

## **Erste Schritte auf kaum erschlossenem Terrain. Zur Stabilität der Parteiidentifikation in Deutschland**

*Kai Arzheimer / Harald Schoen*

*Parteiidentifikation (PI) ist ein zentrales Konzept der politischen Soziologie. Viele Forscher schließen jedoch aus dem empirisch häufig zu beobachtenden Mangel an Stabilität darauf, dass PI nicht die Schlüsselrolle spielen kann, die ihr von der Michigan-Schule zugeschrieben wurde. In diesem Beitrag zeigen wir erstens, dass das Ann-Arbor-Modell nicht von einer perfekten Stabilität der PI ausgeht, sondern sich vielmehr Bedingungen ableiten lassen, die einen systematischen Einfluss auf die PI haben. Zweitens argumentieren wir, dass es sich bei der PI um eine latente Variable handelt, deren tatsächliche Stabilität massiv unterschätzt wird, wenn man den Einfluss zufälliger Messfehler nicht berücksichtigt. Mit Hilfe einer Latent Transition Analysis der SOEP Daten können wir zeigen, dass a) die PI der Anhänger der großen Parteien sowohl in Ost- als auch in Westdeutschland in hohem Maße stabil ist, b) dass diese Stabilität mit dem Grad des politischen Interesses variiert, und dass c) die Stabilität der PI seit Mitte der 1980er Jahre nicht zurückgegangen ist.*

| [Manuskript. Bitte zitieren Sie nach der gedruckten Fassung in PVS 2005](#)

### *1. Einleitung*

Nur wenigen Konzepten der politischen Soziologie ist eine ähnlich steile Karriere wie der Parteiidentifikation (PI) gelungen. Gleichzeitig ist die PI in der deutschen wie in der internationalen Forschung ein ausgesprochen kontroverses Konzept (siehe für die internationale Diskussion Falter et al. 2000: 236-241; Clarke et al. 2004: 175-216). So betrachtet sie in Deutschland eine Reihe von Forschern als zentrales Konzept der empirischen Wahl- und Einstellungsforschung (siehe etwa Rattinger 1994; Schmitt-Beck 2000: 137-141). Andere Autoren erkennen zwar die theoretische Bedeutung des Konzepts einer langfristig stabilen Parteiidentifikation an, bestreiten aber, dass es mit den in Deutschland gängigen Indikatoren adäquat gemessen werden könne, bzw. dass in Deutschland Parteiidentifikationen im Sinne des Ann-Arbor-Modells existieren. Dies begründen sie nicht zuletzt mit einem *Mangel an Stabilität empirisch gemessener PI* (siehe etwa Küchler 1985, 1990; siehe für einen Überblick Falter et al. 2000: 241-242).

Die Stabilität der PI wird damit zwar zum Gegenstand der Forschung, dies aber nur sehr selektiv. Sie erscheint als ein dichotomes Merkmal, das vollständig vorhanden sei oder aber vollkommen fehle. Diese Sichtweise reduziert die empirische und theoretische Variabilität der PI-Stabilität allzusehr und verstellt der Forschung eine wichtige Analyseperspektive, da es aus dieser Sicht gar nicht notwendig ist, die Stabilität der PI als Größe zu untersuchen, die zwischen Personen oder über die Zeit variieren kann und von anderen Faktoren beeinflusst wird. Dies erscheint um so problematischer, als der vermeintliche Mangel an Stabilität der PI in einigen Untersuchungen das Ergebnis bestimmter Faktorenkonstellationen sein könnte, die einen *systematischen* Einfluss auf die PI haben könnten. Mit anderen Worten: Zweifel an der adäquaten Messung von PI in Deutschland könnten gerade daher rühren, dass die systematische Variabilität der PI-Stabilität ignoriert wird. Erschwerend kommt hinzu, dass einige Untersuchungen methodische Mängel aufweisen, da sie zufällige Messfehler außer Acht lassen und allein deshalb die Stabilität der PI systematisch unterschätzen müssen (siehe etwa Küchler 1990: 427-429).

Im vorliegenden Beitrag betrachten wir deshalb die Stabilität von Parteiidentifikation als eine variable Größe und berücksichtigen Reliabilitätsprobleme bei der Messung explizit. Zunächst begründen wir aus der Konzeption der Michigan-Schule, weshalb diese Position vertreten werden kann. Anschließend identifizieren wir Faktoren, die die PI-Stabilität beeinflussen sollten, um daraus zu Hypothesen über die PI-Stabilität in Deutschland seit den 1980er Jahren zu gelangen. Sie werden anschließend mit einem bislang in der Politikwissenschaft kaum genutzten Verfahren, der Latent Transition Analysis, empirisch überprüft. Abschließend fassen wir die wesentlichen Ergebnisse zusammen und diskutieren sie.

## *2. Die Stabilität der Parteiidentifikation aus theoretischer Sicht*

Das Konzept „Parteiidentifikation“ wurde von Campbell et al. (1954, 1960) als eine langfristig stabile psychische Bindung an eine politische Partei in die wissenschaftliche Diskussion eingeführt. Sie weckt generell das Interesse an Politik. Zugleich wirkt sie gleichsam als politischer WahrnehmungsfILTER, weshalb Parteianhänger beispielsweise Programme und Spitzenpolitiker ihrer Identifikationspartei in der Regel positiver bewerten als solche konkurrierender Parteien. Schließlich prägt sie als „standing decision“ das Wahlverhalten ganz erheblich vor. Dank der relativen PI-Stabilität tragen die beschriebenen Wirkungen zur Stabilisierung anderer politischer Orientierungen sowie des Wahlverhaltens bei (siehe auch Miller/Shanks 1996).

Stabilität ist eine zentrale Anforderung an die PI, da sie nur dann als stabilisierender Faktor wirken kann, wenn sie tatsächlich stabiler ist als Einstellungen zum aktuellen politischen Geschehen und als das Wahlverhalten; überspitzt ist in diesem Zusammenhang in der angelsächsischen Literatur oft anschaulich von der PI als „unmoved mover“ die Rede. Aus diesem Grund spielt die Frage nach der relativen Stabilität eine wichtige Rolle in der Diskussion um die Validität der PI-Frage: Ein Indikator kann nur dann als geeignetes Maß für eine längerfristige PI akzeptiert werden, wenn die damit gemessenen Orientierungen tatsächlich stabiler sind als das Wahlverhalten und als kurzfristig variabel konzipierte Einstellungen.

Das Erfordernis relativer Stabilität darf allerdings nicht zu dem Missverständnis führen, Parteiidentifikationen seien vollkommen starr (vgl. Campbell et al. 1960: 149-153). Denn aus dem sozialpsychologischen Modell lässt sich schlüssig die Variabilität der PI ableiten. Zwischen der PI und Einstellungen zum politischen Tagesgeschehen sind grundsätzlich Wirkungen in beiderlei Richtung möglich (vgl. Campbell et al. 1960: 135). In der Regel überwiegt der Einfluss der PI als WahrnehmungsfILTER, der zur Festigung von Einstellungen, politischem Verhalten und der PI beiträgt. Jedoch immunisiert die PI nicht vollständig gegen Informationen, die nicht mit ihr in Einklang stehen (vgl. Green et al. 2002: 130). Folglich können beispielsweise Kandidatenpräferenzen der PI zuwider laufen. Sind diese abweichenden Orientierungen intensiv genug, können sie die PI zunächst abschwächen und im Laufe der Zeit sogar einen Richtungswechsel auslösen. Folglich wird die PI stabil sein, wenn alle Einstellungen mit ihr konform gehen, dagegen kann sie der Richtung nach variieren, wenn die übrigen Orientierungen von ihr abweichen. Der Grad an Stabilität der PI kann daher selbst als Variable aufgefasst werden. Er hängt von der Fähigkeit der PI ab, die politische Wahrnehmung zu färben, und davon, inwieweit eine Person Informationen erreichen, die die PI unterstützen oder ihr zuwider laufen.

Potenzielle Einflussgrößen auf die PI-Stabilität sind erstens beim einzelnen Bürger zu suchen. Eine Parteiidentifikation lässt sich umso schwerer ändern, je stärker sie ausgeprägt ist. Intensität und Stabilität der PI hängen wiederum von deren Dauer ab: Je älter eine PI ist, umso gefestigter und stabiler ist sie (vgl. Falter et al. 2000: 263-264). Frisch erworbene PI dürften daher relativ leicht reversibel sein; folglich dürften in Zeiten demokratischer Kontinuität junge Menschen PI leichter wechseln als ältere. Mit einer starken PI geht auch eine starke politische Involvierung einher, die dafür spricht, dass eine Person vergleichsweise viele politische Informationen konsumiert hat, ihre Einstellungen gut unterfüttert und daher weniger variabel sind. Folglich sollten politisch Interessierte eine stabilere PI aufweisen als Uninteressierte (vgl. Schmitt-Beck/Weick 2001: 4).

Zweitens kann die soziale Nahumgebung die Stabilität der PI beeinflussen. Die politische Färbung seiner sozialen Umgebung hat einen Einfluss darauf, welche politischen Informationen einen Menschen erreichen. Beispielsweise macht es ein homogen sozialdemokratisches Umfeld wahrscheinlicher, positive Informationen über die SPD zu erhalten, weshalb die Kurzfristeinflüsse eine SPD-PI unterstützen dürften, während sie eine andere PI eher schwächen dürften. Parteipolitisch heterogene oder indifferente Kontaktnetzwerke senden dagegen keine oder widersprüchliche Signale aus, weshalb sie weniger zur Stärkung und Stabilisierung einer PI beitragen können (vgl. Lazarsfeld et al. 1944: 154-155; Berelson et al. 1954: 77-87; Huckfeldt/Sprague 1995; Beck et al. 2002). Folglich kann man für Menschen, die in politisch homogene soziale Milieus fest eingebunden sind, stabilere PI erwarten als für Personen ohne eine solche soziale Unterstützung ihrer Parteiidentifikation.

Die Stabilität von PI dürfte, drittens, mit dem politischen Geschehen auf der Makroebene und der Medienberichterstattung darüber zusammenhängen (vgl. etwa Campbell et al. 1960: 150-153). Erreichen einen Anhänger positive Informationen über „seine“ Partei, dürfte seine PI stabilisiert und verstärkt werden. Wird er dagegen beispielsweise mit Meldungen konfrontiert, die die Partei sei in einen Korruptionsskandal verstrickt, dürften seine Kurzfristorientierungen die PI nicht unterstützen, sie möglicherweise schwächen oder sogar zu einem Richtungswechsel führen. Sind alle Parteien in politische Skandale verwickelt oder werden anderweitig diskreditiert, ist mit einer generellen Destabilisierung der PI zu rechnen (vgl. etwa Green et al. 2002: 194-201).

Aus diesen Überlegungen lassen sich Vermutungen über die Stabilität der PI in West- und Ostdeutschland seit den 1980er Jahren bzw. 1990 ableiten. In den alten Bundesländern ist seit Ende der 1970er Jahre eine Erosion langfristiger PI zu beobachten: In diesem Prozess werden Parteiidentifikationen nicht nur seltener, sondern auch schwächer (vgl. etwa Dalton/Rohrschneider 1990; Falter/Schoen 1999: 465-467; Gabriel/Keil 2004: 607-608). Da mit der Stärke die Stabilität der PI zusammenhängt, könnte man als Begleiterscheinung dieses Dealignment-Prozesses ein Absinken der PI-Stabilität erwarten. Diese Vermutung wird noch gestärkt durch die Gründe, die für die Erosion der PI angeführt werden. Nicht zuletzt wird darauf verwiesen, dass die homogenen sozialen Milieus, die einst die klassische Klientel von SPD und CDU/CSU gebildet hätten, also das Arbeitermilieu bzw. das katholische Milieu, erodiert seien.<sup>1</sup> Folglich dürften die verbliebenen Anhänger von SPD und CDU/CSU in politisch

---

<sup>1</sup> Die Existenz der politisierten Sozialstruktur und von Bindungen an soziale Großgruppen wurde als Argument dagegen ins Feld geführt, die PI in Deutschland als eigenständige Einflussgröße einzuführen (vgl. etwa Pappi 1973). Dieser Einwand konnte inzwischen entkräftet werden, da gezeigt werden konnte, dass PI durchaus mit sozialen Bindungen und Gruppenzugehörigkeiten zusammenhängen, aber nicht vollständig davon determiniert werden (vgl. Zelle 1998a; Jenssen 1999: 13-15).

weniger homogenen Umwelten als früher leben, weshalb sie leichter Informationen erreichen könnten, die ihrer PI widersprechen. Zudem wird auf politische Skandale hingewiesen, die das Ansehen aller Parteien gefährdet hätten; auch sie kann man als Faktoren betrachten, die zur Destabilisierung von PI beitragen können (vgl. etwa Dalton/Rohrschneider 1990; Zelle 1998). Daher ist erstens mit einem Rückgang der PI-Stabilität zu rechnen.

Zweitens könnten sich die Muster des PI-Wechsels geändert haben. SPD und CDU/CSU könnten infolge des Abbröckelns der sie stützenden sozialen Milieus sowie der Enttäuschung über alle Parteien weniger als Gegner wahrgenommen werden. Während früher für SPD- und Unionsanhänger allenfalls ein Wechsel zu den Parteilosen oder zu einer PI mit einer kleinen Partei, die gleichsam als funktionales Äquivalent zur Parteilosigkeit erscheinen könnte (siehe Clarke/ZSuzuki 1989), in Frage kam, könnten nun Wechsel der PI zwischen SPD und CDU/CSU häufiger vorkommen.

