

DIE INTRA-INDIVIDUELLE STABILITÄT GESELLSCHAFTLICHER WERTORIENTIERUNGEN

Eine Mehrebenenanalyse auf der Grundlage
des sozio-oekonomischen Panels (SOEP)

Markus Klein und Manuela Pötschke

Zusammenfassung: Über die intra-individuelle Stabilität gesellschaftlicher Wertorientierungen ist in der Empirischen Sozialforschung nur wenig bekannt. Der Hauptgrund hierfür ist der Mangel an langfristigen Panelstudien mit brauchbaren Wertindikatoren. Vor diesem Hintergrund wird das sozio-oekonomische Panel (SOEP) analysiert, das für einen Zeitraum von immerhin zwölf Jahren die Analyse der intra-individuellen Stabilität des Inglehartschen Postmaterialismus ermöglicht. Unter Verwendung von Mehrebenenmodellen für Paneldaten lassen sich dabei Generationseffekte nachweisen sowie außerdem Lebenszykluseffekte bei den Angehörigen der beiden jüngsten Geburtskohorten und bei Befragten mit höherer Bildung.

*I. Einleitung und Problemstellung**

Die Diskussion über Ursachen und Folgen des gesellschaftlichen Wertewandels hat innerhalb der empirischen Sozialwissenschaften eine lange Tradition. Sie lässt sich bis in das Jahr 1971 zurückverfolgen. In diesem Jahr stellte Ronald Inglehart der wissenschaftlichen Öffentlichkeit in einem bahnbrechenden Aufsatz erstmals seine Theorie der Stillen Revolution vor (Inglehart 1971). In den darauf folgenden Jahrzehnten hat Inglehart seine Theorie in einer Vielzahl von Publikationen erweitert, fortgeschrieben und wiederholt mit empirischen Daten konfrontiert (vgl. u.a. Inglehart 1977, 1989, 1997). Er hat sich damit über die Jahre hinweg zum weltweit wichtigsten und einflussreichsten Vertreter der empirischen Wertewandelforschung entwickelt. Seine Arbeiten sind gleichwohl nicht unwidersprochen geblieben. Die Zahl der Veröffentlichungen, in denen Ingleharts Theorie und seine empirischen Analysen einer kritischen Betrachtung unterzogen werden, ist fast nicht mehr zu überschauen und übersteigt die Zahl Ingleharts eigener Publikationen mittlerweile um ein Vielfaches (vgl. zusammenfassend Müller-Rommel 1983; Flanagan 1987; Klages 1992; Klein 1995; Bürklin, Klein und Ruß 1996; Bauer-Kaase und Kaase 1998). Auch wenn die Erforschung des Wertewandels auf Grund der themen- und problemüberspannenden Reichweite des Wertkonzepts zu Recht ein zentrales Forschungsfeld der empirischen Sozialwissenschaften darstellt, kann man sich als interessierter Beobachter zuweilen des Eindrucks nicht erwehren, dass die Wertewandeldiskussion den Charakter eines Selbstläufers angenommen

* Wir danken Michael Windzio für wertvolle Hinweise und Anregungen.

hat: Alle wesentlichen theoretischen und methodischen Argumente scheinen bereits seit Jahren ausgetauscht und nur noch in unterschiedlichen Variationen und wechselnden Kombinationen vorgetragen zu werden.

Die hohe Redundanz der Wertewandeldiskussion sollte allerdings nicht darüber hinwegtäuschen, dass eine der zentralen Fragen der Wertewandelforschung bis heute empirisch nicht in zufrieden stellender Art und Weise beantwortet ist. Die Rede ist von der Frage nach der *intra-individuellen Stabilität* gesellschaftlicher Wertorientierungen, die auf das Engste mit der Frage nach der *Wandlungsdynamik* gesellschaftlicher Wertorientierungen verknüpft ist. Um diese Fragen empirisch klären zu können, ist man auf die Auswertung langfristig angelegter Studien angewiesen, in deren Rahmen bei einer gleich bleibenden Gruppe von Personen wiederholt deren gesellschaftliche Wertorientierungen erfasst werden. Nur im Rahmen solcher langfristiger Panelstudien kann die intra-individuelle Stabilität gesellschaftlicher Wertorientierungen angemessen untersucht werden. Die bislang vorgelegten Panelanalysen zeichnen sich allerdings dadurch aus, dass sie sich in der Regel nur über einen relativ kurzen Zeitraum von zwei bis maximal sieben Jahren erstrecken (vgl. Dalton 1981; Stockton und Wayman 1983; van Deth 1983; Inglehart 1989, 1990; Clarke und Dutt 1991). Im Rahmen des vorliegenden Aufsatzes soll daher diejenige Panelerhebung ausgewertet werden, die für die von uns untersuchten gesellschaftspolitischen Wertorientierungen unseres Wissens nach gegenwärtig den längsten Erhebungszeitraum umfasst. Es handelt sich dabei um das sozio-oekonomische Panel (SOEP), in dessen Rahmen in den Jahren 1984, 1985, 1986 und 1996 die vier Item-Version des Inglehart-Index erhoben wurde. Damit kann über einen Zeitraum von immerhin 12 Jahren hinweg die intra-individuelle Stabilität gesellschaftlicher Wertorientierungen analysiert werden.

Im Folgenden werden zunächst die aus den verschiedenen Wertewandeltheorien ableitbaren Erwartungen hinsichtlich der intra-individuellen Stabilität gesellschaftlicher Wertorientierungen rekapituliert, die die nachfolgenden empirischen Analysen strukturieren (Abschnitt II). Sodann werden die mit der empirischen Analyse der intra-individuellen Stabilität gesellschaftlicher Wertorientierungen verbundenen methodischen Probleme diskutiert (III) und im Anschluss daran die im vorliegenden Aufsatz gewählte Analysestrategie, die Mehrebenenanalyse von Paneldaten, vorgestellt (Abschnitt IV). Nach einer kurzen Beschreibung der verwendeten Daten (V) folgen die Ergebnisse der empirischen Analysen (VI). Den Abschluss des Aufsatzes bilden einige zusammenfassende Schlussfolgerungen (Abschnitt VII).

