

### Zur Erklärungskraft sozio-demographischer Variablen im Zeitverlauf: Entgegnung auf Walter Müller sowie auf Wolfgang Jagodzinski und Markus Quandt

Schnell, Rainer; Kohler, Ulrich

Veröffentlichungsversion / Published Version

Zeitschriftenartikel / journal article

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

SSG Sozialwissenschaften, USB Köln

#### Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Schnell, R., & Kohler, U. (1997). Zur Erklärungskraft sozio-demographischer Variablen im Zeitverlauf: Entgegnung auf Walter Müller sowie auf Wolfgang Jagodzinski und Markus Quandt. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 49(4), 783-795. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-121760>

#### Nutzungsbedingungen:

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

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

#### Terms of use:

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

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

# ZUR ERKLÄRUNGSKRAFT SOZIO-DEMOGRAPHISCHER VARIABLEN IM ZEITVERLAUF

Entgegnung auf Walter Müller  
sowie auf Wolfgang Jagodzinski und Markus Quandt

Rainer Schnell und Ulrich Kohler

*Zusammenfassung:* Die Einwände von Walter Müller sowie von Wolfgang Jagodzinski und Markus Quandt gegen unsere Analysen basieren vor allem auf den verwendeten Maßzahlen und der Nichtberücksichtigung weiterer Variablen. Ein Teil der Einwände beruht auf Mißverständnissen der Untersuchungshypothese, ein anderer Teil berücksichtigt nicht, daß wir unsere Ergebnisse mit verschiedenen Verfahren gewonnen haben. Es zeigt sich, daß der Rückgang der Erklärungskraft soziodemographischer Variablen auch bei Verwendung anderer Maßzahlen und weiterer Variablen feststellbar ist.

Wir freuen uns über das Interesse, das Walter Müller einerseits sowie Wolfgang Jagodzinski und Markus Quandt andererseits an unserer Arbeit und unseren Datensätzen gezeigt haben. Die beiden resultierenden Arbeiten enthalten eine Reihe von diskussionswürdigen Punkten. Um Klarheit über das Ziel unserer Untersuchung herzustellen, scheint es uns zu Beginn notwendig, nochmals unsere Untersuchungshypothese zu zitieren: „Die Erklärungskraft sozio-demographischer Variablen (wie Konfessionszugehörigkeit, Alter, Geschlecht, berufliche Stellung und Bildung) in statistischen Modellen zur Erklärung der in Umfragen bekundeten individuellen Wahlabsicht nimmt ‚im Laufe der Zeit‘ (also: mit zunehmender gesellschaftlicher Differenzierung) ab“ (Schnell und Kohler 1995: 636).

Da die beiden Beiträge eine zum Teil recht technische Diskussion erfordern, soll hier zunächst das wichtigste, nämlich inhaltliche Ergebnis beider Beiträge festgehalten werden. Bei Walter Müller findet sich zunächst folgende Zusammenfassung: „Bei allen Variablen stimmt die Richtung des Trends mit den Befunden von Schnell und Kohler überein.“ Etwas später schreibt Walter Müller: „Insgesamt werden mit Ausnahme des methodisch erklärbar geringeren Abbaus der Effekte bei der Klassenvariablen die Befunde von Schnell und Kohler aber weitgehend repliziert.“ [755]<sup>1</sup> Die Art der Untersuchung bei Wolfgang Jagodzinski und Markus Quandt unterscheidet sich erheblich von Walter Müllers Zugang, doch auch sie stellen zunächst fest: „Wie Abbildung 2 zeigt, können wir mit unserer Modellspezifikation und den Daten von Schnell und Kohler einen für uns zentralen Befund aus deren Studie replizieren.“ {771}

---

<sup>1</sup> Im folgenden wird auf Seitenzahlen des Beitrags von Müller durch eckige Klammern verwiesen; auf jene desjenigen von Jagodzinski und Quandt durch geschweifte Klammern.

Die Aussage unserer Hypothese scheint uns weder durch die Analysen der „Widerrede“ von Müller noch durch die „Anmerkungen“ von Jagodzinski und Quandt falsifiziert zu werden. Die in den beiden Beiträgen identifizierbaren Einwände sollen in sieben Schritten erörtert werden.

*1. Einwand: Die Hypothese wird durch die verwendeten Maßzahlen privilegiert (Müller)*

Walter Müller behauptet, daß die von uns gewählten Maße „ungeeignet für den Nachweis der Abnahme des prägenden Einflusses sozialer Zugehörigkeiten für das Handeln der Akteure“ [747] sind. Seine Argumentation stützt sich zunächst auf die Feststellung, daß sowohl das Pseudo- $r^2$  als auch das PRE-Maß durch die Verteilung der Variablen beeinflusst sei. Verändere sich der Anteil einer Kategorie der unabhängigen Variablen, verändere sich Pseudo- $r^2$ . Als Beleg führt Müller eine „Simulation“ durch, bei der er die Berufsgruppen der Jahre 1953–1965 so gewichtet, daß die gleiche Verteilung der Berufsgruppen wie in den Jahren 1982–1992 resultiert. Allein auf die Veränderung der Randverteilung *einer* Variablen ließe sich „fast die Hälfte des Unterschiedes“ [752] in der Erklärungskraft zwischen der ersten und der letzten Periode zurückführen. Falls wir Müllers Ergebnisse richtig interpretieren, handelt es sich exakt um 40,2 Prozent. Das Problem besteht aber nicht in dieser rhetorischen Kurzformel, sondern in der „Simulation“. Durch ein Gewichtungsverfahren können sich die Randverteilungen aller Variablen eines Modells verändern. Zwar ist es korrekt, daß im Gegensatz zu Regressionskoeffizienten einer logistischen Regression sowohl  $R^2$  als auch das Pseudo- $R^2$  nicht unabhängig von den Randverteilungen der erklärenden Variablen sind: Die Effekte der Randverteilung der unabhängigen Variablen auf das Pseudo- $R^2$  sind um so stärker, je höher der Zusammenhang mit der abhängigen Variablen ist. Um aus dieser Nichtunabhängigkeit von Pseudo- $R^2$  von den Randverteilungen einen begründeten Artefaktvorwurf herzuleiten, müßte man aber demonstrieren, daß sich die in der Untersuchungshypothese behaupteten Rückgänge *nur* bei Verwendung dieser Maße zeigen. Dies gelingt weder Müller noch Jagodzinski und Quandt.

