

## Ein Anwendungsbeispiel zum Test der Robustheit von Pseudo-R2 Maßen in multinomialen Logit-Modellen

Gattig, Alexander

Veröffentlichungsversion / Published Version

Zeitschriftenartikel / journal article

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

GESIS - Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

### Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Gattig, A. (2006). Ein Anwendungsbeispiel zum Test der Robustheit von Pseudo-R2 Maßen in multinomialen Logit-Modellen. *ZA-Information / Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung*, 58, 6-22. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-198442>

### 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.*

## Ein Anwendungsbeispiel zum Test der Robustheit von Pseudo- $R^2$ Maßen in multinomialen Logit-Modellen

von Alexander Gattig<sup>1</sup>

### *Zusammenfassung*

*Für Trendanalysen ist es häufig notwendig, die Stärke der Beziehung zwischen zwei oder mehreren Variablen im Zeitverlauf zu untersuchen. In der politischen Soziologie werden hierfür häufig Assoziationsmaße für den Zusammenhang zwischen sozialstrukturellen Variablen, etwa Klasse oder Alter, und verschiedenen kategorialen abhängigen Variablen, etwa Wahlverhalten oder Gewerkschaftsmitgliedschaft, benötigt. Ein Ansatz zur Modellierung besteht im Vergleich der durch die jeweiligen unabhängigen Variablen erklärten Varianzanteile, den Pseudo- $R^2$  in multinomialen Logit-Modellen bzw. binären oder multinomialen logistischen Regressionen. Theoretisch ist die Verwendung dieser Maße problematisch, da Pseudo- $R^2$  Werte von den jeweiligen Randverteilungen beeinflusst werden und von der Kategorienzahl der zu analysierenden Tabelle bzw. der Zahl der in die Analyse miteinbezogenen Fälle abhängen. Dennoch ist die Verwendung dieser Maßzahlen nicht unüblich. In diesem Aufsatz wird demonstriert, wie diese theoretischen Nachteile in empirischen Studien kontrolliert werden können. Hierzu wird die Robustheit von Pseudo- $R^2$  Maßen durch die Veränderung von Randverteilungen, Variation der Kategorienzahl sowie unterschiedliche Fallzahlen an einem Fallbeispiel empirisch untersucht. Dies geschieht durch verschiedene, allesamt in der Literatur gebräuchliche Operationalisierungen der relevanten Variablen. Inhaltlich konzentriert sich der Aufsatz auf den Zusammenhang von sozialer Klassenlage und dem Wahlverhalten sowie die Veränderungen dieses Zusammenhanges im Zeitverlauf. Zur Analyse verwenden wir die Deutschen Nationalen Wahlstudien, einen durch das ZA kompilierten Satz einzelner Wahlstudien, die den gesamten Nachkriegszeitraum abdecken. Die Daten werden mittels multinomialer Logit-Modelle analysiert. Es wird ein Pseudo- $R^2$  untersucht, welches theoretisch besonders anfällig gegenüber obigen Manipulationen ist, näm-*

---

1 Dr. **Alexander Gattig** ist wissenschaftlicher Mitarbeiter im Arbeitsgebiet Statistik und empirische Sozialforschung an der Universität Bremen, EMPAS, Celsiusstr., Gebäude FVG, 28359 Bremen. gattig@empas.uni-bremen.de

lich das Pseudo- $R^2$  auf Basis des Entropiekriteriums. Ungeachtet der theoretischen Einwände finden wir ein erstaunliches Maß an Robustheit der Resultate, Zeitvergleiche erklärter Varianzanteile scheinen bei ausreichenden Kontrollen daher durchaus zulässig. Inhaltlich finden wir einen Niedergang des Klassenwahlverhaltens seit dem Zweiten Weltkrieg, dieser ist jedoch Mitte der siebziger Jahre beendet.

### **Abstract**

To analyse trends in sociology it is often necessary to specify a measure for the strength of association between variables. In political sociology this often calls for measures concerning the impact of social structural variables, for example social class, on categorical dependent variables, for example voting. Sometimes the strength of association between the dependent and one or a set of independent variables is measured by comparing the respective explained proportions of variance, that is by using the respective pseudo- $r^2$  values of multinomial logit or multinomial and binary logistic regression models. However, theoretically the use of such pseudo- $r^2$  values is problematic since they are dependent on the marginal distributions. Moreover, they might be dependent on the numbers of categories of the dependent variable or the numbers of cases used in the respective analysis. Despite these theoretical shortcomings pseudo- $r^2$  values have been used to compare trends. This paper tries to demonstrate how to control empirically for these shortcomings. To do so the paper empirically assesses the robustness of pseudo- $r^2$  values by examining marginal distributions that follow from different operationalisations of the relevant variables, by reducing and enlarging the numbers of cases used for analysis, and by varying the numbers of categories of both the dependent and independent variables. Substantially, we focus on the impact of social class on voting and whether this influence has changed over time. For the analysis we use a compiled series of nation-wide data sets covering the whole post-war period (Deutsche Nationale Wahlstudien, ranging from 1949 to 2002). We estimate multinomial logit models and focus on a pseudo- $r^2$  that has been particularly criticised for being vulnerable to the above mentioned manipulations, viz. the pseudo- $r^2$  based on the entropy criterion. Despite the theoretical arguments for variability in explained variance we find a remarkable degree of stability for them, suggesting that on methodological grounds comparisons between these measures are appropriate if the robustness of results is ensured. In substantial terms we observe a decline of class voting in the immediate post-war period which has come to an end in the mid-seventies.

## 1 Einleitung

Der Einfluss sozialstruktureller Variablen, wie etwa Bildungsstand, Alter oder soziale Klassenlage, auf eine Vielzahl von Explananda ist ein klassisches Thema der Soziologie. In der politischen Soziologie sind diese Explananda etwa das Wahlverhalten, die Wahlbeteiligung oder Einstellungsisems, z.B. Links-Rechts-Einstellungen. In den letzten Jahren hat hierbei sowohl national als auch international insbesondere die Frage nach einem eventuellen Niedergang des Klassenwahlverhaltens in den industrialisierten Ländern die Debatte bestimmt (*Clark* und *Lipset* 1991, *Schnell* und *Kohler* 1995, *Evans* 1999). In der Bundesrepublik Deutschland initiierte der Aufsatz von *Schnell* und *Kohler* (1995) eine Diskussion, ob dieser Niedergang real oder ein methodologisches Artefakt, hervorgerufen durch ihre Wahl des Zusammenhangsmaßes zwischen Klasse und Wahlverhalten, sei (*Schnell* und *Kohler* 1995, 1997; *Müller* 1997, 1998; *Jagodzinski* und *Quandt* 1997). *Schnell* und *Kohler* versuchten, die in der Soziologie weit verbreitete *Beck*'sche Individualisierungshypothese empirisch zu testen. Hierzu untersuchten sie für den Zeitraum von 1953 bis 1992 den Einfluss sozialstruktureller Variablen wie etwa Klasse/Schicht, Alter, Geschlecht und Konfession auf verschiedene abhängige Variablen wie das Wahlverhalten, die Parteiensympathie oder die Parteiidentifikation.<sup>2</sup> *Schnell* und *Kohler* basierten ihre Schlussfolgerungen bezüglich einer Abnahme der Erklärungskraft sozialstruktureller Variablen auf nicht-ressourcengebundenes Verhalten, vor allem auf den Vergleich der durch diese sozialstrukturellen Variablen erklärten Varianzanteile in multinomialen Logit-Modellen. Hierbei verwendeten sie *McFaddens* Pseudo-R<sup>2</sup> und ein PRE Maß (Verbesserung der Prognosefähigkeit individueller Fälle durch das Modell gegenüber der Prognose basierend auf der Randverteilung).