II. Theoretische Erwartungen bezüglich der intra-individuellen Stabilität gesellschaftlicher Wertorientierungen

Dass die Frage nach dem Ausmaß der intra-individuellen Stabilität gesellschaftlicher Wertorientierungen im Zentrum der Wertewandeldiskussion steht, mag zunächst überraschen. Handelt es sich doch um ein nicht unwesentliches Definitionsmerkmal von gesellschaftlichen Wertorientierungen, dass sie eine relativ hohe Änderungsresistenz aufweisen (vgl. van Deth und Scarbrough 1995). Dies gilt allerdings zunächst in erster Linie im Vergleich zu anderen individualpsychologischen Konzepten wie Meinungen und

Einstellungen und bedeutet keineswegs, dass Wertorientierungen intra-individuell notwendigerweise völlig unveränderlich sein müssen. Wie eng oder weit das theoretische Stabilitätsfordernis individueller Wertorientierungen auszulegen ist, wird in der Wertewandelforschung allerdings durchaus unterschiedlich gesehen. Die strengsten Anforderungen stellt dabei die *Generationenthese*, die am prominentesten von Ronald Inglehart (1971, 1977, 1989) vertreten wird. Diese behauptet, dass gesellschaftliche Wertorientierungen während der frühen Sozialisationsphase erworben werden und im weiteren Lebensverlauf weitgehend unverändert bleiben. Der Wertewandel auf der gesellschaftlichen Aggregatenebene entsteht in dieser theoretischen Perspektive durch die sich in der Generationenabfolge verändernden formativen Bedingungen während der frühen Sozialisation. Während Inglehart selbst noch einen unidirektional-monotonen Prozess der Verdrängung materialistischer durch postmaterialistische Wertorientierungen im Zuge der Generationensukzession behauptete, deuten neuere Forschungsergebnisse darauf hin, dass sich der Wertewandel in den jüngsten Generationseinheiten wieder umzukehren scheint (Klein 2003; Klein und Ohr 2004).

Eine weniger strenge Auslegung des Stabilitätsfordernisses gesellschaftlicher Wertorientierungen liegt der *Lebenszyklus-* und der *Periodenthese* zu Grunde. Diese beiden Hypothesen gehen von der Vorstellung aus, dass auch nach Abschluss der primären Sozialisationsphase eine Veränderung gesellschaftlicher Wertorientierungen durchaus möglich ist. Sie unterscheiden sich allerdings hinsichtlich der vermuteten Ursachen von Wertveränderungen. Im Rahmen der *Lebenszyklusthese* wird angenommen, dass mit der Übernahme beruflicher, familiärer und gesellschaftlicher Verantwortungsrollen postmaterialistische Wertorientierungen durch materialistische Wertorientierungen verdrängt werden (Herz 1979; Klages 1988; Bürklin, Klein und Ruß 1996). Daraus wird in der Regel die Erwartung abgeleitet, dass mit steigendem Lebensalter die Orientierung an materialistischen Wertorientierungen wahrscheinlicher wird.

Allerdings wird dabei häufig übersehen, dass sich die oben genannten Verantwortungsrollen zur Lebensmitte hin zwar kumulieren, diese Rollen in der Folgezeit aber auch wieder abgelegt werden. Mit dem Auszug der Kinder aus dem elterlichen Haushalt und dem Ausscheiden aus dem Berufsleben mögen die Verpflichtungen und Zwänge für das Individuum beträchtlich sinken. Auch mögen materialistische, erwerbsorientierte Wertorientierungen dann an Bedeutung für das Individuum verlieren, wenn die beruflichen Ziele erreicht und der eigene Wohlstand als auskömmlich empfunden wird. Vor dem Hintergrund dieser Überlegungen stünde dann aber ein nicht-linearer Effekt des Alters auf die gesellschaftlichen Wertorientierungen eines Individuums zu erwarten. Postmaterialistische Wertorientierungen würden über den Lebensverlauf hinweg einer U-förmigen Verlaufskurve folgen: Während die Wahrscheinlichkeit der Herausbildung postmaterialistischer Werte im Jugendalter relativ hoch wäre, würde sie in der Folgezeit abnehmen, um dann nach der Lebensmitte wieder zuzunehmen.

Dieser Erwartung entgegengesetzt ist die so genannte *Kristallisationsthese*, nach der politische Überzeugungssysteme im individuellen Lebensverlauf zunehmend änderungsresistenter werden (Dalton 1986). Nach der Lebensmitte sollten sich demnach keine gravierenden Wertanpassungen mehr einstellen. Auch im Kontext dieser These wäre aber bezogen auf das Alter ein nicht-linearer Verlauf des Lebenszykluseffekts wahrscheinlich, da auf Grund der im Lebensverlauf zunehmenden Kristallisation politischer

Überzeugungssysteme Wertanpassungen eher im jüngeren denn im höheren Alter stattfinden sollten. Solche nicht-linearen Lebenszykluseffekte sind bislang aber selten empirisch untersucht worden. Auch wird bei der Untersuchung von Lebenszykluseffekten oftmals übersehen, dass diese bei unterschiedlichen Personen in Art und Stärke aller Wahrscheinlichkeit nach sehr verschieden ausfallen werden. So mag bei einem Real- schüler, der mit 16 Jahren eine betriebliche Lehre beginnt, der Lebenszykluseffekt nicht nur früher einsetzen, sondern womöglich auch schwächer ausfallen, als bei einem Abiturienten, der nach einem sieben Jahre währenden Studium der Sozialwissenschaften auf den Arbeitsmarkt tritt. Je länger die Verweildauer in Bildungsinstitutionen und je abstrakter und arbeitsmarktferner außerdem die Bildungsinhalte, die dort vermittelt worden sind, desto größer mag die Notwendigkeit von Wertanpassungen beim Eintritt in den Arbeitsmarkt letztlich ausfallen. Auch mögen bei Männern auf Grund der klassischen Rollenerwartungen Lebenszykluseffekte – insbesondere beim Eintritt in den Arbeitsmarkt – stärker ausfallen als bei Frauen.