Walter Müller verwendet statt des Pseudo- $R^2$  unstandardisierte Regressionskoeffizienten. Er stellt für unser Modell fest, daß bei „allen Variablen die Richtung des Trends mit den Befunden von Schnell und Kohler“ [755] übereinstimmt. Allerdings glaubt er geringere Rückgänge feststellen zu können als wir. Dies setzt allerdings voraus, daß Pseudo- $R^2$  die gleiche Dimension erfaßt wie unstandardisierte Regressionskoeffizienten und in der gleichen Metrik berechnet wird. Dies erscheint uns nicht gegeben zu sein.

Die Verwendung der Pseudo- $r^2$  schien uns unvermeidlich, da wir für die Analyse der Effekte der insgesamt 21 Variablen im dichotomen Modell bei 37 Datensätzen eine zusammenfassende Maßzahl benötigen. Müller löst dieses Reduktionsproblem durch Aggregieren von Datensätzen, so daß er lediglich vier Datensätze miteinander vergleichen muß; Jagodzinski und Quandt beschränken sich ohnehin auf sieben Datensätze.<sup>2</sup>

Müller kritisiert unsere Verwendung eines PRE-Maßes mit dem Hinweis, daß diese Maße mit steigender Kategorienzahl sinken. In der Tat steigt die Zahl der Kategorien der

<sup>2</sup> Interessanterweise verwendet Nieuwebeerta (1995) die Standardabweichung der Koeffizienten als zusammenfassende Maßzahl. Eine entsprechende Analyse für unseren Datensatz mit dem gleichen Ergebnis findet sich bei Kohler (1995: 72–73).

abhängigen Variablen in multinomialen Logitmodellen im Jahr 1980 von drei auf vier an. Wir würden bei dieser Argumentation also ein Absinken von einem höheren Niveau auf ein niedrigeres Niveau erwarten. Blicke sonst alles konstant, dürfte weder vor 1980 noch danach eine Veränderung feststellbar sein. Entgegen diesem zu vermutenden Stufenverlauf zeigt sich bei zwei von drei abhängigen Variablen (darunter auch bei der Wahlabsicht) ein tendenziell linear abnehmender Verlauf. Walter Müllers Schluß, daß dieses Absinken allein durch einmalige Veränderung der Zahl der Kategorien zu erklären sei, können wir nicht nachvollziehen.

Jagodzinski und Quandt schlagen als naheliegende Alternative zur Verwendung von  $r^2$  bzw. den unstandardisierten Regressionskoeffizienten unter anderem Entropiemaße vor {768f.}. Sie scheinen dabei unsere Fußnote 33 überlesen zu haben: Dort findet sich der Hinweis, daß wir für die Untersuchung des Zusammenhangs der unabhängigen Variablen unter anderem auch Entropiemaße berechneten. Wir haben die Ergebnisse dieser Berechnungen aus drei Gründen nicht ausführlich berichtet: Erstens war unser Artikel ohnehin schon recht umfangreich, zweitens unterscheiden sich (wie von uns berichtet) die Ergebnisse kaum von den berichteten, drittens ergibt sich auch hier eine mögliche Effektkonfundierung. Jagodzinski und Quandt verwenden viel Raum für die Darstellung der Probleme von  $r^2$  und erwähnen die Probleme des von ihnen favorisierten Maßes E nicht. E hängt zumindest bei kleineren Fallzahlen (weniger als 1500 Beobachtungen) bei identischer Verteilung in starkem Maß von der Anzahl der Kategorien ab. Weiterhin hängt E von der Zahl der Fälle ab. Beide Effekte sind nicht unabhängig voneinander.<sup>3</sup> Für ein „normiertes“ Unsicherheitsmaß sind auch dies eher ungewünschte Eigenschaften. Da in unserem kumulierten Datensatz die Größe der einzelnen Datensätze im allgemeinen mit dem Erhebungsjahr wächst und sich weiterhin die Zahl der tatsächlich besetzten Kategorien entsprechend verändert, haben wir auf den Bericht dieser Ergebnisse verzichtet.

Schließlich scheint Müller ebenso wie Jagodzinski und Quandt unsere MDS (Abbildung 11, S. 648 sowie S. 649) übersehen zu haben: Wir haben die unstandardisierten Regressionskoeffizienten eines Logitmodells im Zeitablauf für vier verschiedene Dichotomisierungen der abhängigen Variablen jeweils einer MDS unterzogen. Die Rangkorrelation der ersten MDS-Dimension mit dem Erhebungsjahr liegt zwischen .53 und .82. Nach dem Löschen eines Ausreißers (1953) liegt die Rangkorrelation zwischen .64 und .82. Das heißt, aus den einzelnen Regressionskoeffizienten läßt sich das Erhebungsjahr recht gut vorhersagen. Dies entspricht in diesem Fall einem mehr oder weniger gleichförmigen Rückgang der Effektstärken einzelner Kategorien anhand der Regressionskoeffizienten. Der qualitative Rückgang der Erklärungskraft wurde also bereits von uns mit Hilfe der von Müller geforderten Maßzahlen demonstriert.

---

3 Dies läßt sich z.B. durch einfache Simulationen zeigen. Bei unserer Simulation verwendeten wir eine standardnormalverteilte Variable, die in 2–9 Kategorien eingeteilt wurde, wobei die Schwellenwerte der Kategorien durch gleiche Perzentile definiert wurden. Die Fallzahl wurde zunächst zwischen 200 und 1.000 in 200er Schritten variiert, so daß ein 8\*5 vollfaktorielles Design mit 30 Wiederholungen pro Zelle resultiert. E läßt sich durch eine OLS-Regression zu 34 Prozent mit diesen beiden Faktoren erklären. Nachdem sich der Effekt der Fallzahl zeigte, wurde n bis 20.000 variiert; die erklärte Varianz liegt dann bei 25 Prozent. Das GAUSS-Programm dieser Simulation kann bei den Autoren per E-Mail angefordert werden.

### 2. Einwand: Vernachlässigung der Wähler sonstiger Parteien (Jagodzinski und Quandt)

Jagodzinski und Quandt problematisieren unsere Entscheidung, die Wähler der sogenannten sonstigen Parteien aus den Analysen auszuschließen {772}. Immerhin 15 Prozent äußerten 1953 eine Präferenz für eine dieser Parteien. Dieses zunächst einleuchtend scheinende Argument täuscht darüber hinweg, daß sich dies vor allem nur auf einen Datensatz auswirkt: den Datensatz von 1953. Bei Jagodzinski und Quandt ist dies immerhin einer von nur sieben untersuchten Datensätzen, bei uns einer von 37 Datensätzen.

