.h. hier die gleichen Handlungen) beziehen müssen. Zum anderen waren die

Verteilungen für die einzelnen (dichotom skalierten) Partizipationsformen extrem schief (vgl. Tabelle 1), so daß logistische Regressionsanalysen zu Problemen geführt hätten.¹³

Ein weiteres Problem hängt mit dem Querschnitt-Design der ALLBUS-Studie zusammen, das es strenggenommen nicht erlaubt, Hypothesen über Wirkungen im Sinne kausal zu interpretierender Zusammenhänge zu testen. Weiter erlaubt es ein derartiges Design auch nicht, nicht-rekursive Modelle zwischen Variablen angemessen zu testen. So sind positive zeitverzögerte nicht-rekursive Beziehungen zwischen der Efficacy und der Partizipation plausibel (vgl. Finkel 1987; Opp et al. 1989: 238 f., 249 f.; Stenner-Day und Fischle 1992; Brady et al. 1995: 271, 278 f.). Weiter sind positive zeitverzögerte nicht-rekursive Beziehungen zwischen moralischen und sozialen Anreizen sowie sozialem Kapital einerseits und der Partizipation andererseits plausibel (vgl. Opp und Roehl 1990: 211 ff.; Opp und Voß 1993: 256 f.; van Deth 1997a: 14). Nur Längsschnittstudien mit diesen Variablen können hier jedoch zuverlässige Antworten liefern.

Anhang: Messung und Konstruktion der Variablen

Perzipierter politischer Einfluß („Political Efficacy“): Es wurden die Antworten auf die beiden folgenden Fragen zu einem additiven Index „Externe Efficacy“ zusammengefaßt, da diese beiden Items in einer Faktorenanalyse hoch auf dem ersten Faktor (Eigenwert: 2.07; erklärte Varianz: 41,4%) luden: „Die Politiker kümmern sich nicht viel darum, was Leute wie ich denken“ sowie „Die Politiker bemühen sich im allgemeinen darum, die Interessen der Bevölkerung zu vertreten“ (vierstufige Skala von „stimme voll und ganz zu“ = 1 bis „stimme überhaupt nicht zu“ = 4). Aufgrund der Itemformulierungen wurde dieser erste Faktor als externe Efficacy interpretiert. Da die Itemformulierungen unterschiedlich gepolt waren, wurden die Antworten so recodiert, daß ein hoher Score auch eine hohe externe Efficacy indiziert. Die beiden Items korrelieren mit $r = .41$. Da die beiden folgenden Items auf dem zweiten Faktor hoch luden (Eigenwert: 1.14; erklärte Varianz: 22,8%) wurde ein additiver Index „Interne Efficacy“ aus ihnen gebildet: „Die ganze Politik

13 Je größer in einer logistischen Regression die eine Gruppe im Vergleich zur anderen Gruppe ist, desto besser ist aus formalen Gründen auch immer das Klassifikationsergebnis für die größere Gruppe. Gesamtklassifikationsergebnisse werden damit immer von der jeweils größeren Gruppe dominiert und dies um so mehr, je größer diese im Vergleich zur kleineren Gruppe ist (vgl. Hosmer und Lemeshow 1989: 147). Damit wird das Gesamtklassifikationsergebnis also "nach oben" verzerrt und zwar unabhängig vom Fit des Modells, der durch das Pseudo- R^2 angegeben wird.

ist so kompliziert, daß jemand wie ich gar nicht versteht, was vorgeht“ sowie „Ich traue mir zu, in einer Gruppe, die sich mit politischen Fragen befaßt, eine aktive Rolle zu übernehmen“ (vierstufige Skala von „stimme voll und ganz zu“ = 1 bis „stimme überhaupt nicht zu“ = 4). Dieser zweite Faktor wurde aufgrund der Itemformulierungen als interne Efficacy interpretiert. Da die Itemformulierungen auch hier unterschiedlich gepolt waren, wurden die Antworten so recodiert, daß ein hoher Score auch eine hohe interne Efficacy indiziert. Die beiden Items korrelieren mit $r = .35$. Ein weiteres Item („Leute wie ich haben so oder so keinen Einfluß darauf, was die Regierung tut“) wurde bei der Konstruktion der Skalen jedoch nicht berücksichtigt, da dieses Item auf beiden Efficacy-Faktoren relativ hohe Ladungen (.54; .57) besaß und insofern keine eindimensionale Messung darstellt. Die beiden additiven Indizes für interne und externe Efficacy korrelieren mit $r = .18$ und messen damit unterschiedliche Dimensionen. Die Ergebnisse unserer Faktorenanalyse werden durch die Untersuchungen von Vetter (1997a, 1997b) bestätigt, in denen sich die gleiche Faktorstruktur für die genannten Items ergab und das zuletzt genannte Item ebenfalls auf zwei Faktoren hoch lud und damit mehrdimensional war (für eine andere Form der Operationalisierung von Efficacy vgl. Opp und Finkel in diesem Band, die einen Index aus handlungsspezifischen Items zur Efficacy verwenden).