Die *Periodenthese* schließlich führt Wertveränderungen nicht auf die Generationszugehörigkeit oder die Stellung eines Individuums im Lebenszyklus zurück, sondern auf Veränderungen des sozio-ökonomischen Kontextes, die alle Mitglieder einer Gesellschaft in vergleichbarer Weise betreffen (Flanagan 1979; Klages 1985). Gesellschaftliche Wertorientierungen können sich in dieser theoretischen Perspektive also prinzipiell jederzeit verändern und zwar quer durch alle alters- und generationsmäßig abgrenzbaren Bevölkerungsgruppen hindurch. Die Periodenthese steht dabei nur vordergründig im Widerspruch zur Definition gesellschaftlicher Wertorientierungen als intra-individuell relativ stabiles Konstrukt. Die sozio-ökonomischen Veränderungen, die Wertanpassungen auf individueller Ebene bewirken können, müssen nämlich so beschaffen sein, dass sie gravierende Veränderungen der Anreizstrukturen und Handlungszwänge der Individuen mit sich bringen. Unter die Periodenthese fallen damit sowohl einmalige Ereignisse von historischer Dimension wie z.B. die Reaktorkatastrophe von Tschernobyl, der Fall der Mauer oder der 11. September 2001, aber auch langfristige Prozesse des sozialen und technologischen Wandels, die sukzessive die Rahmenbedingungen individuellen Handelns in bedeutsamer Art und Weise verändern. Während die auf singuläre Ereignisse folgenden Wertanpassungen sich in aller Regel ohne allzu große Zeitverzögerung unmittelbar einstellen werden, können langfristige Prozesse des sozialen Wandels entweder eine graduelle Veränderung gesellschaftlicher Wertorientierungen über einen längeren Zeitraum hinweg nach sich ziehen, oder aber einen „Wertewandlungsschub“ (Klages 1987, 1988), der sich in dem Moment Bahn bricht, in dem die zu Grunde liegenden Veränderungsprozesse eine bestimmte kritische Schwelle überschritten haben.

In der Literatur werden die drei eben diskutierten Hypothesen häufig als konkurrierende, einander wechselseitig ausschließende Alternativen behandelt. Insbesondere die Gegenüberstellung der Generationen- und der Lebenszyklusthese hat innerhalb der Wertewandelforschung einige Tradition. Prinzipiell aber gilt, dass sich die drei genannten Ansätze nicht notwendigerweise wechselseitig ausschließen. Sie können für die Beschreibung des empirischen Verlaufs des Wertewandels durchaus alle gleichzeitig von Relevanz sein. So mögen während der frühen Sozialisation die gesellschaftlichen Wertorientierungen eines Menschen entscheidend vorgeprägt werden, gleichzeitig aber im

weiteren Lebensverlauf auf dieses Ausgangsniveau einwirkende Anpassungseffekte zu beobachten sein, die durch das Fortschreiten im Lebenszyklus oder aber durch signifikante Veränderungen des sozio-ökonomischen Kontexts bewirkt werden. Die Frage nach der intra-individuellen Stabilität gesellschaftlicher Wertorientierungen wäre dann aber differenziert zu beantworten. Und in der Tat deuten die Ergebnisse einiger empirischer Untersuchungen darauf hin, dass der Wertewandel als das Ergebnis einer Überlagerung der drei idealtypischen Wandlungsmuster verstanden werden muss (vgl. u.a. Dalton 1981; Jagodzinski 1983; Klein 2003).

III. Methodische Probleme bei der empirischen Analyse der intra-individuellen Stabilität gesellschaftlicher Wertorientierungen

Die empirische Analyse der intra-individuellen Stabilität gesellschaftlicher Wertorientierungen scheint zunächst ein Vorhaben von durchaus überschaubarer Komplexität zu sein. Sollte die *Generationenthese* zutreffen, dann müssten sich gesellschaftliche Wertorientierungen als im individuellen Lebensverlauf weitgehend stabil erweisen, zwischen den Angehörigen unterschiedlicher Generationseinheiten aber nachweisbare Unterschiede bestehen. Die Gültigkeit der *Lebenszyklusthese* ließe erwarten, dass sich Wertorientierungen im Laufe des Lebens verändern, diese Veränderungen aber eine systematische Funktion der Stellung im Lebenszyklus (meist operationalisiert über das Lebensalter) darstellen. Angehörige unterschiedlicher Generationseinheiten dürften sich dann nach Kontrolle des Lebensalters nicht nennenswert voneinander unterscheiden. Die *Periodenthese* schließlich würde ebenfalls die Veränderung von Wertorientierungen im Lebensverlauf erwarten lassen. Allerdings sollten die beobachteten Veränderungen dann in keiner systematischen Beziehung zum Lebensalter und anderen individuellen Merkmalen stehen und sich bei allen untersuchten Personen gleichzeitig und in gleicher Weise vollziehen. Auch dürften sich keine Unterschiede zwischen Angehörigen unterschiedlicher Generationseinheiten nachweisen lassen.