Die Unterstützung für andere Parteien ließ im Zeitverlauf recht schnell nach: Schon 1954 haben sich die entsprechenden Anteile mehr als halbiert, seit 1956 beträgt der Anteil von Anhängern sonstiger Parteien weniger als 5 Prozent der jeweiligen Befragten. Da wir im Gegensatz zu Jagodzinski und Quandt bei der Analyse der fünfziger Jahre nicht nur auf die Reigrotzki-Studie zurückgreifen, erscheint uns dieses Problem weniger bedeutsam. Im Gegensatz dazu berichten für 1953 Jagodzinski und Quandt von einem Rückgang von  $R^2$  von 15 auf 11 Prozent, bzw. 8 auf 6 Prozent. Uns ist vollkommen unklar, ob die Autoren tatsächlich  $R^2$  oder Pseudo- $r^2$  meinen und welche Modelle mit welchen abhängigen Variablen von ihnen gerechnet wurden. Wie auch immer, dieser Einwand bezieht sich vor allem auf den Datensatz von 1953. Gleichgültig, ob man in unseren Analysen diesen Datensatz vernachlässigt oder auf den Wert setzt, der erst 1992 beobachtet wurde, der Rückgang über den gesamten Zeitraum bleibt erhalten.

### 3. Einwand: Der Beitrag spezifiziert keinen Wirkungsmechanismus (Müller)

Vor allem Müller kritisiert, daß unser Artikel „so zurückhaltend ... in der Erörterung der Wirkungsmechanismen für die ... vermuteten Entwicklungen“ [749] sei. In der Tat ist es richtig, daß wir Wirkungsmechanismen der Individualisierung kaum erörtern. Uns ging es darum, „eine weitgehend akzeptierte Selbstverständlichkeit der öffentlichen Zeitdeutung“ (Müller [747]) zu überprüfen. Diese Selbstverständlichkeit wird in der theoretischen Literatur auf vielfältige Weise begründet. Viele dieser Begründungen sind nicht außerordentlich exakt, da allzu oft dem obliquen Glanz einer Formulierung Vorrang gegenüber der Präzision eingeräumt wird. Vor diesem Hintergrund ist der Hinweis von Müller, daß die von uns spezifizierten Wirkungsmechanismen einen Rückgang der Erklärungskraft für einen anderen Zeitraum nahelegen, als er in den empirischen Ergebnissen zum Tragen kommt, erstaunlich. Im Gegensatz zu Müller halten wir keinen der in der Literatur diskutierten Mechanismen (Müller nennt Bildungsexpansion, zunehmende Erwerbsbeteiligung der Frauen, Prozesse der Flexibilisierung, Marginalisierung und teilweiser Entstandardisierung auf dem Arbeitsmarkt, Veränderungen im Bereich des Familienlebens, Pluralisierung im Bereich der Lebensstile [758]) für konkret genug, um einen exakten Zeitraum des erwarteten Rückgangs zu bestimmen. Allerdings scheint uns jeder der Mechanismen zur Zunahme der Binnengruppenvarianz jeder einzelnen Kategorie in Hinsicht auf individuelle Handlungen zu führen. Uns ging es zunächst darum, festzustellen, ob sich diese Zunahme der Binnengruppenvarianz bzw. die Abnahme der Erklärungskraft in Surveydaten der BRD zeigt. Abgesehen vom theoretischen Interesse an dieser Frage läßt sich die Notwendigkeit dieser Prüfung auch rein praktisch begründen: Eine Reihe von Anwendungen

technischer Verfahren der empirischen Sozialforschung setzen die Homogenität sozialer Kategorien voraus (z.B. Gewichtungungsverfahren, einige Auswahlverfahren sowie Imputationstechniken, vgl. Schnell 1993). Die Prüfung möglicher Wirkungsmechanismen eines eventuellen Individualisierungsprozesses muß späteren (und noch schwierigeren) Untersuchungen vorbehalten bleiben. Dieser Einwand Müllers ist daher gegenstandslos.

#### *4. Einwand: Der Effekt des Lebensalters ist nicht angemessen spezifiziert (Müller)*

In unserem einfachen Wahlmodell wird Alter als unabhängige Variable verwendet, wobei ein linearer Zusammenhang zwischen Alter und den Logits der Parteipräferenz unterstellt wird. Müller behauptet, ein solcher Zusammenhang würde in der Wahlforschung eher selten unterstellt und auch kontrovers diskutiert [749]. Daß dies gelegentlich kontrovers diskutiert wird, hindert die empirische Wahlsoziologie jedoch nicht, einen solchen Zusammenhang im Rahmen ihrer Standardanalysen immer wieder zu untersuchen.<sup>4</sup> Dieser Aspekt des Vorwurfs trifft dann große Teile der Wahlsoziologie überhaupt.

Müller kritisiert weiterhin die mangelnde theoretische Explikation dieses Zusammenhangs. Wir haben selbst die weitgehend fehlende Debatte über die zugrundeliegenden Mechanismen von Zusammenhängen mit Globalvariablen bemängelt und als Beispiel für eine Kritik dieser Praxis die Arbeit von Christopher H. Achen (1992) zitiert.

Im Zusammenhang mit der fehlenden Explikation der Wirkungsmechanismen fragt Müller, weshalb lineare Effekte angenommen wurden. Wie bereits erwähnt, ist dies in der Wahlsoziologie nicht gerade unüblich. Trotzdem stellt sich die Frage, ob die Verwendung einer anderen funktionalen Form zu anderen Ergebnissen geführt hätte.