Unzufriedenheit mit gesellschaftlichen Verhältnissen: Die Antworten auf folgende Fragen wurden zu einem additiven Index zusammengefaßt, da diese Items in einer Faktorenanalyse alle hoch auf dem ersten Faktor (Eigenwert: 2.59; erklärte Varianz: 37,1%) luden: „Wie beurteilen Sie ganz allgemein die heutige wirtschaftliche Lage in Deutschland?“; „Wie beurteilen Sie Ihre eigene wirtschaftliche Lage heute?“ (fünfstufige Skala von „sehr gut“ = 1 bis „sehr schlecht“ = 5); „Alles in allem gesehen, kann man in einem Land wie Deutschland sehr gut leben“ (vierstufige Skala von „stimme voll und ganz zu“ = 1 bis „stimme überhaupt nicht zu“ = 4), „Wie zufrieden oder unzufrieden sind Sie, alles in allem, mit der Demokratie, so wie sie in Deutschland besteht?“; „Wie zufrieden sind Sie, insgesamt betrachtet, mit den gegenwärtigen Leistungen der Bundesregierung?“ (sechsstufige Skala von „sehr zufrieden“ = 1 bis „sehr unzufrieden“ = 6). Die Antworten wurden so recodiert, daß ein hoher Score eine hohe Unzufriedenheit mit den gesellschaftlichen Verhältnissen indiziert. Zwei weitere Items, die sich auf die allgemeine wirtschaftliche sowie auf die persönliche wirtschaftliche Lage in der Zukunft („in einem Jahr“) bezogen, wurden bei dieser Indexbildung nicht berücksichtigt, da diese beiden Items nur auf einem zweiten Faktor hoch luden (Eigenwert: 1.10; erklärte Varianz: 15,8%), der sich als „Zukunftsfaktor“ interpretieren läßt. Cronbachs standardisiertes α für diesen Index betrug .71.

Kollektivgut-Motivation: Aus der internen Efficacy und der Unzufriedenheit mit den gesellschaftlichen Verhältnissen haben wir durch Multiplikation eine Interaktionsvariable (Unzufriedenheit \times interne Efficacy) gebildet, die wir „Kollektivgut-Motivation“ nennen (für eine andere Operationalisierung dieser Interaktionsvariable mit Hilfe von Postmaterialismus vgl. Opp und Finkel in diesem Band). Die niedrigstmöglichen Werte der Unzufriedenheits-Skala sowie der Efficacy-Skala wurden dabei als 0 festgelegt. Bei einer Multiplikation der beiden Skalen nimmt dann der Interaktionsterm (Unzufriedenheit \times interne Efficacy) den Wert 0 an, wenn eine Person entweder völlig zufrieden ist und/oder wenn sie sich als völlig einflußlos wahrnimmt.