Die eben genannten Kriterien gelten aber nur dann, wenn man von der Erwartung ausgeht, dass die drei Thesen einander wechselseitig ausschließen. Dies ist – wie eben ausgeführt – keine zwingende Annahme. Zieht man die Möglichkeit der Überlagerung dieser drei Muster in Betracht, dann reduziert sich die Möglichkeit der empirischen Prüfung auf jeweils ein einziges Kriterium: Generationeneffekte würden dann durch den Nachweis signifikanter Wertunterschiede zwischen unterschiedlichen Generationseinheiten identifiziert, die auch bei Kontrolle des Lebensalters erhalten bleiben. Lebenszykluseffekte ließen sich durch den Nachweis von Wertveränderungen im individuellen Lebensverlauf aufdecken, die in einem systematischen Zusammenhang mit dem Lebensalter stehen. Periodeneffekte schließlich würden sich in Wertveränderungen niederschlagen, die sich bei allen Untersuchungspersonen gleichzeitig und gleichartig vollziehen.

Aus den bisherigen Ausführungen lässt sich unmittelbar ableiten, dass die exakte empirische Analyse der intra-individuellen Stabilität gesellschaftlicher Wertorientierungen auf Paneldaten angewiesen ist. Dies gilt, da Wertveränderungen im Lebensverlauf nur dann direkt untersucht werden können, wenn die Untersuchungspersonen im Lau-

fe ihres Lebens wiederholt befragt werden. Als weitere Anforderung lässt sich darüber hinaus formulieren, dass die benötigten Paneldaten einen möglichst großen Zeitraum abdecken sollten. Deckt eine Panelstudie nur einen Zeitraum von drei oder vier Jahren ab, dann wird ein Großteil der Befragten während dieses Zeitraums keine kritischen Lebensereignisse wie den Eintritt in das Erwerbsleben, eine Heirat oder die Geburt des ersten Kindes erlebt haben. Da sich gemäß der Lebenszyklusthese Wertanpassungen aber am ehesten im Nachgang solcher Übergänge zwischen verschiedenen Lebensphasen vollziehen, wird im Rahmen von Panelstudien, die nur einen kurzen Zeitraum abdecken, die auf individueller Ebene zu beobachtende Variation der Wertorientierungen wahrscheinlich kleiner sein, als im Rahmen von Panelstudien, die längere Zeiträume abdecken. Kurzfrist-Panels mögen sich damit für die Abschätzung der Reliabilität eines konkreten Instruments zur Erfassung gesellschaftlicher Wertorientierungen eignen, nicht aber für die Analyse der lebenszyklischen Wandlungsdynamik gesellschaftlicher Wertorientierungen auf individueller Ebene.

Da Panelstudien im allgemeinen und langfristig angelegte Panelstudien im besonderen in der empirischen Werteforschung aber eher Seltenheitswert haben, basiert ein Großteil der bislang vorliegenden empirischen Analysen zur intra-individuellen Stabilität gesellschaftlicher Wertorientierungen auf Trenddaten, die im Rahmen von Kohortenanalysen ausgewertet werden (vgl. z.B. Puschner 1985; Mnich 1989; Inglehart 1989; Bürklin, Klein und Ruß 1994). Im Rahmen der Kohortenanalyse wird versucht, Generations- und Lebenszykluseffekte auch ohne Wiederholungsbefragungen einer gleich bleibenden Personengruppe zu untersuchen (vgl. zum Verfahren der Kohortenanalyse Mason u.a. 1973, 1976; Glenn 1976, 1977; Knoke und Hout 1976; Plum 1982a, b; Mason 1985). Die einfachste Form der Kohortenanalyse ist die so genannte *Standardkohortentabelle*. Bei Standardkohortentabellen handelt es sich um Kreuztabellen, deren Spalten durch die Erhebungszeitpunkte und deren Zeilen durch Altersgruppen definiert sind, wobei die verschiedenen Erhebungszeitpunkte jeweils den gleichen zeitlichen Abstand aufweisen müssen. Die Zellen der Tabelle enthalten den Prozentanteil des jeweils untersuchten Merkmals (z.B. den Anteil der Postmaterialisten) in der betreffenden Personengruppe. Die Spannbreite der Altersgruppen entspricht dabei dem zeitlichen Abstand der Erhebungszeitpunkte, so dass in den Diagonalen einer solchen Tabelle die Entwicklung der verschiedenen Geburtskohorten über die Zeit beobachtet werden kann. Allerdings wird dabei die Wandlungsdynamik auf individueller Ebene nur geschätzt, da zu jedem Erhebungszeitpunkt Befragungspersonen aus einer neuen Stichprobe der Anteilsberechnung zu Grunde liegen.

Die Auswertung einer Standardkohortentabelle geschieht nicht selten durch simple visuelle Inspektion. Generationseffekte können dabei theoretisch durch einen Vergleich der Eintragungen in den Diagonalen, Alterseffekte durch einen Vergleich der Eintragungen in den Zeilen und Periodeneffekte durch einen Vergleich der Eintragungen in den Spalten identifiziert werden. Allerdings sind die Ergebnisse einer solchen visuellen Inspektion häufig nur bei der Interpretation konstruierter Tabellen mit idealtypischen Mustern eindeutig. In der Praxis führen unvermeidliche Stichprobenschwankungen, aber auch die mögliche Überlagerung verschiedener Wandlungsmuster dazu, dass die visuelle Inspektion einer Standardkohortentabelle häufig keine eindeutig interpretierbaren Ergebnisse liefert. Deshalb werden die Eintragungen von Standardkohortentabellen

häufig mittels multivariater Verfahren analysiert, in der Hoffnung, dadurch bessere Ergebnisse zu erzielen. Allerdings ist es im Rahmen solcher Analysen nicht möglich, die Effekte von Alter, Periode und Kohortenzugehörigkeit statistisch voneinander zu separieren, da sich jede der drei Größen als perfekte Linearkombination aus den beiden jeweils verbleibenden Größen darstellen lässt. Schätzbar werden solche Modelle erst dann, wenn man sie mit zusätzlichen, theoretisch zu begründenden Restriktionen (z.B. einer Gleichheitsrestriktion der Effekte zweier Altersgruppen) versieht (vgl. dazu Jagodzinski 1983, 1984). Allerdings bleiben auch dann gravierende Multikollinearitätsprobleme bestehen, die die Ergebnisse solcher Modelle durchaus fragwürdig erscheinen lassen.