Sowohl die Verwendung von Pseudo-R<sup>2</sup>-Maßen überhaupt als auch die spezifischen von *Schnell* und *Kohler* verwendeten Maße wurden kritisiert (*Müller* 1997; *Jagodzinski* und *Quandt* 1997). Die Kritik konzentriert sich im Wesentlichen auf die folgenden Punkte:

- Die Maße sind abhängig von den jeweiligen Randverteilungen.
- In der Bundesrepublik Deutschland erscheint im Jahr 1980 eine neue Partei (DIE GRÜNEN, ab 1990: BÜNDNIS90/DIE GRÜNEN). Daher ändert sich die Anzahl der Kategorien in einer Klasse\*Partei-Tabelle. Pseudo-R<sup>2</sup>-Maße sind abhängig von der Kategorienanzahl (*Agresti* 1990: 25) und verfälschen daher in der Bundesrepublik Trendanalysen.

---

<sup>2</sup> Außerdem untersuchten sie den Einfluss sozialstruktureller Variablen auf andere Explananda wie etwa Kirchengangshäufigkeit oder Gewerkschaftsmitgliedschaft.

*Jagodzinski* und *Quandt* (1997) schlagen gegenüber den von *Schnell* und *Kohler* verwendeten Pseudo- $R^2$ -Maßen ein anderes, auf dem Entropiekriterium basierendes Maß vor. *Schnell* und *Kohler* (1997) kritisieren allerdings das Entropiemaß als besonders anfällig für Veränderungen der Randverteilungen und darüber hinaus auch als stark abhängig von der Kategorien- und Fallzahl. Sie begründen diese Einschätzung mit von ihnen durchgeführten Simulationen eben dieser Variablen und plädieren stattdessen für die Verwendung von *McFaddens*  $R^2$ , wobei sie allerdings auf große Übereinstimmungen zwischen beiden Maßen verweisen.

Da Unklarheit besteht, ob und falls ja, welche Pseudo- $R^2$ -Maße für Trendanalysen verwendet werden können, soll im vorliegenden Aufsatz demonstriert werden, wie verzerrende Einflüsse kontrolliert werden können bzw. wie sich empirisch gebräuchliche Manipulationen der abhängigen bzw. unabhängigen Variablen auf solche Trendverläufe auswirken. Bleiben die Trendverläufe identisch oder zumindest ähnlich, so kann trotz der theoretischen Einwände davon ausgegangen werden, dass auf Pseudo- $R^2$ -Werten beruhende Schlussfolgerungen reliabel sind. Erweisen sich die Trendverläufe hingegen als anfällig gegenüber Veränderungen der Randverteilungen bzw. der Fall- oder Kategorienzahl, spricht dies gegen die Verwendung dieser Maße. Die im Folgenden durchgeführten Manipulationen basieren allesamt auf in der Literatur gebräuchlichen unterschiedlichen Operationalisierungen sowohl der abhängigen als auch der unabhängigen Variablen.

Thematisch konzentriert sich der Aufsatz, wie auch bereits *Schnell* und *Kohler* (1995), auf den Zusammenhang zwischen der sozialen Klassenlage und dem Wahlverhalten. Als Maß für die erklärte Varianz verwenden wir das Pseudo- $R^2$  auf Basis des Entropiekriteriums, da dies als besonders anfällig gegenüber den von uns verwendeten Manipulationen beschrieben wurde. Als Datenmaterial dienen die durch das Zentralarchiv zusammengestellten „Deutschen Nationalen Wahlstudien“. Der Untersuchungszeitraum erstreckt sich auf die gesamte Nachkriegsperiode von 1949 bis 2002. Die Analysen erscheinen daher auch unter inhaltlichen Gesichtspunkten interessant. Es geht jedoch nicht vorrangig um eine weitere Analyse des Klassenwahlverhaltens in der Bundesrepublik Deutschland oder gar um eine weitere empirische Untersuchung der Individualisierungshypothese. Untersucht werden soll lediglich, wie sich unterschiedliche Operationalisierungen auf die erklärten Varianzanteile auswirken.

Der Aufsatz ist folgendermaßen gegliedert: Zunächst wird das für die Analysen verwendete Datenmaterial vorgestellt. Danach werden die berechneten Modelle sowie das verwendete Pseudo- $R^2$  Maß erläutert. Als nächstes wird verdeutlicht, wie die Manipulationen der Randverteilungen, der Fall- und der Kategorienzahl zustande

kommen und welches Ausmaß diese besitzen. Schließlich werden die Resultate für die verschiedenen Analysen präsentiert und im letzten Abschnitt dann – auch unter inhaltlichen Gesichtspunkten – interpretiert.

## 2 Daten und Methode

Als Datengrundlage dienen Wahlstudien aus der Bundesrepublik Deutschland (Deutsche Nationale Wahlstudien – DNWS). Für Deutschland existieren nur wenige Analysen, die sich auf den gesamten Nachkriegszeitraum beziehen, wobei diese allerdings Anfang der neunziger Jahre enden (siehe z.B. *Schnell* und *Kohler* 1995, *Nieuwbeerta* und *de Graaf* 1999), so dass eine Erweiterung auf den Zeitraum nach der Wiedervereinigung von Interesse sein dürfte. Die hier verwendeten Daten ermöglichen zum einen Analysen von Trendverläufen, zum anderen gestatten sie es aber auch, sowohl Randverteilungen als auch Kategorien- und Fallzahl zu variieren. Die DNWS umfassen Umfragen für die jeweiligen Bundestagswahlen von 1949 bis 2002. Die Anzahl der Befragten schwankt zwischen 1 000 und 1 2000, in den meisten Wellen sind zwischen 1 500 und 3 300 Befragte vertreten. In den Datensätzen sind Fragen zur Wahlbeteiligung, zur Parteienwahl, zur Parteibindung, zu diversen sozialstrukturellen Merkmalen sowie zu einer Vielzahl von Einstellungsitems enthalten. Im Gegensatz zu den amerikanischen oder auch den britischen Wahlstudien handelt es sich bei den DNWS jedoch nicht um ein von einer Institution initiiertes Projekt, sondern um eine vom Zentralarchiv in Köln zusammengestellte Sammlung von einzelnen Datensätzen. Daher gibt es in den DNWS im Vergleich zu ersteren eine deutlich größere Variation in Hinblick auf Sampling Prozeduren, Fragebogen-Items und Stichprobengrößen (für einen Überblick und einen Vergleich mit den britischen und amerikanischen Wahlstudien vgl. *Mochmann* und *Zenk-Möltgen* 2000). Die in der vorliegenden Untersuchung verwendeten Studien der DNWS umfassen 45 767 Befragte, die sich wie in Tabelle 1 beschrieben auf die einzelnen Wahljahre verteilen.<sup>3</sup>

