

Erschienen in:  
ZA-Information 54, 2004, 27-52.

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

## **Online-Umfragen – schnell, billig, aber auch valide? Ein Vergleich zweier Internetbefragungen mit persönlichen Interviews zur Bundestagswahl 2002**

von Harald Schoen<sup>1</sup>

### **Zusammenfassung**

*Der Beitrag vergleicht die Ergebnisse einer persönlichen Befragung einer Zufallsstichprobe, einer Online-Befragung zufällig ausgewählter Internetnutzer sowie einer offenen WWW-Umfrage zu politischen Einstellungen, die im Umfeld der Bundestagswahl 2002 durchgeführt wurden. Aus Unterschieden in der Rekrutierung der Respondenten und im Befragungsmodus werden Hypothesen abgeleitet und empirisch überprüft. Die Randverteilungen der Online-Befragungen, vor allem aber der offenen WWW-Umfrage, weichen deutlich von jenen in der mündlichen Befragung ab: Männer, junge, hochgebildete, politisch interessierte und informierte Menschen sind darin deutlich überrepräsentiert. Sieht man von Wissensfragen ab, lassen sich zwischen den drei Umfragen keine gravierenden Unterschiede im Messfehler nachweisen. In Bezug auf Reliabilitätsschätzungen treten nur geringe Differenzen zwischen den drei Erhebungen auf. Dagegen resultieren zu Korrelationen zwischen Variablen, die mit der Rekrutierungswahrscheinlichkeit in Online- und Offline-Erhebungen zusammenhängen, in den Online-Erhebungen, vor allem aber der WWW-Umfrage deutlich andere Befunde als in der mündlich befragten Zufallsstichprobe. Gleiches gilt für Korrelationen zwischen parteipolitischen Einstellungen und für die Erklärungskraft politischer Einstellungen in Bezug auf das Wahlverhalten. Online-Erhebungen, insbesondere aber offene Web-Umfragen sind somit weitgehend ungeeignet, valide Aussagen über Randverteilungen und Variablenzusammenhänge in der deutschen Gesamtbevölkerung zu treffen.*

---

<sup>1</sup> Dr. **Harald Schoen** ist Wiss. Mitarbeiter am Institut für Politikwissenschaft der Johannes Gutenberg-Universität Mainz, Saarstraße 21, 55099 Mainz, Email: harald.schoen@politik.uni-mainz.de

## **Abstract**

*Online surveys – fast, cheap, but also valid? A comparison of two internet surveys with personal interviews on the German federal election 2002*

*This article analyses whether internet surveys on political attitudes allow for valid inferences on the electorate as a whole. For this purpose difference hypotheses on marginal distributions and correlations are proposed. They are tested empirically by comparing results of personally interviewed members of a probability sample, an online survey among members of an online panel and results of a survey among voluntary participants in an internet survey. As far as univariate statistics are concerned, the analysis reveals systematic biases in online surveys: Men, young, highly educated and politically interested persons participate in online surveys at a disproportionately high rate. Reliability estimates in online surveys do not diverge from results of personal interview data, but correlations among variables which are correlated with the selection probabilities in online surveys differ clearly from offline survey results; additionally, online estimates of the correlations among political attitudes and the explanatory power of political attitudes on voting behaviour differ from offline results; and this is especially true for the www-survey. Hence, the results show that at the moment online surveys – and especially www-surveys – are of very limited value for the analysis of the electorate as a whole in Germany.*

## **1 Einleitung<sup>2</sup>**

Die Expansion des Internets hat nicht nur der Wirtschaft eine Sonderkonjunktur beschert, sondern auch zur Verbreitung von Online-Befragungen beigetragen (siehe etwa **Pötschke/Simonson** 2001). Mittlerweile gibt es kaum mehr ein renommiertes Meinungsforschungsinstitut, das sich nicht des Internets zur Datenerhebung bediente (siehe etwa **Güllner** 2000: 566). Zudem können Ergebnisse solcher Erhebungen in der Öffentlichkeit mit erheblicher Aufmerksamkeit rechnen (siehe etwa Perspektive Deutschland 2003). Die Beliebtheit von Internetbefragungen lässt sich leicht mit den offenkundigen Vorteilen erklären, die sie gegenüber etablierten Erhebungsformen aufweisen (siehe etwa **Batinic** 2001: 12-14; **Cobanoglu** et al. 2001: 443-444; **Taylor** 2000: 53, 57): In sehr kurzer Zeit können zahlreiche Merkmale vieler Menschen bei einem vergleichsweise kleinen Erhebungsaufwand ermittelt werden. Ferner können anspruchsvolle multimediale Stimuli eingesetzt (siehe **Alvarez** et al.

---

2 Für wertvolle Anregungen danke ich dem anonymen Gutachter.

2003: 23) und besser als bei manchen anderen Befragungsformen Reaktionszeiten gemessen werden (siehe etwa *Bassili* 1995).

Trotz dieser Vorteile werden jedoch Zweifel daran geäußert, dass Onlineumfragen etablierte Erhebungstechniken gleichwertig ersetzen könnten, wenn man valide Aussagen über die Gesamtbevölkerung anstrebt. In der wissenschaftlichen Diskussion wird beispielsweise auf verzerrende Wirkungen unterschiedlicher Web-Browser (siehe *Couper* et al. 2001) und der optischen Gestaltung von Online-Fragebögen (siehe etwa *Gräf* 1999: 159-173; *Dillman* 2000: 352-433) hingewiesen. Als Kernproblem von Online-Erhebungen wurden jedoch starke Selbstselektionseffekte identifiziert (siehe etwa *Bandilla* et al. 2001: 8-11; *Vehovar* et al. 2002: 239). Allerdings konzentrierte sich die Forschung auf diesem Gebiet bislang weitgehend auf Randverteilungen, während Zusammenhänge zwischen Variablen allenfalls am Rande und explorativ untersucht wurden (siehe *Bandilla* et al. 2001: 24-25; siehe aber für die USA *Berrens* et al. 2003). Dies erscheint problematisch, da Zusammenhänge als vergleichsweise robust gegen Stichprobenverzerrungen gelten (siehe *Schnell* 1991a: 133) und Onlineumfragen daher in der Praxis trotz ihrer Defizite geeignet sein könnten, mit geringem Aufwand zumindest über Variablenzusammenhänge in der Gesamtbevölkerung valide Aussagen zu treffen.

Der vorliegende Beitrag vergleicht empirisch die Ergebnisse einer persönlichen Befragung zu politischen Einstellungen mit Resultaten zweier praktisch bedeutsamer Varianten der Online-Umfrage, einer Onlinebefragung eines Online-Panels und einer offenen WWW-Umfrage. Zunächst werden mögliche Verzerrungseffekte theoretisch diskutiert und daraus Hypothesen zu Randverteilungen und Variablenzusammenhängen abgeleitet. Sie werden anschließend anhand von Daten überprüft, die im Umfeld der Bundestagswahl 2002 per Internet und mit persönlichen Interviews erhoben wurden. Abschließend werden die Ergebnisse zusammengefasst und diskutiert.

## 2 Theoretische Überlegungen

Persönliche Interviews, online durchgeführte Interviews zufällig ausgewählter Internetnutzer und offene WWW-Umfragen unterscheiden sich hinsichtlich der Rekrutierung von Respondenten und des Befragungsmodus' (siehe für eine Übersicht *Couper* 2000: 477-490). Aus diesen Unterschieden sollen in diesem Abschnitt Hypothesen darüber abgeleitet werden, wie sich Befunde zu Randverteilungen und Variablenzusammenhängen zwischen den drei Erhebungsformen bei einer Umfrage zu politischen Einstellungen unterscheiden sollten.

In Bezug auf die Rekrutierung der Respondenten kommt das klassische face-to-face-Interview einer echten Zufallsstichprobe recht nahe. Gleichwohl führen Probleme bei der Stichprobenziehung (vgl. *Schnell* 1991a; siehe allgemein *Groves* 1987: S159-S166, 1989: 1-37) und bei der Stichprobenausschöpfung (vgl. *Schnell* 1997: 71-127) zu Verzerrungen zugunsten von Personen mit hoher formaler Bildung und ausgeprägtem Interesse am Gegenstand der Untersuchung (siehe etwa *Esser* 1986a; *Hartmann/Schimpl-Neimanns* 1992; *Koch* 1997).

Ungleich größere Abweichungen vom Ideal einer für die Gesamtbevölkerung repräsentativen Stichprobe treten bei Online-Umfragen unter Mitgliedern eines Online-Panels auf. Die Auswahlgesamtheit umfasst nur Personen, die in einer mündlichen oder telefonischen Befragung angeben, über einen Internetzugang zu verfügen und grundsätzlich an Online-Erhebungen teilnehmen zu wollen, und daher in ein Online-Panel aufgenommen werden. Da Internetnutzer noch immer überdurchschnittlich unter Männern, Personen niedrigen Alters und Höhergebildeten zu finden sind (siehe etwa *Bandilla* 1999: 15; *Bandilla* et al. 2001: 17; *Batinic* 2001: 48-51), sind diese Gruppen auch in der Stichprobe überrepräsentiert. Zudem dürften unter den Internetnutzern die am Befragungsthema interessierten und hoch gebildeten eher bereit sein, sich in ein Online-Panel aufnehmen zu lassen, weshalb die Stichprobe selbst für die Internetnutzer nur eingeschränkt repräsentativ sein dürfte. Die Ausfallprozesse nach der Stichprobenziehung werden – sieht man von internetspezifischen Faktoren wie stillgelegten E-mail-Adressen sowie Telefon- und Providergebühren ab – wie bei Offline-Erhebungen nicht zuletzt vom Interesse am Interview-Gegenstand beeinflusst (siehe etwa *Vehovar* et al. 2002: 235; *Bosnjak* 2002), und zwar vermutlich stärker als bei face-to-face-Interviews, weil keine persönlichen Überzeugungsversuche möglich sind. Insgesamt ist daher bei Online-Umfragen unter zufällig ausgewählten Internetnutzern von einer deutlich stärkeren Verzerrung der Stichprobe als bei mündlichen Umfragen auszugehen.