Um dies zu untersuchen, wäre es notwendig gewesen, das Alter zu kategorisieren und als Dummy-Variable in das Modell einzuführen. Die Zugehörigkeit zu verschiedenen Altersgruppen kann sich in einem solchen Modell dann unterschiedlich auf die Parteipräferenz auswirken. Nur wenn sich zeigen ließe, daß mit zunehmendem Alter der Anteil einer gewählten Partei nahezu linear ansteigt, wäre die Verwendung einer nicht kategorisierten Altersvariablen angemessen. Entsprechend verwendet Müller in seinem Modell die Kohortenzugehörigkeit als Dummy-Variable. Interpretiert man die in seiner Tabelle 1 wiedergegebenen Koeffizienten aus dem Blickwinkel einer Altersvariable [754], so ergibt sich von den ältesten zu den jüngsten Befragten das Bild eines zunächst schwachen, dann etwas stärkeren und schließlich wieder etwas schwächeren Rückganges der CDU-Parteipräferenz. Dies ist der typische Verlauf der funktionalen Form der logistischen Regression mit einer kontinuierlichen Variablen. Die Verwendung der Altersvariable in der gewählten Form scheint also hier angemessen. In den drei anderen Perioden ist diese Art des Zusammenhangs allerdings um so weniger gegeben, je früher der Erhebungszeitpunkt liegt.

---

<sup>4</sup> So werden in der Zeitschrift für Parlamentsfragen sämtliche deutschen Bundes- und Landtagswahlen kurzen Analysen unterzogen. Betrachtet man diese Analysen der letzten 10 Jahre, so findet man in fast jedem Beitrag – zumindest im Textteil – eine Aufschlüsselung nach dem Lebensalter. Dasselbe gilt auch für die ausführlicheren Wahlanalysen in derselben Zeitschrift (FG Wahlen 1987; Schultze 1995). Weitere Beispiele an anderer Stelle sind die Arbeiten von Kühnel und Terwey (1990), Trometer (1992) sowie der Forschungsgruppe Wahlen (1994).

Zwischen 1953 und 1965 zeigt sich sogar ein leicht U-förmiger Zusammenhang der Parteipräferenz mit dem Alter (bzw. den Kohorten). Hier scheint sich die unvollständige Spezifikation des Modells zu zeigen. Der sich bei unseren Analysen ergebende ansteigende Einfluß des Alterseffekts im Zeitverlauf (Schnell und Kohler 1995: 648) könnte die Folge dieser Fehlspezifikation sein. Würde man aufgrund der Fehlspezifikation bei den frühen Jahren aber Alterskategorien mit Dummy-Variablen für das Wahlmodell verwenden, so müßte die Erklärungskraft in den frühen Erhebungsjahren gegenüber dem fehlspezifizierten Modell ansteigen. Dieser Anstieg wird sich in dieser Höhe nicht in den späteren Jahren zeigen, da das Modell hier eher korrekt spezifiziert ist. Die abnehmende Erklärungskraft des Modells im Zeitablauf würde sich durch diese Kategorisierung der Altersvariablen vermutlich noch stärker zeigen.

Aus theoretischen Gründen hält Müller hingegen die Verwendung von Geburtskohorten anstelle des Lebensalters für sinnvoller [749]. Solange die Verwendung von Kohorten anstelle des Lebensalters in der Wahlsoziologie nicht allgemeiner Standard ist, würde das mögliche Ergebnis, daß ein Wahlmodell mit Kohorten anstelle von Alterseffekten keinen Rückgang der Erklärungskraft zeigt, unsere Untersuchungshypothese nicht gefährden. Auch dieser Einwand Müllers ist damit für die Kritik an unserer Hypothese zumindest logisch gegenstandslos.

Trotzdem stellt sich die Frage, ob sich an dem Befund bei Verwendung von Kohorten anstelle des Lebensalter etwas ändern kann. Beide Konzepte hängen eng miteinander zusammen. Falls Aussagen nur über ein einzelnes Erhebungsjahr gemacht werden, definiert die Variable „Alter“ die Geburtskohorten. Falls hingegen – wie in der Reanalyse von Müller – mehrere Erhebungsjahre zu Perioden zusammengefaßt werden, unterscheiden sich die Konzepte um so stärker, je mehr Erhebungsjahre zu einer Periode zusammengefaßt werden. Müller rechnet zunächst einmal unser Modell mit Kohorteneffekten. In diesem Modell unterscheiden sich seine Ergebnisse tendenziell kaum von unseren. Der Kohorteneffekt allein führt also nicht zu einer Falsifizierung unserer Hypothese.

##### *5. Einwand: Fehlspezifikation des Wahl-Modells (Müller, Jagodzinski und Quandt)*

Sowohl Müller als auch Jagodzinski und Quandt kritisieren das von uns verwendete Wahlmodell in Hinsicht auf nicht berücksichtigte Variablen. Vor allem wird das Fehlen der Kirchengeshäufigkeit und der Gewerkschaftszugehörigkeit bemängelt. Diese Variablen haben wir aus mehreren Gründen nicht in unser Modell eingeführt. Neben dem von Müller erwähnten Problem unterschiedlicher Operationalisierungen war vor allem die Tatsache, daß sowohl Kirchengeshäufigkeit als auch Gewerkschaftszugehörigkeit in den frühen Surveys häufig nicht erhoben wurden, für unsere Entscheidung ausschlaggebend. Das angestrebte Ziel von möglichst dichten Zeitreihen kann darum mit diesen Variablen – insbesondere zwischen 1953 und 1965 – nicht verwirklicht werden. Darüber hinaus sehen wir in der Kirchengeshäufigkeit selbst ein „nicht ressourcen-gebundenes Verhalten“. Die These, daß sozio-strukturelle Variablen derartige Verhaltensmöglichkeiten immer weniger erklären, impliziert nicht logisch, daß auch der gegenseitige Einfluß derartiger Verhaltensmöglichkeiten (also z.B. Kirchengeshäufigkeit auf Wahlabsicht) abnimmt. Im Gegensatz zur Bemerkung von Jagodzinski und Quandt geht es aber weder um den Unterschied zwischen

kurzfristig disponiblen und anderen Variablen noch um den Unterschied zwischen erworbenen und askriptiven Merkmalen, sondern um Proxy-Variablen für unterschiedliche Ressourcen und Handlungsoportunitäten. Weder Kirchengangshäufigkeit noch Gewerkschaftszugehörigkeit sind solche Proxy-Variablen.