Für die neuen Bundesländer lässt unsere Argumentation eine vergleichsweise instabile PI erwarten. Dafür sprechen erstens die diktatorischen Regime, unter denen die Ostdeutschen fast sechzig Jahre lang lebten. Unter diesen Bedingungen war es nicht oder – bedenkt man die Entwicklung von medienvermittelten „Quasi-Parteibindungen“ (Bluck/Kreikenbom 1991, 1993) – zumindest wesentlich schlechter möglich (siehe als Extremposition Roth 1990), Bindungen an eine der gegenwärtig relevanten Parteien zu entwickeln, weshalb sie seltener sind als im Westen (vgl. Falter/Schoen 1999: 465-467); sofern PI vorliegen, dürften sie fundiert und daher auch instabiler sein. Zweitens fehlen in den neuen Ländern die aus Westdeutschland bekannten Milieus, die SPD- und Unions-PI sozial abstützen können, praktisch völlig. Eine Ausnahme bildet in beiden Fällen die PDS, zu deren Vorgängerin SED Ostdeutsche Bindungen entwickeln konnten, und die sich wenigstens teilweise auf soziale Milieus stützen kann. Daher dürften PI zu SPD und CDU in den neuen Ländern weniger stabil sein als in den alten; nicht zuletzt sollten direkte Wechsel zwischen SPD und CDU vergleichsweise häufig vorkommen. Die PDS-Anhänger dürften dagegen relativ stabile PI besitzen und kaum zu SPD oder CDU wechseln.

Eine weitere Frage ergibt sich aus einer einflussreichen These zur Erklärung der Erosion von PI. Sie postuliert, dass nicht zuletzt der Anstieg des Bildungsniveaus für das Schwinden der PI verantwortlich sei. Denn kognitiv mobilisierte Menschen seien in der Lage, sich auch ohne Hilfe einer PI politisch zu orientieren und eigenständig politische Urteile zu bilden, und könnten daher auf PI verzichten (vgl. Dalton 1984). Dieses Argument könnte dafür sprechen, dass gerade politisch involvierte Menschen instabile PI besitzen, da sie auch viele politische Informationen aufnehmen, die ihre Parteipräferenzen nicht unterstützen; dagegen würde bei

wenig Interessierten eine PI als gleichsam perfekter WahrnehmungsfILTER wirken. Diese Vermutung steht der oben formulierten klassischen Annahme diametral gegenüber, dass politische Involvierung eben wegen der Vielzahl bereits aufgenommener Informationen zu besonders gefestigten und schwer wandelbaren PI führe.

Eine Analyse der PI-Stabilität hilft nicht nur substanzielle Fragen zu beantworten, sondern besitzt auch methodische Implikationen. Kritiker der in Deutschland üblichen PI-Operationalisierung haben darauf hingewiesen, dass die Angaben zur etablierten PI-Frage selbst in relativ kurzer Zeit so stark schwankten, dass damit nicht langfristig stabile PI gemessen werden könnten (vgl. Küchler 1985: 163-165, 1990: 427-429). Mit ähnlichen Argumenten hat Gabriel (2002: 243) den Verdacht begründet, in den neuen Bundesländern würde nur eine „Pseudoparteiidentifikation“ gemessen. Falls sie zuträfen, entzögen diese Einwände der empirischen Untersuchung von PI in Deutschland die Grundlage. Allerdings berücksichtigen sie nicht, dass es sich bei einer PI um eine latente Eigenschaft handelt, die mit Interviewfragen nur messfehlerbehaftet empirisch erfasst werden kann. Messfehler können aber dazu führen, dass die Interviewangaben über die Zeit variieren, auch wenn die PI tatsächlich stabil ist (vgl. Norpoth 1978: 44). Um ein zutreffendes Bild von der Eignung des etablierten Indikators und der Stabilität der PI in Deutschland zu erhalten, sind daher Reliabilitätskorrekturen unerlässlich, da andernfalls die PI-Stabilität systematisch unterschätzt wird. Im vorliegenden Aufsatz gehen wir dabei insofern über Vorgängeruntersuchungen hinaus, als wir ohne problematische Vereinfachungen (siehe etwa Falter et al. 2000: 258-261; Green et al. 2002: 189-194) für die Anhänger einzelner Parteien die um Messfehler bereinigten Stabilitätsraten und Wechsleranteile zu einzelnen Parteien angeben können (siehe Clarke et al. 2004: 188-196). Wir versuchen somit, einen Beitrag zur Diskussion über die PI-Stabilität und die PI-Messung in Deutschland zu leisten. Allerdings können wir nicht alle Aspekte berücksichtigen. Bspw. erforderte eine vollständige Validitätsanalyse eine Betrachtung der relativen Stabilität von PI im Vergleich zu anderen Orientierungen und Wahlverhalten.

### *3. Daten und Methode<sup>2</sup>*

#### 3.1 Das Sozio-ökonomische Panel

---

<sup>2</sup> Eine ausführlichere Fassung dieses Abschnitts findet sich im Online-Anhang zu diesem Beitrag ([www.vs-verlag.de/pvs](http://www.vs-verlag.de/pvs) unter der Rubrik Online-Beiträge).

Die im Folgenden vorgestellten Analysen basieren auf den Daten des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP). Das SOEP umfasste u.a. eine Stichprobe von 4.528 westdeutschen Haushalten, in denen der Haushaltsvorstand zu Beginn der Studie die deutsche Staatsangehörigkeit besaß. Seit 1984 werden alle Mitglieder dieser Haushalte, die 16 Jahre oder älter sind, einmal jährlich befragt. Neue Mitglieder eines Haushalts werden ebenfalls in das Panel aufgenommen und auch dann weiterbefragt, wenn sie den Haushalt verlassen. Im Juni 1990 wurde das Panel durch 2.179 ostdeutsche Haushalte ergänzt, deren Vorstände die deutsche Staatsangehörigkeit besaßen (Frick et al. 2003: 17-21). Neben den Fragen etwa zur Erwerbsbeteiligung, Familienbiographie oder zur beruflichen Mobilität, die im Zentrum der Untersuchung stehen, enthält der SOEP-Datensatz auch eine Reihe von Items, die sich auf politische Einstellungen beziehen, darunter die Parteiidentifikation.

Dabei wird der klassische Indikator verwendet.<sup>3</sup> Dieser unterstellt, dass die Identifikation mit einer Partei eine Identifikation mit einer anderen Partei ausschließt. Auch wenn etwa für die Niederlande Indizien vorliegen, die die vollständige wechselseitige Ausschließlichkeit von Parteisymphathien nicht unterstützen (siehe Tillie 1995), sprechen doch etliche empirische Befunde für diese Annahme (vgl. etwa Green et al. 2002). Für die Untersuchung der Stabilität von Parteiidentifikationen stellt das SOEP damit eine Datenquelle von unschätzbarem Wert dar, weil es die Überprüfung der fast ausschließlich aus Querschnittsdaten gewonnenen Ergebnisse der deutschen PI-Forschung mit einem Langfristpanel ermöglicht.

Für die vorliegende Studie wurden gebürtige Ostdeutsche, die im Gebiet der alten Bundesrepublik leben, und gebürtige Westdeutsche, die in die neuen Länder verzogen sind, aus der Analyse ausgeschlossen, um eine Überlagerung etwaiger regionaler Sozialisationseffekte mit Kontexteffekten der jeweils anderen Region ausschließen zu können. Damit stehen 13.169 Befragte aus den alten und 6.131 Befragte aus den neuen Ländern zur Verfügung. Für die Auswertung der Daten wurde ein „unbalanciertes“ Paneldesign zugrundegelegt, d.h. es wurden auch solche Befragte berücksichtigt, die an einer oder mehrerer der 19 (West) bzw. 13 (Ost) Befragungswellen nicht teilgenommen bzw. einzelne Fragen nicht beantwortet haben. Anderenfalls hätte sich die Fallzahl auf eine sehr kleine und für die Gesamtbevölkerung mit Sicherheit nicht repräsentative Personengruppe reduziert. Für die Datenanalyse sind diese Ausfälle vergleichsweise unproblematisch, da das von uns verwendete Schätzverfahren wie unten dargelegt das Fehlen einzelner Beobachtungswerte berücksichtigen kann.

---

<sup>3</sup> „Viele Leute neigen in der Bundesrepublik längere Zeit einer bestimmten Partei zu, obwohl sie auch ab und zu eine andere Partei wählen. Wie ist das bei Ihnen: Neigen Sie – ganz allgemein gesprochen – einer bestimmten Partei zu? Wenn ja, welcher?“

Aus forschungspraktischen Gründen wurden der ost- und der westdeutsche Datensatz anschließend in kleinere Teildatensätze zerlegt, die jeweils drei oder vier Panelwellen umfassen. Dies ist deshalb erforderlich, weil der numerische Aufwand mit jeder zusätzlichen Panelwelle um mehr als das Zehnfache ansteigt, sodass selbst moderne Computer rasch an ihre Grenzen stoßen. Diese Einteilung wurde so getroffen, dass jeweils die letzte Panelwelle in das Jahr einer Bundestagswahl fällt. Mit Blick auf unsere Fragestellung ist diese Einteilung konservativ, da die höchsten Stabilitätskoeffizienten jeweils zwischen der Befragung im Wahljahr und der Befragung im darauffolgenden Jahr zu erwarten sind.<sup>4</sup>

Da bei einer derart langen Laufzeit selektive Ausfälle unvermeidlich sind, wurden die Teildatensätze abschließend nach der von Frick et al. (2003) vorgeschlagenen Prozedur gewichtet. Die gewichteten Daten sollten deshalb für den jeweiligen Untersuchungszeitraum repräsentativ sein.

### 3.2 Das Verfahren der Latent Transition Analysis (LTA)

Im Zentrum unseres Forschungsinteresses steht die Frage nach der Stabilität von Parteiidentifikationen, d.h. nach der Entwicklung einer nominalskalierten, nicht direkt beobachtbaren Variablen auf der Individualebene. Zur Modellierung solcher Veränderungen wurde das Verfahren der Latent Transition Analysis entwickelt. Seine Grundannahmen sind leicht nachzuvollziehen. Ausgangspunkt der Modellierung ist die Überlegung, dass die Befragten auf der Grundlage ihrer Parteiidentifikation in eine von drei bzw. vier Gruppen eingeordnet werden können. Sie identifizieren sich entweder mit der Union, mit der SPD, der PDS oder mit einer anderen bzw. gar keiner Partei.<sup>5</sup> Da es sich bei der PI um eine Einstellungsvariable handelt, die nicht direkt beobachtet, sondern nur mit Hilfe eines fehlerbehafteten Indikators gemessen werden kann, sind diese Gruppen „latent“. In der Terminologie der LTA wird die Mitgliedschaft in einer dieser Gruppen als „latenter Status“ bezeichnet.

Anders als im Falle der LCA können mit der LTA jedoch *dynamische* latente Variablen modelliert werden. Dies ermöglicht es, auf der Grundlage empirischer Daten die Wahrscheinlichkeit dafür zu schätzen, dass die Angehörigen einer gegebenen latenten Gruppe zwischen zwei Messzeitpunkten in eine der anderen Gruppen wechseln, d.h. ihre PI ändern. In diesem

<sup>4</sup> Etwaige durch den Wahlkampf zu erklärende Kristallisationseffekte müßten zu einem relativ *schwachen* Zusammenhang zwischen der PI im Jahr vor der Wahl und der PI im Wahljahr führen.

<sup>5</sup> Aus Fallzahlgründen konnten die PDS-Anhänger nur in den neuen Ländern als eigenständige Gruppe analysiert werden. Ebenfalls aus Fallzahlgründen wurde die geringe Zahl von Befragten, die sich mit der FDP, den Grünen oder einer der kleineren Parteien identifizieren, mit jenen Personen, die angeben, sich mit keiner Partei zu identifizieren, in einer Gruppe zusammengefasst. Für unsere Fragestellung ist dies relativ unproblematisch, da wir in erster Linie an der Stabilität der „klassischen“, in der Vergangenheit oft sozialstrukturell vermittelten Identifikationen interessiert sind.

Fall ändert sich der latente Status des Befragten.<sup>6</sup> Im Unterschied zu anderen Maßzahlen, die zur Analyse von Paneldaten verwendet werden, haben Übergangs- bzw. Bleibewahrscheinlichkeiten eine denkbar klare und anschauliche Interpretation: An den Übergangswahrscheinlichkeiten lässt sich unmittelbar ablesen, wie stabil Parteiidentifikationen tatsächlich sind und nach welchem Muster die Bürger ihre Orientierungen verändern.<sup>7</sup>

Zugleich ist hier aber auch das zentrale Problem bei der Interpretation einer LTA zu erkennen: Selbst bei diesem relativ einfachen Design werden bereits 18 Wahrscheinlichkeiten geschätzt. Erweitert man das Modell um eine mögliche PI mit der PDS sowie eine weitere Panelwelle, ergeben sich bereits 64 Parameter. Die Darstellung und Interpretation der Ergebnisse gestaltet sich infolgedessen ausgesprochen schwierig. In Abschnitt 4 werden wir uns deshalb auf die Betrachtung der Bleibewahrscheinlichkeiten für die zwei bzw. drei großen Parteien konzentrieren und Übergangswahrscheinlichkeiten nur insoweit ansprechen, als sie für unsere Hypothesen relevant sind.