Bei offenen Online-Befragungen, für die im Internet oder auch in der Offline-Welt geworben wird, ist mit noch gravierenderen Verzerrungen zu rechnen. Nicht einmal im Ansatz wird bei diesem Verfahren aus einer wohldefinierten Auswahlgesamtheit eine Zufallsstichprobe gezogen, vielmehr werden die Respondenten willkürlich ausgewählt (siehe etwa **Bandilla** 1999: 11). Die Selbstselektionseffekte dieses Rekrutierungsprozesses liegen auf der Hand: Soweit die Erhebung im Internet beworben wird, werden bevorzugt Personen mit Internetzugang und einer hohen Nutzungsfrequenz dieses Mediums überhaupt auf die Befragung aufmerksam (siehe **Bandilla** 1999: 12; **Bandilla/Hauptmanns** 1998: 37-41; **Hauptmanns** 1999: 24-29). Zudem werden Hinweise auf eine Erhebung – ob nun im Internet oder in der Offline-Welt – nicht vollkommen wahllos platziert, sondern vor allem dort, wo am ehesten teilnahmebereite Personen zu vermuten sind. Folglich ist die Wahrscheinlichkeit, auf eine offene Web-Umfrage aufmerksam zu werden und überhaupt über die Teilnahme entscheiden zu können, asymmetrisch zugunsten hochgebildeter und am Befragungsthema interessierter Personen verteilt. Unter den informierten Personen hängt die Beteiligungsentscheidung von ähnlichen Faktoren wie bei anderen Online-Befragungen ab: eine Person muss teilnehmen können, also Zugang zum Internet haben, und wollen, also das Ausfüllen des Fragebogens für so wichtig halten, dass sie dafür Zeit und Geld zu investieren bereit ist; deshalb werden sich von den angesprochenen Personen bevorzugt formal hochgebildete und am Gegenstand der Befragung interessierte Menschen an der Erhebung beteiligen (siehe etwa **Bosnjak/Batinic** 1999: 146-149). Infolge der kumulativen Wirkung der drei Schwellen – Internetzugang, Aufmerksamkeit, Teilnahme – ist somit für die offene WWW-Umfrage eine stärkere Verzerrung des Befragtenkreises in Richtung hoher formaler Bildung und inhaltlichen Interesses zu erwarten als für eine Umfrage unter zufällig ausgewählten Internetnutzern.

Aus den Unterschieden in der Rekrutierung der Respondenten lässt sich für die hier betrachteten Umfragen zu politischen Einstellungen Hypothese 1 ableiten: Männer, junge Menschen und hoch Gebildete sollten in Online-Erhebungen generell überrepräsentiert sein, wegen der zusätzlichen Aufmerksamkeitsschwelle dürfte die Verzerrung bei offenen WWW-Umfragen noch größer ausfallen als für Online-Umfragen unter Mitgliedern eines Online-Panels. Daneben sind Unterschiede in der Verteilung politischer Merkmale zu erwarten: Eine hohe Formalbildung hängt zusammen mit politischem Interesse, Wissen und Engagement (siehe etwa **Delli Carpini/Keeter** 1996: 154-174; **Maier** 2000: 144-155), und diese Faktoren begünstigen zusätzlich eigenständig die Aufmerksamkeit für eine offene Online-Umfrage sowie – bei gegebener Information – die Teilnahme daran. Daher ist für Onlineinterviews

generell mit der Überschätzung der politischen Involvierung und des politischen Wissens zu rechnen, vor allem aber bei einer offenen WWW-Umfrage (Hypothese 2).

Die vermuteten Verzerrungen von Randverteilungen können auch dazu führen, dass Zusammenhänge der betreffenden Merkmale in Online-Erhebungen von den in einer mündlich befragten Zufallsstichprobe gemessenen abweichen. In Online-Befragungen kommen bestimmte Merkmalsausprägungen, etwa niedrige formale Bildung oder geringes politisches Interesse, deutlich seltener oder überhaupt nicht vor. Im Extremfall könnte der Wertebereich – gemessen an der Verteilung in einer repräsentativen Stichprobe – nicht vollständig abgebildet werden, in jedem Fall dürfte jedoch die Varianz systematisch unterschätzt werden. In der Folge könnte sich der Zusammenhang zwischen Merkmalen, die mit der Rekrutierungswahrscheinlichkeit zusammenhängen, in einer verzerrten Online-Auswahl anders darstellen als in einer repräsentativen Stichprobe, und zwar in der Regel schwächer ausfallen (siehe *Heckman* 1979; *Berk* 1983; *Groves* 1989: 90-95). Folglich ist für eine Online-Umfrage, vor allem aber eine offene WWW-Umfrage, mit einer Unterschätzung des tatsächlichen Zusammenhangs zu rechnen. Diese Überlegungen werden exemplarisch an den Zusammenhängen zwischen der formalen Bildung, dem politischen Interesse und der subjektiven politischen Kompetenz untersucht, da deren Randverteilung in Online-Erhebungen verzerrt sein sollte (Hypothese 3).

Die verzerrenden Rekrutierungsmechanismen könnten aber auch Zusammenhänge zwischen Merkmalen beeinträchtigen, die nicht unmittelbar mit der Auswahlwahrscheinlichkeit zusammenhängen. In Internetumfragen dürften formal hochgebildete, politisch involvierte und informierte Personen überrepräsentiert sein, die vergleichsweise stark kristallisierte politische Einstellungen und klar strukturierte Einstellungssysteme aufweisen (siehe *Bartle* 1997, 2000; *Converse* 1964: 208; *Delli Carpini/Keeter* 1996: 227-254; *Feldman* 1989; *Zaller* 1990). Abstrahiert man von Messfehlern, sollten daher unter den Teilnehmern an Online-Befragungen, vor allem aber an offenen WWW-Umfragen stärkere Zusammenhänge festgestellt werden als in einer repräsentativen Stichprobe. Folglich dürfte die verzerrte Rekrutierung die Gültigkeit von Reliabilitätsprüfungen von Likertskalen in Online-Erhebungen beeinträchtigen: wegen der stärker ausgeprägten Einstellungsstrukturen bei Online-Teilnehmern könnte die Reliabilität eines Instruments überschätzt werden, so dass es in einem Online-Panel, erst recht aber in offenen WWW-Umfragen als reliabel gelten könnte, ohne in einer repräsentativen Stichprobe die gängigen Anforderungen zu erfüllen. Diese Frage soll für drei Skalen empirisch untersucht werden, eine Rechtsextremismus-Skala (vgl. *Falter* 1994: 136-140) sowie Skalen zur Messung politischen Kompetenzgefühls (internal efficacy) und Responsivitätsgefühls (external efficacy) (vgl. *Vetter* 1997: 113-138) (Hypothese 4).

Hochgradig politisch involviert sind nicht zuletzt Parteianhänger, also Personen, die sich mit einer Partei identifizieren, daher parteipolitisch außerordentlich stark strukturierte politische Einstellungen besitzen, das politische Geschehen verzerrt im Sinne ‚ihrer‘ Partei betrachten und politische Akteure unterschiedlicher Couleur überdurchschnittlich stark als Gegner wahrnehmen (siehe etwa *Falter* et al. 2000: 251-255). Sollten unter Respondenten in (offenen) Online-Umfragen überproportional viele politisch Interessierte und Parteianhänger zu finden sein, müssten daher in Online-Umfragen, vor allem aber in einer offenen WWW-Erhebung die Einstellungen zu Parteien und Kandidaten stärker zusammenhängen als in einem repräsentativen Querschnitt aus den Wahlberechtigten (Hypothese 5).

Gestützt auf diese Überlegung, kann man zwischen den drei Erhebungen auch Unterschiede erwarten, wenn man versucht, Wahlverhalten mit dem klassischen sozialpsychologischen Modell der Michigan-Schule zu erklären, das die Stimmenscheidung auf Parteiidentifikation, Kandidaten- und Sachfragenorientierungen zurückführt (vgl. *Campbell* et al. 1954, 1960). Es ist davon auszugehen, dass die wahlrelevanten Einstellungen – die Parteiidentifikation, die Sachfragen- und die Kandidatenorientierungen – in einer Online-Erhebung, vor allem aber in einer offenen WWW-Umfrage stärker als in einer repräsentativen Stichprobe zusammenhängen, was größere Multikollinearitätsprobleme mit sich bringt (Hypothese 6). Zugleich sollten jedoch wegen der stärkeren Strukturierung der Einstellungen in dieser Gruppe die Attitüden enger mit dem Wahlverhalten zusammenhängen, so dass das klassische Drei-Variablen-Modell in einer Online-Befragung, vor allem aber einer offenen WWW-Erhebung eine höhere Erklärungsleistung erzielen dürfte als in einer repräsentativen Stichprobe (Hypothese 7).

Bislang wurde implizit unterstellt, infolge der unterschiedlichen Rekrutierungsprozesse träten zwischen den drei betrachteten Erhebungsformen nur Unterschiede in den ‚wahren‘ Werten der Variablen auf, nicht aber in den Messfehlern. Dies muss aber nicht zwangsläufig zutreffen, da theoretisch Unterschiede in der Rekrutierung der Respondenten und im Befragungsmodus zu Unterschieden in den Messfehlern führen können.