Jagodzinski und Quandt verwenden in ihrem Modell die Kirchengangshäufigkeit und die Konfession; allerdings ist uns auch hier unklar, ob und wenn ja, welche weiteren Variablen in ihrem Modell verwendet wurden. In jedem Fall erscheint uns aber ihr Umgang mit der unterschiedlichen Operationalisierung der Kirchengangshäufigkeit zu den frühen Erhebungszeitpunkten problematisch. Wie sich leicht feststellen läßt, ist der kurvilineare Verlauf der Individualisierung in der Abbildung 5 bei Jagodzinski und Quandt einzig und allein eine Folge des Datensatzes von 1953. Verwendet man nur diejenigen Datensätze mit gleicher Operationalisierung der Kirchengangshäufigkeit, so ist der Verlauf vollkommen linear. Was macht Jagodzinski und Quandt so sicher, daß ihr Befund kein Artefakt der anderen Operationalisierung von 1953 ist? Aufgrund der Tatsache, daß die Datensätze mit anderer Operationalisierung (1953 und 1954) auch in unseren Analysen „offensichtlich Ausreißer darstellen“ (Schnell und Kohler 1995: 653), scheinen Zweifel angebracht. Bei so wenigen Datenpunkten ist die Behauptung, daß hier ein kurvilinearere Zusammenhang vorliegt, in jedem Fall äußerst heroisch. Die gesamte Beweislast für diese Vermutung liegt bei einem einzigen Datensatz, dem Datensatz von 1953, der „Reigrotzki-Studie“. Wir haben an mehreren Stellen (Schnell und Kohler 1995: 649 und 653 sowie Schnell 1997: 14, Fußnote 11) darauf hingewiesen, daß diese Studie bei genauer Betrachtung häufig einen Ausreißer darstellt.

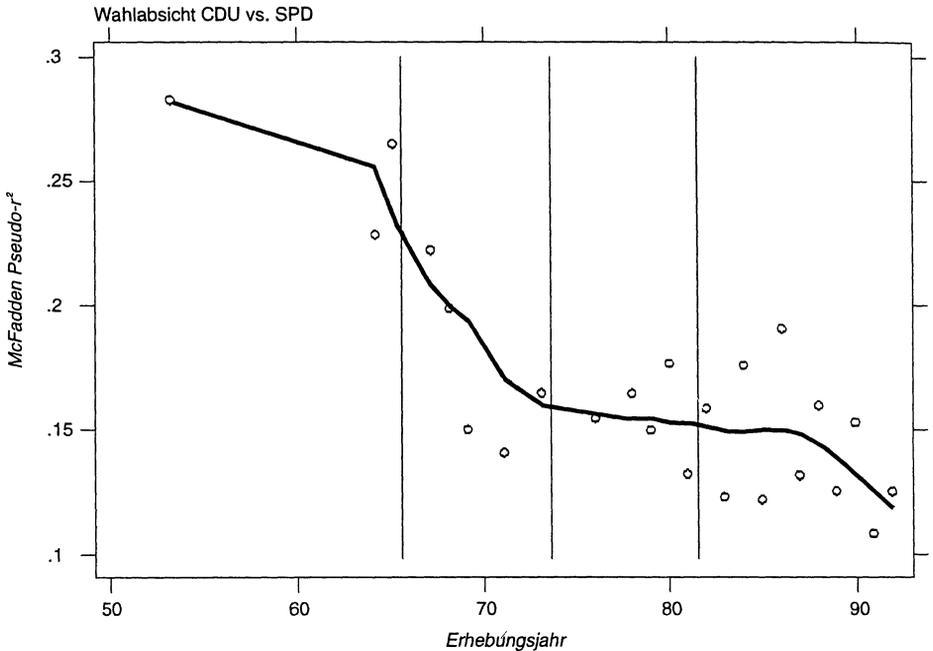
Walter Müller modifiziert unser Modell in mehrfacher Hinsicht. Beobachtet man die von ihm nicht berichtete Erklärungskraft (Pseudo- $R^2$ ) seines letzten Modells über den Zeitverlauf, so gibt dies im Vergleich zu unseren Analysen wenig Anlaß zu neuen Schlußfolgerungen (vgl. *Abbildung 1*).<sup>5</sup> Der Rückgang der Erklärungskraft in diesem Modell ist mit dem Rückgang in unserem Modell praktisch identisch (vgl. Schnell und Kohler 1995: 644, *Abbildung 8*).<sup>6</sup>

Der Einwand von Müller zielt indes mehr auf die Beobachtung der Einflußstärken der Einzelvariablen, da er die Betrachtung der Pseudo- $R^2$ -Werte für wenig hilfreich erachtet. Doch auch nach Kontrolle der Gewerkschaftszugehörigkeit und der Kirchengangshäufigkeit muß Müller einen Rückgang der Einflußstärke der Klasse und der Konfession konstatieren. Der Rückgang der Klasse sei aber geringer ausgeprägt als bei uns. Dieser Unterschied ist jedoch nicht Folge der Kontrolle der Gewerkschaftszugehörigkeit, wie Müller suggeriert, sondern resultiert schlicht daraus, daß Müller die Bildungsvariable als zusätzliche Variable in sein Modell aufgenommen hat und nicht wie wir zur weiteren Unterteilung der Klassen nutzt. Da sowohl der Einfluß der Klasse als auch der der Bildung zurückgeht, addieren sich beide Komponenten bei uns zu einem stärkeren Gesamtrückgang.

Bezogen auf die Konfession vermutet Müller, daß ihr Einfluß nur deswegen abnimmt,

5 Zur leichteren Orientierung enthalten unsere Abbildungen die Grenzen der von Müller gewählten Periodisierung.

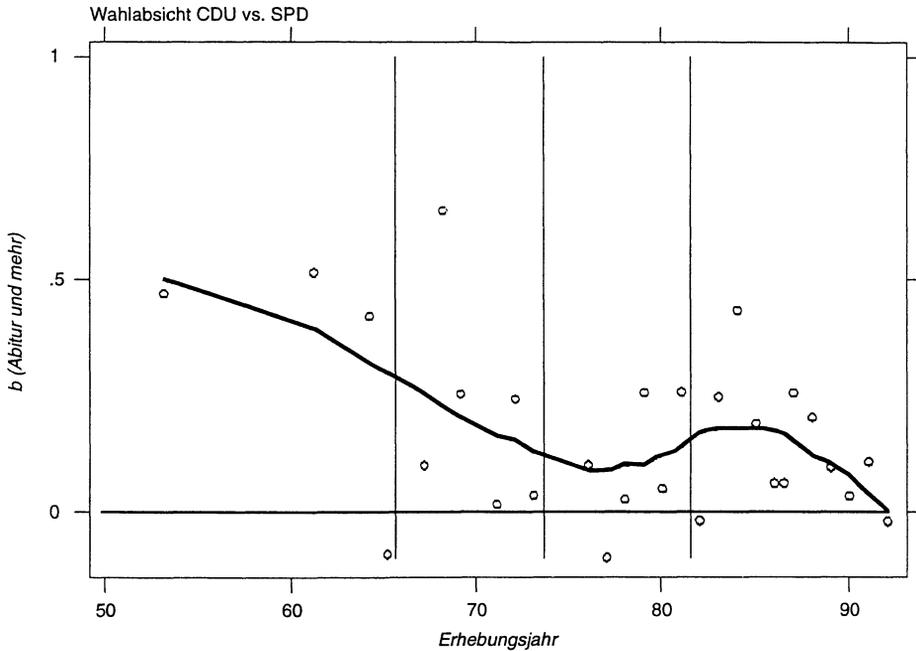
6 Eine lineare Regression der Pseudo- $r^2$  Werte gegen das Erhebungsjahr erklärt hier 62 Prozent der Varianz, der Regressionskoeffizient liegt bei  $-0.0032$ . Die entsprechenden Werte für das kritisierte Modell lagen bei 71 Prozent erklärter Varianz und  $b = -0.0034$  (Schnell und Kohler 1995: 645, Fußnote 20).