Soziale Anreize: Soziale Anreize für politische Partizipation wurden über die beiden folgenden Fragen gemessen: „Wieviele Personen aus Ihrem Freundeskreis üben Kritik an der gegenwärtigen politischen Situation in der Bundesrepublik?“ sowie „Wieviele Personen aus Ihrem Freundeskreis sind in den letzten Jahren politisch aktiv gewesen?“ (vierstufige Skala: „niemand“ = 0; „einige“ = 1; „viele“ = 2; „fast alle“ = 3). Aus beiden Items wurde ein additiver Index gebildet. Beide Items korrelieren mit $r = .21$. Ein möglicher Grund für diese relativ niedrige Korrelation könnte der unterschiedliche Zeitbezug in den beiden Items sein („gegenwärtig“ bzw. „in den letzten Jahren“). Dieser Index wurde in einer weiteren Version mit der subjektiven Wichtigkeit, die Freunde und Bekannte für den Befragten besitzen, gewichtet. Gemessen wurde die subjektive Wichtigkeit des Lebensbereichs „Freunde und Bekannte“ mit einer siebenstufigen Skala von „unwichtig“ = 0 bis „sehr wichtig“ = 6. Der Interaktionsterm (soziale Anreize \times Wichtigkeit von Freunden und Bekannten) nimmt den Wert 0 an, wenn keine Person aus dem Freundeskreis des Befragten Kritik an der politischen Situation ausgeübt hat oder politisch aktiv war und/oder wenn der Befragte den Lebensbereich „Freunde und Bekannte“ für unwichtig hält. Auch in diesem Fall betrachten wir die Wertebereiche der interagierenden Variablen als einen Teil unserer theoretischen Annahmen.

Moralische Anreize („Partizipationsnormen“): Die Antworten auf folgende Fragen wurden zu einem additiven Index zusammengefaßt, da diese Items in einer Faktorenanalyse alle hoch auf dem ersten Faktor (Eigenwert: 1.64; erklärte Varianz: 23,5%) luden: „In der Demokratie ist es die Pflicht jedes Bürgers, sich regelmäßig an den Wahlen zu beteiligen“, „Volksabstimmungen sind ein notwendiger Bestandteil der Demokratie“, „Demokratie sollte nicht auf den politischen Bereich beschränkt bleiben, sondern in allen gesellschaftlichen Bereichen verwirklicht werden“ (vierstufige Skala von „stimme voll und ganz zu“ = 1 bis „stimme überhaupt nicht zu“ = 4). Die Antworten wurden so recodiert, daß ein hoher Score eine hohe Akzeptanz von Partizipationsnormen indiziert. Cronbachs standardisiertes α für diesen Index betrug .49. Vier weitere Items zur Messung von Partizipationsnormen wurden nicht

in diesen Index aufgenommen, da jeweils zwei dieser vier Items auf einem zweiten Faktor (Eigenwert: 1.26; erklärte Varianz: 18%) und auf einem dritten Faktor (Eigenwert: 1.12; erklärte Varianz: 16,1%) luden.

Politische Links-Rechts-Selbsteinstufung: 10-stufige Skala von „links“ = 1 bis „rechts“ = 10. *Ideologischer Extremismus:* Hierzu wurden die Werte der Links-Rechts-Selbsteinstufung zunächst folgendermaßen recodiert (alter Wert = neuer Wert): (1 = -4.5), (2 = -3.5), (3 = -2.5), (4 = -1.5), (5 = -.5), (6 = .5), (7 = 1.5), (8 = 2.5), (9 = 3.5), (10 = 4.5). Die so recodierten Werte wurden anschließend quadriert, was dazu führte, daß besonders linke oder besonders rechte Personen identische hohe Werte, ideologisch indifferente Personen dagegen niedrige Werte bekamen. *Postmaterialismus-Index* nach Inglehart (Postmaterialisten = 3; Postmaterialistischer Mischtyp = 2; Materialistischer Mischtyp = 1; Materialisten = 0). Die Messung bestand darin, vier politische Ziele, die den Charakter öffentlicher Güter haben, in eine Rangordnung subjektiver Wichtigkeit zu bringen. Bei diesen öffentlichen Gütern handelt es sich um die beiden materialistischen Kollektivgüter „Aufrechterhaltung von Ruhe und Ordnung“ sowie „Kampf gegen steigende Preise“ sowie um die beiden postmaterialistischen Kollektivgüter „Mehr Einfluß der Bürger auf die Entscheidungen der Regierung“ sowie „Schutz des Rechtes auf freie Meinungsäußerung“. Der Postmaterialismus-Index wurde im ALLBUS 1998 folgendermaßen berechnet: Befragte, die die beiden materialistischen Kollektivgüter für die wichtigsten hielten, wurden als Materialisten eingestuft. Befragte, die die beiden postmaterialistischen Kollektivgüter für die wichtigsten hielten, wurden dagegen als Postmaterialisten eingestuft. Befragte, die ein postmaterialistisches Ziel an erster Stelle und ein materialistisches Ziel an zweiter Stelle nannten, wurden als Postmaterialistischer Mischtyp bezeichnet und Befragte, die ein materialistisches Ziel an erster Stelle und ein postmaterialistisches Ziel an zweiter Stelle nannten, wurden als Materialistischer Mischtyp bezeichnet.