Eine Wirkung von Unterschieden in der Rekrutierung auf die Häufigkeit von Messfehlern erscheint durchaus plausibel. Denn mit jedem Schritt von der mündlichen hin zur offenen WWW-Umfrage wächst die Verzerrung der Respondenten in Richtung hoher Bildung und inhaltlichen Interesses. Damit nimmt aber die Wahrscheinlichkeit zu, dass die Befragten auskristallisierte Einstellungen besitzen und keine Messfehler auftreten (siehe etwa *Converse* 1964: 208; *Sudman/Bradburn* 1974: 71; *DeMaio* 1984: 273; *Narayan/Krosnick* 1996; siehe aber auch *Reuband* 2000,

2001). Der Verzerrungseffekt bei der Respondentenrekrutierung spricht somit für eine vergleichsweise hohe Datenqualität von Online-Erhebungen. Allerdings hängt die Neigung zu Falschantworten empirisch nur schwach mit der formalen Bildung und Interesse am Interviewinhalt zusammen (siehe etwa *Katosh/Traugott* 1981). Daher sollte die aus dem Rekrutierungsprozess resultierende Verzerrung in der Zusammensetzung der Respondenten in der Regel allenfalls zu geringfügigen Unterschieden in der Messgüte zwischen einer mündlichen Befragung und Online-Erhebungen führen.

Unterschiede in der Güte der Messung könnten auch aus Unterschieden im Befragungsmodus persönlich und online durchgeführter Interviews resultieren. Zum einen werden beim face-to-face-Interview die Fragen mündlich gestellt und nur im Einzelfall mit visuellen Materialien unterstützt, während die Online-Befragung durchgängig mit optischen Stimuli arbeitet. Das kann Respondenten durchaus, wenngleich nicht generell zu unterschiedlichen Antworten veranlassen. Zum anderen kommt es beim mündlichen Interview zu einer persönlichen Interaktion zwischen Befragtem und Interviewer, wohingegen der Respondent einen Online-Fragebogen vollkommen selbständig ausfüllt. Bei der Online-Befragung entfällt daher die Möglichkeit, dass ein Interviewer feststellt, welche Person die Fragen beantwortet,<sup>3</sup> und Unklarheiten und Missverständnisse während des Ausfüllens des Fragebogens ausräumt. Zugleich kann er aber nicht selbst als Störfaktor wirken: erstens ist ausgeschlossen, dass er bewusst oder unbewusst nicht die Äußerungen der Respondenten protokolliert; zweitens kann die Anwesenheit eines Interviewers nicht die Antworten der Befragten beeinflussen und die Tendenz zu als sozial erwünscht wahrgenommenen Antworten verstärken (siehe etwa *Esser* 1986b: 319-321). Da Online-Befragungen zudem keine sofortige Antwort fordern und es den Respondenten erlauben, ihre Antworten gründlicher zu bedenken, könnte man für Online-Umfragen eine vergleichsweise hohe Datenqualität erwarten (siehe etwa *Nicholson* et al. 1998; *Sassenberg/Kreutz* 1999; *Batinic* 2001: 58; *King/Miles* 1995; *Stanton* 1998; *Ilieva* et al. 2002: 368, 374). Dem wird jedoch entgegengehalten, die anonyme Online-Atmosphäre lasse die Hemmschwelle sinken, etwa in langen Fragebatterien unabhängig vom Inhalt bestimmte Antwortmuster zu wählen oder auf andere Weise reine ‚Spaßantworten‘ zu geben (siehe etwa *Batinic* 2001: 57). Alle Teilargumente zusammen betrachtet, ist daher im Allgemeinen kein Unterschied in den vom Befragungsmodus verursachten Messfehlern zu erwarten (siehe *Vehovar* et al. 2002: 239). Da eine sehr ähnliche Folgerung bereits zu den Messfehlerdifferenzen, die aus Un-

---

3 Dies ist beim mündlichen Interview zwar möglich, doch ist diese Technik nicht gegen teilweise oder vollständig gefälschte Interviews gefeit (siehe *Reuband* 1990; *Schnell* 1991b).



terschieden in der Befragtenrekrutierung resultieren, gezogen wurde, ist insgesamt zwischen den drei Erhebungsformen mit keinen Unterschieden in den Messfehlern zu rechnen (Hypothese 8).

Damit sind jedoch bei bestimmten Fragen gravierende Messfehlerdifferenzen nicht ausgeschlossen. Dies gilt nicht zuletzt für Wissensfragen: Befragte finden bei einer Internetumfrage weitaus bessere Möglichkeiten vor, etwaige Wissenslücken unbeobachtet mit einem Blick in Nachschlagewerke – ob nun online oder offline – zu schließen, weshalb das Wissen der Respondenten in Interneterhebungen systematisch überschätzt werden sollte. Mit anderen Worten, der in Hypothese 2 postulierte Wissensvorsprung der Mitglieder des Online-Panels und der Teilnehmer der offenen WWW-Umfrage dürfte zu einem Teil auf einen Mode-Effekt zurückzuführen sein (Hypothese 9).

### 3 Datenbasis

Die vorgestellten Hypothesen werden empirisch anhand dreier Datensätze aus dem DFG-Projekt „Politische Einstellungen, politische Partizipation und Wählerverhalten im vereinigten Deutschland“ überprüft.<sup>4</sup> Der erste Datensatz entstammt einer persönlich-mündlichen Befragung durch das Inra-Institut, Mölln, in der vom 10.8.2002 bis zum 15.11.2002 3263 Personen interviewt wurden. Dem zweiten Datensatz liegt eine Online-Befragung desselben Instituts zugrunde, in deren Rahmen vom 13.9.2002 bis zum 1.10.2002 insgesamt 1065 Personen aus dem „inr@sample-Panel“ der Fragebogen aus der persönlichen Befragung in praktisch identischer Form per Internet vorgelegt wurde. Dieses Access-Panel besteht aus Personen, die in face-to-face- oder telefonischen Umfragen dieses Instituts angeben, einen privaten Internet-Zugang zu besitzen und zur Teilnahme an Online-Befragungen bereit zu sein. Um eine Erhebung durchzuführen, werden aus diesem Personenkreis, dessen Zusammensetzung mit Hilfe von Gewichtungen rechnerisch an die Struktur der privaten Internetnutzer angepasst wurde, per Zufall Personen ausgewählt und zur Teilnahme aufgefordert (siehe für Einzelheiten Inra 2002).

Der dritte Datensatz entstammt der „wahnumfrage2002“, einer offenen Online-Umfrage ohne Teilnahmebeschränkung. Sie wurde auf dreierlei Weise beworben: Erstens wurde versucht, Hinweise in den Medien, etwa in einer populären Polit-Talkshow, zu platzieren; zweitens wurde die Umfrage im Internet an möglichst vielen prominenten Multiplikatorstellen, etwa Politik-Portalen, Mailing-Listen oder

---

4 Projektnehmer sind *Jürgen W. Falter*, *Oscar W. Gabriel* und *Hans Rattinger*.

Newslettern erwähnt oder verlinkt; drittens war mit dem Ausfüllen des Fragebogens die Teilnahme an einem Gewinnspiel verbunden, und es bestand für Teilnehmer die Möglichkeit, die Umfrage weiterzuempfehlen, wobei Empfehlungen die Gewinnchancen steigerten (vgl. *Faas* 2003a: 4-6). Die WWW-Befragung stand in der Zeit vom 20.8. bis zum 22.9.2002 offen, und es konnten insgesamt 34098 – wenigstens teilweise ausgefüllte – Fragebögen registriert werden. Insgesamt entspricht dieses Erhebungsdesign einer willkürlichen Auswahl, wie sie bei vielen offenen Internetumfragen üblich ist.

Um die aus den unterschiedlichen Rekrutierungsmechanismen resultierenden Verzerrungen möglichst unverfälscht abzubilden, wird in der empirischen Analyse auf Gewichtungen verzichtet, die im übrigen die Ergebnisse nur leicht verändern würden, wie Validierungsanalysen zeigen. Lediglich die persönlich-mündlich erhobenen Daten werden ost-west-gewichtet, weil in diesem Fall eine regional disproportional geschichtete Stichprobe gezogen wurde. Da sich die vorliegenden Analysen auf die Wahlberechtigten als Grundgesamtheit beziehen, werden in allen drei Datensätzen nur die deutschen Staatsbürger ab 18 Jahren berücksichtigt.

## **4 Empirische Ergebnisse**

### **4.1 Befunde zu Randverteilungen**

In soziodemographischer Hinsicht entsprechen die empirischen Ergebnisse den in Hypothese 1 formulierten Erwartungen. Wie ein Vergleich der mündlich Befragten mit den zufällig ausgewählten Internet-Nutzern zeigt, surfen bevorzugt Männer, Menschen jüngeren Alters und mit höherer Bildung im WWW – die bis zum Jahr 2002 deutlich gewachsene Verbreitung des Mediums Internet scheint die soziale Verzerrung im Nutzerprofil zwar etwas abgeschwächt, aber nicht beseitigt zu haben (siehe Tabelle 1). Der Schritt hin zur offenen WWW-Umfrage verstärkt die soziodemographische Verzerrung ganz erheblich. Denn unter den WWW-Respondenten finden sich nur 22% Frauen, liegt das mittlere Lebensalter bei nur 33 Jahren und haben drei Viertel der Personen das Abitur absolviert, was in der Flächenstichprobe nur auf ein Viertel der Respondenten zutrifft. Die Rekrutierungsprozesse bei offenen WWW-Umfragen – insbesondere die nur sehr selektive Verbreitung der Information über die Befragung – sorgen für erhebliche Abweichungen des Sozialprofils der Teilnehmer von den Wahlberechtigten insgesamt, aber auch von den Mitgliedern des Online-Panels.