Abbildung 1: Pseudo- $r^2$ -Werte des Modells 2 von Müller

weil der Wandel der Kirchgangshäufigkeit nicht kontrolliert wird. Der Vergleich des Rückgangs des Konfessionseffekts mit Kontrolle der Kirchgangshäufigkeit mit dem entsprechenden Rückgang ohne diese Kontrolle bestätigt diesen Einwand aber nur zum Teil: Der b-Koeffizient der Katholiken ohne Kontrolle der Kirchgangshäufigkeit geht um 42 Prozent (von 1.98 auf 1.14) zurück. Für die katholischen Kirchgänger beträgt dieser Rückgang nur 31 Prozent (von 2.88 auf 2.00). Selbst wenn man dies (wie Müller) als einen „deutlich“ geringeren Rückgang interpretieren möchte, bleibt aber auch dann festzuhalten, daß sogar die CDU-Präferenz der katholischen Kirchgänger heute schwächer ausgeprägt ist als noch zwischen 1953 und 1965.

Insbesondere hinsichtlich der Bildung erbringt die Reanalyse Müllers andere Ergebnisse. Sein erstes Modell (ohne die kohortenspezifische Modellierung der Bildung) zeigt keinen regelmäßigen Rückgang des Bildungseinflusses. In der dritten Periode zeigt sich ein geringer zwischenzeitlicher Wiederanstieg, ansonsten ein nur sehr geringfügiger Rückgang. Der kohortenspezifische Bildungseinfluß geht nicht generell zurück. Dieser Bewertung des Bildungseinflusses liegt allerdings die problematische Entscheidung Müllers zugrunde, den Beobachtungszeitraum in vier Perioden einzuteilen: Müller verwendet die Wahlabsicht als abhängige Variable. Diese Variable liegt in der ersten von Müller gebildeten Periode nur in den Jahren 1953, 1961, 1964 und 1965 vor. 1961 liegen zudem keine Angaben zur Kirchgangshäufigkeit vor. Müllers Analysen beruhen demnach für die Periode 1953–65 lediglich auf drei Datensätzen: 1953, 1964 und 1965. Der Datensatz von 1953 umfaßt 825 Fälle, die Datensätze von 1964 und 1965 zusammen 2028 Fälle. Die von Müller wiedergegebenen Koeffizienten sind also vor allem durch die beiden letzten Jahre der

Abbildung 2: Regressionskoeffizienten für Bildung im Modell 1 von Müller



Periode bestimmt. Problematisch ist dies, wenn innerhalb dieser Periode ein Rückgang der Effekte stattgefunden hat. Dies ist bei der Bildungsvariable der Fall, wie man anhand der *Abbildung 2* sieht. Die Abbildung zeigt den  $b$ -Koeffizienten der Bildung in Müllers Modell aus Tabelle 1.<sup>7</sup> Die eingezeichnete Linie ist Lowess (vgl. Cleveland 1993: 100–101). Es zeigt sich, daß die Berechnung eines gemeinsamen Modells für die Datensätze von 1953, 1964 und 1965 in der ersten Periode als Folge der großen Wirkung des außerordentlich geringen Einflusses der Bildung im Datensatz des Jahres 1965 zu einer Unterschätzung des Regressionskoeffizienten für Bildung führt.<sup>8</sup>

Zusammenfassend möchten wir feststellen, daß es uns um die eventuelle Abnahme des Bruttoeffekts soziostruktureller Variablen ging. Daß spezifische Mechanismen zwischen soziostrukturelle Variablen und abhängigem Verhalten treten, ist bekannt. Daß der Zusammenhang zwischen soziostrukturellen Variablen und Verhalten verschwindet, wenn diese Mechanismen erkannt und statistisch kontrolliert werden, ist ebenfalls bekannt. Es ist aber gerade Kennzeichen der Variablensoziologie, daß die erklärenden Mechanismen nicht angegeben oder lediglich ad hoc eingeführt werden. Dies ist solange erfolgreich, wie sich

7 Dabei wurden allerdings (im Gegensatz zu Müllers Vorgehensweise) die über 70jährigen Befragten nicht aus den Analysen ausgeschlossen. Statt dessen wurden hier – wie bei Wahlstudien üblich – die unter 18jährigen und die Befragten aus Berlin ausgeschlossen.

8 Der in der Graphik enthaltene Wert aus dem Jahre 1961 ist in den Analysen von Müller ebenfalls nicht enthalten, da er für Tabelle 1 und Tabelle 2 auf dieselben Fälle rekurriert. Dies bringt den Ausschluß der 1961er Erhebung mit sich.

am Zusammenhang zwischen der soziostrukturellen Position und dem eigentlichen Mechanismus nichts ändert. Genau dies ist aber zwischen 1953 und 1992 eingetreten.