Soziales Kapital: Es wurde gefragt, in welchen Organisationen, Verbänden und Vereinen die Befragten zum Erhebungszeitpunkt Mitglieder sind (Mitglied = 1; kein Mitglied = 0). Bei diesen Organisationen, Verbänden und Vereinen handelte es sich um die folgenden: Gewerkschaft im DGB; Deutsche Angestelltengewerkschaft; Christliche Gewerkschaft; Union leitender Angestellter; Deutscher Beamtenbund; Bauernverband; Gewerbeverband; Unternehmerverband; Berufsverband freier Berufe; sonstiger Berufsverband; Gesangsverein; Sportverein; sonstiger Hobbyverein; Heimat- und Bürgerverein; sonstiger geselliger Verein; Vertriebenenverband; Wohlfahrtsverband; kirchlicher oder religiöser Verein; Jugendorganisation oder Studentenverband; andere Vereine oder Verbände. Mitgliedschaften in einer politischen Partei, einer Bürgerinitiative oder einer alternativen politischen Gruppe wurden jedoch nicht berücksichtigt, da hier Überschneidungen mit politischen Partizipationsformen vorliegen, die Bestandteil

der abhängigen Variable sind. Da eine Faktorenanalyse der Mitgliedschaften keine sinnvoll interpretierbare Faktorstruktur ergab, wurde ein gemeinsamer additiver Index zur Messung des sozialen Kapitals auf der Grundlage aller genannten Mitgliedschaften berechnet. Ein Problem bei der Messung sozialen Kapitals durch die Zahl der Mitgliedschaften in Organisationen, Verbänden und Vereinen besteht jedoch darin, daß Nominalmitgliedschaften im Sinne rein formaler Mitgliedschaften („Karteileichen“) natürlich nichts über die aktive Teilnahme einer Person in diesen Organisationen, Verbänden und Vereinen aussagen.

Freizeitaktivitäten: Es wurde gefragt, wie oft folgende Aktivitäten in der Freizeit ausgeführt werden (fünfstufige Skala: „täglich“ = 4; „mindestens einmal jede Woche“ = 3; „mindestens einmal jeden Monat“ = 2; „seltener“ = 1; „nie“ = 0): Bücher lesen; Zeitschriften lesen; Schallplatten, CDs oder Musikkassetten hören; Videokassetten ansehen; mit dem Computer beschäftigen; das Internet oder spezielle Online-Dienste nutzen; sich privat weiterbilden; nichts tun und faulenz; Spaziergehen oder Wandern; Yoga, Meditation, autogenes Training, Körpererfahrung; etwas essen oder trinken gehen (Cafe, Kneipe, Restaurant); gegenseitige Besuche von Nachbarn, Freunden oder Bekannten; gegenseitige Besuche von Familienangehörigen oder Verwandten; Karten- und Gesellschaftsspiele im Familienkreis; Ausflüge oder kurze Reisen; Besuch von religiösen Veranstaltungen; ehrenamtliche Tätigkeiten in Vereinen, Verbänden oder sozialen Diensten; künstlerische und musische Tätigkeiten (Malerei, Musizieren, Fotografie, Theater, Tanz); Basteln und Reparaturen am Haus, in der Wohnung, am Auto, Gartenarbeit; aktive sportliche Betätigung; Besuch von Sportveranstaltungen; Kinobesuch, Besuch von Pop- oder Jazzkonzerten, Tanzveranstaltungen oder Diskotheken; Besuch von Oper, klassischem Konzert, Theater, Ausstellungen. Das Item „Beteiligung in Parteien, in der Kommunalpolitik oder in Bürgerinitiativen“ ging nicht in diesen Index ein, da hier Überschneidungen mit politischen Partizipationsformen vorliegen, die Bestandteil der abhängigen Variable sind. Da Faktorenanalysen dieser Variablen zu keiner sinnvoll interpretierbaren Faktorstruktur führten, wurde aus den Antworten ein additiver Index gebildet, dessen Gesamtscore um so höher ist, je häufiger eine Person diese Freizeitaktivitäten ausführt.