**Tabelle 1** Verteilung soziodemographischer Merkmale, politischer Involvierung, subjektiver politischer Kompetenz und politischen Wissens in den drei Befragengruppen (Standardfehler in Klammern)

	Mündliches Interview	Online-Panel	Offene WWW-Umfrage
<b>Soziodemographie</b>			
Frauen (in %)	51,8 (0,9)	40,9 (1,0)	22,1 (0,3)
Lebensalter (aM)	47,5 (0,3)	37,8 (0,4)	33,11 (0,8)
Formale Bildung (aM)	0,42 (0,01)	0,67 (0,01)	0,85 (0,02)
- Varianz	0,17	0,13	0,08
N min.	3079	1067	20678
<b>Politische Involvierung</b>			
Politisches Interesse (aM)	0,53 (0,01)	0,58 (0,01)	0,77 (0,001)
- Varianz	0,06	0,05	0,04
Partei Anhänger (in %)	69,1 (0,9)	82,4 (1,2)	85,2 (0,2)
Stärke Parteibindung (aM)	0,50 (0,01)	0,63 (0,01)	0,70 (0,002)
Parteimitglieder (in %)	5,3 (0,4)	6,7 (0,8)	23,7 (0,3)
Wahlbeteiligung (in %)	91,9 (0,5)	95,4 (0,6)	98,2 (0,1)
N min.	2946	1075	21726
<b>Subjektive politische Kompetenz</b>			
Verständnis (aM)	0,67 (0,004)	0,68 (0,01)	0,81 (0,02)
- Varianz	0,06	0,05	0,03
Aktive Rolle (aM)	0,44 (0,01)	0,55 (0,01)	0,71 (0,03)
- Varianz	0,11	0,08	0,03
Kompliziertheit (aM)	0,42 (0,01)	0,34 (0,01)	0,19 (0,002)
- Varianz	0,09	0,06	0,05
N min.	3110	1086	9534
<b>Politisches Wissen</b>			
Wahlsystem (in %)	48,7 (0,9)	69,0 (1,4)	ne
Bundesländer (in %)	53,2 (0,9)	67,6 (1,5)	ne
Links-Rechts-Position (aM)	0,69 (0,01)	0,69 (0,01)	0,90 (0,002)
N min.	3105	1022	8539

aM: arithmetisches Mittel; Wertebereich: 0-1;

ne: nicht erhoben.

Siehe für die Operationalisierungen den Anhang. Für die offene WWW-Umfrage werden in dieser und den folgenden Tabellen Standardfehler angegeben, obwohl keine Zufallsstichprobe vorliegt.

Die Teilnehmer an beiden Online-Erhebungen sind im Einklang mit Hypothese 2 deutlich stärker politisch involviert und fühlen sich subjektiv merklich kompetenter als die Mitglieder der mündlich befragten Zufallsstichprobe. Im Vergleich zu dieser Gruppe geben die Mitglieder des Online-Panels ein größeres politisches Interesse, häufiger und stärkere Parteibindungen und eine höhere Wahlbeteiligung an. Ebenso

sehen sie sich seltener von politischen Fragen kognitiv überfordert und fühlen sich eher in der Lage, eine aktive politische Rolle zu übernehmen. Lediglich in Bezug auf die Parteimitgliedschaft und ein Item zum Verständnis politischer Fragen lassen sich keine Unterschiede zwischen beiden Gruppen erkennen. Die Teilnehmer an der offenen WWW-Umfrage übertreffen – unabhängig vom verwendeten Indikator – die Mitglieder des Online-Panels deutlich in punkto politischer Involvierung, und damit natürlich erst recht die Zufallsstichprobe. Besonders ins Auge fallen die eklatanten Unterschiede in der subjektiven politische Kompetenz, im subjektiven politischen Interesse sowie in Bezug auf die Parteimitgliedschaft; der hohe Anteil von beinahe einem Viertel deutet auf bewusste Mobilisierungsversuche von Parteien hin, die die natürlichen Selbstrekrutierungsmechanismen verstärken und für wahlbezogene offene Online-Umfragen nicht untypisch sein dürften.

Die Befunde zum politischen Wissen bestätigen ebenfalls die theoretischen Erwartungen. Entsprechend ihrem ausgeprägten politischen Selbstbewusstsein lassen die Teilnehmer der offenen WWW-Umfrage die beiden Vergleichsgruppen deutlich hinter sich, wenn man das ‚Wissen‘ um die Standpunkte der Parteien auf der Links-Rechts-Achse – den einzigen für alle drei Erhebungen verfügbaren, aber problematischen, da nicht unbedingt objektives Wissen messenden Indikator – als Kriterium heranzieht. Die Mitglieder des Online-Panels und der mündlich befragten Zufallsstichprobe unterscheiden sich zwar nicht in dieser Hinsicht, doch geben erstere deutlich häufiger als die letzteren richtige Antworten auf die Fragen nach der Funktionsweise des Wahlsystems und der Zahl der Bundesländer. Allerdings spiegelt die Differenz nicht nur echte Wissensunterschiede zwischen beiden Gruppen wider, sondern auch einen Unterschied im Erhebungsmodus: Da die Internetnutzer unter den mündlich Befragten, die sich soziodemographisch und in der politischen Involvierung praktisch nicht vom online befragten Access-Panel unterscheiden, die Fragen nach dem Wahlsystem und der Zahl der Bundesländer um 6 bzw. 11 Prozentpunkte seltener korrekt beantworten als ihre online befragten Pendanten (nicht tabellarisch ausgewiesen), ist zu folgern, dass – in Einklang mit Hypothese 9 – die Möglichkeit, unbeobachtet mit einem Griff zu einem Lexikon oder ein paar Mausklicks zu einer Internetsuchmaschine Wissenslücken zu schließen, zur Überschätzung von Wissen in Online-Befragungen beiträgt.<sup>5</sup>

---

5 Die Vergleichbarkeit der Ergebnisse könnte zusätzlich dadurch beeinträchtigt werden, dass die repräsentative Online-Erhebung nur kurz vor und nach der Wahl stattfand, die mündliche Befragung aber rund sieben Wochen vor der Wahl begann und etwa sieben Wochen danach endete, weshalb die politische Involvierung, Teilnahmebereitschaft sowie subjektive und objektive Kompetenz infolge des Wahlkampfes überschätzt werden könnten. Diese Möglichkeit wurde untersucht, indem die mündliche Stichprobe in Befragte aufgeteilt wurde, die in der Feldphase des Online-Panels befragt wurden, und solche, die außerhalb dieses Intervalls interviewt wur-

Die Erwartung, Messfehler sollten in den drei Erhebungen in ähnlichem Maße auftreten, wird von der empirischen Evidenz unterstützt. Wie sich Tabelle 2 entnehmen lässt, kommen Antwortmuster, die zwar nicht ausschließlich, aber häufig Zufallsangaben indizieren, in der mündlichen und den beiden Online-Umfragen praktisch gleich häufig vor: in Bezug auf die Nennung der Mittelkategorie ist dies offensichtlich; in Bezug auf die Antwortmonotonie deuten die Befunde zwar auf eine etwas niedrigere Fehlerneigung in der offenen Online-Umfrage hin, doch fällt eine Differenz von 0,05 bei einem Wertebereich von 0 bis 1 praktisch kaum ins Gewicht. Wenngleich hier ungeklärt bleiben muss, ob die von der Messprozedur und der Respondentenrekrutierung verursachten Messfehlerkomponenten je für sich über die drei Umfragen hinweg stabil sind oder sich Unterschiede in den Komponenten gegenseitig neutralisieren, unterstützt die empirische Evidenz Hypothese 8. Folglich spiegeln die Unterschiede in den vorangegangenen Auswertungen nur Differenzen in den ‚wahren‘ Werten, und für die Analyse von Variablenzusammenhängen ist nicht damit zu rechnen, dass Messfehlerdifferenzen eine Rolle spielen.<sup>6</sup>

**Tabelle 2** Indikatoren für Zufallsantworten in den drei Befragengruppen (Standardfehler in Klammern)

	Mündliches Interview	Online-Panel	Offene WWW-Umfrage
Mittelkategorie (aM)	0,22 (0,005)	0,22 (0,006)	0,20 (0,001)
N	926	863	8219
Monotone Antworten (aM)	0,34 (0,004)	0,34 (0,005)	0,29 (0,001)
N	1576	959	8439

aM: arithmetisches Mittel; Wertebereich: 0-1. Siehe für die Operationalisierungen den Anhang.

den, und anschließend die hier betrachteten Variablen für beide Gruppen verglichen wurden. Die empirischen Befunde stehen im Einklang mit der Vermutung einer wahlkampfbedingten Überschätzung politischer Kompetenz und Beteiligungsbereitschaft und parteipolitischer Loyalitäten, nicht jedoch des politischen Interesses; in jedem Fall sind die in diesem Vergleich gemessenen Differenzen in den politischen Einstellungen und Verhaltensabsichten aber deutlich kleiner als die Unterschiede zwischen Online- und Offline-Stichprobe. Folglich sind die in Tabelle 1 erkennbaren Unterschiede zwischen beiden Gruppen wegen der inkongruenten Befragungsintervalle etwas inflationiert, doch bleiben sie auch unter Kontrolle dieser Verzerrung erhalten.

- 6 Diese Ergebnisse entkräften auch den Einwand, der empirisch gemessene Vorsprung der Respondenten in beiden Online-Erhebungen in punkto politisches Interesse und Engagement sei dadurch inflationiert, dass die überdurchschnittlich politisch interessierten Online-Nutzer in Interviews ihr Engagement stärker als Durchschnittsbefragte übertrieben; gegen dieses Artefaktargument sprechen zudem hier nicht berichtete Analysen, die nur schwache Zusammenhänge zwischen Falschantworten und politischer Involvierung nachweisen.

Insgesamt lässt sich damit festhalten, dass die in den Online-Befragungen gemessenen Randverteilungen soziodemographischer und politischer Variablen deutlich von den Ergebnissen der mündlichen Befragung abweichen (siehe zu Unterschieden in der parteipolitischen Komposition *Faas* 2003b). Die Diskrepanz ist dabei im Falle der offenen WWW-Umfrage wegen des Rekrutierungsprozesses erheblich größer als für die Online-Befragung eines Access-Panels. Allerdings scheinen die Verzerrungseffekte die Häufigkeit von Messfehlern unberührt zu lassen.