---

3 Für die Analysen wurden nicht alle in den DNWS enthaltenen Studien verwendet, sondern es wurde lediglich eine Studie pro Bundestagswahl – üblicherweise die Nachwahlbefragung – untersucht (s. u.). In den verwendeten Panelstudien beschränken sich die Analysen auf die Nachwahlbefragung.

**Tabelle 1** Wahljahr, ZA-Studien-Nrn. (kursiv in Klammern) und Anzahl der Befragten

Jahr	1949	1953	1957	1961	1965	1969	1972	1976
ZA-Nr.	(2361)	(0145)	(3272)	(0057)	(0314)	(0426)	(0635)	(0823)
N	1.000	3.246	8.282	1.715	1.305	1.158	2.052	2.076
Jahr	1980	1983	1987	1990	1994	1998	2002	
ZA-Nr.	(1053)	(1276)	(1537)	(1919)	(2601)	(3073)	(3861)	
N	11.986	1.622	1.954	2.056	2.046	2.019	3.260	

Die Daten wurden für jedes Land separat mittels multinomialer Logit-Modelle für die abhängige Variable Partei (P) und die unabhängige Variable Klasse (C) analysiert:

$$\log F_{ij} = \lambda + \lambda_j^C + \lambda_i^P + \lambda_{ij}^{PC}, \tag{1}$$

wobei die  $F_{ij}$  die jeweiligen erwarteten Zellenhäufigkeiten angeben. Dieses Modell stellt einen Spezialfall allgemeiner log-linearer Modelle dar (für Details vergleiche etwa *Vermunt* 1997). Die erklärten Varianzanteile wurden anhand des Pseudo- $R^2$ -Maßes auf Basis des Entropiekriteriums gemessen. Definiert ist dieses Pseudo- $R^2$  wie folgt:

$$R^2 = \frac{S_y^2 - S_e^2}{S_y^2}, \tag{2}$$

mit Gesamtvarianz  $S_y^2$  und Residualvarianz  $S_e^2$ . Die Varianzen auf Basis des Entropiemaßes sind definiert als:

$$S_y^2 = -\sum_i p_{i+} \log_e p_{i+} \tag{3}$$

$$S_e^2 = -\sum_k \left[ \sum \pi_{ik} \log_e \pi_{ik} \right] p_{+k}, \tag{4}$$

wobei  $i$  die Werte der abhängigen und  $k$  die Werte der unabhängigen Variablen beschreibt,  $\pi_{ik}$  beschreibt die geschätzten erwarteten Wahrscheinlichkeiten  $i$  gegeben  $k$ ,  $p_{i+}$  die beobachtete marginale Wahrscheinlichkeit den Wert  $i$  in der abhängigen Variablen anzunehmen und  $p_{+k}$  die Wahrscheinlichkeit, den Wert  $k$  in der unabhängigen Variablen anzunehmen (*Vermunt* 1997). Dieser Variante eines Pseudo- $R^2$ -Maßes liegt folgende Idee zugrunde: Wenn alle Zellen gleich besetzt sind, ist die

Entropie maximal und die durch die unabhängigen Variablen erzielte Unsicherheitsreduktion – der Informationsgewinn durch Kenntnis der unabhängigen Variablen – sowie die erklärte Varianz sind minimal. Umgekehrt wird, wenn alle Fälle in einer Zelle zusammengefasst sind, die Unsicherheitsreduktion durch die erklärende Variable maximal, die Entropie minimal und als Konsequenz die erklärte Varianz maximal.<sup>4</sup>

Die Beschränkung auf die soziale Klassenlage als einzige unabhängige Variable mag angesichts der üblicherweise vertretenen Auffassung ‚mehr Kontrolle ist besser‘ verwundern, stellt in Studien zum Klassenwahlverhalten aber keineswegs ein ungebräuchliches Verfahren dar (*Goldthorpe* 1999; *Nieuwebeerta* und *de Graaf* 1999). In der Literatur herrscht Unklarheit darüber, ob weitere und wenn ja welche Kovariaten verwendet werden sollten. *Evans* (1999) argumentiert beispielsweise, dass Drittvariablenkontrolle in Fällen, in denen Interaktionen zwischen Variablen nicht gut bekannt seien, unter Umständen schädlich sein könne, da tatsächlich vorhandene Effekte durch das Hinzufügen von Kontrollvariablen verschleiert werden könnten. Ferner seien viele der üblicherweise in der Wahlforschung verwendeten Kontrollvariablen, etwa Parteiidentifikation oder Einstellungsvariablen, stark mit der Klassenlage korreliert oder über die Klassenlage vermittelt, ein Beispiel hierfür wäre etwa die Gewerkschaftsmitgliedschaft. Da es im vorliegenden Aufsatz weder um eine möglichst genaue Analyse des Wahlverhaltens noch um eine Analyse des Einflusses aller sozialstruktureller Charakteristika geht, sondern lediglich die Frage nach der Robustheit der auf den erklärten Varianzanteilen basierenden Resultate beantwortet werden soll, scheint die Beschränkung auf lediglich eine Variable unproblematisch.

Basierend auf dem Klassenschema von *Erikson*, *Goldthorpe* und *Portocarero* (*Erikson* und *Goldthorpe* 1992) wurden folgende Klassen unterschieden: 1. Dienstklasse, 2. Nicht-Manuelle mit Routinetätigkeiten, 3. Kleinbürgertum – Selbständige mit und ohne Angestellte, 4. Gelernte Arbeiter, 5. Ungelernte Arbeiter, 6. Farmer und Landarbeiter. Es wäre selbstverständlich wünschenswert gewesen, ein detaillierteres Klassenschema zu verwenden, insbesondere um neuere Differenzierungen innerhalb der Dienstklasse (vgl. *Müller* 1998) abbilden zu können, jedoch lässt das vorhandene Datenmaterial eine solche Unterscheidung nicht zu.