In den letzten Jahren werden von den sozialwissenschaftlichen Datenarchiven in zunehmendem Maße kumulierte Trenddaten zur Verfügung gestellt. Diese bieten etwas bessere Voraussetzungen für Kohortenanalysen als die Schätzung von Modellen auf der Grundlage aggregierter Standardkohortentabellen. Bei der Durchführung einer Kohortenanalyse auf der Grundlage eines solchen kumulierten Datensatzes müssen die Erhebungszeitpunkte nicht länger äquidistant sein. Auch die untersuchten Altersklassen und Kohorten können nunmehr vor dem Hintergrund theoretischer Überlegungen und nicht länger nur schematisch gebildet werden. Schließlich kann im Rahmen einer solchen Individualdatenanalyse bei Kenntnis des Erhebungsjahrs und der Kohortenzugehörigkeit eines Befragten dessen Lebensalter nicht eindeutig bestimmt werden. Die perfekte Kollinearität der drei Prädiktoren ist damit durchbrochen und die Separierung der Effekte von Generationszugehörigkeit, Lebensalter und Periode folglich prinzipiell möglich (vgl. Klein und Ohr 2004). Allerdings bestehen auch im Rahmen dieses Vorgehens ernstzunehmende Multikollinearitätsprobleme. Außerdem findet die empirische Analyse der intra-individuellen Stabilität gesellschaftlicher Wertorientierungen auch weiterhin nicht auf der Grundlage statt, auf der sie angemessenerweise durchgeführt werden müsste, nämlich auf der Grundlage einer Wiederholungsbefragung einer gleich bleibenden Gruppe von Individuen.

Ein letztes methodisches Problem bei der empirischen Analyse der intra-individuellen Stabilität gesellschaftlicher Wertorientierungen besteht in der Identifikation und Interpretation von Periodeneffekten. Liegen der Analyse keine Panel-, sondern Trenddaten zu Grunde, dann ist die Identifikation von Periodeneffekten streng genommen nicht möglich. Dies gilt, da Periodeneffekte definiert sind als Veränderungen des sozio-ökonomischen Kontextes, die sich bei allen Befragten in gleicher Weise in Wertanpassungen niederschlagen. Da im Rahmen einer Trendanalyse aber zu jedem Erhebungszeitpunkt andere Personen befragt werden, kann der Einfluss der verschiedenen Erhebungszeitpunkte auf die Wertorientierungen einer konkreten Person nicht bestimmt und damit auch nicht zwischen den verschiedenen Personen verglichen werden. Im Rahmen einer Trendanalyse werden daher die nach Kontrolle der Alters- und Generationseffekte zwischen den verschiedenen Stichproben bestehenden Unterschiede in der Aggregatverteilung der untersuchten Wertorientierungen als Periodeneffekt interpretiert. Es kann sich bei diesen Unterschieden aber genauso gut um zufallsbedingte und/oder systematische Unterschiede zwischen den verschiedenen Stichproben handeln. Ist das verwendete Messinstrument zudem mit einem systematischen Messfehler behaftet, der von bestimmten Charakteristika der Erhebungszeitpunkte abhängt, dann werden

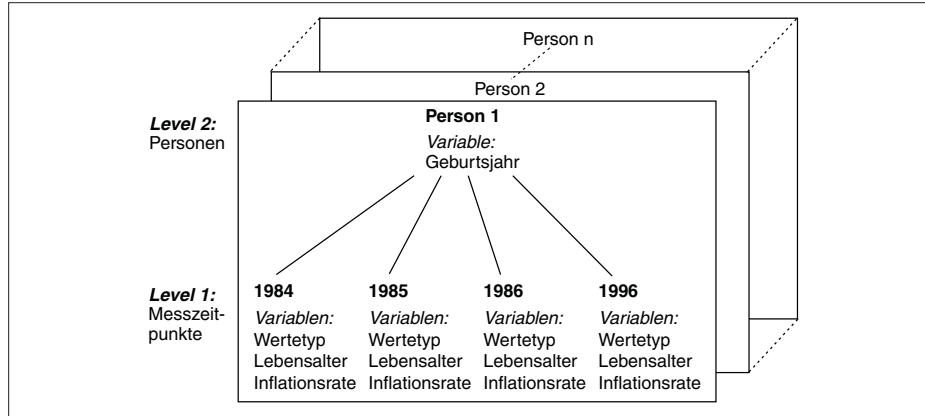
zudem instrumentbedingte Messfehler fälschlicherweise als Periodeneffekte interpretiert. Dieses Risiko kann allerdings auch bei Verwendung langfristiger Panelstudien nicht ausgeschlossen werden. Ein Beispiel für ein solches mit Messfehlern behaftetes Instrument ist der weit verbreitete Inglehart-Index, der auch unseren Analysen in diesem Artikel zu Grunde liegt. Es ist in der empirischen Werteforschung wohlbekannt, dass die Aggregatverteilung der mittels dieses Instruments erzielten Messwerte stark mit der aktuellen Inflationsrate der verschiedenen Erhebungszeitpunkte korreliert (vgl. u.a. Gabriel 1986; Inglehart 1989; Klein 1995; Klein und Pötschke 2000). Dies ist darauf zurückzuführen, dass eines der vier politischen Ziele, die die Befragten im Rahmen des Inglehart-Index nach ihrer Wichtigkeit ordnen sollen, „Kampf gegen die steigenden Preise“ lautet. Der Inglehart-Index weist also einen systematischen Messfehler auf, der zuweilen fälschlicherweise als substantieller Periodeneffekt interpretiert wird (Inglehart 1989).