6. *Einwand: Die Validität der Operationalisierungen sei früher besser gewesen (Müller)*

In Hinsicht auf die Klassenvariable schreibt Müller: „Bei der Klassenzugehörigkeit ist die Verringerung der Parameter aber eindeutig weniger stark als nach den Maßzahlen von Schnell und Kohler.“ [755] Da wir nur einen Rückgang feststellen, ist dies noch immer eine Bestätigung unseres Ergebnisses. Müller führt zur Abschwächung dieser qualitativen Bestätigung unseres Ergebnisses eine neue Instrumentenhypothese ein: Die Validität früherer Operationalisierungen sei besser gewesen. Dies wäre unseres Erachtens aus zwei verschiedenen Gründen prinzipiell möglich: Erstens könnten die Konzepte früher mit weniger Fehlern gemessen worden sein, zweitens könnten die Variablen heute nicht mehr dasselbe messen wie früher. Müller dürfte bei seinem Einwand vor allem an den zweiten Grund gedacht haben. Schließlich ist es nur schwer vorstellbar, daß nach 40 Jahren der Verbesserung der Erhebungsinstrumente so alltägliche Variablen wie Konfession, Berufsgruppenzugehörigkeit oder Alter heute nicht mehr so fehlerfrei gemessen werden wie zu Zeiten der vergleichbar naiven Anwendung der Umfragetechnik. Eher dürfte das Gegenteil der Fall sein: Der Anteil systematischer und unsystematischer Meßfehler muß allein aufgrund der früher üblichen „informellen Ermittlungen“ anstelle standardisierter Fragen in früheren Erhebungen größer gewesen sein. Dadurch würden die Zusammenhänge zwischen den Variablen früher eher unterschätzt als überschätzt. Dann wäre der Rückgang der Erklärungskraft vermutlich stärker, als er sich in unseren Analysen zeigt.

Aber Müller meint vermutlich nicht den veränderten Anteil von Meßfehlern, sondern, daß die sozio-ökonomische Lage einer Person früher relativ gut mit dem Berufsgruppenkonzept operationalisiert werden konnte. Heute seien dazu andere – ungleich kompliziertere und weniger abstrakte – Operationalisierungen nötig. Wir würden dies bereits selbst als ein Argument für die Individualisierung deuten. Trotzdem stellt sich die Frage, ob diese neuartigen Operationalisierungen nicht auch in früheren Jahren höhere Erklärungsbeiträge geliefert hätten. So könnten sich auch schon früher die politischen Einstellungen der Beschäftigten mit administrativen Funktionen und der Manager einerseits von den Professionals in den sozialen und kulturellen Berufen andererseits unterscheiden haben.<sup>9</sup> Die von Müller geforderte Unterscheidung von Angestellten und Beamten könnte daher auch bereits früher notwendig gewesen sein. Müller müßte dann unterstellen, daß der durch diese Unterscheidung bedingte Zuwachs an erklärter Varianz (bzw. das Ansteigen der Regressionskoeffizienten) bei den früheren Erhebungen geringer sein müßte als bei den späteren Erhebungen. Dies läßt sich allerdings für die BRD aufgrund der beschränkten Datenlage nur schwer untersuchen. Die Möglichkeit einer Differenzierung der Angestellten und Beamten nach dem vorgeschlagenen Unterscheidungskriterium beginnt in den uns

<sup>9</sup> Dies läßt sich indirekt belegen. Nimmt man die Teilnahme an den neuen sozialen Bewegungen als Indikator für politische Einstellungen, so zeigt z.B. Parkin (1968: 168) in seiner Studie zur Zusammensetzung der britischen Anti-Atomwaffen-Bewegung der 60er Jahre, daß diese in besonderem Maße von Angehörigen der sozialen und künstlerischen Berufe Zulauf erhielten.

bekannten Datensätzen etwa um 1969.<sup>10</sup> Da es (auch nach den Ergebnissen von Müller) so scheint, als ob die Abnahme der Effekte im wesentlichen vor 1970 stattgefunden hat, kann eine Untersuchung des Zeitraums nach 1970 diese Frage kaum beantworten. So interessant diese etwas komplizierte Meßfehlerhypothese auch ist (der Zugewinn der Erklärungskraft einer weiteren Differenzierung einer sozio-demographischen Variablen ist zu einem früheren Zeitpunkt geringer als zu späteren Zeitpunkten), wichtiger scheint uns, daß eben diese Differenzierung möglicherweise in den neueren Untersuchungen notwendig wird. Wie bereits erwähnt, ist dies bereits als Hinweis auf eine Zunahme der Binnen-gruppenvarianz interpretierbar.

### 7. Einwand: Überzogene Schlußfolgerungen „forschungsstrategischer Art“ (Müller)

Im vorletzten Satz seiner „Widerrede“ wirft uns Müller zunächst vor, „Variablensoziologie‘ in einer sehr unrühmlichen Art“ zu betreiben [759]. Betrachtet man die empirischen Arbeiten in soziologischen Zeitschriften, so stellen diejenigen Arbeiten, die demographische Variablen in additiven linearen Modellen verwenden, sicherlich die Mehrheit dar. Wir haben versucht zu zeigen, daß die erklärte Varianz solcher Modelle im Zeitablauf sinkt. Dies – und nur dies – besagt unsere eingangs zitierte Hypothese. Explizit haben wir (Schnell und Kohler 1995: 654) darauf hingewiesen, daß aus diesem Ergebnis nicht geschlossen werden kann, daß keine systematischen Einflüsse „struktureller“ Variablen auf Verhalten existieren. Wörtlich findet sich bei uns: „Nur dürften einfache statistische Modelle, die nur demographische Variablen enthalten, immer häufiger immer weniger erklären.“ Dieser Satz enthält zwei Einschränkungen: „einfache statistische Modelle“ und „nur demographische Variablen“. Beide Einschränkungen scheint Müller nicht zur Kenntnis zu nehmen. Abschließend wirft uns Müller vor, unsere Ergebnisse „zum Anlaß überzogener und vereinseltiger Verallgemeinerungen und Schlußfolgerungen auch forschungspraktischer Art zu nehmen“ [759].<sup>11</sup> Woraus bestehen unsere „forschungspraktischen“ „Schlußfolgerungen“ in unserem Artikel? Erstens aus der Forderung nach theoretischer Explikation des Wirkungsmechanismus demographischer Variablen. Diese Forderung erhebt auch Müller. Zweitens aus der Veränderung des Zwischenziels einer Datenanalyse: Die Prognose individueller Handlungen. In der Tat ist uns unklar, wie ein theoretisches Modell über

10 In Frage kommen die von Nieuwbeerta (1995) für eine vergleichbare Fragestellung genutzten ZA-Studien Nr. 426 und 525, sowie die ZA-Nr. 757, die eine detaillierte Aufschlüsselung der Berufe nach ISCO und SRC enthält, nicht aber eine Aufgliederung der Berufsgruppenzugehörigkeit.