---

4 Die postulierten Abhängigkeiten des Pseudo-R<sup>2</sup>-Maßes beruhen auf *Schnell* und *Kohlers* (1997) Monte-Carlo Simulationen und folgen nicht unmittelbar aus den präsentierten Formeln. Für eine solche Ableitung aus diesen Formeln müssten die jeweiligen Einflüsse auf die geschätzten bedingten und marginalen Wahrscheinlichkeiten sowohl separat als auch unter Veränderung der anderen Einflussgrößen spezifiziert werden. Da dies außerordentlich aufwändig ist, erscheint eine Verwendung von Simulationen daher effektiver.



In der Literatur gibt es unterschiedliche Auffassungen zur korrekten Klassifikationsweise. In der Mobilitäts- und Wahlforschung ist es üblich, verheiratete Frauen nach dem Beruf ihres Ehemannes zu klassifizieren („konventionelle Klassifikation“). *Erikson* und *Goldthorpe* (1992a) argumentieren, dass der Haushalt die Arbeitsmarktposition und damit die Klassenlage von Individuen bestimmt. Haushaltsmitglieder teilen ähnliche Lebensumstände und Zukunftschancen und sollten daher einheitlich klassifiziert werden. Da die Arbeitsmarktposition des Ehemannes in der Regel die Klassenlage des Haushaltes bestimmt, werden verheiratete Frauen anhand der Klasse ihres Ehemannes klassifiziert. Ferner identifizieren sich berufstätige verheiratete Frauen stärker mit der Klasse ihres Mannes als mit ihrer eigenen und auch ihr Wahlverhalten stimmt eher mit der Klasse ihres Mannes als mit ihrer eigenen überein (*Erikson* und *Goldthorpe* 1992b).

Diese Argumentation wurde verschiedentlich kritisiert, da sie mit der zunehmenden Arbeitsmarktpartizipation von Frauen möglicherweise hinfällig wird: Berufsbiographien von Frauen werden zunehmend kontinuierlicher und die Wahrscheinlichkeit höherer Einkommen von Frauen gegenüber ihren Ehemännern nimmt zu. Es ist daher nicht klar, ob die konventionelle Sichtweise noch immer zu adäquaten Resultaten führt (vgl. *Sørensen* 1994 für einen ausführlichen Überblick zu dieser Debatte). Aus diesem Grunde wurden sämtliche Analysen auch mit einer Klassifikation des Befragten anhand seines eigenen Berufes durchgeführt.

Weiterhin werden nicht-erwerbstätige Befragte nach ihrem früheren Beruf, dem Beruf ihres Partners oder dem Beruf ihres Vaters klassifiziert. Für beide bestehenden Klassifikationsarten („konventionell“ und „nach Beruf des Befragten“) wurde eine solche Erweiterung durchgeführt. Hierbei wurden zunächst alle (nicht-klassifizierten) Befragten nach ihrem letzten Beruf, dann nach dem Beruf ihres Partners und schließlich nach dem Beruf ihres Vaters klassifiziert. Diese Erweiterungen reduzieren die Anzahl der jeweils fehlenden und daher nicht in die Analyse einfließenden Werte teilweise erheblich (siehe Tabelle 2 unten).

Ingesamt wurden also für jede Welle eines jeden Datensatzes vier separate Analysen gerechnet. Welches dieser Verfahren am geeignetsten ist, ist gegenwärtig umstritten. Indem wir alle vier Möglichkeiten verwenden, testen wir nicht nur die Reliabilität der Resultate, sondern leisten auch einen Beitrag zu dieser Debatte.

Die untenstehende Tabelle 2 gibt zunächst eine Übersicht über Entwicklungen in der Klassenstruktur in der Bundesrepublik Deutschland seit dem Zweiten Weltkrieg. Hierbei wird deutlich, wie sich der Anteil der Farmer und Landarbeiter, aber auch der Anteil der ungelerten Arbeiter zugunsten der Dienstklasse und der Nicht-

Manuellen mit Routinetätigkeit verringert haben. So sind 1953 noch mehr Befragte der Kategorie der Farmer und Landarbeiter zugehörig als den beiden nicht-manuellen Klassen (Dienstklasse und Nicht-Manuelle mit Routinetätigkeit). 1998 sind demgegenüber in beiden nicht-manuellen Klassen jeweils mehr als zehnmal so viele Befragte vertreten wie in der Klasse der Farmer und Landarbeiter. Ferner wird aber auch deutlich, wie sich die Randverteilungen und Fallzahlen unter Verwendung der jeweiligen Klassifikationsweisen verändern. Die Zahl der nicht-klassifizierten Fälle sinkt etwa 1953 von stattlichen 34,7 % auf marginale 1,5 %. Innerhalb der Klassenzugehörigkeit fallen die Veränderungen weniger stark aus. Dennoch reduziert sich etwa der Anteil der Nicht-Manuellen mit Routinetätigkeit bei konventioneller Klassifikation in einigen Wahljahren um 10 Prozentpunkte. Der Anteil der gelernten Arbeiter steigt hingegen bei dieser Klassifikationsart um bis zu 9 Prozentpunkte gegenüber der Klassifikation anhand des eigenen Berufes an. Diese Veränderungen scheinen recht stark, gegeben dass unter theoretischen Gesichtspunkten Unklarheit darüber herrscht, welches die geeignete Klassifikationsweise ist.

In den folgenden Analysen wurden neben den obigen sechs Klassen sechs Parteien (CDU, SPD, FDP, GRÜNE, Andere, Nichtwähler) unterschieden. Diese detaillierte Operationalisierung ermöglicht es, Verschiebungen in den politischen Präferenzen einzelner Klassen genau zu erfassen und sollte damit prinzipiell zur Robustheit der Ergebnisse beitragen. Frühere Studien (*Evans* 1999) weisen darauf hin, dass weniger genaue Operationalisierungen, etwa eine Links-Rechts-Dichotomie der abhängigen Variablen, zur Verfälschung von Trendverläufen führen können. Auf einer solchen Dichotomie basierende Analysen erscheinen daher weniger robust.

Die unterschiedlichen Klassifikationsarten dienen neben der inhaltlichen Fragestellung zur Manipulation von Fallzahl und Randverteilungen. Die Manipulationen der Kategoriengröße bei der abhängigen und unabhängigen Variablen bestehen in der unterschiedlichen Operationalisierung der abhängigen und unabhängigen Variablen. Konkret geht es hierbei um den Ausschluss der Grünen nach 1980 bzw. um die Zusammenlegung der beiden EGP-Klassen ‚Gelernte Arbeiter‘ und ‚Ungelernte Arbeiter‘. Diese Manipulationen werden unten noch genauer erläutert.