IV. Die Analyse der intra-individuellen Stabilität gesellschaftlicher Wertorientierungen im Rahmen einer Mehrebenenanalyse auf der Grundlage von Paneldaten

Die vorangegangenen Ausführungen sollten deutlich gemacht haben, dass bei der empirischen Analyse der intra-individuellen Stabilität gesellschaftlicher Wertorientierungen langfristige Panelstudien die Daten der ersten Wahl sind. Nun gibt es allerdings sehr unterschiedliche Möglichkeiten, diese Daten statistisch auszuwerten (vgl. als Überblick Engel und Reinecke 1994, 1996). Im Rahmen dieses Aufsatzes soll eine Mehrebenenanalyse vorgenommen werden (vgl. zum Verfahren der Mehrebenenanalyse ausführlich Bryk und Raudenbush 1992; Jones 1993; Goldstein 1995; Hox 1995, 2002; Kreft und de Leeuw 1998; Ditton 1998; Engel 1998; Snijders und Bosker 1999). Die Anwendung der Mehrebenenanalyse ist möglich, da Paneldaten eine hierarchische Struktur aufweisen: Die verschiedenen Messwiederholungen können als erste hierarchische Ebene des Datensatzes aufgefasst werden und die Befragungspersonen als zweite hierarchische Ebene des Datensatzes. Jede Messung der ersten Ebene kann dabei eindeutig einer bestimmten Person der zweiten Ebene zugeordnet werden. Die an einer Person vorgenommenen Messwiederholungen sind folglich in den Kontext dieser Person und ihrer verschiedenen zeitinvarianten Merkmale eingebettet (vgl. zur Illustration *Abbildung 1*).

Anhand der in *Abbildung 1* dargestellten Mehrebenenstruktur von Paneldaten lassen sich auch die oben entwickelten Kriterien zur empirischen Identifikation von Generations-, Lebenszyklus- und Periodeneffekten sehr leicht erläutern. Ein *Lebenszykluseffekt* liegt genau dann vor, wenn innerhalb der verschiedenen Personen, also innerhalb der Einheiten der zweiten Ebene des Datensatzes, ein systematischer (linearer oder nicht-linearer) Zusammenhang zwischen dem Lebensalter und den gesellschaftlichen Wertorientierungen besteht. Da das Lebensalter innerhalb der verschiedenen Personen unabhängig vom Geburtsjahr variieren kann, treten bei geeigneter Codierung der Altersvariablen keine Multikollinearitätsprobleme auf. Ein *Generationeneffekt* liegt demgegenüber immer dann vor, wenn sich nach Kontrolle des Einflusses des Lebensalters innerhalb der Einheiten der zweiten Ebene des Datensatzes Unterschiede zwischen den Personen auffinden lassen, die in einem systematischen Zusammenhang zu ihrer Kohor-

Abbildung 1: Die Mehrebenenstruktur von Paneldaten



tenzugehörigkeit stehen. *Periodeneffekte* schließlich können prinzipiell auf zweierlei Art und Weise untersucht werden: Existiert a priori eine theoretische Vermutung darüber, welche Eigenschaften des sozio-ökonomischen Kontexts Einfluss auf gesellschaftliche Wertorientierungen ausüben und können diese Eigenschaften darüber hinaus auch quantifiziert werden, dann kann die Existenz von Periodeneffekten durch die Hereinnahme einer entsprechenden Variable in das Mehrebenenmodell getestet werden. Geht man also beispielsweise von der Annahme aus, dass sich die Menschen in Zeiten hoher Arbeitslosigkeit verstärkt materialistischen Werten zuwenden, dann kann dies durch die Berücksichtigung der Arbeitslosenquote als einer Variable der ersten Ebene der hierarchischen Datenstruktur empirisch getestet werden. Der Nachteil dieses Vorgehens ist darin zu sehen, dass andere Periodeneinflüsse, die vom Forscher zunächst nicht erwartet wurden, keine Berücksichtigung finden können. Sind die theoretischen Erwartungen bezüglich der Periodeneffekte folglich nur vage oder ist man an einem besonders strengen Test der Periodeneinflüsse interessiert, dann bietet es sich an, für jeden Erhebungszeitpunkt eine Dummy-Variablen in das Modell einzuführen, die dessen genuine Effekt „auffängt“. Der Nachteil dieses Vorgehens besteht wiederum darin, dass zwar die maximal möglichen Periodeneffekte zugelassen werden, die sich hinter diesen Effekten verbergenden Wirkmechanismen aber nicht transparent gemacht werden können. Zudem können Periodeneffekte und erhebungszeitpunktbezogene systematische Messfehler nicht voneinander separiert werden. Schließlich kann es bei der Verwendung solcher Perioden-Dummys bei der statistischen Auswertung unter bestimmten Umständen zu Identifikationsproblemen kommen.

Ein Vorteil der Mehrebenenanalyse im Vergleich zu traditionellen Verfahren der Auswertung von Paneldaten besteht in unserer konkreten Anwendung darin, dass für jede Person ein unterschiedlich garteter Lebenszykluseffekt modelliert werden kann, d.h. der Alterseffekt muss nicht bei allen Befragten gleich sein. Dies entspricht der oben getroffenen theoretischen Annahme, dass sich Lebenszykluseffekte bei verschiedenen Personen durchaus unterschiedlich darstellen können. Im Rahmen der Mehrebenenanalyse kann dabei vermittels der Spezifikation so genannter Cross-Level-Interaktionen außerdem auch empirisch untersucht werden, von welchen Persönlichkeitsmerkma-

len die Stärke und der Verlauf des Lebenszykluseffekts abhängig ist. Ein eher technischer Vorteil der Mehrebenenanalyse ist darin zu sehen, dass die Zahl der für jede Untersuchungsperson vorliegenden Messwiederholungen unterschiedlich sein kann, d.h. es können bei einzelnen Messzeitpunkten fehlende Werte auftreten, ohne dass die betreffende Person ganz aus der Analyse ausgeschlossen werden muss.¹