## 4.2 Befunde zu Zusammenhängen

In Bezug auf Zusammenhänge zwischen Variablen wurde vermutet, dass die starke Verzerrung in Richtung hoher formaler Bildung, politischer Kompetenz und Involvierung dazu führt, dass Zusammenhänge solcher mit der Teilnahmewahrscheinlichkeit korrelierter Merkmale wegen der Varianzeinschränkung in Online-Umfragen in der Regel schwächer ausfallen als in einer repräsentativen Stichprobe. Wie Tabelle 1 zeigt, nimmt die Varianz der formalen Bildung, des politischen Interesses und der Indikatoren zur subjektiven politischen Kompetenz von der mündlichen Befragung über das Online-Panel bis hin zur offenen WWW-Umfrage erwartungsgemäß etwas ab. Betrachtet man die Korrelationen in Tabelle 3, ist für den Zusammenhang zwischen dem politischen Interesse und dem subjektiven politischen Verständnis kein Unterschied zwischen den drei Erhebungen festzustellen. Der im Vergleich zur mündlichen Befragung in der WWW-Umfrage deutlich stärkere Zusammenhang zwischen politischem Interesse und dem Gefühl, eine aktive politische Rolle spielen zu können, spricht zwar für die Vermutung, dass die Art der Erhebung die Stärke des Zusammenhangs beeinflusst; jedoch widerspricht er ihr der Richtung nach, da eine schwächere Korrelation erwartet wurde. In allen anderen Fällen ist zumindest der in der offenen WWW-Umfrage gemessene Zusammenhang dem Betrage nach schwächer als in der mündlichen Befragung; in drei Fällen trifft dies auch auf die Online-Befragung des Access-Panels zu. Hypothese 3 wird somit eingeschränkt bestätigt.<sup>7</sup>

---

<sup>7</sup> Die Varianzeinschränkung resultiert aus dem überproportionalen Ausfall wenig gebildeter und politisch wenig involvierter Personen. Da – wie in Abschnitt 2 gezeigt – die Verzerrung zugunsten hoher Bildung und starker politischer Involvierung zu einer Überschätzung von Zusammenhängen beitragen kann, wurden ergänzende Analysen durchgeführt. Sie zeigen, dass die in Tabelle 3 für die beiden Online-Erhebungen berichteten Korrelationen infolge der skizzierten Verzerrungseffekte leicht erhöht sind. Folglich wird Hypothese 3 unter Berücksichtigung dieses Arguments von der empirischen Evidenz noch deutlicher unterstützt.

**Tabelle 3** Korrelation zwischen formaler Bildung, politischem Interesse und subjektiver politischer Kompetenz in den drei Befragtengruppen (Unter- und Obergrenze der 95%-Konfidenzintervalle um Pearsons  $r$ )

	Mündliches Interview	Online-Panel	Offene WWW-Umfrage
Bildung – Interesse	0,24; 0,31	0,11; 0,23	0,12; 0,14
Interesse – Aktivität	0,38; 0,44	0,43; 0,52	0,50; 0,53
Interesse – Verstehen	0,43; 0,49	0,46; 0,54	0,47; 0,50
Interesse – Kompliziertheit	-0,45; -0,39	-0,49; -0,39	-0,40; -0,37
Bildung – Aktivität	0,25; 0,32	0,09; 0,21	0,14; 0,18
Bildung – Verstehen	0,19; 0,26	0,15; 0,26	0,13; 0,17
Bildung – Kompliziertheit	-0,35; -0,29	-0,22; -0,11	-0,18; -0,14
N min	3073	1049	9262

Die Erwartung, in (offenen) Online-Erhebungen würde die Reliabilität von Skalen zur Messung politischer Attitüden überschätzt, findet nur wenig Rückhalt in der empirischen Evidenz. Im Fall der Rechtsextremismusskala nach *Falter* (1994) unterscheiden sich die Reliabilitätsschätzungen zwischen den Erhebungen praktisch nicht. Für die Skala zur Messung von internal efficacy (vgl. *Vetter* 1997: 113-138) wird in der mündlichen Befragung sogar eine etwas höhere Reliabilität als in den Online-Umfragen ermittelt (siehe Tabelle 4), was mit der soeben diskutierten Varianzeinschränkung zusammenhängen dürfte. Nur in Bezug auf die external efficacy (vgl. *Vetter* 1997: 113-138), also das Responsivitätsgefühl, übertrifft Cronbachs  $\alpha$  unter den selbstrekrutierten Teilnehmern an der Wahlumfrage 2002 die entsprechenden Reliabilitätskennwerte in den anderen beiden Befragtengruppen; aber selbst in diesem Fall ist der Unterschied nur moderat. Im Ergebnis ist Hypothese 4 kaum mit der empirischen Evidenz vereinbar. Mit kleinen Einschränkungen scheinen folglich selbst offene WWW-Umfragen für Pretests geeignet, in denen die Reliabilität von Messinstrumenten geprüft werden soll.

**Tabelle 4** Reliabilitäten verschiedener Skalen in den drei Befragtengruppen (Cronbachs  $\alpha$ )

	Mündliches Interview	Online-Panel	Offene WWW-Umfrage
Rechtsextremismus	0,77	0,79	ne
Internal efficacy	0,71	0,70	0,66
External efficacy	0,62	0,59	0,68
N min.	2333	1050	8245

Mit dem verwendeten Programmpaket Stata 8.0 lassen sich für Cronbachs  $\alpha$  keine Konfidenzintervalle berechnen; deshalb werden nur die Punktschätzungen angegeben.  
ne: nicht erhoben.

Hypothese 5 postuliert, der vergleichsweise hohe Anteil an Parteihängern unter den Teilnehmern an (offenen) Online-Befragungen (siehe Tabelle 1) Sorge dafür, dass in Internetumfragen politische Objekte relativ stark entlang parteipolitischer Linien wahrgenommen und beurteilt würden. Diese Vermutung wird von der empirischen Evidenz unterstützt, wie die Zusammenhänge zwischen den Urteilen über die beiden Kanzlerkandidaten sowie deren Parteien belegen (siehe Tabelle 5). Denn die Befragten aus dem Online-Panel nehmen die Kanzlerkandidaten *Schröder* und *Stoiber* erheblich stärker als Antipoden wahr als die Teilnehmer an der mündlichen Erhebung, werden darin aber nochmals von den Teilnehmern an der WWW-Umfrage übertroffen. Ganz ähnlich werden die beiden großen Parteien SPD und CDU/CSU von ihnen polarisierter beurteilt. Beinahe folgerichtig erscheint es vor diesem Hintergrund, dass bei den online befragten Personen die Sympathiebewertungen eines Kandidaten und der Partei seines Rivalen um das Amt des Regierungschefs stärker negativ miteinander korrelieren als unter den Offline-Respondenten. Im Vergleich dazu nimmt die Korrelation zwischen den Sympathien für einen Kanzlerkandidaten und seiner Partei beim Schritt zu den Teilnehmern an der offenen WWW-Umfrage nur schwach zu; nicht zuletzt dürfte dies daran liegen, dass das Potential für einen Anstieg in diesen Fällen nur klein ist, da diese Bewertungen bereits in der mündlich befragten Stichprobe mit über 0,7 stark korrelieren. Ein ähnliches Muster ist zu beobachten, wenn man die Bewertungen der Kanzlerkandidaten *Schröder* und *Stoiber* auf verschiedenen Einzeldimensionen mit einem summarischen Urteil über beide korreliert: Die Korrelationen sind zwischen persönlichem Interview und dem Online-Panel mit einer Ausnahme statistisch nicht signifikant verschieden, in den meisten Fällen bringt der Schritt zur offenen WWW-Umfrage jedoch einen deutlichen Anstieg. Verglichen mit dem Zuwachs der Polarisierung, der in den Wahrnehmungen der verschiedenen ‚Parteilager‘ festzustellen ist, erscheint auch er allerdings als ausgesprochen moderat. Die Teilnehmer an den beiden Online-Umfragen, vor allem aber die Respondenten der offenen Internetbefragung, besitzen folglich zwar nicht generell, aber zumindest *parteipolitisch* überdurchschnittlich stark strukturierte Einstellungssysteme, weshalb eine Verallgemeinerung von Befunden aus (offenen) Online-Umfragen zu einer systematischen Überschätzung der Zusammenhänge zwischen parteipolitischen Attitüden führte.<sup>8</sup>

---

8 Gegen diese Feststellung könnten mehrere Artefaktargumente vorgebracht werden. Erstens könnte die im Vergleich zur mündlichen Erhebung etwas variierte optische Darstellung des Fragestimulus starke Zusammenhänge in den Online-Befragungen etwas begünstigen; wie hier nicht tabellarisch ausgewiesene Analysen zeigen, ist dieser Effekt nur schwach ausgeprägt und kann die empirischen Differenzen nicht erklären. Zweitens könnte man einwenden, für die stärkeren Korrelationen unter den zufällig ausgewählten Internetnutzern sei nicht die verzerrte Auswahl, sondern der Befragungszeitpunkt in unmittelbarer Nähe der Wahl verantwortlich, der



**Tabelle 5** Korrelationen zwischen Kandidaten- und Parteisympathien sowie zwischen der summarischen Kanzlerbewertung und den Urteilen auf vier Dimensionen der Kandidatenbewertung in den drei Befragtengruppen (Unter- und Obergrenze der 95%-Konfidenzintervalle um Pearsons r)