In der Terminologie der LTA werden die Übergangswahrscheinlichkeiten als „ $\tau$ -Parameter“ bezeichnet. Daneben existieren noch vier weitere Gruppen von Koeffizienten, die sich anschaulich interpretieren lassen. Für unsere Fragestellung sind vor allem die sogenannten P-Parameter<sup>8</sup> von Interesse, die den Zusammenhang zwischen der dynamischen latenten Variable (PI) und den beobachtbaren Indikatoren (PI-Frage) beschreiben und somit über die Qualität des Messmodells informieren.<sup>9</sup> Anders als vergleichbare Koeffizienten in Strukturgleichungsmodellen oder Faktoranalysen können auch diese Werte als Wahrscheinlichkeiten bzw. relati-

---

<sup>6</sup> Wir gehen hier von einem Modell „erster Ordnung“ aus, d.h. nach unserer Spezifikation hat die Parteiidentifikation zum Zeitpunkt t-2 keinen Einfluß auf die Wahrscheinlichkeit eines Übergangs zwischen den Zeitpunkten t-1 und t. Mit einem Modell „zweiter Ordnung“ könnte überdies überprüft werden, ob ältere Identifikationen in Übereinstimmung mit den theoretischen Erwartungen tatsächlich stabiler sind. Von einer solchen Spezifikation haben wir aber abgesehen, da wir auf diese Weise lediglich ein Befragungsjahr mehr berücksichtigen könnten, was aus theoretischer Perspektive von untergeordnetem Interesse ist. Dieser geringe Vorteil würde mit zwei gravierenden Problemen erkaufte: Die ohnehin bereits sehr hohe Zahl zu schätzender Koeffizienten würde sich nochmals dramatisch erhöhen, was die Interpretation erschwerte. Zudem wären gerade in den neuen Ländern, wo ein Unterschied von einem Jahr im Alter der PI am ehesten von Bedeutung sein könnte, die Zellen der Tabelle, die der LTA letztlich zugrunde liegen, so schwach besetzt, dass präzise Schätzungen unmöglich werden.

<sup>7</sup> Abbildung A-1 im Online-Anhang verdeutlicht dies durch einige fiktive Zahlenwerte.

<sup>8</sup> Das Symbol P steht hier für den griechischen Großbuchstaben Rho.

<sup>9</sup> In Panel-Analysen für kontinuierliche Variablen, die auf Regressionsrechnungen bzw. Strukturgleichungsmodellen basieren, versucht man die Varianz der beobachteten Variablen in zwei Komponenten – Messfehler und „wahren“ Wert – zu zerlegen. Dabei müssen häufig mehr oder minder restriktive Annahmen über die Fehlervarianz der Indikatoren bzw. die Stabilität und Varianz der latenten Konstrukte getroffen werden, um die Modelle zu identifizieren (McAdams 1986). Bei der Schätzung von LTA-Modellen stellt sich im Grunde ein ähnliches Problem. Hier geht man davon aus, dass ein Befragter mit einem bestimmten latenten Status nicht deterministisch die „richtige“ Antwortkategorie wählt, sondern sich mit einer zu bestimmenden Wahrscheinlichkeit auch für eine „falsche“ Kategorie entscheiden kann. Obwohl die Identifikation von LTA-Modellen häufig unproblematisch ist, kann es auch hier notwendig sein, zusätzliche Annahmen in das Modell aufzunehmen. Sinnvoll ist dabei besonders die Annahme stabiler Reliabilitäten (Collins/Wugalter 1992: 137-138). Im Falle der von uns berechneten Modelle konnten jedoch alle P-Parameter frei geschätzt werden (vgl. Abschnitt 3.3). Dabei ergeben sich ~~ass-sieh~~ dabei weitgehend ~~konstante~~ ~~Rete~~-Reliabilitäten. ~~Das~~ ~~ergeben~~, betrachten wir als einen weiteren Hinweis darauf, dass unser Modell den Daten angemessen ist.

ve Häufigkeiten interpretiert werden: Ein Wert von 0,95 für die Anhänger der Union und die manifeste Antwort „Union“ zum Zeitpunkt  $t$  etwa würde bedeuten, dass die übergroße Mehrheit der Unionsanhänger in dieser Panelwelle mit großer Sicherheit die betreffende Antwortkategorie wählen würde. Folglich wäre dieser Indikator sehr gut zur Messung der PI geeignet ist.<sup>10</sup>

Für *jede* Kombination von latentem Status, Kategorien der Indikatorvariable(n) und Panelwelle wird jeweils ein Parameter geschätzt. In der empirischen Analyse werden wir nicht auf alle der zahlreichen Wahrscheinlichkeiten eingehen, sondern uns auf die für unser Forschungsproblem wichtigste Frage konzentrieren: Wieviel Prozent der Unions- und SPD-Identifizierer geben sich tatsächlich als solche zu erkennen? Vergleichsweise gering ist die Zahl der  $\delta$ -Parameter. Diese entsprechen den geschätzten Anteilen der jeweiligen latenten Gruppen an der Gesamtpopulation zum Zeitpunkt der ersten Panelwelle.

Mit Hilfe von Übergangswahrscheinlichkeiten, Antwortwahrscheinlichkeiten und Anteilswerten lässt sich bereits ein einfaches Modell der Messung und Stabilität von PI über die Zeit formulieren. Allerdings ist aufgrund der oben vorgestellten theoretischen Überlegungen zu erwarten, dass die Stabilität von PI mit dem politischen Interesse variiert. Zudem ist ~~mit einem Einfluss politischen Interesses darauf zu rechnen zu erwarten, dass das politische Interesse einen Einfluss darauf hat~~, ob sich ein Bürger überhaupt mit einer Partei identifiziert, und wenn ja, mit welcher. Deshalb ergänzen wir unser Modell um zwei *latente Klassen*, die durch das politische Interesse (hoch vs. mittel und niedrig) definiert werden. Ähnlich wie bei der PI handelt es sich beim Interesse um eine Variable, die nicht direkt beobachtet werden kann, sondern durch entsprechende Interviewfragen erschlossen werden muss. Im Gegensatz zu PI fassen wir diese Variable jedoch als statisch auf, d.h. wir gehen davon aus, dass Menschen, die zu Beginn der Untersuchung zur Gruppe der Hochinteressierten zählen, in dieser Gruppe verbleiben und dass während des Untersuchungszeitraumes niemand in diese Gruppe hineinwechselt. Dementsprechend betrachten wir die jährlichen Messungen des politischen Interesses als voneinander unabhängige, multiple Indikatoren für denselben Sachverhalt.

Diese Annahme ist weniger restriktiv, als es zunächst den Anschein hat. Zum einen scheint sie durch die Empirie gedeckt: Selbst wenn man die Antworten der Befragten zum Nennwert nimmt, d.h. ~~dunvermeidbare Meßfehlerie Tatsache ignoriert, dass Messungen immer fehlerbe ignoriert, haftet sind~~, fällt auf, dass die große Mehrheit der Menschen, die sich in einer Befragung als „politisch interessiert“ oder „stark interessiert“ bezeichnen, auch in den folgenden Wellen eine dieser beiden Antwortkategorien wählt. Gleiches gilt mit umgekehrten

---

<sup>10</sup> Präziser müsste man formulieren: Aus dem Wert von 0,95 ergibt sich, dass die *Antwortvorgabe* „Union“ sehr gut zur Messung von Identifikationen mit den Christdemokraten geeignet ist. Vgl. dazu auch Abschnitt 4.2.

Vorzeichen für diejenigen, die „nicht so stark“ oder „überhaupt nicht“ interessiert sind. Zum anderen schließt das Modell einzelne Abweichungen von der ‚richtigen‘ Interessenkategorie nicht aus. Beispielsweise können, dass sie beispielsweise sich einzelne eigentlich hochinteressierte Bürger bei einer der drei bzw. vier Befragungswellen aus Ärger oder Unaufmerksamkeit als desinteressiert bezeichnen oder politisch apathische Menschen aus ähnlichen Gründen die Kategorie „stark interessiert“ wählen. Auch hier gehen wir nicht von einer perfekten Messung des Konstrukts durch die Indikatoren aus, sondern bestimmen deren Reliabilität vielmehr empirisch.

Die Koeffizienten, die den Zusammenhang zwischen Indikatorvariablen und latenten Klassen beschreiben, werden im Kontext der LTA als  $\rho$ -Parameter bezeichnet und sind analog zu den P-Parametern als Wahrscheinlichkeit dafür zu interpretieren, dass ein Mitglied einer gegebenen Klasse eine der (vier) vorgegebenen Antwortmöglichkeiten wählt.

Eine letzte Gruppe von Koeffizienten wird schließlich unter der Bezeichnung  $\gamma$ -Parameter zusammengefasst. Diese stellen eine Schätzung für den Anteil der betreffenden Klasse an der Gesamtpopulation dar.

Die eigentliche Kovariation zwischen dem politischen Interesse und der Häufigkeit und Stabilität von Parteiidentifikationen wird bei der LTA ebenfalls in sehr anschaulicher, aber numerisch aufwendiger Weise modelliert: Für jede der latenten Klassen werden eigene  $\tau$ -, P- und  $\delta$ -Parameter geschätzt, sodass beispielsweise die Bleibewahrscheinlichkeiten für politisch hochinteressierte und politisch weniger interessierte SPD-Anhänger direkt miteinander verglichen werden können.

### 3.3 Modellschätzung

Da im Rahmen der LTA ausschließlich kategoriale Variablen betrachtet werden, basiert die Schätzung der Parameter letztlich auf einer Analyse der Muster, die sich aus den Antworten der Befragten auf die Items zur Parteiidentifikation und zum politischen Interesse ergeben. Da es sich bei allen Modellparametern um Wahrscheinlichkeiten handelt, wird das Modell so umformuliert, dass sich die erwartete relative Häufigkeit jedes Antwortmusters aus den Summen über die Produkte dieser Wahrscheinlichkeiten ergibt.

Die eigentliche Schätzung erfolgt in WinLTA mit Hilfe des EM-Algorithmus (Gill 2002: Kapitel 8.6). Dabei handelt es sich um ein alternatives Verfahren zur Bestimmung von Maximum Likelihood Schätzungen. Ohne näher auf die technischen Einzelheiten einzugehen, lässt sich festhalten, dass auch hier die Parameter, d.h. die geschätzten Wahrscheinlichkeiten, so

lange iterativ variiert werden, bis eine möglichst gute Anpassung der erwarteten Häufigkeiten an die tatsächliche Verteilung der Antwortmuster erzielt ist.

Vom „normalen“ Maximum Likelihood-Verfahren unterscheidet sich der EM-Algorithmus dadurch, dass eine Schätzung auch dann durchgeführt werden kann, wenn ein Respondent eine oder mehrere Fragen nicht beantwortet hat („item missing“). Gerade im Kontext einer Panel-Studie ist dies ein nicht zu überschätzender Vorteil, da eine Beschränkung der Analyse auf die (wenigen) Befragten, die in jeweils drei bzw. vier Befragungswellen *alle* relevanten Items vollständig beantwortet haben („listwise deletion“), nicht nur die Fallzahlen reduzieren, sondern mit Sicherheit auch zu substantiellen Verzerrungen der Parameterschätzungen und zu einer Unterschätzung der Standardfehler führen würde (King et al. 2001: 51-52). Im Gegensatz zu den gängigen ML-Prozeduren produziert Da der EM-Algorithmus allerdings keine Schätzungen für die Variabilität der Parameter produziert, werden im Anschluß an die Bestimmung der Parameter: Mit Hilfe des DA-Algorithmus (Gill 2002: 325-327), bei dem es sich im Grunde um eine stochastische Variante des EM-Algorithmus handelt, lassen sich jedoch Standardfehler generieren, die auch die zusätzliche Unsicherheit durch das Fehlen einzelner Antworten berücksichtigen und deshalb als besonders konservativ gelten können. Problematisch beim Einsatz von EM- und DA-Algorithmus ist in erster Linie der immense numerische Aufwand: Für jede der hier präsentierten Schätzungen wurden insgesamt einige tausend Iterationen benötigt, was selbst auf einem modernen PC mehreren Stunden Rechenzeit entspricht.

Als Grundlage zur Beurteilung der Anpassung des Modells an die empirischen Daten errechnet WinLTA die  $G^2$ -Statistik (Likelihood-Ratio  $\chi^2$ ), die asymptotisch  $\chi^2$ -verteilt ist und deshalb zum Test der Nullhypothese verwendet werden kann, dass etwaige Abweichungen zwischen Modell und empirisch beobachteten Daten auf zufällige Einflüsse zurückgehen. Dieser Test ist jedoch in mehrfacher Hinsicht problematisch. Denn erstens ist die  $\chi^2$ -Verteilung bekanntermaßen keine gute Approximation der tatsächlichen Verteilung von  $G^2$ , wenn die zugrunde liegende mehrdimensionale Häufigkeitstabelle wie im Falle unserer Analysen viele schwach besetzte Zellen aufweist. In diesem Fall können theoretische und empirische Verteilung der Prüfgröße dramatisch voneinander abweichen; sodass der Signifikanztest nicht anwendbar ist (Langeheine et al. 1996). Zweitens stellt sich auch und gerade bei der Beurteilung der Modellanpassung grundsätzlich die Frage nach der Sinnhaftigkeit der gängigen Signifikanztests (Gill 1999). Denn die Vorstellung, dass irgendein statistisches Modell in der Lage sein könnte, die Wirklichkeit perfekt zu erklären, ist offensichtlich unrealistisch. Gute Modelle sind stets eine radikale Vereinfachung der sozialen Wirklichkeit. Deshalb ist immer

davon auszugehen, dass auch in der Grundgesamtheit Abweichungen zwischen den realen und den vom Modell implizierten Häufigkeiten auftreten. Ob diese vom Signifikanztest „entdeckt“ werden, hängt neben der Komplexität des Modells einerseits von der Größe dieser Abweichungen, andererseits aber auch von der Zahl der Fälle in der Stichprobe ab, da mit der Fallzahl die „Stärke“ des Tests, d.h. die Fähigkeit, auch kleinere Abweichungen zwischen Modell und Daten sicher nachweisen zu können, zunimmt. Mit sehr großen Datensätzen wie dem unseren sprechen Abweichungstests auch auf triviale Unterschiede zwischen beobachteten und erwarteten Häufigkeiten an.<sup>11</sup> Bei-Im Kontext der Interpretation von Strukturgleichungsmodellen wird der Nutzen von Abweichungstests deshalb häufig in Frage gestellt (vgl. z.B. Hu/Bentler 1995).