**Tabelle 2** Veränderungen in den Verteilungen der jeweiligen Klassen an ausgewählten Datensätzen beider Länder (alle Angaben in %)

	1953				1965				1976			
	K <sub>1</sub>	K <sub>2</sub>	K <sub>3</sub>	K <sub>4</sub>	K <sub>1</sub>	K <sub>2</sub>	K <sub>3</sub>	K <sub>4</sub>	K <sub>1</sub>	K <sub>2</sub>	K <sub>3</sub>	K <sub>4</sub>
	Dienstklasse	13	15	15	15	12.5	11	12	12	11	12	14
Nicht-Man. m. Rout.	12	12	9	12	18	22	20	20	24	25	18	19
Selbständige	14	14	13	14	12.5	10	10	10	6	6.5	7	7
Gelehrte Arbeiter	45	46	48	46	22	21	23	23	13	14.5	20	20
Ungelernte Arbeiter	#	#	#	#	19	15	14	14	8.5	9.5	7	7
Farmer/Landarbeiter	15	14	14	14	6	5	5	5	2	2	2	2
Fehlende Werte	34.7	1.5	22.7	1.5	41.6	15.9	16.2	15.9	36	30.2	31.5	30.2
	1980				1987				1998			
Dienstklasse	15	15	20	20	25	26	27	28	28	29	32	32
Nicht-Man. m. Rout.	39	38	28	28	38	39	31	32	43	41	33	33
Selbständige	7	8	9	9	7	7	9	9	7	7	9	9
Gelehrte Arbeiter	21	22	30	30	17	17	21	21	17	16	19	19
Ungelernte Arbeiter	16	15	10	10	4	4	4	4	4	4	4	4
Farmer/Landarbeiter	3	4	3	3	1	1	1	1.5	2	2	3	3
Fehlende Werte	14.9	5.4	7.1	5.4	8.7	4.8	6.6	4.8	10.6	4.7	7.6	4.7

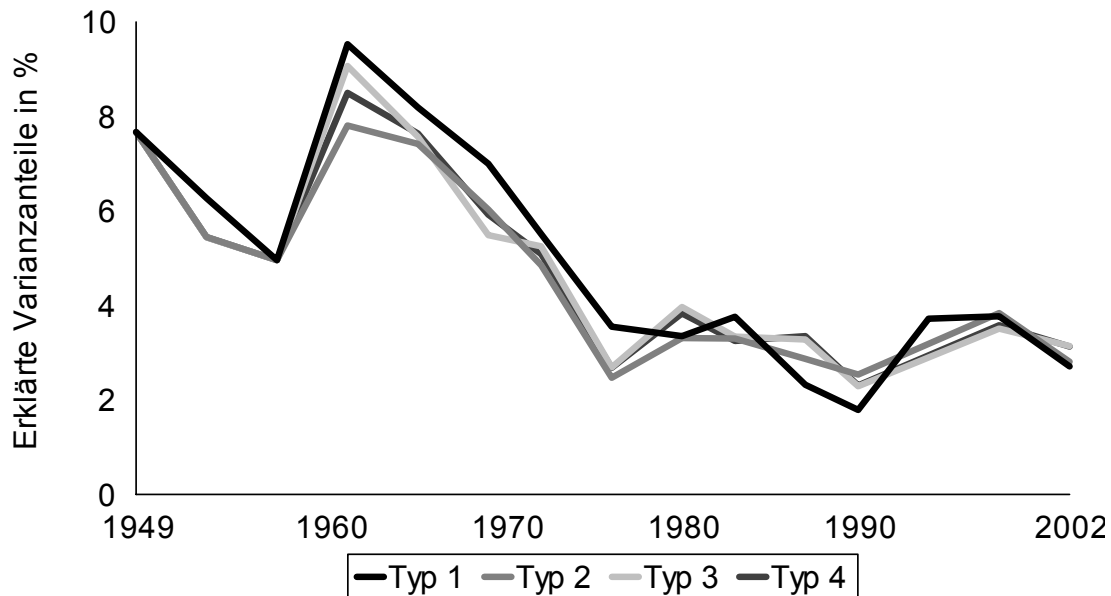
K<sub>1</sub>: Klassifikation anhand des eigenen Berufes; K<sub>2</sub>: erweiterte Klassifikation; K<sub>3</sub>: ‚konventionelle Klassifikation‘ (verheiratete Frauen werden anhand des Berufes ihres Ehemannes klassifiziert); K<sub>4</sub>: erweiterte Klassifikation K<sub>3</sub>. Die Verteilungen in den einzelnen Klassen (gerundet) beziehen sich auf die jeweils gültigen Prozente.

Für die Analysen in den Wahljahren nach der Wiedervereinigung wurde zwischen West- und Ostdeutschland unterschieden. Frühere Studien zum Klassenwahlverhalten hatten ergeben, dass sich in postkommunistischen Gesellschaften nach der Transformation zum einen zunächst eine Klassenstruktur herausbilden müsse, zum anderen müssten Wähler und Parteien aber auch erst lernen sich als Klasse zu definieren bzw. an Klassen zu appellieren. Kurz nach der Transformation zeigen post-kommunistische Gesellschaften daher ein geringes Ausmaß an Klassenwahlverhalten, dies steigt jedoch im Zeitverlauf an. Dieses Muster findet sich sowohl national als auch international (vgl. etwa *Evans* und *Whitefield* 1999 für einen internationalen Überblick bzw. *Maier* und *Schmitt* 2002 für die BRD).

### 3 Resultate

Zunächst werden die Resultate für die unterschiedlichen Klassifikationsweisen präsentiert. Danach werden die Auswirkungen von Veränderungen der Kategorienzahl vorgestellt. Bevor wir diese Aussagen über die Robustheit der Resultate treffen, soll jedoch noch kurz auf einige inhaltliche Aspekte eingegangen werden. Aus Abbildung 1 geht hervor, dass es in der Bundesrepublik Deutschland eine deutliche Abnahme des Klassenwahlverhaltens gegeben hat. Diese Abnahme fand insbesondere zwischen den sechziger Jahren und der Mitte der siebziger Jahre statt. Danach blieb das Ausmaß an Klassenwahlverhalten relativ konstant. Es liegt nahe, die Veränderungen im Klassenwahlverhalten zu Beginn der sechziger Jahre mit den inhaltlichen Veränderungen der SPD im Bad Godesberger Programm in Verbindung zu setzen. Durch die Abkehr vom Marxismus wandelte sich die SPD von einer Arbeiter- zu einer Volkspartei, die insbesondere auch für Angestellte attraktiv wurde. Das Ausmaß an Klassenwahlverhalten sollte hierdurch aus verschiedenen Gründen reduziert werden. Erstens sollte die ‚natürliche Arbeiterpartei‘ SPD weniger attraktiv für Arbeiter werden. Zweitens sollte die SPD neue Klassen ansprechen, die vorher nicht SPD wählten, z.B. die Nicht-Manuellen mit Routinetätigkeit.