V. Datenbasis

Den folgenden Analysen liegen die Daten des sozio-oekonomischen Panels (SOEP) zu Grunde. Beim SOEP handelt es sich um eine seit 1984 jährlich realisierte Panelbefragung, die vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW) in Berlin durchgeführt wird (vgl. für Details Haisken-DeNew und Frick 2002). Im Rahmen des SOEP wurden in den Jahren 1984, 1985, 1986 und 1996 die gesellschaftspolitischen Wertorientierungen der Befragten erhoben. In unsere Analysen gehen die Daten all derjenigen Panelmitglieder ein, die zu den vier genannten Zeitpunkten an der Befragung teilnahmen.² Die Analyse beschränkt sich damit auf deutsche und ausländische Befragte aus Westdeutschland (Sample A und B des SOEP), die nach 1968 geboren wurden. Die Existenz fehlender Werte in einer oder mehreren der von uns im Folgenden ausgewerteten Variablen führte *nicht* zum Ausschluss der betroffenen Befragungsperson aus dem Datensatz. Im Ergebnis gingen in die Analysen die Informationen von insgesamt 5418 Personen ein.

Die gesellschaftlichen Wertorientierungen der Befragten wurden im Rahmen des SOEP über den Inglehart-Index in seiner klassischen Form erhoben. Die Frageformulierung lautet konkret:

Auch in der Politik kann man nicht alles auf einmal haben. Auf dieser Liste finden sich einige Ziele, die man in der Politik verfolgen kann. Wenn Sie zwischen diesen verschiedenen Zielen wählen müssten, welches Ziel erschiene Ihnen persönlich *am wichtigsten*? Und welches Ziel erschiene Ihnen *am zweitwichtigsten*? Und welches Ziel käme *an dritter Stelle*?

- A Aufrechterhaltung von Ruhe und Ordnung in diesem Land (materialistisch)
- B Mehr Einfluss der Bürger auf die Entscheidungen der Regierung (postmaterialistisch)
- C Kampf gegen die steigenden Preise (materialistisch)
- D Schutz des Rechts auf freie Meinungsäußerung (postmaterialistisch)

1 Prinzipiell ist es gar möglich, dass die Daten für einige oder gar alle Befragungspersonen zu unterschiedlichen Messzeitpunkten erhoben wurden, was für die hier vorliegende Analyse aber nicht von Bedeutung ist, da die analysierten Daten fixe Erhebungszeitpunkte aufweisen.

2 Wie weiter oben beschrieben, gibt es im Rahmen der Mehrebenenanalyse die Möglichkeit, Fälle mit fehlenden Werten in die Analyse einzubeziehen. Der komplette Ausfall einer Befragungsperson zu einem Erhebungszeitpunkt kann dabei als ein Spezialfall von Nonresponse aufgefasst werden. Das heißt, grundsätzlich hätten auch die Personen in den analysierten Datensatz aufgenommen werden können, die zu einem oder mehreren (aber nicht allen) der vier Zeitpunkte zwar aufgefordert waren, an der Befragung teilzunehmen, dieser Aufforderung aber nicht nachkamen. In der Konsequenz wäre dadurch das Verhältnis zwischen Fällen mit vollständigen und Fällen mit unvollständigen Informationen aber sehr ungünstig ausgefallen. Wir haben deshalb Fälle, die zu einem oder mehreren Befragungszeitpunkten vollständig ausgefallen sind, aus dem Datensatz ausgeschlossen. Hingegen wurden Fälle, die nur Item-Nonresponse aufweisen, im Datensatz belassen.

Auf der Grundlage der von den Befragten gebildeten Rangreihe dieser politischen Ziele haben wir im Rahmen unserer Analyse die vier von Inglehart unterschiedenen Wertetypen gebildet.³ Da der Inglehartschen Theorie die Annahme einer hierarchischen Struktur des Werteraumes zu Grunde liegt, können die vier Wertetypen nach dem Grad des Postmaterialismus aufsteigend geordnet werden. Wir haben die Materialisten dementsprechend mit dem Wert 1, den materialistischen Mischtyp mit dem Wert 2, den postmaterialistischen Mischtyp mit dem Wert 3 und die Postmaterialisten mit dem Wert 4 codiert. Die Verteilung dieser im Folgenden als Postmaterialismus bezeichneten Variable zu den vier Erhebungszeitpunkten ist in *Tabelle 1* dokumentiert. Vor dem Hintergrund der Tatsache, dass Inglehart den Werteraum als eindimensionales Kontinuum entwirft, wird die Variable Postmaterialismus im Rahmen dieser Abhandlung als näherungsweise intervallskaliert betrachtet.⁴ Wir gehen im Weiteren – gewissermaßen als Arbeitshypothese – außerdem davon aus, dass es sich beim Inglehart-Index um ein geeignetes, wenn auch mit Messfehlern behaftetes Instrument zur Erfassung gesellschaftlicher Wertorientierungen handelt (vgl. hierzu allerdings kritisch Clarke et al. 1999; Davis und Davenport 1999).

Tabelle 1: Die Entwicklung gesellschaftlicher Wertorientierungen in der untersuchten Stichprobe des SOEP (alle Angaben in Prozent)

	1984	1985	1986	1996
Postmaterialist (4)	14,7	13,9	17,0	12,0
Postmaterialistischer Mischtyp (3)	20,0	20,2	21,0	21,0
Materialistischer Mischtyp (2)	31,1	33,5	35,0	39,0
Materialist (1)	31,9	30,7	25,2	25,2
k.A.	2,2	1,7	1,8	2,9
N	(5418)	(5418)	(5418)	(5418)

³ Als Materialisten wurden diejenigen Befragten codiert, die die beiden materialistischen Items als am wichtigsten und zweitwichtigsten bewerteten. Der Gegenpol der Postmaterialisten wird durch diejenigen Befragten gebildet, die die postmaterialistischen Items auf die ersten beiden Plätze setzten. Der eher materialistische Mischtyp ist dadurch gekennzeichnet, dass er ein materialistisches Items auf die erste und ein postmaterialistisches Item auf die zweite Position setzt. Beim postmaterialistischen Mischtyp steht ein postmaterialistisches Item an erster und ein materialistisches Item an zweiter Stelle.