Bei den von uns geschätzten Modellen kommt es in den alten Ländern in zwei Fällen zu „signifikanten“ Abweichungen zwischen den beobachteten und den vom Modell implizierten Häufigkeiten. Betroffen sind die Modelle für die Zeiträume 1984-1987 und 1988-1990. Von den übrigen Modellen für das Gebiet der alten Bundesrepublik unterscheiden sich diese beiden nur insofern, als sie bei vergleichbar großer Fallzahl weniger komplex sind, sodass der Anpassungstest auf einer erheblich geringeren Zahl an Freiheitsgraden basiert. Da die Schätzungen der Parameter über die Zeit hinweg nahezu identisch sind, ~~dürften gehen wir~~ vor dem Hintergrund der oben skizzierten Überlegungen zur Bedeutung von Anpassungstests ~~davon aus, dass~~ die beiden signifikanten Abweichungen von einem perfekten Fit auf die Kombination von vergleichsweise einfachen Modellen und sehr großen Fallzahlen zurückzuführen ~~sein~~. ~~Deshalb betrachten wir sie ind, weshalb wir sie~~ als unproblematisch ~~betrachten~~.

Ein letzter Punkt betrifft schließlich die Wahl der Startwerte. Wie bei allen iterativen Verfahren muss auch beim EM-Algorithmus eine Ausgangslösung vorgegeben werden, die dann schrittweise verbessert wird. Dabei besteht grundsätzlich die Möglichkeit, dass der Algorithmus nicht das globale, sondern nur ein lokales Maximum der Likelihood-Funktion findet. Deshalb ist es wichtig, Startwerte zu verwenden, die bereits möglichst dicht bei den wahren, aber unbekanntenen Werten der Koeffizienten liegen.

Die von uns verwendeten Startwerte spiegeln unsere theoriegeleiteten Erwartungen wider.<sup>12</sup> Mit diesen Startwerten konvergiert der EM-Algorithmus innerhalb von einigen Dutzend bis einigen hundert Iterationen, ohne dass das Iterationsprotokoll Hinweise auf mögliche Probleme gäbe. Um abschätzen zu können, ob es dennoch Einflüsse der von uns gewählten Startwerte auf das substanzielle Ergebnis unserer Analysen gibt, haben wir bei dem einfachsten

<sup>11</sup> Dies ergibt sich unmittelbar aus der Konstruktion von  $G^2$ , dessen Wert ebenso wie der von  $\chi^2$  eine Funktion der Fallzahl ist.

<sup>12</sup> Die jeweiligen Werte sind im Online-Anhang ([www.vs-verlag.de/pvs](http://www.vs-verlag.de/pvs), Rubrik Online-Beiträge der PVS) ausgewiesen.

von uns geschätzten Modelle (alte Länder 1988-1990) zunächst einige willkürliche Änderungen vorgenommen. Trotz der vergleichsweise unsinnigen Startwerte wurde hier innerhalb von relativ wenigen Iterationen das Konvergenzkriterium erreicht. Der resultierende  $G^2$ -Wert ist mit dem der ursprünglichen Lösung identisch. Dies gilt auch für die Mehrzahl der geschätzten Koeffizienten. Dort, wo sich Abweichungen zeigen, liegen diese im Bereich von maximal zwei bis drei Prozentpunkten. Wichtig ist aus unserer Sicht vor allem, dass selbst die Wahl ungeeigneter Startwerte für die  $\tau$ - und der  $\rho$ -Matrix keinen substantziellen Einfluss auf endgültigen Schätzungen hat.

Um uns zusätzlich abzusichern, haben wir in einem zweiten Experiment einen möglichen Einwand gegen unsere Ergebnisse vorweggenommen und die Startwerte der  $\delta$ - und der  $\tau$ -Matrix der manifesten Einstellung der PI im Jahr 1988 angeglichen. Diese Konfiguration entspricht einer Extremposition in der Diskussion um die PI, nämlich der Hypothese, dass die Identifikationen als solche gar nicht existent sind, sondern lediglich kurzfristigen Wahlabsichten entsprechen und deshalb über einen längeren Zeitraum von einem Jahr hinweg rein zufällig, wenn auch mit unterschiedlichen Wahrscheinlichkeiten fluktuieren. Die Wahrscheinlichkeit, dass eine solche Pseudoidentifikation „beizubehalten“ wird, entspricht aus dieser Perspektive schlicht dem Zuspruch, den die entsprechende Partei im Mittel in der Bevölkerung findet.

Auch hier konvergiert der EM-Algorithmus innerhalb relativ weniger Iterationen; und wiederum ist der resultierende  $G^2$ -Wert mit dem der ursprünglichen Lösung identisch. Trotz der extrem unterschiedlichen Startwerte differieren die geschätzten Werte der  $\delta$ -Matrix auch hier um maximal zwei bis drei Prozentpunkte. Etwas größere Abweichungen zeigen sich in der  $\tau$ -Matrix. Hier tritt bei einem der 36 Koeffizienten eine Differenz von sieben Prozentpunkten auf, bei einem zweiten Koeffizienten ergibt sich eine Abweichung von knapp fünf Prozentpunkten. Ansonsten sind alle geschätzten Werte nahezu identisch. Aufgrund dieser Ergebnisse können wir mit großer Sicherheit davon ausgehen, dass die im Folgenden vorgestellten Ergebnisse *kein* Artefakt unserer Startwerte sind. Mit anderen Worten, ~~„d.h. dass~~ wir dürften nicht etwa deshalb relativ hohe Schätzungen für die Stabilität der PI erhalten, weil der Algorithmus in der Nähe der von uns gewählten Werte in einem lokalen Maximum „steckenbliebe“.

## 4. Empirische Ergebnisse

### 4.1 Die Stabilität von Parteiidentifikationen in den alten und in den neuen Ländern

Ehe wir auf die PI-Stabilität eingehen, wollen wir einen Blick auf die Verteilung des politischen Interesses werfen. Tabelle 1 zeigt zunächst den geschätzten Anteil derjenigen, die politisch in besonders hohem Maße interessiert sind. In beiden Landesteilen liegt dieser Wert bei rund einem Drittel der Befragten. Wichtiger als die (geringen) Schwankungen über die Zeit und über die ehemalige innerdeutsche Grenze hinweg ist hier die Information, dass der Anteilswert weitgehend stabil ist und mit unseren Instrumenten recht präzise bestimmt werden kann, was an den sehr schmalen 95-Prozent-Konfidenzintervallen abzulesen ist.<sup>13</sup> Auf eine tabellarische Ausweisung der  $\rho$ -Parameter, die das Modell zur Messung der Mitgliedschaft in den beiden latenten Gruppen beschreiben, können wir deshalb verzichten.<sup>14</sup>

- Tabelle 1 etwa hier -

Auf dieser Basis können wir nun die PI-Stabilität unter stark und weniger stark Interessierten in den alten Ländern untersuchen. Wegen der großen Zahl von Parametern verzichten wir auf eine tabellarische Ausweisung der Bleibewahrscheinlichkeiten und der zugehörigen Konfidenzintervalle.<sup>15</sup> Stattdessen stellen wir die Werte grafisch dar, sodass sich die wichtigsten Befunde auf einen Blick erkennen lassen (siehe Abbildung 1).

- Abbildung 1 etwa hier -

Betrachtet man zunächst nur die Ergebnisse für die Gruppe der politisch Hochinteressierten, so zeigt sich, dass die Bleibewahrscheinlichkeit für beide großen Parteien sehr hoch, nämlich im Mittel bei jeweils rund 95 Prozent liegt (senkrechte gestrichelte Linie). Zumindest innerhalb dieser Gruppe ist die PI damit eine Einstellung, die über einen Zeitraum von einigen Jahren nicht vollständig, aber weitgehend stabil ist. Dies steht in Einklang mit den theoretischen Annahmen des Ann-Arbor-Modells. Darüber hinaus ist festzuhalten, dass dieser Wert weitgehend konstant ist und keinen systematischen Schwankungen unterliegt. Insbesondere ist in dieser Gruppe, anders, als man dies nach der Diskussion um die sogenannte Politikverdros-

---

<sup>13</sup> Die etwas breiteren Konfidenzintervalle in den neuen Ländern erklären sich aus dem deutlich geringeren Umfang der ostdeutschen Teilstichprobe.

<sup>14</sup> Obwohl wir in unsere Modelle keinerlei Restriktionen für  $\rho$ -Parameter aufgenommen haben, sind die Schätzwerte über alle Wellen hinweg nahezu identisch. Wir werten dies als einen weiteren Beleg für die Qualität des Messmodells.

<sup>15</sup> Die entsprechende Tabelle ist auf Anfrage von den Autoren erhältlich.

senheit vielleicht vermuten könnte, *kein* Rückgang der Stabilität von Parteibindungen zu erkennen.<sup>16</sup>

Um einen Eindruck von der Zuverlässigkeit unserer Schätzungen zu vermitteln, haben wir für die jährlichen Bleibewahrscheinlichkeiten außerdem die obere und die untere Schranke eines 95-Prozent-Konfidenzintervalls ausgewiesen.<sup>17</sup> Trotz der großen Fallzahlen sind diese Konfidenzintervalle in einigen Jahren recht breit, d.h. die Schätzung ist mit einer relativ großen Unsicherheit behaftet. Dies erklärt sich in erster Linie dadurch, dass wegen der Vielzahl von möglichen Antwortmustern zahlreiche Zellen der Häufigkeitstabelle, die dem Modell letztlich zugrunde liegt, nur sehr schwach besetzt sind. Hinzu kommt, dass sich in den vergleichsweise großen Standardfehlern auch die zusätzliche Unsicherheit widerspiegelt, die aus einzelnen Antwortausfällen (item missings) resultiert. Da aber mit einer Ausnahme (Union 1988) *alle* Punktschätzungen im Bereich von ca. 0,95 liegen und dieser Wert – von der genannten Ausnahme abgesehen – von den Konfidenzintervallen stets mit eingeschlossen wird, gehen wir davon aus, dass eine Bleibewahrscheinlichkeit von 95 Prozent in dieser Gruppe tatsächlich eine realistische Schätzung für die Stabilität der Bindungen an die beiden Großparteien darstellt.

Ein etwas anderes Bild zeigt sich in der Gruppe der politisch weniger Interessierten. Zum einen sind die Schätzungen hier im Mittel mit einer noch größeren Unsicherheit behaftet als im Fall der Hochinteressierten. Zum anderen liegen in vielen, wenn auch keineswegs in allen Jahren die geschätzten Bleibewahrscheinlichkeiten für die Anhänger der beiden Volksparteien deutlich unter den Werten, die in der Gruppe der Hochinteressierten zu verzeichnen waren. Im Schnitt ergeben sich hier Werte von etwa 90 Prozent, wobei die jährlichen Abweichungen von dieser Marke etwas größer ausfallen. Auch im Falle der politisch weniger interessierten Bürger bleibt aber festzuhalten, dass die geschätzten Bleibewahrscheinlichkeiten recht hoch sind, und ein systematischer Rückgang über die Zeit nicht zu erkennen ist. Angesichts der hohen Stabilitätsraten erscheint es deshalb wenig plausibel, für die Zeit seit dem Zweiten Weltkrieg einen dramatischen Rückgang der PI-Stabilität zu unterstellen. Erst recht gilt das für die Gruppe der Hochinteressierten, deren PI noch erheblich stabiler sind.

Analog zum Vorgehen für die alte Bundesrepublik haben wir auch für das Gebiet der neuen Länder versucht, die Stabilität der Bindungen an Union und SPD zu schätzen. Darüber hin-

<sup>16</sup> Gegen diese Interpretation ließe sich möglicherweise einwenden, dass die geschätzten Bleibewahrscheinlichkeiten nicht unabhängig voneinander sind, da ja immer wieder derselbe Personenkreis befragt wird, und dass die Teilnehmer an einer Langzeitstudie nicht für die allgemeine Bevölkerung repräsentativ sind. Da das SOEP jedoch immer wieder mit neuen Teilnehmern aufgefüllt wird, und wir die vom DIW bereitgestellten Gewichte benutzt haben, die den Schluss auf die Bevölkerung ermöglichen sollen, müsste sich ein etwaiger Wandel der Stabilität von PI in der Bevölkerung in unserem Modell zeigen.