Demographische Merkmale: *Geschlecht* (Männer = 1, Frauen = 2), monatliches *Nettoeinkommen* der Befragten; *Bildung*, gemessen über den höchsten Schulabschluß (kein Schulabschluß = 1; Volks-, Hauptschule = 2; Mittlere Reife, Realschule = 3; Fachhochschulreife = 4; Hochschulreife, Abitur = 5); *Alter* der Befragten.

Literatur

- Ajzen, Icek, 1988, *Attitudes, Personality and Behaviour*. Chicago: Dorsey Press.
- Ajzen, Icek, Martin Fishbein, 1980, *Understanding Attitudes and Predicting Social Behavior*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Bourdieu, Pierre, 1983, Ökonomisches Kapital, kulturelles Kapital, soziales Kapital. In: Reinhard Kreckel (Hg.), *Soziale Ungleichheiten*. Göttingen: Schwartz & Co, 183-198.
- Brady, Henry E., Sidney Verba, Kay L. Schlozman, 1995, Beyond SES: A Resource Model of Political Participation. In: *American Political Science Review*, 89, 271-294.
- Coleman, James S., 1990, *Foundations of Social Theory*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Finkel, Steven E., 1987, The Effects of Participation on Political Efficacy and Political Support: Evidence from a West German Panel. In: *The Journal of Politics*, 49, 443-464.
- Finkel, Steven E., Karl-Dieter Opp, 1999, *The Dynamics of Collective Political Action*, Ms.
- Fishbein, Martin, Icek Ajzen, 1975, *Belief, Attitude, Intention and Behavior. An Introduction to Theory and Research*. Reading, MA.: Addison-Wesley.
- Flammer, August, 1995, Developmental Analysis of Control Beliefs. In: Albert Bandura (Ed.), *Self-Efficacy in Changing Societies*. Cambridge: Cambridge University Press, 69-113.
- Gabler, Siegfried, 1994, Ost-West-Gewichtung der Daten der ALLBUS-Baseline-Studie 1991 und des ALLBUS 1992. In: *ZUMA-Nachrichten*, 35, 77-81.
- Goldthorpe, John H., 1997, The Integration of Sociological Research and Theory. Grounds for Optimism at the End of the Twentieth Century. In: *Rationality and Society*, 9, 405-426.
- Haug, Sonja, 1997, *Soziales Kapital. Ein kritischer Überblick über den aktuellen Forschungsstand*. Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung (MZES). Mannheim.
- Hosmer, David W., Stanley Lemeshow, 1989, *Applied Logistic Regression*. New York: Wiley & Sons.
- Inglehart, Ronald, 1981, Value Change in the Uncertain 1970. In: G. Dlugos/K. Weiermeier (Eds.), *Management under Differing Value Systems*. Berlin: de Gruyter, 75-108.
- Jennings, M. Kent, Gregory B. Markus, 1988, Political Involvement in the Later Years: A Longitudinal Study. In: *American Journal of Political Science*, 32, 302-316.
- Jennings, M. Kent, Richard G. Niemi, 1981, *Generations and Politics: A Panel Study of Young Adults and Their Parents*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Koch, Achim, Karin Kurz, Holger Mahr-George, Martina Wasmer, 1999, *Konzeption und Durchführung der „Allgemeinen Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften“ (ALLBUS) 1998*. ZUMA-Arbeitsbericht 99/02. Mannheim.