	Mündliches Interview	Online-Panel	Offene WWW-Umfrage
<b>Korrelation: Kandidaten-/Parteisympathie</b>			
Schröder – Stoiber	-0,40; -0,34	-0,55; -0,46	-0,61; -0,59
Schröder – SPD	0,71; 0,74	0,69; 0,75	0,85; 0,86
Schröder – CDU/CSU	-0,44; -0,38	-0,56; -0,47	-0,61; -0,59
Stoiber – CDU/CSU	0,76; 0,78	0,79; 0,83	0,90; 0,91
Stoiber – SPD	-0,39; -0,33	-0,54; -0,46	-0,60; -0,59
SPD – CDU/CSU	-0,36; -0,32	-0,51; -0,42	-0,58; -0,56
N min.	2981	1096	22737
<b>Korrelation: Gesamt-/Teilurteile zu Kandidaten</b>			
<i>Schröder</i>			
Wirtschaft	0,67; 0,71	0,70; 0,75	0,78; 0,80
Sympathie	0,68; 0,71	0,69; 0,75	0,77; 0,79
Vertrauen	0,71; 0,74	0,74; 0,79	0,83; 0,84
Tatkraft	0,62; 0,67	0,64; 0,71	0,74; 0,76
N min.	2992	1078	8835
<i>Stoiber</i>			
Wirtschaft	0,64; 0,68	0,67; 0,73	0,72; 0,74
Sympathie	0,71; 0,75	0,76; 0,80	0,82; 0,83
Vertrauen	0,71; 0,74	0,70; 0,76	0,79; 0,80
Tatkraft	0,56; 0,61	0,56; 0,64	0,62; 0,64
N min.	2886	1078	8815

infolge des stärkeren Wahlkampfeinflusses zur Messung parteipolitisch stärker strukturierter Einstellungen führen müsse. Dieses Gegenargument wurde überprüft, indem die für die mündlich Befragten die betrachteten Korrelationen – wie in Fußnote 4 beschrieben – getrennt nach dem Befragungszeitpunkt berechnet wurden. Dabei bestätigt sich der Verdacht teilweise, doch kann der Zeitpunkt der Erhebung vor allem in Bezug auf die in Tabelle 6 eingetragenen Zusammenhänge die Unterschiede zwischen Spalte 2 und 3 erklären. Drittens könnte man kritisieren, die WWW-Umfrage sei nur vor der Wahl und daher nur unter dem direkten Einfluss des Wahlkampfes durchgeführt worden, weshalb überhöhte Korrelationen gemessen würden. Berechnet man in der mündlichen Befragung die Korrelationen getrennt für die Vor- und die Nachwählerhebung, resultieren für die Vorwahlinterviews jedoch zumindest tendenziell schwächere Zusammenhänge als für die Nachwählerhebung, so dass das hier gewählte Analysedesign den Unterschied der Ergebnisse aus der WWW-Befragung zu den anderen Erhebungen eher unter- als überschätzt. Schließlich könnte es sich bei dem Anstieg der Kandidaten-Parteien-Korrelationen beim Übergang zur offenen WWW-Umfrage (siehe Tabelle 5) um ein Methodenartefakt handeln, da in der „Wahlumfrage2002“ die Kandidaten-Sympathieskalometer, anders als in den Vergleichsstudien, unmittelbar nach den Parteiskalometern eingesetzt wurden. Doch lässt sich auch dieser Einwand entkräften, da in allen Erhebungen die Parteiskalometer in einem Block eingesetzt wurden, zwischen den drei Befragtengruppen aber auch hinsichtlich der darauf bezogenen Korrelationen erhebliche Unterschiede erkennbar sind. Bei aller grundsätzlichen Berechtigung der Einwände dürften daher die dargestellten Unterschiede in der parteipolitischen Strukturierung der Einstellungen kein Artefakt sein.

**Tabelle 6** Korrelationen zwischen Parteibindung, Kandidaten- und Sachfragenorientierung (Unter- und Obergrenze der 95%-Konfidenzintervalle um Pearsons  $r$ ) und deren Wirkung auf das Wahlverhalten in den drei Befragtenengruppen (unstandardisierte Logitkoeffizienten; Standardfehler in Klammern)

	Mündliches Interview	Online-Panel	Offene WWW-Umfrage
<b>a) Korrelationen</b>			
Parteibindung – Issueorientierung	0,70; 0,74	0,78; 0,82	0,82; 0,83
Parteibindung – Kandidatenpräferenz	0,67; 0,71	0,71; 0,77	0,74; 0,75
Issue-/Kandidatenpräferenz	0,68; 0,72	0,70; 0,75	0,76; 0,77
N min.	2716	1019	21852
<b>b) Erklärungsmodell</b>			
Konstante	-0,30 (0,12)	-0,08 (0,23)	-0,19 (0,06)
Parteibindung	2,26 (0,16)	1,58 (0,19)	1,80 (0,05)
Kandidatenorientierung	1,18 (0,13)	1,38 (0,24)	1,46 (0,06)
Issueorientierung	1,29 (0,13)	1,23 (0,20)	1,76 (0,05)
Pseudo-R <sup>2</sup> (x 100)	75,0	77,5	83,3
N	2047	801	19887

Im oberen Teil von Tabelle 6 sind die Korrelationen zwischen Parteiidentifikation, Sachfragen- und Kandidatenorientierungen zusammengestellt, also zwischen den drei Größen, auf die im Michigan-Modell Wahlverhalten zurückgeführt wird. Empirisch übertrifft eine von drei Korrelationen im Online-Panel ihr Pendant in der mündlichen Befragung. In allen drei Fällen liegt die in der WWW-Umfrage gemessene Korrelation deutlich über jener in der mündlichen Befragung. Hypothese 6 kann somit zumindest in Bezug auf den Vergleich zwischen mündlicher Befragung und WWW-Umfrage als bestätigt gelten. Folglich fallen unter den Teilnehmern an der offenen Online-Erhebung beim Versuch, mit dem Michigan-Modell Wahlverhalten zu klären, Multikollinearitätsprobleme etwas stärker ins Gewicht als in der Offline-Umfrage.

Wie der untere Teil von Tabelle 6 zeigt, nimmt im Einklang mit Hypothese 7 die Gesamterklärungskraft des Michigan-Modells um 2,5 Punkte zu, wenn man von der mündlichen Befragung zum Access-Panel übergeht; beim Schritt zur offenen Web-Umfrage wächst die Differenz sogar auf über 8 Punkte an. Darüber hinaus zeichnet sich eine Gewichtsverlagerung zwischen den drei Wahlverhaltensdeterminanten ab: Der Parteibindungseffekt ist in der WWW-Umfrage signifikant schwächer als in der mündlichen Befragung, während für den Sachfrageneinfluss das Gegenteil gilt. Die

offene Web-Umfrage liefert somit ein merklich anderes Bild von den Bestimmungsgründen des Wahlverhaltens als die mündlich befragte Zufallsstichprobe.<sup>9</sup>

Insgesamt werden somit die Hypothesen zu Variablenzusammenhängen in mündlich und in online durchgeführten Befragungen empirisch größtenteils bestätigt. Zwar finden die Bedenken gegen Online-Daten als Grundlage für Reliabilitätsanalysen nur wenig Unterstützung. Doch in vielen anderen Fällen weichen zumindest die Befunde aus der offenen WWW-Umfrage erheblich von den Ergebnissen der persönlichen Befragung ab.

## 5 Schluss

Der vorliegende Beitrag vergleicht empirisch die Ergebnisse einer persönlichen Befragung zu politischen Themen mit Resultaten zweier praktisch bedeutsamer Varianten der Online-Umfrage, einer Online-Befragung eines Online-Panels und einer offenen WWW-Umfrage. Dazu wurden Unterschiedshypothesen zu Randverteilungen und Variablenzusammenhängen entwickelt. Sie wurden empirisch überprüft, indem die Ergebnisse einer persönlichen Befragung einer Zufallsstichprobe, einer Online-Befragung von zufällig ausgewählten Internetnutzern sowie einer offenen WWW-Umfrage zur Bundestagswahl 2002 einander gegenübergestellt wurden.

Die empirische Analyse belegt systematische Verzerrungen univariater Häufigkeitsverteilungen in Online-Erhebungen: Männer, Menschen jüngeren Alters und mit hoher formaler Bildung sind überrepräsentiert. Ebenso sind Internetnutzer generell politisch interessierter, besser informiert und aktiver als die Gesamtbevölkerung. In besonderem Maße gilt dies für die Teilnehmer an der offenen WWW-Umfrage; gerade diese verbreitete Erhebungsform erreicht offenkundig vor allem eine kleine politische Elite aus hochgradig interessierten, informierten und engagierten Parteilanhängern, nicht aber einen repräsentativen Querschnitt der Gesamtbevölkerung. Sieht man von Wissensfragen ab, lassen sich in den Messfehlern keine Differenzen zwischen den Erhebungen feststellen. Zusammenhänge zwischen Variablen werden in den beiden Online-Erhebungen im Vergleich zur mündlich befrag-

---

9 In der offenen WWW-Umfrage wurden die drei Komponenten des Michigan-Modells zeitlich weniger entzerrt erhoben als in den beiden anderen Befragungen, weshalb die Variation der Fragereihenfolge für eine Inflationierung der betrachteten Zusammenhänge sorgen könnte. Da in der offenen Online-Umfrage – wie bereits gesehen – jedoch auch Zusammenhänge zwischen Variablen, die in allen drei Befragungen in identischer Reihenfolge gemessen wurden oder in der WWW-Umfrage weiter voneinander entfernt sind, merklich erhöht sind, dürften die in Bezug auf das Michigan-Modell gemessenen Differenzen nur zu einem kleinen Teil auf die Variation der Fragereihenfolge zurückgeführt werden können.

ten Zufallsstichprobe ebenfalls verzerrt. Zwar unterscheiden sich die betrachteten Reliabilitätsschätzungen zwischen den verschiedenen Interviewvarianten nur geringfügig. Jedoch variieren Korrelationen zwischen Variablen, die mit der Rekrutierungswahrscheinlichkeit in Online- und Offline-Erhebungen zusammenhängen, etwa die formale Bildung und das politische Interesse, merklich zwischen den Umfragen. Zusammenhänge zwischen parteipolitischen Einstellungen und die Erklärungskraft politischer Einstellungen in Bezug auf das Wahlverhalten fallen in Online-Umfragen, vor allem aber in der offenen WWW-Erhebung, deutlich stärker aus als in der mündlich befragten Zufallsstichprobe.