<sup>17</sup> Die Konfidenzintervalle sind asymmetrisch, da sie sich auf einen Anteilswert bzw. eine Wahrscheinlichkeit beziehen, die auf das Intervall [0;1] beschränkt ist.

aus berücksichtigen wir die PDS als regionale Großpartei (siehe Abbildung 2). Für deren Anhänger in der Gruppe der politisch Hochinteressierten ergibt sich ein Bild, das den Befunden für die politisch stark interessierten Anhänger von Union und SPD in den alten Ländern entspricht: Bei relativ breiten Konfidenzintervallen liegen alle Punktschätzungen für die Bleibewahrscheinlichkeiten im Bereich von ca. 95 Prozent, d.h. die Identifikationen mit der PDS sind während des ganzen Beobachtungszeitraums in hohem Maße stabil. Dies gilt in ähnlicher Weise für die Bindungen an SPD und Union. Allerdings scheint deren Stabilität insgesamt etwas geringer zu sein und über die Zeit ab- (SPD) bzw. zuzunehmen (Union). Dies deckt sich mit einer Analyse der monatlichen Politbarometer-Umfragen, die zu dem Schluss kommt, dass die Zahl der langfristigen Unionsanhänger in den neuen Ländern zunimmt, während die Zahl derjenigen, die sich mit der SPD identifizieren, rückläufig ist (Arzheimer/Falter 2005). Insbesondere die Schätzungen für die Stabilität von SPD-Bindungen sind jedoch mit einem großen Maß an Unsicherheit behaftet, was sich in erster Linie aus den vergleichsweise geringen Fallzahlen erklärt.<sup>18</sup> Die Unterschiede zwischen beiden Parteien und über die Zeit hinweg sollten deshalb nicht überbewertet werden.

- Abbildung 2 etwa hier -

In der Gruppe der politisch weniger Interessierten schließlich liegen die geschätzten Bleibewahrscheinlichkeiten fast durchweg etwas niedriger, nämlich im Bereich von etwa 80 bis 85 Prozent, wobei über die Zeit hinweg beträchtliche Schwankungen zu verzeichnen sind. Ein Blick auf die sehr breiten Konfidenzintervalle zeigt überdies, dass Aussagen über die Bleibewahrscheinlichkeiten in dieser Gruppe mit einiger Unsicherheit behaftet sind. Lediglich in zwei Fällen (SPD 1996, Union 2000) lässt sich mit großer Sicherheit sagen, dass ein großer Prozentsatz der jeweiligen Anhänger dieser Parteien ihre Identifikation bis zur nächsten Panelwelle beibehalten hat.

*Wenn* die Anhänger von SPD, Union oder PDS ihre PI aufgeben, so wechseln sie in ihrer übergroßen Mehrheit in die Residualgruppe. Direkte Übergänge von einer PI mit einer der großen Parteien zu einer Identifikation mit einer anderen Großpartei sind in beiden Regionen und über den gesamten Analysezeitraum hinweg extrem selten. Im Westen beträgt die Wahrscheinlichkeit eines solchen Wechsels maximal ein bis zwei Prozent, in den neuen Ländern maximal drei bis fünf Prozent, wobei in aller Regel weitaus niedrigere Werte geschätzt werden und keinerlei Entwicklungen über die Zeit hinweg zu erkennen sind. Auf eine tabellari-

---

<sup>18</sup> Zum einen ist, wie oben erwähnt, die ostdeutsche Teilstichprobe mit rund 3.400 Fällen ohnehin erheblich kleiner als der westdeutsche Teil des Panels. Zum anderen ist der (geschätzte) Anteil der Parteianhänger in den neuen Ländern niedriger als im Westen, sodass die Schätzung der Bleibewahrscheinlichkeiten insgesamt auf weniger Beobachtungen beruht.

sche oder graphische Darstellung kann deshalb verzichtet werden. Die eingangs formulierte Hypothese, im Zuge eines nicht zuletzt sozial begründeten Dealignments hätten sich die Muster des PI-Wechsels verändert, lässt sich somit empirisch nicht bestätigen.

Fasst man die bisherigen Ergebnisse der Analyse zusammen, so lässt sich festhalten, dass Parteiidentifikationen in Deutschland im Einklang mit den theoretischen Annahmen von Campbell et al. weitaus stabiler sind, als häufig angenommen wird. Zweifel an der Dauerhaftigkeit derartiger Bindungen lassen sich deshalb zu einem großen Teil auf Messprobleme zurückführen.

#### 4.2 Die Messung von Parteibindungen in den alten und den neuen Ländern

Wie oben bereits erwähnt, basiert das Messmodell, das der LTA zugrunde liegt, auf Antwortwahrscheinlichkeiten. Seine Interpretation ist deshalb sehr anschaulich; allerdings stellt sich auch hier wieder das Problem, dass die Zahl der geschätzten Wahrscheinlichkeiten kaum zu überblicken ist. Während bei einem Strukturgleichungsmodell der Zusammenhang zwischen einem metrischen Indikator und einer latenten Variablen durch einen einzigen Koeffizienten beschrieben wird, erhält man bei der LTA für jede Kombination von latentem Status und manifester Ausprägung der Indikatorvariablen eine Antwortwahrscheinlichkeit, in unserem Falle also neun Wahrscheinlichkeiten für die alten und 16 Wahrscheinlichkeiten für die neuen Länder. Diese neun bzw. sechzehn Wahrscheinlichkeiten werden wiederum für jede Panelwelle und innerhalb der Panelwellen separat für jede latente Klasse (politisch Hochinteressierte vs. weniger Interessierte) geschätzt.

Um hier nicht die Übersicht zu verlieren, ist es hilfreich, sich zunächst klarzumachen, dass jede der vorgegebenen Antworten auf die PI-Frage als ein separater Indikator betrachtet werden kann. Die Güte dieser Indikatoren lässt sich mit zwei Begriffen aus der medizinischen Teststatistik beschreiben: Sie sollen einerseits möglichst *sensitiv* sein, d.h. die Antwortmöglichkeit „Union“ sollte von einer möglichst großen Zahl von Unionsanhängern gewählt werden. Die Sensitivität entspricht somit der vom Modell geschätzten Wahrscheinlichkeit, dass ein Anhänger einer Partei tatsächlich die betreffende Antwortmöglichkeit auswählt. Andererseits muss ein guter Indikator *spezifisch* sein, d.h. Anhänger anderer Parteien bzw. Personen ohne PI sollten möglichst selten die Option „Union“ wählen. Die Spezifität einer Antwortmöglichkeit kann dementsprechend bestimmt werden, indem die Zahl derjenigen, die sich entgegen ihrer wahren PI für diese Option entscheiden, zur Gesamtzahl derer, die nicht der entsprechenden Partei anhängen, ins Verhältnis gesetzt wird.

Während Sensitivität und Spezifität bei einem Set medizinischer Tests unabhängig voneinander variieren können, ist dies im Falle der PI-Frage offensichtlich nicht der Fall, da beispielsweise die Wahl der Antwortmöglichkeit-Option „Union“ impliziert, dass alle anderen Antwortvorgaben nicht mehr ausgewählt werden können.<sup>19</sup> Sollte es sich bei der Antwortmöglichkeit „Union“ also um einen sehr sensitiven Indikator für das Vorliegen einer Identifikation mit der CDU/CSU handeln, beeinflusst dies zugleich die Spezifität der übrigen Antwortmöglichkeiten positiv, da jene Unionsanhänger, die bereits korrekt als solche erkannt wurden, nicht mehr fälschlicherweise als Angehörige einer anderen Gruppe klassifiziert werden können. Wir können uns deshalb zunächst auf die für unsere Fragestellung relevanten Sensitivitäten konzentrieren. Die Zahl der zu betrachtenden Wahrscheinlichkeiten reduziert sich damit auf drei bzw. vier pro Befragungswelle und latente Klasse.

Abbildung 3 zeigt zunächst das Ergebnis unserer Analysen für die alte Bundesrepublik. Aus ihr geht hervor, dass in der Gruppe der Hochinteressierten die Parteibindungen mit der Standardfrage recht zuverlässig gemessen werden können. Alle Punktschätzungen für die Wahrscheinlichkeit, dass ein Befragter, der sich mit Union oder SPD identifiziert oder der Residualgruppe angehört, tatsächlich die „richtige“ Antwortmöglichkeit wählt, liegen sehr hoch, nämlich im Bereich von 86 bis 98 Prozent. Obwohl einige Konfidenzintervalle relativ breit sind, und auch Werte von deutlich weniger als 80 Prozent mit einschließen, gehen wir deshalb davon aus, dass die Anwendung der Standardfrage in dieser Gruppe zu weitgehend reliablen Ergebnissen führt.

- Abbildung 3 etwa hier -

Mit gewissen Einschränkungen gilt dies auch für die Gruppe der politisch weniger Interessierten. Diese Einschränkungen beziehen sich zum einen darauf, dass die mittlere Sensitivität der PI-Frage hier etwas niedriger ist und über die Zeit und die Antwortoptionen hinweg etwas stärker schwankt. Zum anderen sind noch etwas häufiger sehr breite Konfidenzintervalle zu verzeichnen, d.h. die Schätzungen sind mit einer etwas größeren Unsicherheit behaftet.

Etwas komplizierter präsentiert sich die Lage in den neuen Ländern (Abbildung 4). Personen, die keiner Partei bzw. einer kleinen Partei anhängen, können mit Hilfe der Standardfrage in Ostdeutschland unabhängig vom Grad des politischen Interesses sehr zuverlässig identifiziert werden. In der Gruppe der Hochinteressierten können Bindungen an die PDS ähnlich gut gemessen werden wie in Westdeutschland. Dies gilt im Grunde auch für Identifikationen mit der Union und der SPD. Allerdings sind hier die Aussagen über die Qualität der Messung in

---

<sup>19</sup> Drei bzw. vier der pro Befragungswelle und latente Klasse geschätzten Wahrscheinlichkeiten sind deshalb redundant.

vielen Fällen mit einer größeren Unsicherheit verbunden. Die Messung der Bindungen der politisch weniger interessierten Anhänger der SPD, der Union und vor allem der PDS an ihre jeweiligen Parteien schließlich gestaltet sich in den neuen Ländern außerordentlich schwierig. Sofern hier überhaupt präzise Schätzungen möglich sind, ergeben sich in einigen Jahren Antwortwahrscheinlichkeiten von teils weniger als 60 Prozent.

- Abbildung 4 etwa hier -

Inhaltlich bedeutet dies, dass sich in manchen Befragungswellen vermutlich rund die Hälfte dieser Parteianhänger nicht als solche zu erkennen gab. Statt dessen gaben die betreffenden Personen häufig an, keiner oder einer kleineren Partei anzuhängen. Beispielsweise ordneten sich 1996 rund 50 Prozent und im Folgejahr immer noch etwa 30 Prozent der politisch weniger interessierten SPD-Anhänger dieser Gruppe zu [\(siehe Abbildung 5\)](#). Ähnliche Werte ergeben sich auch für die beiden anderen Parteien.

Die Schwankungen über die Zeit, vor allem die Struktur der gewählten Antwortmöglichkeit deuten jedoch darauf hin, dass diese „Falschantworten“ keineswegs völlig zufällig gegeben werden. Vielmehr scheinen die politisch weniger interessierten Befragten dann, wenn sie ihre tatsächliche Parteiidentifikation nicht angeben wollen – sei es, weil sie aus aktuellen Gründen mit ihrer Partei unzufrieden sind, oder weil es ihnen unangenehm ist, dem Interviewer ihre wahren Präferenzen zu offenbaren –, auf die Option „keine Partei“ auszuweichen.<sup>20</sup> Dass ein Anhänger einer der drei großen Parteien behauptet, sich mit einer der beiden anderen Parteien zu identifizieren, ist hingegen sehr unwahrscheinlich.<sup>21</sup>

- Abbildung 5 etwa hier -

Inhaltlich ist dieser Befund überaus plausibel, da PDS, Union und SPD von den Ostdeutschen als sehr unterschiedliche Parteien wahrgenommen werden (siehe Abbildung A-2 im Online-Anhang). Vor diesem Hintergrund erscheint es einleuchtend, dass ein Parteianhänger, der sich seiner Identifikation nicht sicher ist bzw. sich nicht dazu bekennen möchte, auf eine neutralere Antwort ausweicht. Aus unserer Sicht deutet dieses Ergebnis darauf hin, dass die Beantwortung der PI-Frage in dieser Gruppe von momentanen politischen Aspekten beeinflusst wird. Dabei ist allerdings zur berücksichtigen, dass die Zahl der politisch weniger interessierten Ostdeutschen, die sich mit einer der drei genannten Parteien identifizieren, relativ gering

<sup>20</sup> Eine Alternative zur Wahl dieser Option, die inhaltlich plausibel und ebenfalls gut mit der in Abbildung 4 [und 5](#) wiedergegebenen Konfiguration vereinbar ist, wäre die Nennung eines möglichen Koalitionspartners der eigentlich bevorzugten Partei. Aufgrund der von uns gewählten Codierung lassen sich beide Verhaltensweisen nicht voneinander separieren. Da sich in den neuen Ländern aber ohnehin nur sehr wenige Menschen als Anhänger von FDP oder Grünen bezeichnen, ist dies unproblematisch.

<sup>21</sup> In seinen Grundzügen findet sich dieses Antwortmuster auch in den alten Ländern. Allerdings ist dort, wie oben dargelegt, der Anteil der Parteianhänger, die sich nicht als solche zu erkennen geben, in aller Regel deutlich geringer.

ist. Auf der Basis unserer Modelle schätzen wir den Anteil dieser Gruppe an den Wahlberechtigten auf lediglich ca. 15 Prozent.