- Kunz, Volker, 1997, *Theorie rationalen Handelns. Konzepte und Anwendungsprobleme*. Opladen: Leske & Budrich.
- Kunz, Volker, Oscar W. Gabriel, 2000, Soziale Integration und politische Partizipation. Das Konzept des Sozialkapitals - Ein brauchbarer Ansatz zur Erklärung politischer Partizipation? In: Ulrich Druwe, Steffen-M. Kühnel, Volker Kunz (Hg.), *Kontext, Akteur und strategische Interaktion. Untersuchungen zur Organisation politischen Handelns in modernen Gesellschaften*. Opladen: Leske & Budrich, 47-74.
- Leighley, Jan E., 1995, Attitudes, Opportunities and Incentives: A Field Essay on Political Participation. In: *Political Research Quarterly*, 48, 181-209.
- Moe, Terry M., 1980, *The Organization of Interests. Incentives and the Internal Dynamics of Political Interest Groups*. Chicago: University of Chicago Press.
- Norris, Pippa, 1996, Does Television Erode Social Capital? A Reply to Putnam. In: *Political Science and Politics*, 29, 474-480.
- Opp, Karl-Dieter, 1990, Postmaterialism, Collective Action, and Political Protest. In: *American Journal of Political Science*, 34, 212-235.
- Opp, Karl-Dieter, 1992, Legal and illegal protest in interkulturellen Vergleich. In: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 44, 436-460.
- Opp, Karl-Dieter, Käte Burow-Auffarth, Peter Hartmann, Thomazine von Witzleben, Volker Pöhls, Thomas Spitzley, 1984, *Soziale Probleme und Protestverhalten. Eine empirische Konfrontation des Modells rationalen Verhaltens mit soziologischen und demographischen Hypothesen am Beispiel von Atomkraftgegnern*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Opp, Karl-Dieter, Peter Hartmann, Petra Hartmann, 1989, *The Rationality of Political Protest. A Comparative Analysis of Rational Choice Theory*. Boulder, CO: Westview.
- Opp, Karl-Dieter, Wolfgang Roehl, 1990, *Der Tschernobyl-Effekt. Eine Untersuchung über die Ursachen politischen Protests*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Opp, Karl-Dieter, Peter Voß, 1993, *Die volkseigene Revolution*. Stuttgart: Klett-Cotta.
- Putnam, Robert D., 1993a, *Making Democracy Work. Civic Traditions in Modern Italy*. Princeton: Princeton University Press.
- Putnam, Robert D., 1993b, The Prosperous Community: Social Capital and Public Life. In: *The American Prospect*, 13, 35-42.
- Putnam, Robert D., 1995a, Bowling Alone. America's Declining Social Capital. In: *Journal of Democracy*, 6, 65-78.
- Putnam, Robert D., 1995b, Tuning In, Tuning Out: The Strange Disappearance of Social Capital in America. In: *Political Science and Politics*, 28, 664-683.
- Sandefur, Rebecca L., Edward O. Laumann, 1998, A Paradigm for Social Capital. In: *Rationality and Society*, 10, 481-501.
- Stenner-Day, Karen, Mark Fischle, 1992, The Effects of Political Participation on Political Efficacy: A Simultaneous Equations Model. In: *Australian Journal of Political Science*, 27, 282-305.
- van Deth, Jan W., 1997a, Introduction: Social Involvement and Democratic Politics. In: Jan W. van Deth (Ed.), *Private Groups and Public Life. Social Participation, Voluntary Associations, and Political Involvement in Representative Democracies*. London: Routledge, 47-74.

- van Deth, Jan W., 1997b, (Ed.), *Private Groups and Public Life. Social Participation, Voluntary Associations, and Political Involvement in Representative Democracies*. London: Routledge.
- van Deth, Jan W., 1997c, Formen konventioneller politischer Partizipation. Ein neues Leben alter Dinosaurier? In: Oscar W. Gabriel (Hg.), *Politische Orientierungen und Verhaltensweisen im vereinigten Deutschland*. Opladen: Leske & Budrich, 291-319.
- Verba, Sidney, Kay L. Schlozman, Henry E. Brady, Norman H. Nie, 1993, Citizen Activity: Who Participates? What Do They Say? In: *American Political Science Review*, 87, 303-318.
- Verba, Sidney, Kay L. Schlozman, Henry E. Brady, 1995, *Voice and Equality: Civic Voluntarism in American Politics*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Vetter, Angelika, 1997a, Political Efficacy: Alte und neue Messmodelle. In: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 49, 53-73.
- Vetter, Angelika, 1997b, *Political Efficacy: Reliabilität und Validität. Alte und neue Messmodelle im Vergleich*. Wiesbaden: Deutscher Universitätsverlag.
- Whiteley, Paul F., Patrick Seyd, 1997, Political Capital Formation among British Party Members, In: Jan W. van Deth (Ed.), *Private Groups and Public Life. Social Participation, Voluntary Associations, and Political Involvement in Representative Democracies*. London: Routledge, 125-143.