Insgesamt sprechen die erheblichen empirischen Abweichungen dafür, dass Online-Erhebungen, insbesondere aber offene Web-Umfragen zumindest in Bezug auf die hier betrachteten Merkmale kein zutreffendes Bild von den Verhältnissen in der Gesamtbevölkerung liefern. Daher können Online-Befragungen, vor allem aber offene WWW-Umfragen in der Praxis der Gesellschaftsbeobachtung kaum als adäquater Ersatz für etablierte Erhebungsverfahren dienen. Dies gilt nicht nur, wenn man Randverteilungen von Variablen untersucht, sondern auch dann, wenn man Variablenzusammenhänge betrachtet. Interessiert man sich nicht nur für Internetnutzer, so scheinen Online-Erhebungen momentan, wenn überhaupt, am ehesten noch zur Kalibrierung von Instrumenten in Pretests geeignet. Die weitere Forschung sollte der Frage nachgehen, ob diese Befunde auf andere Themenfelder, etwa andere Einstellungen, übertragen werden können. Ebenso erscheint es sinnvoll, zu untersuchen, inwieweit Fortschritte der Internetpenetration in Deutschland die Aussagekraft von Online-Befragungen steigern.

## 6 Anhang: Operationalisierung der verwendeten Variablen

*Formale Bildung:* Codierung: 0: maximal Hauptschulabschluss; 0,5: Mittlere Reife; 1: (Fach-)Hochschulreife.

*Politisches Interesse:* „Wie stark interessieren Sie sich für Politik? Würden Sie sagen sehr stark, ziemlich stark, mittelmäßig, weniger stark oder überhaupt nicht?"; Codierung: 0: „überhaupt nicht“ oder „weniger stark“; 0,5: „mittelmäßig“; 1: „ziemlich stark“ oder „sehr stark“.

*Parteiidentifikation:* „Viele Leute in der Bundesrepublik neigen längere Zeit einer bestimmten Partei zu, obwohl sie auch ab und zu mal eine andere Partei wählen. Wie ist das bei Ihnen: Neigen Sie – ganz allgemein gesprochen – einer bestimmten Partei zu? Wenn ja, welcher?"; Codierung: Parteiläufer: 0: nein, 1: ja; Stärke der Parteiidentifikation: 0: keine Parteiidentifikation; 0,5: sehr schwach, schwach, mittelmäßig; 1: ziemlich stark oder sehr stark; Richtung der Parteibindung: -1: Präferenz CDU/CSU-FDP; 0: keine/andere Partei; 1: SPD-B90/Grüne.

*Rechtsextremismus:* „Ich bin stolz ein Deutscher zu sein.“, „Wir sollten endlich wieder Mut zu einem starken Nationalgefühl haben.“, „Gruppen- und Verbandsinteressen sollten sich bedingungslos dem Allgemeinwohl unterordnen.“, „Unter bestimmten Umständen ist eine Diktatur die bessere Staatsform.“, „Der Nationalsozialismus hatte auch seine guten Seiten.“, „Ohne die Judenvernichtung würde man Hitler heute als einen großen Staatsmann ansehen.“, „Die Bundesrepublik ist durch die vielen Ausländer in einem gefährlichen Maß überfremdet.“, „Ausländer sollten grundsätzlich ihre Ehepartner unter ihren eigenen Landsleuten auswählen.“, „Auch heute noch ist der Einfluss von Juden zu groß.“, „Die Juden haben einfach etwas Besonderes und Eigentümliches an sich und passen daher nicht so recht zu uns.“

### *Internal efficacy*

*Aktivität:* „Ich traue mir zu, in einer Gruppe, die sich mit politischen Fragen befasst, eine aktive Rolle zu übernehmen.“

*Kompliziertheit:* „Die ganze Politik ist so kompliziert, dass jemand wie ich nicht versteht, was vorgeht.“ (für Reliabilitätsanalyse umgepolt)

*Verständnis:* „Wichtige politische Fragen kann ich gut verstehen und einschätzen.“

(jeweils Fünferskala: Codierung für arithmetisches Mittel: 0: stimme überhaupt nicht zu; 0,25: stimme eher nicht zu; 0,5: stimme teils zu/teils nicht zu; 0,75: stimme eher zu; 1: stimme voll und ganz zu).

*External efficacy*

„Politiker kümmern sich darum, was einfache Leute denken.“, „Die Bundestagsabgeordneten bemühen sich um einen engen Kontakt zur Bevölkerung.“, „Die Parteien wollen nur die Stimmen der Wähler, ihre Ansichten interessieren sie nicht.“ (Antwortvorgaben: Fünfer-Ratingskalen).

*Politisches Wissen*

- Wahlsystem: „Bei der Bundestagswahl ist es so, dass der Wähler zwei Stimmen hat, eine Erststimme und eine Zweitstimme. Was ist eigentlich die wichtigere Stimme, wodurch wird letztlich über die Stärke der Parteien im Bundestag entschieden: durch die Erststimme oder durch die Zweitstimme oder sind Erst- und Zweitstimme hierfür gleich wichtig?

- Zahl der Bundesländer: „Wissen Sie, wie viele Bundesländer die Bundesrepublik Deutschland heute insgesamt hat, alte und neue Bundesländer zusammengerechnet?“

- Links-Rechts-Positionen der Parteien: es wurde für alle Parteien, zu denen Links-Rechts-Einstufungen der Respondenten vorliegen (SPD, CDU/CSU, B90/Grüne, FDP, PDS, REP) paarweise Vergleiche vorgenommen und überprüft, ob die relative Einordnung („Partei A ist links von Partei B positioniert“) eines Individuums mit der Einordnung in der Gesamtstichprobe übereinstimmt; dies wurde für alle möglichen Partei-paare wiederholt und anschließend der Anteil der Übereinstimmungen zwischen individueller und kollektiver Einordnung für jeden einzelnen Respondenten errechnet.

*Mittelkategorie:* Es wurden die seitens der Befragten wahrgenommenen Standpunkte von SPD, CDU/CSU, FDP, B90/Grüne und PDS (REP wurden in der WWW-Umfrage nicht erhoben) zu drei Positionsissues betrachtet und für jeden einzelnen Respondenten ermittelt, wie häufig er die Mittelkategorie angab. Issues: „Sollte die Kernenergie weiter ausgebaut werden oder sollten alle Kernkraftwerke abgeschaltet werden?“, „Sollten die Zuzugsmöglichkeiten für Ausländer erleichtert oder eingeschränkt werden?“, „Sollte die europäische Einigung so vorangetrieben werden, dass es bald eine gemeinsame europäische Regierung gibt, oder geht die europäische Einigung schon jetzt viel zu weit?“ (die wahrgenommene Parteiposition wurde jeweils einer 7er-Ratingskala gemessen).

*Antwortmonotonie:* Für die gleichen drei Positionsissues wurde ermittelt, welche Antwortkategorie ein Befragter bei den insgesamt 15 Positionseinschätzungen am

häufigsten wählte; anschließend wurde die absolute Häufigkeit dieser Kategorie durch 15 dividiert.

*Sympathie für Parteien und Kandidaten:* Was halten Sie – ganz allgemein – von der SPD, CDU/CSU, Gerhard Schröder, Edmund Stoiber? (Antwortvorgaben: -5 bis +5).

*Dimensionen der Kandidatenbewertung:* „Er hat vernünftige Vorstellungen, um die Wirtschaft anzukurbeln.“, „Er ist menschlich sympathisch.“, „Er ist politisch vertrauenswürdig.“, „Er ist tatkräftig.“ (Antwortvorgaben: Fünfer-Ratingskala: „trifft überhaupt nicht zu“ bis „trifft voll und ganz zu“).

*Sachkompetenz:* „Was sind Ihrer Meinung nach die wichtigsten Probleme, die es heute in der Bundesrepublik zu lösen gilt?“ - „Das für Sie wichtigste Problem ist .... Welche Partei ist Ihrer Meinung nach am besten geeignet, dieses Problem zu lösen?“; Codierung: -1: Präferenz CDU/CSU-FDP; 0: keine/andere Partei; 1: SPD-B90/Grüne.

*Kandidatenpräferenz:* Vergleich der Sympathiewerte für Gerhard Schröder und Edmund Stoiber; höherer Wert Stoiber: -1; Gleichstand: 0; höherer Wert Schröder: 1.

*Wahlentscheidung:* Wahlabsicht (Vorwahl) oder rückerinnerte Wahlentscheidung (Nachwahl) bezogen auf den 22.9.2002.