#### 4.3 Die (scheinbare) Instabilität ostdeutscher Parteibindungen auf der Aggregat- und auf der Individualebene

Unser Befund, dass in Ostdeutschland Parteiidentifikationen stabil sind, aber die PI-Messung vergleichsweise wenig reliabel ist, deutet darauf hin, dass vorliegende Untersuchungen, die das Antwortverhalten der Befragten zum Nennwert nehmen, die PI-Stabilität systematisch unterschätzen.<sup>22</sup> Aufgrund ihrer Analyse der monatlichen Politbarometer kommen bspw. Arzheimer/Falter (2005) zu dem Schluss, dass dort die Zahl der parteigebundenen Bürger insgesamt niedriger ist als im Westen und über die Zeit hinweg relativ großen, unsystematischen Schwankungen unterliegt. Auf der Individualebene zeigen Schmitt-Beck/Weick (2001) mit Daten des SOEP, dass Parteibindungen in den neuen Ländern rascher aufgegeben werden als in der alten Bundesrepublik. Um zu prüfen, ob konventionelle Analysen die PI-Stabilität tatsächlich unterschätzen, untersuchen wir im letzten Schritt die PI-Stabilität auf der Aggregat- und der Individualebene unter und ohne Berücksichtigung von Reliabilitätsdefiziten bei der PI-Messung.

- Tabelle 2 etwa hier -

Tabelle 2 vergleicht zunächst die Ergebnisse auf der Aggregatebene. Dabei zeigen die zwei Zeilen unter dem Rubrum „manifest“ die Werte, die sich ergeben, wenn man die Befragungswellen des SOEP wie eine Trendstudie behandelt, d.h. jede Welle so gewichtet, dass sie für die ostdeutsche Bevölkerung des jeweilige Befragungsjahrs repräsentativ ist, und auf dieser Basis die PI-Variable auswertet. Die beiden Zeilen darunter enthalten hingegen die Werte, die sich aus unseren Modellschätzungen ergeben.<sup>23</sup> Im Ergebnis zeigt sich erwartungsgemäß, dass die manifesten Werte den Anteil der parteigebundenen Ostdeutschen leicht unter- und die Aggregatvolatilität von Parteibindungen, abzulesen an der Standardabweichung, etwas stärker überschätzen. Insgesamt sind die Abweichungen aber nicht allzu gravierend. Daraus folgt, dass die einfache PI-Frage selbst in den neuen Ländern, also gewissermaßen unter erschwer-

<sup>22</sup> Aus Platzgründen beschränken wir uns hier auf einen Vergleich innerhalb der neuen Länder.

<sup>23</sup> Um diese Werte zu errechnen, haben wir für die Jahre 1992, 1995 und 1999 die  $\delta$ -Matrizen mit den  $\gamma$ -Matrizen gewichtet. Auf diese Weise erhalten wir Schätzwerte für die Verteilung der Parteibindungen, die die Schichtung der Bevölkerung in zwei Gruppen berücksichtigen, die durch das politische Interesse definiert sind. Für die Jahre 1993-1994, 1996-1998 und 2000-2002 haben wir die  $\delta$ -Matrizen schrittweise mit den gruppenspezifischen  $\tau$ -Matrizen multipliziert, die die Übergangswahrscheinlichkeiten enthalten, und das Ergebnis für jedes Jahr wiederum mit den  $\gamma$ -Matrizen gewichtet. Auf diese Weise erhalten wir für alle elf Jahre des Untersuchungszeitraums die von unserem Modell implizierte Aggregatverteilung der Parteibindungen. Mittelwert und Standardabweichung in Tabelle 4 beziehen sich auf diese jeweils elf Schätzwerte.

ten Bedingungen, ein brauchbarer Indikator ist, wenn es nur darum geht, die Verteilung von Parteibindungen zu bestimmen, die Volatilität im Aggregat aber tendenziell überschätzt.

- Tabelle 3 etwa hier -

Dramatischere Unterschiede sind sich hingegen bei der Betrachtung individueller Parteibindungen zu erkennen. Tabelle 3 zeigt in ihrem oberen Teil, wieviel Prozent derjenigen, die sich 1992, 1995 und 1999 als Anhänger einer der drei in Ostdeutschland relevanten Parteien zu erkennen gaben, in den zwei bzw. drei folgenden Befragungswellen jeweils dieselbe Antwortvorgabe wählten.<sup>24</sup> Vor allem die Unterstützung von Union und SPD erscheint in dieser Betrachtungsweise sehr volatil zu sein. Die untere Hälfte der Tabelle hingegen enthält die Bleiberaten, die auf der Grundlage unseres Modells geschätzt wurden.<sup>25,26</sup> Im Falle von Union und SPD liegen diese um zwanzig bis dreißig Prozentpunkte höher als die Werte, die sich aus der Betrachtung der manifesten Variablen ergeben. Bei der PDS sind die Unterschiede während der Zeiträume von 1995-1998 und 1999-2002 wesentlich kleiner, aber immer noch substantiell. Nur im Zeitraum von 1992 bis 1994 sind die Ergebnisse praktisch identisch.

Da wie oben dargelegt in einigen Befragungsjahren die  $\tau$ -Parameter für die politisch weniger interessierten ostdeutschen Anhänger der Großparteien nur schwer zu schätzen sind, sollten auch diese aus den Modellschätzungen abgeleiteten Werte nicht im Sinne einer definitiven Aussage über die exakten Bleibewahrscheinlichkeiten ostdeutscher Parteiidentifizierer missverstanden werden. Sie vermitteln aber einen anschaulichen Eindruck davon, in welchem Umfang im Gebiet der neuen Länder die Stabilität von PI auf der Individualebene unterschätzt wird, wenn man die Tatsache nicht berücksichtigt, dass die PI ebenso wie jede andere politische Einstellung niemals fehlerfrei gemessen werden kann.

## 5. Schluss

Ziel dieses Beitrages war es, erste Schritte auf noch kaum erschlossenem Terrain zu unternehmen, nämlich die Stabilität von PI in Deutschland zu untersuchen. Dabei zeigte sich in den al-

---

<sup>24</sup> Befragte, die in einzelnen Wellen dieses Item nicht beantwortet haben bzw. nicht befragt werden konnten, sind in den Berechnungen nicht berücksichtigt.

<sup>25</sup> Analog zum Vorgehen bei Tabelle 4 haben wir aus den  $\tau$ -Matrizen für jedes Jahr die partei- und gruppenspezifischen Bleibewahrscheinlichkeiten extrahiert, diese miteinander multipliziert und mit den  $\gamma$ -Matrizen gewichtet. Im Ergebnis erhalten wir die (mittlere) Wahrscheinlichkeit, dass eine Person, die 1992, 1995 oder 1999 Anhänger von Union, PDS oder SPD war, sich 1994, 1998 bzw. 2002 nach wie vor mit dieser Partei identifiziert.

<sup>26</sup> Analog zum Vorgehen bei Tabelle 4 haben wir aus den  $\tau$ -Matrizen für jedes Jahr die partei- und gruppenspezifischen Bleibewahrscheinlichkeiten extrahiert, diese miteinander multipliziert und mit den  $\gamma$ -Matrizen gewichtet. Im Ergebnis erhalten wir die (mittlere) Wahrscheinlichkeit, dass eine Person, die 1992, 1995 oder 1999 Anhänger von Union, PDS oder SPD war, sich 1994, 1998 bzw. 2002 nach wie vor mit dieser Partei identifiziert.

ten Ländern, dass die Stabilität der Bindungen an die beiden großen Parteien außerordentlich hoch ist und, anders als man vermuten könnte, während des Untersuchungszeitraums von fast zwei Jahrzehnten keinen nennenswerten Schwankungen unterlag, vor allem aber nicht systematisch nachgelassen hat. Das Dealignment wird folglich nicht von einer systematischen Destabilisierung der verbleibenden PI begleitet, und auch die Wechsel zwischen Union und SPD treten nicht häufiger auf. Die Identifikationen von politisch in hohem Maße interessierten Menschen scheinen im Einklang mit den klassischen Annahmen dabei noch etwas stabiler zu sein als die ihrer weniger stark interessierten Mitbürger. Aufgrund der relativ breiten Konfidenzintervalle lässt sich in den meisten Befragungsjahren jedoch nicht definitiv entscheiden, ob dies tatsächlich der Fall ist.

Beide Aussagen gelten *cum grano salis* auch für die neuen Länder. Insbesondere die Bindungen politisch stark involvierter Bürger an die PDS sind mit großer Sicherheit ebenso stabil wie die in der alten Bundesrepublik zu beobachtenden Identifikationen mit SPD und Union. Vermutlich gilt dies auch für die Bindungen politisch stark interessierter Ostdeutscher an SPD bzw. CDU. U.a. aufgrund der relativ geringen Fallzahlen sind die Schätzungen hier aber häufig mit einer größeren Unsicherheit behaftet als im Falle der PDS. Die Bindungen der politisch weniger stark interessierten Ostdeutschen an die drei großen Parteien schließlich scheinen insgesamt instabiler zu sein, obwohl die geschätzten Bleibewahrscheinlichkeiten immer noch im Bereich von 80 Prozent und mehr liegen. Aufgrund der zumeist recht breiten Konfidenzintervalle lässt sich jedoch auch hier nicht entscheiden, ob diese Unterschiede real sind. Insgesamt scheinen die Unterschiede zwischen den alten und den neuen Bundesländern in bezug auf die PI-Stabilität weniger gravierend, als man es aufgrund der um vierzig Jahre längeren Erfahrung der Westdeutschen mit einem demokratischen Parteienwettbewerb erwarten könnte. Diesen Befund könnte man einerseits als Hinweis auf die Existenz von Quasi-Parteibindungen in der DDR-Zeit lesen; andererseits könnte man ihn aber auch als Indiz dafür interpretieren, dass Erfahrungen mit dem Parteienwettbewerb zumindest ab einem bestimmten Niveau PI nicht mehr merklich stabilisieren.

Aus den Ergebnissen lässt sich ferner folgern, dass man die tatsächlich relativ hohe Stabilität von PI in Deutschland unterschätzt, wenn man nicht berücksichtigt, dass deren Messung von zufälligen (und in einigen Fällen auch systematischen) Störungen überlagert wird. Der Schluss von der (vermeintlichen) Instabilität der PI auf deren mangelnde Konzeptvalidität ist deshalb wenig überzeugend. Auch in den neuen Ländern gibt es aus unserer Sicht keine Hinweise auf das Vorliegen von „Pseudo-Parteibindungen“, da auch dort die (wenigen) tatsächlich vorhandenen PI recht stabil sind und im Mittel zwischen 90 und 100 Prozent derjenigen,

die tatsächlich *keiner* Partei anhängen, die „richtige“ Antwortoption wählen. Um endgültige Aussagen über die Konzeptvalidität treffen zu können, sind allerdings Analysen der relativen Stabilität von PI, also im Vergleich zu Kandidaten- und Issueorientierungen sowie Wahlverhalten erforderlich, die hier aus Platzgründen nicht geleistet werden konnten, aber eine wertvolle Ergänzung darstellten.

Unter stärker methodischen Gesichtspunkten ist festzuhalten, dass die in der alten Bundesrepublik in den 1970er Jahren eingeführte PI-Frage ein brauchbarer, wenn auch kein perfekter Indikator zur Messung der latenten Variable „Parteiidentifikation“ darstellt, der grundsätzlich auch in den neuen Ländern eingesetzt werden kann. Das schließt gleichwohl nicht aus, stärker als bisher auch mit multiplen Indikatoren zur Messung von PI zu arbeiten, da sie eine bessere Messung erlauben. Hier könnte ein besonders fruchtbares Feld für künftige Forschung liegen.

#### *Literatur*

- Arzheimer, Kai/Falter, Jürgen W.*, 2002: Ist der Osten wirklich rot? Das Wahlverhalten bei der Bundestagswahl 2002 in Ost-West-Perspektive, in: *Aus Politik und Zeitgeschichte* B49-50, 27-35.
- Arzheimer, Kai/Falter, Jürgen W.*, 2005: „Goodbye Lenin?“ Bundes- und Landtagswahlen seit 1990. Eine Ost-West-Perspektive, in: *Falter, Jürgen W./Gabriel, Oscar W./Weißels, Bernhard (Hrsg.), Wahlen und Wähler. Analysen aus Anlass der Bundestagswahl 2002. Wiesbaden, 244-283.*
- Beck, Paul Allen/Dalton, Russell J./Greene, Steven/Huckfeldt, Robert*, 2002: The Social Calculus of Voting. Interpersonal, Media, and Organizational Influences on Presidential Choices, in: *American Political Science Review* 96, 57-73.
- Berelson, Bernard R./Lazarsfeld, Paul F./McPhee, William N.*, 1954: *Voting. A Study of Opinion Formation in a Presidential Campaign.* Chicago.
- Bluck, Carsten/Kreikenbom, Henry*, 1991: Die Wähler in der DDR. Nur issueorientiert oder auch parteigebunden?, in: *Zeitschrift für Parlamentsfragen* 22, 495-502.
- Bluck, Carsten/Kreikenbom, Henry*, 1993: Quasiparteibindung und Issues, in: *Gabriel, Oscar W./Troitzsch, Klaus G. (Hrsg.), Wahlen in Zeiten des Umbruchs.* Frankfurt a.M., 455-470.
- Campbell, Angus/Gurin, Gerald/Miller, Warren E.*, 1954: *The Voter Decides.* Evanston.
- Campbell, Angus/Converse, Philip E./Miller, Warren E./Stokes, Donald E.*, 1960: *The American Voter.* New York.
- Clarke, Harold D./Zuk, Gary*, 1989: The Dynamics of Third-Party Support. The British Liberals, 1951-1979, in: *American Journal of Political Science* 33, 196-221.
- Clarke, Harold D./Sanders, David/Stewart, Marianne C./Whiteley, Paul*, 2004: *Political Choice in Britain.* Oxford.
- Collins, Linda M./Lanza, Stephanie T./Schafer, Joseph L./Flaherty, Brian P.*, 2002: WinLTA User's Guide. Version 3.0. <http://methcenter.psu.edu/downloads/winlta30/mainmanual.pdf> (03.08.05).
- Collins, Linda M./Wugalter Stuart E.*, 1992: Latent Class Models for Stage-Sequential Dynamic Latent Variables, in: *Multivariate Behavioral Research* 27, 131-157.
- Dalton, Russell J.*, 1984: Cognitive Mobilization and Partisan Dealignment in Advanced Industrial Democracies, in: *Journal of Politics* 46, 264-284.