11 Weiterhin sind unsere forschungspraktischen Schlußfolgerungen explizit als „wenn-dann“-Satz formuliert: „Sollte sich diese Tendenz auch bei anderen Variablen und anderen Datensätzen als den hier verwendeten Surveys zeigen, dann sind die Konsequenzen für die Praxis der empirischen Sozialforschung offensichtlich“ (Schnell/Kohler 1995: 654–655). Ein solcher Satz kann nur dann falsch sein, wenn die Prämisse korrekt und die Konklusion falsch ist. Falls Müller diesen Satz als falsch betrachtet, müßte er die Prämisse anerkennen (was ihm deutlich schwer fällt, auch wenn er unsere Ergebnisse zumindest tendenziell bestätigt). In diesem Fall müßte er die Konklusion als falsch betrachten. Das würde bedeuten, das er in der (eventuell) sinkenden Erklärungskraft soziologischer Modelle keine Notwendigkeit zur Veränderung der Praxis der Sozialforschung sieht. Das mag so sein, wäre aber überraschend, wenn man als Ziel der Sozialforschung die Entwicklung bewährter Erklärungsmodelle sieht.

das Handeln von Individuen geprüft werden kann, wenn nicht über den Vergleich der durch das Modell vorhergesagten Handlungen mit beobachteten Handlungen. Dies ist allerdings tatsächlich bislang eher unüblich. Für die Weiterentwicklung der empirisch orientierten Sozialforschung scheint uns dieses Zwischenziel unverzichtbar.

### Zusammenfassung

Eines der Hauptergebnisse unserer Analysen, der Rückgang der Erklärungskraft soziodemographischer Variablen in einfachen Wahlmodellen, wird in unserer Wahrnehmung sowohl durch die Analysen von Müller als auch durch die Arbeit von Jagodzinski und Quandt bestätigt. Zwar verwenden die Autoren andere Analysemodelle und betonen andere Maßzahlen als wir in unserer Analyse, die wesentliche Schlußfolgerung bleibt aber unberührt. Leider beziehen sich die Autoren ausschließlich oder zum größten Teil auf unseren Datensatz. So wichtig eine Nachprüfung unserer Ergebnisse durch andere anhand dieser Daten auch ist, wichtiger erscheint uns die Prüfung der Hypothese des Rückgangs der Erklärungskraft an anderen Datensätzen und in anderen Ländern. Um so bedeutsamer ist es daher, daß völlig unabhängig von uns ein zentraler Befund unserer Analyse von Nieuwbeerta (1995) bei der Untersuchung von insgesamt 16 westlichen Industrienationen für den Zeitraum von 1961–1990 bestätigt wird: In Großbritannien, Norwegen und eben auch in der BRD zeigt sich ein signifikanter Rückgang des Zusammenhangs zwischen der Klassenposition und dem Wahlverhalten.<sup>12</sup>

### Literatur

- Achen, Christopher H., 1992: Social Psychology, Demographic Variables and Linear Regression: Breaking the Iron Triangle in Voting Research, *Political Behavior* 14: 195–211.
- Cleveland, William S., 1993: *Visualizing Data*. Summit: Hobart Press.
- Forschungsgruppe Wahlen e. V., 1987: Die Konsolidierung der Wende. Eine Analyse der Bundestagswahl 1987, *Zeitschrift für Parlamentsfragen* 18: 253–284.
- Forschungsgruppe Wahlen e. V., 1994: Gesamtdeutsche Bestätigung für die Bonner Regierungskoalition. Eine Analyse der Bundestagswahl 1990. S. 615–665 in: Hans Dieter Klingemann und Max Kaase (Hg.): *Wahlen und Wähler. Analysen aus Anlaß der Bundestagswahl 1990*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Kohler, Ulrich, 1995: Individualisierung in der BRD 1953–1992. Magisterarbeit, Universität Mannheim, Fakultät für Sozialwissenschaften.
- Kühnel, Steffen, und Michael Terwey, 1990: Einflüsse sozialer Konfliktlinien auf das Wahlverhalten im gegenwärtigen Vierparteiensystem der Bundesrepublik. S. 63–94 in: Walter Müller, Peter Ph. Mohler, Barbara Erbslöh und Martina Wasmer (Hg.): *Blickpunkt Gesellschaft*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Nieuwbeerta, Paul, 1995: *The Democratic Class Struggle in Twenty Countries, 1945/1990*. Amsterdam: Thesis Publishers.

12 Das Ergebnis von Nieuwbeerta (1995: 109) ist um so bemerkenswerter, als er im wesentlichen das sehr detaillierte Goldthorpe-Klassenschema benutzt (das unseres Erachtens Müllers inhaltlicher Kritik weitgehend entgegenkommt). Weiterhin verwendet Nieuwbeerta eine Maßzahl, die gegen die Veränderung der Randverteilungen weitgehend robust ist: die Standardabweichung der Log-Odd-Ratios.

- Parkin, Frank*, 1968: Middle Class Radicalism. Manchester: Manchester University Press.
- Schnell, Rainer*, 1993: Homogenität sozialer Kategorien als Voraussetzung für „Repräsentativität“ und Gewichtungsverfahren, *Zeitschrift für Soziologie* 22: 16–32.
- Schnell, Rainer*, 1997: Nonresponse in Bevölkerungsumfragen. Ausmaß, Entwicklung und Ursachen. Opladen: Leske + Budrich.
- Schnell, Rainer*, und *Ulrich Kohler*, 1995: Empirische Untersuchung einer Individualisierungshypothese am Beispiel der Parteipräferenz von 1953–1992, *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 47: 634–658.
- Schultze, Rainer Olaf*, 1995: Aus Anlaß des Superwahljahres: Nachdenken über Konzepte und Ergebnisse der Wahlsoziologie, *Zeitschrift für Parlamentsfragen* 25: 472–493.
- Trometer, Reiner*, 1992: Wähler und ihre Parteien. S. 64–82 in: *Peter Ph. Mohler* und *Wolfgang Bandilla* (Hg.): *Blickpunkt Gesellschaft*. Opladen: Westdeutscher Verlag.

*Korrespondenzanschrift*: Prof. Dr. Rainer Schnell, Fakultät für Verwaltungswissenschaft, Postfach 5560, D-78434 Konstanz, E-Mail: Rainer.Schnell@Uni-Konstanz.de