**Abbildung 1** Trendverläufe des Klassenwahlverhaltens in der BRD für verschiedene Klassifikationsarten<sup>5</sup>



Weiterhin geht aus der Abbildung hervor, dass die Trendverläufe für alle vier Klassifikationsarten beinahe identisch verlaufen. Dies bedeutet in inhaltlicher Hinsicht, dass ungeachtet der gegenteiligen theoretischen Argumente in der Wahlforschung nach wie vor die konventionelle Klassifikation verwendet werden kann. Angesichts der Reduktion fehlender Werte erscheint diese Lösung auch sinnvoll. Darüber hinaus erscheinen die Resultate unter methodologischen Gesichtspunkten außerordentlich robust hinsichtlich der empirischen Veränderung von Fallzahlen und Randverteilungen. Im folgenden Abschnitt soll untersucht werden, ob dieses auch für Veränderungen der Kategorienzahl sowohl der abhängigen als auch der unabhängigen Variablen gilt.

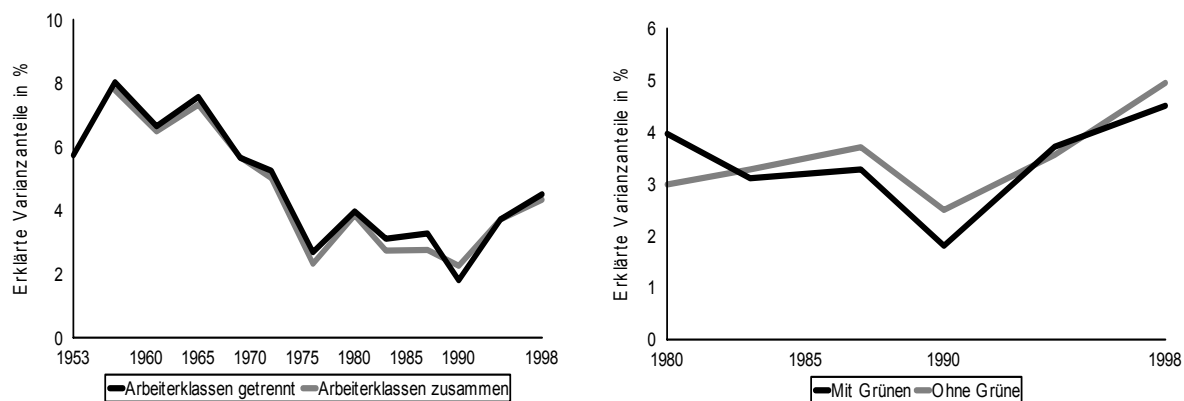
In der Bundesrepublik verändert sich ab den achtziger Jahren durch das Auftauchen der Grünen die Parteienlandschaft und dementsprechend die Anzahl der zu analysierenden Zellen in der Tabelle Klasse\*Partei. Dies beeinflusst prinzipiell die erklärten Varianzanteile. Man könnte daher einwenden, dass die in Abbildung 1 dargestellten Verläufe des Klassenwahlverhaltens ein Artefakt basierend auf der Veränderung der

<sup>5</sup> Die erklärten Varianzanteile sind insbesondere ab Mitte der siebziger Jahre sehr klein. Dies liegt zum einen daran, dass sich die Analysen auf lediglich eine unabhängige Variable beschränken. Es war ausdrücklich nicht Ziel des Beitrages eine möglichst vollständige Erklärung des Wahlverhaltens zu liefern. Zum anderen sind die Pseudo-R<sup>2</sup> Werte auf Basis des Entropiekriteriums sehr konservativ geschätzt. Analysen mit *Nagelkerkes* Pseudo-R<sup>2</sup> in multinomialen logistischen Regressionen ergaben 2,5-3-fach höhere Werte als die hier berichteten.

Kategorienzahl seien. Anzumerken ist, dass in der Bundesrepublik Deutschland für die politische Soziologie dieses Problem fundamentaler Art ist: Mit dem Auftauchen einer neuen Partei ändern sich auch die Möglichkeiten zum Klassenwahlverhalten. Klassenbasierte (oder andere) Spaltungen können bei größerer Differenzierung des Parteienangebotes eher ihren Niederschlag finden als bei einem Zweiparteiensystem. Alternative Analysen, die andere Maße zum Klassenwahlverhalten in der Bundesrepublik Deutschland verwenden, leiden daher unter dem gleichen Problem, es sei denn sie beschränken die abhängige Variable auf eine Links-Rechts-Dichotomie. Dies wirft jedoch andere, nach allgemeiner Einschätzung gravierendere Probleme auf (*Evans* 1999).

Für einige Jahre (1949, 1953, 1994) tritt in den verwendeten Wahlstudien ein ähnliches Problem auf: Hier erlauben die Daten lediglich eine Einteilung in die EGP-Kategorie ‚Arbeiter‘ und keine weitere Unterteilung in gelernte und ungelernete Arbeiter. Für die Bundesrepublik konnte zwar bereits gezeigt werden, dass die Unterschiede hinsichtlich des Wahlverhaltens zwischen diesen beiden Gruppen gering sind (*Müller* 1998), dennoch könnten die in Abbildung 1 dargestellten Trendverläufe ein teilweises Artefakt verursacht durch die unterschiedliche Kategorienzahl sein. Wir präsentieren deshalb zwei weitere Trendverläufe für den Einfluss der Klassenlage auf die Parteienwahl. Der erste beschränkt die unabhängige Variable auf die Klassen ‚Dienstklasse‘, ‚Nicht-Manuelle mit Routinetätigkeit‘, ‚Kleinbürger‘, ‚Arbeiter‘ sowie ‚Farmer und Landarbeiter‘. Der zweite beschränkt die abhängige Variable auf die Optionen ‚CDU‘, ‚SPD‘, ‚FDP‘, ‚Andere‘ und ‚Nicht-Wahl‘. Wie die Abbildung 2 zeigt, hat auch dies keine Auswirkungen auf die Trendverläufe. Fasst man beide Arbeiterklassen zusammen, sinken die durch die Klassenlage erklärten Varianzanteile des Wahlverhaltens im Vergleich zum differenzierteren Schema etwas (ca. 0.5 Prozentpunkte pro Wahl). Schließt man die Grünen von der Analyse aus, ergibt sich wiederum ein beinahe identischer Trendverlauf im Vergleich zur Abbildung 1. Die erklärten Varianzanteile variieren unsystematisch um die dort beobachteten erklärten Varianzanteile. Auch in Hinblick auf plausible Veränderungen der Kategorienzahl erschienen daher Pseudo- $R^2$  Werte robust.