- Dalton, Russell J./Rohrschneider, Robert*, 1990: Wählerwandel und die Abschwächung der Parteineigungen von 1972 bis 1987, in: *Klingemann, Hans-Dieter/Kaase, Max* (Hrsg.), *Wahlen und Wähler. Analysen aus Anlaß der Bundestagswahl 1990*. Opladen, 301-324.
- Falter, Jürgen W./Schoen, Harald*, 1999: Wahlen und Wählerverhalten, in: *Ellwein, Thomas/Holtmann, Everhard* (Hrsg.), *50 Jahre Bundesrepublik Deutschland. Rahmenbedingungen – Entwicklungen – Perspektiven*. Opladen, 454-470.
- 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, 235-271.
- Frick, Joachim R./Haisken-DeNew, John P./Spiess, Martin/Wagner, Gert G.*, 2003: Overview of the SOEP, in: *Haisken-DeNew, John P./Frick, Joachim R.* (Hrsg.), *DTC. Desktop Companion to the German Socio-Economic Panel Study (SOEP)*. Berlin (<http://www.-diw.de/deutsch/sop/service/dtc/dtc.pdf> 03.08.05), 13-52.
- Gabriel, Oscar W.*, 2002: Parteiidentifikation, Kandidaten und politische Sachfragen als Bestimmungsfaktoren des Parteienwettbewerbs, in: *Gabriel, Oscar W./Niedermayer, Oskar/Stöss, Richard* (Hrsg.), *Parteiendemokratie in Deutschland*, 2. Auflage. Opladen, 228-249.
- Gabriel, Oscar W./Keil, Silke I.*, 2004: Wählerverhalten, in: *Gabriel, Oscar W./Holtmann, Everhard* (Hrsg.), *Handbuch Politisches System der Bundesrepublik Deutschland*. 3. Auflage. München, 575-621.
- Gill, Jeff*, 1999: The Insignificance of Null Hypothesis Significance Testing, in: *Political Research Quarterly* 52, 647-674.
- Gill, Jeff*, 2002: *Bayesian Methods. A Social and Behavioral Sciences Approach*. Boca Raton et al.
- Green, Donald/Palmquist, Bradley/Schickler, Eric*, 2002: *Partisan Hearts and Minds. Political Parties and the Social Identities of Voters*. New Haven/London.
- Hu, Li-tze/Bentler, Peter M.*, 1995: Evaluating Model Fit, in: *Hoyle, Rick H.* (Hrsg.), *Structural Equation Modeling. Concepts, Issues, and Applications*. Thousand Oaks/London/New Delhi, 76-99.
- [Huckfeldt, Robert/Sprague, John, 1995: Citizens, Politics, and Social Communication, Cambridge.](#)
- [Jenssen, Anders Todal, 1999: All That is Solid Melts into Air: Party Identification in Norway, in: Scandinavian Political Studies 22, 1-27.](#)
- King, Gary/Honaker, James/Joseph, Anne/Scheve, Kenneth*, 2001: Analyzing Incomplete Political Science Data. An Alternative Algorithm for Multiple Imputation, in: *American Political Science Review* 95, 49-69.
- Küchler, Manfred*, 1985: Ökonomische Kompetenzurteile und individuelles politisches Verhalten. Empirische Ergebnisse am Beispiel der Bundestagswahl 1983, in: *Oberndörfer, Dieter/Rattinger, Hans/Schmitt, Karl* (Hrsg.), *Wirtschaftlicher Wandel, religiöser Wandel und Wertwandel*. Berlin, 157-182.
- Küchler, Manfred*, 1990: Ökologie statt Ökonomie. Wählerpräferenzen im Wandel?, in: *Kaase, Max/Klingemann, Hans-Dieter* (Hrsg.), *Wahlen und Wähler. Analysen aus Anlaß der Bundestagswahl 1987*. Opladen, 419-444.
- Langeheine, Rolf/Pannekoek, Jeroen/van de Pol, Frank*, 1996: Bootstrapping Goodness-of-Fit Measures in Categorical Data Analysis, in: *Sociological Methods & Research* 24, 492-516.
- Lazarsfeld, Paul F./Berelson, Bernard/Gaudet, Hazel*, 1944: *The People’s Choice. How the Voter Makes up his Mind in a Presidential Campaign*. New York.

- McAdams, John*, 1986: Alternatives for Dealing with Errors in the Variables. An Example Using Panel Data, in: *American Journal of Political Science* 30, 256-278.
- Miller, Warren E./Shanks, J. Merrill*, 1996: *The New American Voter*. Cambridge.
- Norpoth, Helmut*, 1978: Party Identification in West Germany. Tracing an Elusive Concept, in: *Comparative Political Studies* 11, 36-61.
- Pannenberg, Markus/Pischner, Rainer /Rendtel, Ulrich/Spiess, Martin/Wagner, Gert G.*, 2003: Sampling and Weighting, in: *Haisken-DeNew, John P./Frick, Joachim R.* (Hrsg.), DTC. Desktop Companion to the German Socio-Economic Panel Study (SOEP). Berlin (<http://www.diw.de/deutsch/sop/service/dtc/dtc.pdf>, 03.08.05), 137-169
- Pappi, Franz Urban*, 1973: Parteiensystem und Sozialstruktur in der Bundesrepublik, in: *Politische Vierteljahresschrift* 14, 191-213.
- Rattinger, Hans*, 1994: Parteieigungen, Sachfragen- und Kandidatenorientierungen in Ost- und Westdeutschland 1990-1992, in: *Rattinger, Hans/Gabriel, Oscar W./Jagodzinski, Wolfgang* (Hrsg.), *Wahlen und politische Einstellungen im vereinigten Deutschland*. Frankfurt a.M., 267-315.
- Roth, Dieter*, 1990: Die Wahlen zur Volkskammer in der DDR. Der Versuch einer Erklärung, in: *Politische Vierteljahresschrift* 31, 369-393.
- Schmitt-Beck, Rüdiger*, 2000: *Politische Kommunikation und Wählerverhalten*. Wiesbaden.
- Schmitt-Beck, Rüdiger/Weick, Stefan*, 2001: Die dauerhafte Parteiidentifikation – nur noch ein Mythos? Eine Längsschnittanalyse zur Identifikation mit den politischen Parteien in West- und Ostdeutschland, in: *Informationsdienst Soziale Indikatoren* 26, 1-5.
- Tillie, Jean*, 1995: *Party Utility and Voting Behavior*. Amsterdam.
- Zelle, Carsten*, 1998: A Third Face of Dealignment? An Update on Party Identification in Germany, 1971-94, in: *Anderson, Christopher J./Zelle, Carsten* (Hrsg.), *Stability and Change in German Elections*. Westport, CT, 55-70.

*Tabelle 1: Anteil der in hohem Maße politisch Interessierten im Ost-West-Vergleich und über die Zeit*

	1984-1987		1988-1990		1991-1994		1995-1998		1999-2002	
West	0,356		0,359		0,356		0,340		0,372	
CI	0,344	0,369	0,349	0,368	0,346	0,366	0,332	0,349	0,362	0,383
Ost					0,321		0,328		0,347	
CI					0,300	0,343	0,312	0,345	0,328	0,367

*Quelle:* Sozio-ökonomisches Panel (SOEP) Sample A+C, gewichtet nach Frick et al. (2003).

*Angaben:* CI Konfidenzintervall.

*Tabelle 2: Verteilung von Parteibindungen in Ostdeutschland 1992-2002 – beobachtete und modellbasierte Werte*

	keine/andere Partei	SPD	Union	PDS
<i>Manifest</i>				
Mittelwert	71,0	11,6	11,4	6,1
Std.abweichung	3,6	1,7	1,7	1,5
<i>Latent</i>				
Mittelwert	68,5	12,7	12,0	6,8
Std.abweichung	2,9	1,2	1,3	1,2

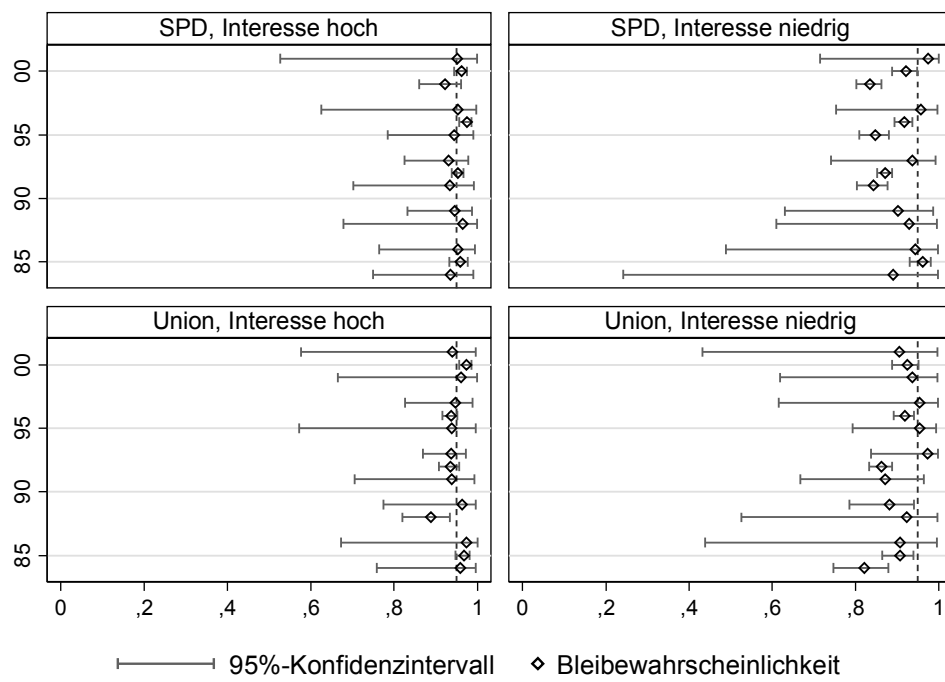
*Quelle:* SOEP Sample C, gewichtet nach Frick et al. (2003).

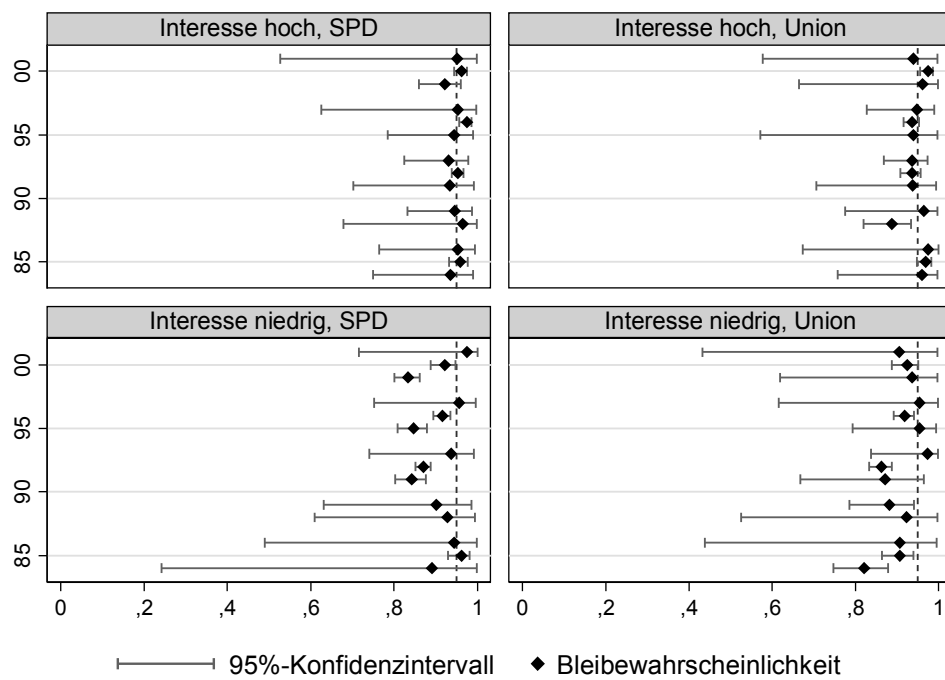
*Tabelle 3: Stabilität von Parteibindungen in Ostdeutschland 1992-2002 – beobachtete und modellbasierte Werte*

	92-94	95-98	99-02
<i>Manifest</i>			
SPD	42	39	39
Union	37	41	50
PDS	80	51	58
<i>Latent</i>			
SPD	67	65	58
Union	69	64	77
PDS	78	61	65

*Quelle:* SOEP Sample C, gewichtet nach Frick et al. (2003).