## Literatur

- Alvarez, R. Michael; Sherman, Robert P.; VanBeselaere, Carla*, 2003: Subject Acquisition for Web-Based Surveys, in: *Political Analysis* 11, 23-43.
- Bandilla, Wolfgang*, 1999: WWW-Umfragen – Eine alternative Datenerhebungstechnik für die empirische Sozialforschung?, in: *Batinic, Bernad; Werner, Andreas; Gräf, Lorenz; Bandilla, Wolfgang* (Hrsg.), *Online Research*, Göttingen: Hogrefe, 9-19.
- Bandilla, Wolfgang; Hauptmanns, Peter*, 1998: Internetbasierte Umfragen als Datenerhebungstechnik für die Empirische Sozialforschung?, in: *ZUMA-Nachrichten* 43, 36-53.
- Bandilla, Wolfgang; Bosnjak, Michael; Altdorfer, Patrick*, 2001: Effekte der Erhebungsverfahren? Ein Vergleich zwischen einer Web-basierten und einer schriftlichen Befragung zum ISSP-Modul Umwelt, in: *ZUMA-Nachrichten* 49, 7-28.
- Bartle, John*, 1997: Political awareness and heterogeneity in models of voting: Some evidence from recent British election studies, in: *Pattie, Charles J.; Denver, David; Fisher, Justin; Ludlam, Steven* (Hrsg.), *British Elections Parties Review* 7, London: Frank Cass, 1-22.
- Bartle, John*, 2000: Political awareness, opinion constraint and the stability of ideological positions, in: *Political Studies* 48, 467-484.
- Bassili, John N.*, 1995: On the psychological reality of party identification, in: *Political Behavior* 17, 339-358.
- Batinic, Bernad*, 2001: Fragebogenuntersuchungen im Internet, Aachen: Shaker.
- Berk, Richard A.*, 1983: An introduction to sample selection bias in sociological data, in: *American Sociological Review* 48, 386-398.
- Berrens, Robert P.; Bohara, Alok K.; Jenkins-Smith, Hank; Silva, Carol; Weimer, David*, 2003: The Advent of Internet Surveys for Political Research: A Comparison of Telephone and Internet Samples, in: *Political Analysis* 11, 1-22.
- Bosnjak, Michael*, 2002: (Non)Response bei Web-Befragungen, Aachen: Shaker.
- Bosnjak, Michael; Batinic, Bernad*, 1999: Determinanten der Teilnahmebereitschaft an internet-basierten Fragebogenuntersuchungen am Beispiel E-Mail, in: *Batinic, Bernad; Werner, Andreas; Gräf, Lorenz; Bandilla, Wolfgang* (Hrsg.), *Online Research*, Göttingen: Hogrefe, 145-157.
- Campbell, Angus; Gurin, Gerald; Miller, Warren E.*, 1954: *The Voter Decides*, Evanston: Row, Peterson and Company.
- Campbell, Angus; Converse, Philip E.; Miller, Warren E.; Stokes, Donald E.*, 1960: *The American Voter*, New York: Wiley.
- Cobanoglu, Cihan; Warde, Bill; Moreo, Patrick J.*, 2001: A comparison of mail, fax and web-based survey methods, in: *International Journal of Market Research* 43, 441-452.
- Converse, Philip E.*, 1964: The Nature of Belief Systems in Mass Publics, in: *Apter, David E.* (Hrsg.): *Ideology and Discontent*, New York: Free Press, 206-261.
- Couper, Mick P.*, 2000: Web Surveys, in: *Public Opinion Quarterly* 64, 464-494.
- Couper, Mick P.; Traugott, Michael W.; Lamias, Mark J.*, 2001: Web Survey Design and Administration, in: *Public Opinion Quarterly* 65, 230-253.
- Delli Carpini, Michael X.; Keeter, Scott*, 1996: *What Americans Know about Politics and Why It Matters*, New Haven: Yale University Press.



- DeMaio, Theresa J.**, 1984: Social Desirability and Survey Measurement: A Review, in: **Turner, Charles F.; Martin, Elizabeth** (Hrsg.): *Surveying Subjective Phenomena*, Band 2, New York: Russell Sage Foundation, 257-281.
- Dillman, Don A.**, 2000: *Mail and Internet Surveys*, 2. Auflage, New York: Wiley.
- Esser, Hartmut**, 1986a: Über die Teilnahme an Befragungen, in: *ZUMA-Nachrichten* 18, 38-47.
- Esser, Hartmut**, 1986b: Können Befragte lügen? in: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 38, 314-336.
- Faas, Thorsten**, 2003a: [www.wahlumfrage2002.de](http://www.wahlumfrage2002.de). Analysen und Ergebnisse, Bamberg.
- Faas, Thorsten**, 2003b: Umfragen im Umfeld der Bundestagswahl 2002: Offline und Online im Vergleich, in: *ZA-Information* 52, 120-135.
- Falter, Jürgen W.**, 1994: *Wer wählt rechts?* München: C.H. Beck.
- Falter, Jürgen W.; Schoen, Harald; Caballero, Claudio**, 2000: Dreißig Jahre danach: Zur Validierung des Konzepts ‚Parteiidentifikation‘ in der Bundesrepublik, in: **Klein, Markus; Jagodzinski, Wolfgang; Mochmann, Ekkehard; Ohr, Dieter** (Hrsg.): *50 Jahre Empirische Wahlforschung in Deutschland. Entwicklung, Befunde, Perspektiven, Daten*, Wiesbaden: Westdeutscher Verlag, 235-271.
- Feldman, Stanley**, 1989: Reliability and stability of policy positions: Evidence from a five-wave panel, in: *Political Analysis* 1, 25-60.
- Gräf, Lorenz**, 1999: Optimierung von WWW-Umfragen: Das Online Pretest-Studio, in: **Batinic, Bernad; Werner, Andreas; Gräf, Lorenz; Bandilla, Wolfgang** (Hrsg.), *Online Research*, Göttingen: Hogrefe, 159-177.
- Groves, Robert M.**, 1987: Research on Survey Data Quality, in: *Public Opinion Quarterly* 51, S156-S172.
- Groves, Robert M.**, 1989: *Survey Errors and Survey Costs*, New York: Wiley.
- Güllner, Manfred**, 2000: Methodische Entwicklungen in der Empirischen Wahlforschung, in: **Klein, Markus; Jagodzinski, Wolfgang; Mochmann, Ekkehard; Ohr, Dieter** (Hrsg.), *50 Jahre Empirische Wahlforschung in Deutschland*, Wiesbaden: Westdeutscher Verlag, 564-583.
- Hartmann, Peter H.; Schimpl-Neimanns, Bernhard**, 1992: Sind Sozialstrukturanalysen mit Umfragedaten möglich? in: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 44, 315-340.
- Hauptmanns, Peter**, 1999: Grenzen und Chancen von quantitativen Befragungen mit Hilfe des Internet, in: **Batinic, Bernad; Werner, Andreas; Gräf, Lorenz; Bandilla, Wolfgang** (Hrsg.), *Online Research*, Göttingen: Hogrefe, 21-38.
- Heckman, James J.**, 1979: Sample Selection Bias as a Specification Error, in: *Econometrica* 47, 153-161.
- Ilieva, Janet; Baron, Steve; Healey, Nigel M.**, 2002: Online surveys in marketing research: pros and cons, in: *International Journal of Market Research* 44, 361-376.
- Inra, 2002: Anlage und Methode der Untersuchung „Bundestagswahl 2002“ für die Otto-Friedrich-Universität Bamberg von INRA Deutschland GmbH, Mölln: Inra.
- Katosh, John P.; Traugott, Michael W.**, 1981: The Consequences of Validated and Self-reported Voting Measures, in: *Public Opinion Quarterly* 45, 519-535.
- King, W. C.; Miles, E.W.**, 1995: A quasi-experimental assessment of the effect of computerizing noncognitive paper-and-pencil measurements: a test of measurement equivalence, in: *Journal of Applied Psychology* 80, 643-651.
- Koch, Achim**, 1997: Teilnahmeverhalten beim Allbus 1994, in: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 49, 98-122.

- Maier, Jürgen**, 2000: Politisches Interesse und politisches Wissen in Ost- und Westdeutschland, in: **Falter, Jürgen W.; Gabriel, Oscar W.; Rattinger, Hans** (Hrsg.): *Wirklich ein Volk? Die politischen Orientierungen von Ost- und Westdeutschen im Vergleich*, Opladen: Leske und Budrich, 141-171.
- Narayan, Sowmya; Krosnick, Jon A.**, 1996: Education Moderates Some Response Effects in Attitude Measurement, in: *Public Opinion Quarterly* 60, 58-88.
- Nicholson, Thomas; White, John B.; Duncan, David**, 1998: Drugnet: A pilot study of adult recreational drug use via the WWW, in: *Substance Abuse* 19, 109-121.
- Perspektive Deutschland, 2003: *Kurzbericht 2003*, Berlin.
- Pötschke, Manuela; Simonson, Julia**, 2001: Online-Erhebungen in der empirischen Sozialforschung: Erfahrungen mit einer Umfrage unter Sozial-, Markt- und Meinungsforschern, in: *ZA-Information* 49, 6-28.
- Reuband, Karl-Heinz**, 1990: Interviews, die keine sind – ‚Erfolge‘ und ‚Mißerfolge‘ beim Fälschen von Interviews, in: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 42, 706-733.
- Reuband, Karl-Heinz**, 2000: ‚Pseudo-Opinions‘ in Bevölkerungsumfragen. Wie die Bürger fiktive Politiker beurteilen, in: *ZA-Information* 46, 26-38.
- Reuband, Karl-Heinz**, 2001: Politische Ignoranz und vorgetäushtes Wissen. Über die Bewertung von Politikern in allgemeinen Bevölkerungsumfragen, in: *Zeitschrift für Parlamentsfragen* 32, 812-821.
- Sassenberg, Kai; Kreutz, Stefan**, 1999: Online Research und Anonymität, in: **Batinic, Bernad; Werner, Andreas; Gräf, Lorenz; Bandilla, Wolfgang** (Hrsg.), *Online Research*, Göttingen: Hogrefe, 61-75.
- Schnell, Rainer**, 1991a: Wer ist das Volk? in: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 43, 106-137.
- Schnell, Rainer**, 1991b: Der Einfluß gefälschter Interviews auf Survey-Ergebnisse; in: *Zeitschrift für Soziologie*, 20, 25-35.
- Schnell, Rainer**, 1997: *Nonresponse in Bevölkerungsumfragen*, Opladen: Leske und Budrich.
- Stanton, Jeffrey M.**, 1998: An empirical assessment of data collection using the Internet, in: *Personnel Psychology* 51, 709-726.
- Sudman, Seymour; Bradburn, Norman M.**, 1974: *Response Effects in Surveys*, Chicago: Aldine.
- Taylor, Humphrey**, 2000: Does internet research work? in: *International Journal of Market Research* 42, 51-63.
- Vehovar, Vasja; Batagelj, Zenel; Manfreda, Katja Lozar; Zaletel, Metka**, 2002: Nonresponse in Web Surveys, in: **Groves, Robert M.; Dillman, Don A.; Eltinge, John L.; Little, Roderick J.A.** (Hrsg.), *Survey Nonresponse*, New York: Wiley, 229-242.
- Vetter, Angelika**, 1997: *Political Efficacy – Reliabilität und Validität*, Wiesbaden: Deutscher Universitätsverlag.
- Zaller, John R.**, 1990: Political awareness, elite opinion leadership, and the mass survey response, in: *Social Cognition* 8, 125-153.