**Abbildung 2** Vergleich der durch die Klassenlage erklärten Varianzanteile des Wahlverhaltens in der BRD in %, einmal beide Arbeiterklassen zusammengefasst, einmal ohne Grüne



#### 4 Zusammenfassung und Diskussion

Trendverläufe in den Beziehungen zwischen Variablen zu messen, ist ein häufiges Problem in der politischen Soziologie. Verschiedentlich sind Versuche unternommen worden, dies über den Vergleich der jeweils durch die unabhängigen Variablen erklärten Varianzanteile zu tun. Bei kategorialen abhängigen Variablen ist dieses Verfahren aus theoretischen Gründen problematisch, da die Pseudo- $R^2$  von den Randverteilungen, der Fallzahl und der Anzahl der in den Tabellen zu analysierenden Zellen abhängen können. Wie können diese theoretischen Einwände in der Praxis vermieden oder zumindest kontrolliert werden? Wie groß sind die empirischen Auswirkungen, wenn diese Variablen auf empirisch plausible Weise variiert werden?

Der vorliegende Beitrag hat diese Fragen am Beispiel von Trendverläufen des Klassenwahlverhaltens in der Bundesrepublik Deutschland untersucht. Basierend auf unterschiedlichen gebräuchlichen Operationalisierungen der Klassenlage und der Wahloptionen wurden Fallzahlen, Randverteilungen und Kategorienzahl in den Analysen verändert. Die erklärten Varianzanteile multinomialer Logit-Modelle blieben hierbei ungeachtet ihrer theoretischen Anfälligkeit bis auf äußerst geringe Abweichungen konstant. Dies galt trotz der Verwendung des Pseudo- $R^2$  auf Basis des Entropiekriteriums, welches als besonders anfällig gegenüber den hier verwendeten Manipulationen gilt (vgl. *Schnell* und *Kohler* 1997). Diese Stabilität von Trendverläufen auf Basis der erklärten Varianzanteile wird auch durch andere Studien bestätigt. *Müller* (1997) untersucht den Zusammenhang zwischen Klassenlage und Wahlverhalten anhand des Zeitvergleichs von Effektkoeffizienten logistischer Regressionen. Er kommt bei der Interpretation seiner auf den Daten von *Schnell* und *Kohler* (1995) basierenden Re-Analyse zu prinzipiell ähnlichen Ergebnissen

wie diese durch den Vergleich von Pseudo-R<sup>2</sup>-Werten. Die These, dass Pseudo-R<sup>2</sup>-Maße prinzipiell zu falschen Schlussfolgerungen führen, wird auch durch diese Analysen nicht bestätigt. Es scheint daher vertretbar, Pseudo-R<sup>2</sup>-Maße im Allgemeinen und das auf dem Entropiekriterium beruhende Pseudo-R<sup>2</sup>-Maß im Besonderen als Maß für den Assoziationsgrad von sozialstrukturellen Variablen und den jeweiligen Explananda zu verwenden, wenn dabei adäquate Kontrollen der Randverteilungen durchgeführt werden.

Worin liegt die Robustheit der Resultate begründet? Die hier verwendeten Pseudo-R<sup>2</sup>-Maße messen die Reduktion von Unsicherheit, *gegeben die Verteilung auf der abhängigen Variablen* (vgl. Gleichung 2). Eventuelle Anfälligkeiten des Entropiemaßes oder auch alternativer Maße werden hierdurch abgemildert. Auch **Müller** interpretiert – trotz seiner früheren Kritik – in einer späteren Veröffentlichung Pseudo-R<sup>2</sup>-Maße logistischer Regressionen „as estimates of the extent to which the party preferences are predictable from the set of social structural variables included in the model“ (**Müller** 1999: 158), d.h. als Maß für den Assoziationsgrad zwischen Parteipräferenz und sozialstrukturellen Variablen. Auf eine mögliche alternative Erklärung weisen **Schnell** und **Kohler** (1997: 784) hin: Die von ihnen beobachteten Effekte der Randverteilung auf die erklärten Varianzanteile werden stärker, wenn der Zusammenhang zwischen den untersuchten Variablen stärker wird. In den hier vorliegenden Analysen sind die Zusammenhänge im Allgemeinen recht schwach, dies könnte die relative Stabilität der Resultate verursacht haben. Dieser Effekt lässt sich in den obigen Analysen von den übrigen Einflussgrößen jedoch nicht weiter separieren und kann daher in diesem Aufsatz nicht näher untersucht werden.<sup>6</sup>

Inhaltlich finden wir eine deutliche Abnahme des Klassenwahlverhaltens in der Bundesrepublik nach dem Zweiten Weltkrieg. Diese Abnahme kommt allerdings Mitte der siebziger Jahre zum Erliegen. Danach bleiben die Werte relativ konstant. Diese Ergebnisse bestätigen und ergänzen frühere Studien zum Klassenwahlverhalten (**Schnell** und **Kohler** 1995; **Müller** 1998; **Nieuwbeerta** und **deGraaf** 1999). Die Fragen nach den Ursachen dieses Rückganges bzw. nach den Gründen für die relative Konstanz in den letzten 25 Jahren sind allerdings sowohl in diesem Aufsatz als auch in der Literatur allgemein noch unbeantwortet geblieben. Insbesondere die Erklärung dieser Trendverläufe durch korrespondierende politische Ereignisse, wie etwa den programmatischen Wandel der SPD in Bad Godesberg, bedarf näherer Untersuchungen. Schließlich stellt sich heraus, dass unterschiedliche

---

6 Wie in Fußnote 5 bereits ausgeführt, sind die hier präsentierten erklärten Varianzanteile absolut gesehen recht klein. Da die in multinomialen logistischen Regressionen erklärten Varianzanteile deutlich höher liegen, ist nicht klar, ob dies auch relativ gesehen gilt, d.h. ob die hier berichteten Zusammenhänge in **Schnell** und **Kohlers** Termini ‚schwach‘ sind.



Klassifikationsarten nicht nur in der Mobilitäts- sondern auch in der Wahlforschung noch immer recht ähnliche Resultate zeigen, obwohl man aus theoretischen Gründen eine zunehmende Divergenz solcher unterschiedlichen Klassifikationen erwarten würde. Die Gründe für diese andauernde Stabilität sind bislang ebenfalls wenig untersucht.