*Abbildung 1: Stabilität von Parteibindungen in Westdeutschland 1984-2002*

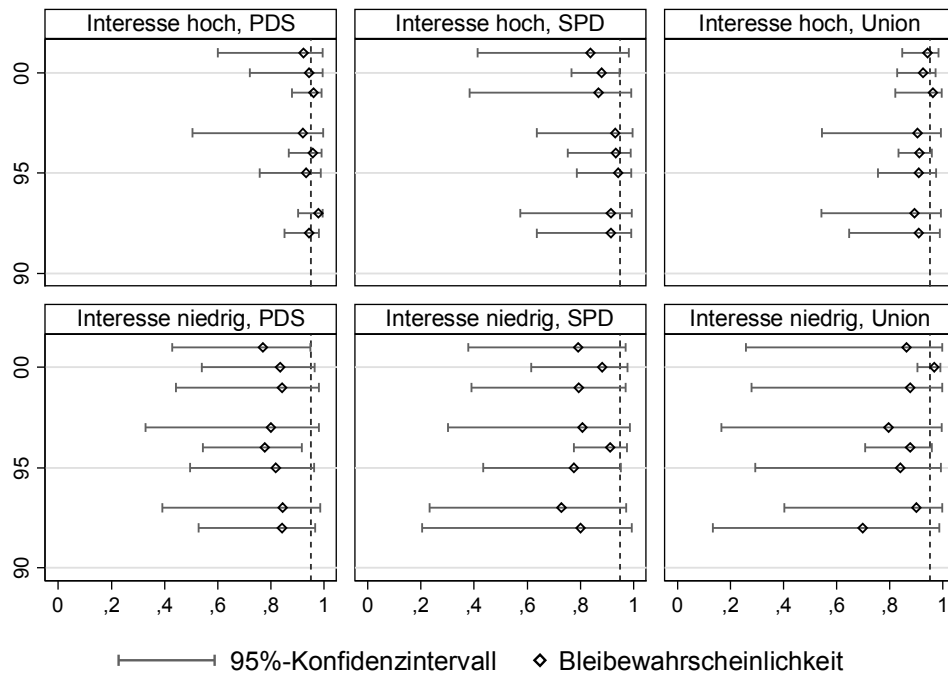




Quelle: SOEP Sample A, gewichtet nach Frick et al. (2003).

Abbildung 1: Stabilität von Parteibindungen in Westdeutschland 1984-2002

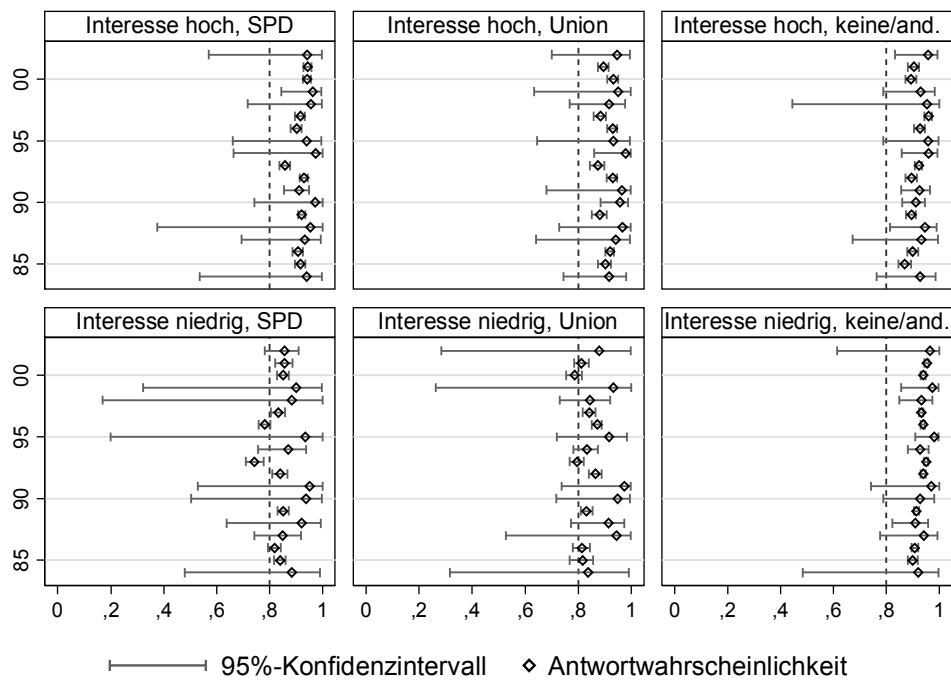
Abbildung 2: Stabilität von Parteibindungen in Ostdeutschland 1992-2002



Quelle: SOEP Sample C, gewichtet nach Frick et al. (2003).

Abbildung 2: Stabilität von Parteibindungen in Ostdeutschland 1992-2002

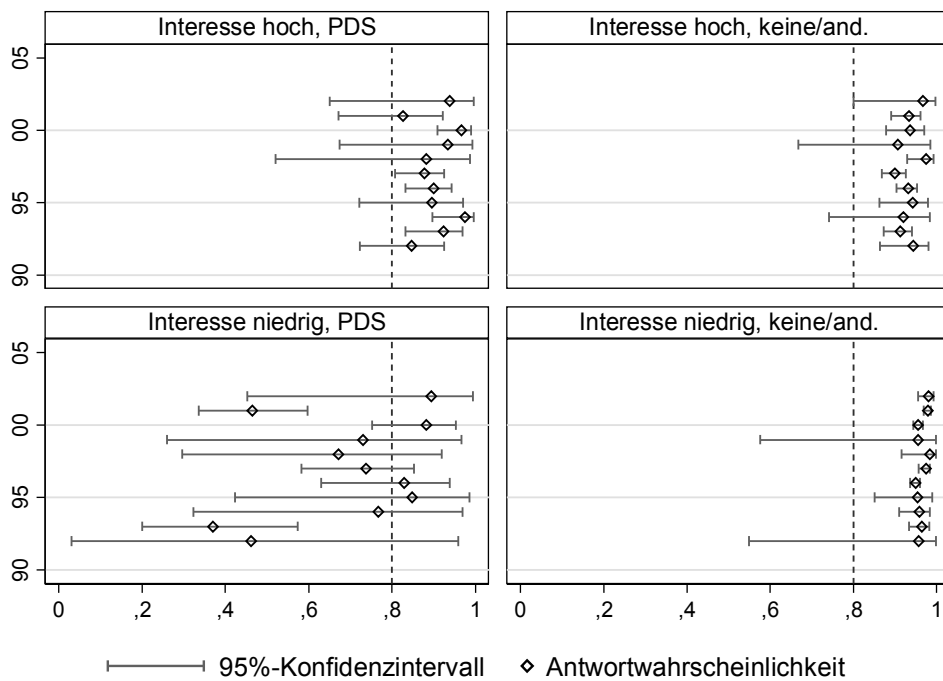
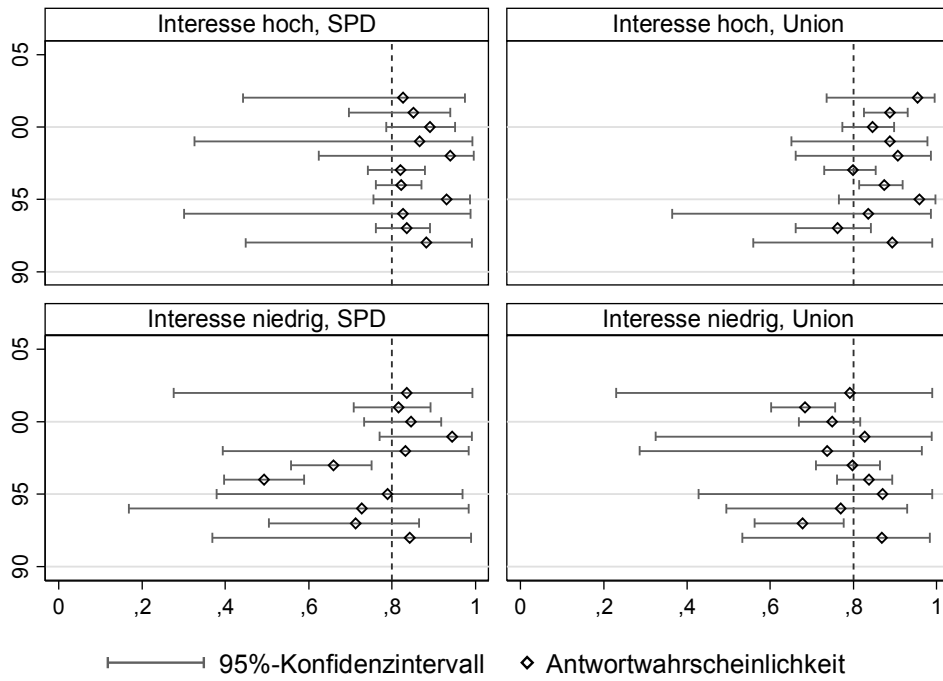
Abbildung 3: Reliabilität (Sensitivität) der PI-Frage in Westdeutschland 1984-2002

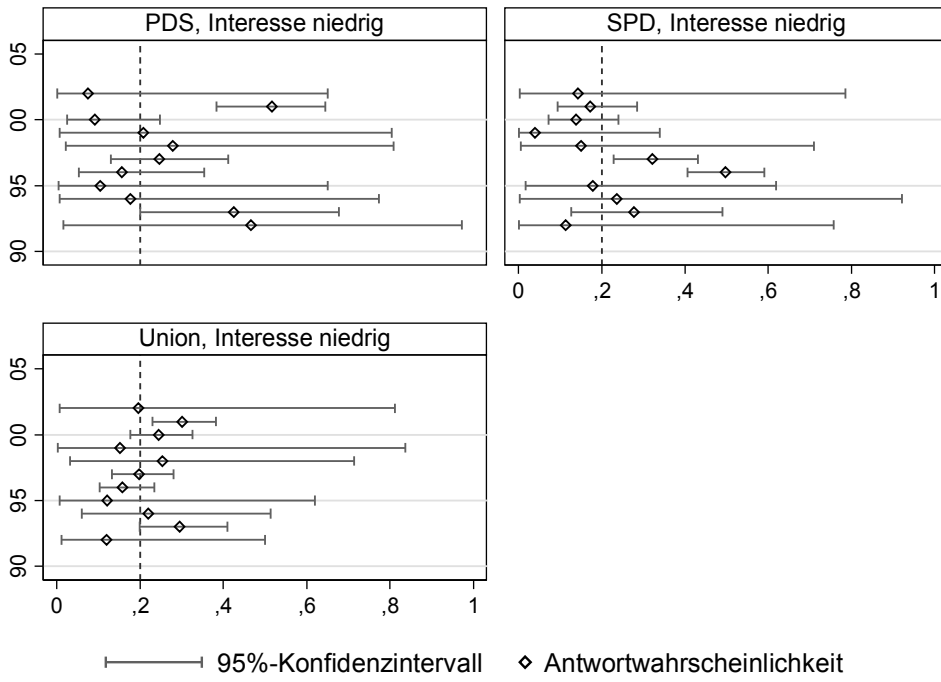


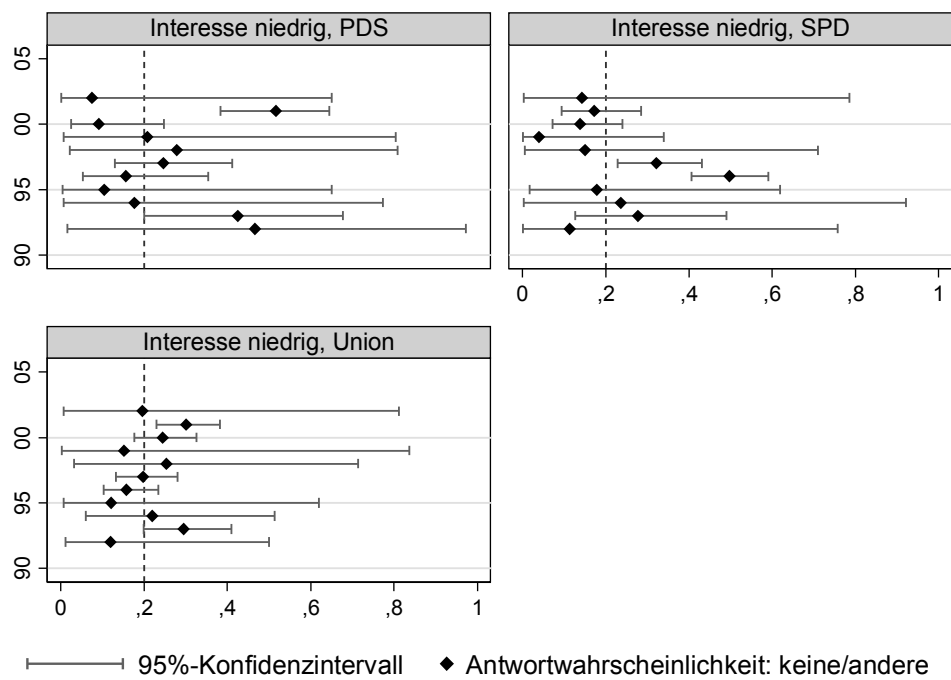
Quelle: SOEP Sample A, gewichtet nach Frick et al. (2003)

Abbildung 3: Reliabilität (Sensitivität) der PI-Frage in Westdeutschland, 1984-2002

Abbildung 4: Reliabilität (Sensitivität) der PI-Frage in Ostdeutschland, 1992-2002







Datenbasis: SOEP Sample C, gewichtet nach Frick et al. (2003)

Abbildung 45: Reliabilität (SensitivitätSpezifizität) der PI-Frage in Ostdeutschland, 1992-2002