In der englischsprachigen Literatur wird neben den im Text besprochenen Kennzahlen auf Basis von Pseudo- $R^2$  vor allem das Maß Kappa verwendet (*Hout, Brooks* und *Manza* 1995; *Brooks* und *Manza* 1997). Hierbei wird die Standardabweichung aller Parameter der jeweiligen Klasse/Partei-Interaktionen (oder der jeweils anderen interessierenden Variablen) als Maß verwendet. Die zugrunde liegende Idee ist folgende: Zeigen die einzelnen Klassen stark unterschiedliches Wahlverhalten, kann man von einem starken Klasseneinfluss sprechen. Dementsprechend wird dieses Maß größer. Bei identischem Wahlverhalten der einzelnen Klassen wird das Maß hingegen Null. Der Unterschied zu den Pseudo- $R^2$  Maßen liegt bei diesem Maß darin, dass etwa eine anteilmäßige Veränderung einer Klasse mit starkem Klassenwahlverhalten *nicht* zu einer Änderung des Klassenwahlverhaltens in der Gesamtbevölkerung führt (im Gegensatz zu den auf Pseudo- $R^2$  basierenden Maßen). Es handelt sich bei Kappa also um ein ungewichtetes Maß, dessen Verwendung dann anzuraten ist, wenn man die Auffassung teilt, dass das Klassenwahlverhalten in einer Gesellschaft konstant bleibt, wenn die jeweiligen Klasse\*Partei-Beziehungen konstant bleiben. Wenn man der Auffassung ist, dass eine Abnahme des Anteils von Klassen mit ausgeprägtem Klassenwahlverhalten zu einer Abnahme des Klassenwahlverhaltens insgesamt führt – die Klassenlage sagt das Wahlverhalten in der Gesamtbevölkerung in diesem Falle schlechter vorher – empfiehlt sich eher die Verwendung von Pseudo- $R^2$ .

Nicht thematisiert wurde bislang in diesem Aufsatz, ob Zusammenhänge zwischen Variablen durch ein einziges Maß gemessen werden können und ob dieses Maß die erklärten Varianzanteile sein sollten. Die Verwendung einer einzigen Zahl bietet den Vorteil einer größtmöglichen Übersichtlichkeit über die jeweiligen Entwicklungen, verschleiert jedoch möglicherweise interessante Entwicklungen in den Klasse\*Partei-Interaktionen. Ein Beispiel hierfür wären etwa Veränderungen in der Beziehung Arbeiter\*SPD. Nehmen wir an, dass diese Beziehung im Zeitverlauf schwächer wird, gleichzeitig jedoch die Beziehung Dienstklasse\*SPD stärker wird. Wird eine einzige Zahl als Indikator für das Klassenwahlverhalten gewählt, werden solche Entwicklungen verschleiert. Die Wahl der geeigneten Maßzahl hängt daher sowohl von der Definition von Klassenwahlverhalten als auch von der gewählten Forschungsfrage ab. Ist man neben obigen Überlegungen eher an ‚globalen‘ Entwicklungen interessiert, so erscheint unter den genannten Einschränkungen und Kontrollen die Verwendung einer einzigen Maßzahl angemessen; ist man eher an spezifischeren inhaltlichen Fragestellungen interessiert, so wird die Interpretation der einzelnen Interaktionsparameter unerlässlich sein.

## Literatur

- Agresti, Alan**, 1990: Categorical Data Analysis. New York: Wiley.
- Brooks, Clem** and **Manza, Jeff**, 1997: Social Cleavages and Political Alignments: U.S. Presidential Elections, 1960 to 1992. *American Sociological Review*. Vol. 62: 937-946.
- Clark, Terry Nicholas** and **Lipset, Seymour Martin**, 1991: Are Social Classes Dying? *International Sociology*. 6: 397-410.
- Erikson, Robert** and **Goldthorpe, John**, 1992a: The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies. Oxford: Clarendon Press.
- Erikson, Robert** and **Goldthorpe, John**, 1992b: Individual or Family? Results from Two Approaches to Class Assignment. *Acta Sociologica*. 35: 95-105.
- Evans, Geoffrey** (Ed.), 1999: The End of Class Politics? Class Voting in Comparative Context. Oxford: Oxford University Press.
- Evans, Geoffrey** and **Whitefield, Stephen**, 1999: The Politics of Interests and Class Realignment in the Czech Republic, 1992-1996. In: **Evans, Geoffrey** (Ed.), 1999: The End of Class Politics? Class Voting in Comparative Context. Oxford: Oxford University Press. Pp. 254-280.
- Goldthorpe, John** 1999): Modelling the Pattern of Class Voting in British Elections, 1964-1992. In: **Evans, Geoffrey** (Ed.), 1999: The End of Class Politics? Class Voting in Comparative Context. Oxford: Oxford University Press. Pp. 59-82.
- Hout, Michael, Brooks, Clem** and **Manza, Jeff**, 1995: The Democratic Class Struggle in the United States, 1948-1992. *American Sociological Review*. 60: 805-828.
- Jagodzinski, Wolfgang** und **Quandt, Markus**, 1997: Wahlverhalten und Religion im Lichte der Individualisierungsthese. Anmerkungen zu dem Beitrag von **Schnell** und **Kohler**. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*. 49 (4): 761-782.
- Maier, Jürgen** und **Schmitt, Karl**, 2002: Stabilität und Wandel regionaler Wählerstrukturen in Ostdeutschland 1990-1999. In: **Brettschneider, Frank; van Deth, Jan** und **Roller, Edeltraud** (Hrsg.), 2002: Das Ende der politisierten Sozialstruktur? Opladen. Pp: 81-108.
- Mochmann, Ekkehard** und **Zenk-Möltgen, Wolfgang**, 2000: Nationale Wahlstudien als Datenschwerpunkt im Zentralarchiv für empirische Sozialforschung. In: **Klein, Markus; Jagodzinski, Wolfgang; Mochmann, Ekkehard** und **Ohr, Dieter**: 50 Jahre empirische Wahlforschung in Deutschland. Wiesbaden: Westdeutscher Verlag. Pp. 587-595.
- Müller, Walter**, 1997: Sozialstruktur und Wahlverhalten. Eine Widerrede gegen die Individualisierungsthese. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*. Jg. 49 (4): 747-760.
- Müller, Walter**, 1998: Klassenstruktur und Parteiensystem. Zum Wandel der Klassenspaltung in Deutschland. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*. 50 (1): 3-46.
- Müller, Walter**, 1999: Class Cleavages in Party Preferences in Germany – Old and New. In: **Evans, Geoffrey** (Ed.), 1999. The End of Class Politics? Class Voting in Comparative Context. Oxford: Oxford University Press. Pp. 137-180.
- Nieuwbeerta, Paul** und **de Graaf, Nan Dirk**, 1999: Traditional Class Voting in Twenty Post War Societies. In: **Evans, Geoffrey** (Ed.): The End of Class Politics? Class Voting in Comparative Context. Oxford University Press: 23-56.
- Schnell, Rainer** und **Kohler, Ullrich**, 1995: Empirische Untersuchung einer Individualisierungshypothese am Beispiel der Parteipräferenz von 1953-1992. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*. 47 (4) 635-657.
- Schnell, Rainer** und **Kohler, Ullrich**, 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.
- Sørensen, Annemette**, 1994: Women, Family and Class. *Annual Review of Sociology*. 20: 27-47.
- Vermunt, Jeroen**, 1997: LEM 1.0: A general program for the analysis of categorical data. Mimeo. Tilburg: Tilburg University.