⁴ Auch wenn sich für eine solche, die empirische Analyse stark vereinfachende Annahme gute Argumente ins Feld führen lassen, muss dennoch konstatiert werden, dass der Inglehart-Index eigentlich nur Ordinalskalenniveau aufweist. Selbst dies gilt aber nur dann, wenn man das Inglehartsche Postulat der Eindimensionalität des Werteraums teilt, was nicht unbedingt zwingend ist. Streng genommen weist der Inglehart-Index folglich nur Nominalskalenniveau auf. Wir haben daher die im Folgenden berichteten empirischen Analysen parallel auch für die Merkmalsausprägung „Postmaterialist“ als binäre abhängige Variable im Rahmen eines logistischen hierarchischen Modells durchgeführt und sind dabei im Wesentlichen zu den gleichen Befunden gelangt. Ein Arbeitspapier mit den detaillierten Ergebnissen dieses Modells ist im Internet unter der Adresse www.sozialforschung.uni-bremen.de/modellierung.pdf verfügbar.

VI. Empirische Analysen

Der Analyse von Paneldaten im Rahmen der Mehrebenenanalyse liegt in der Regel die Annahme der so genannten *Compound Symmetry* zu Grunde. Es wird also unterstellt, dass die abhängige Variable zu allen Erhebungszeitpunkten die gleiche Varianz aufweist und die zu den verschiedenen Zeitpunkten erhobenen Messwerte der abhängigen Variablen untereinander jeweils die gleiche Korrelation besitzen. Diese Annahmen scheinen aber nicht sonderlich realistisch zu sein. Insbesondere scheint es unplausibel zu erwarten, dass alle Messungen untereinander die gleiche Korrelation aufweisen. Impliziert dies doch beispielsweise, dass die Messwerte des Jahres 1984 genau so stark mit den Messwerten des Jahres 1985 korrelieren wie mit den Messwerten des Jahres 1996. Dies schiene aber allenfalls dann eine plausible Annahme zu sein, wenn die intra-individuelle Stabilität gesellschaftlicher Wertorientierungen außerordentlich hoch wäre. Dies kann aber a priori nicht unbesehen unterstellt werden. Die Annahme der *Compound Symmetry* ist im Rahmen der Mehrebenenanalyse allerdings nicht zwingend. Die Varianzen und Kovarianzen der verschiedenen Messzeitpunkte können im Rahmen des so genannten *Hierarchisch-Multivariaten Linearen Modells* (HMLM) vielmehr prinzipiell modelliert werden.

Das Hierarchisch-Multivariate Lineare Modell kann auf Paneldaten mit fixen Erhebungszeitpunkten und fehlenden Werten angewendet werden (vgl. für das folgende Raudenbush u.a. 2000: 166ff.). In seinem Rahmen werden in einem ersten Schritt die beobachteten Ausprägungen der abhängigen Variablen mit den so genannten vollständigen Daten dieser Variablen verbunden.

$$\text{Postmaterialismus}_{ij} = \sum_{t=1}^T m_{tij} \text{Postmaterialismus}_{ij}^*$$

$\text{Postmaterialismus}_{ij}$ ist dabei der empirisch beobachtete Messwert der abhängigen Variablen für Person j zum Zeitpunkt i , $i = 1, \dots, n_j$ (wobei n_j die Zahl der für Person j erhobenen Messungen angibt). $\text{Postmaterialismus}_{ij}^*$, $t = 1, \dots, T$ (wobei T die Zahl der fixen Erhebungszeitpunkte angibt) ist derjenige Wert der abhängigen Variablen, den Person j aufweisen würde, wenn sie zum Zeitpunkt t befragt worden wäre. m_{tij} ist eine Indikatorvariable, die den Wert 1 annimmt, wenn $\text{Postmaterialismus}_{ij}$ zum Zeitpunkt t erhoben worden ist und andernfalls den Wert 0. $\text{Postmaterialismus}_{ij}^*$ repräsentiert demzufolge die vollständigen Daten einer Person j und m_{tij} gibt Auskunft über das Muster der fehlenden Werte für diese Person.

Im Rahmen des Hierarchisch-Multivariaten Linearen Modells gibt es verschiedene Möglichkeiten, die Kovarianzmatrix der Messungen zu den verschiedenen Erhebungszeitpunkten $t = 1, \dots, T$ zu modellieren. Wir werden im Folgenden von drei dieser Möglichkeiten Gebrauch machen. Einer ersten Modellvariante liegt die Annahme der *Compound Symmetry* zu Grunde. Bezüglich der Kovarianzmatrix wird folglich angenommen, dass die Residualgrößen unabhängig voneinander sind und identische Varianzen σ^2 aufweisen. Im Rahmen dieser Modellvariante, deren Ergebnisse denjenigen des normalen Hierarchisch Linearen Modells entsprechen, können die Varianzkomponenten der zweiten Ebene problemlos geschätzt werden. In einer zweiten Modellvariante wird die Kovarianzmatrix der verschiedenen Messungen völlig freigesetzt, d.h. sowohl die

Varianzen als auch die Kovarianzen der Messungen zu den verschiedenen Erhebungszeitpunkten können sich voneinander unterscheiden. Bezüglich der Residualgrößen auf der ersten Ebene wird dabei angenommen, dass diese multivariat normalverteilt sind mit einem Mittelwert von jeweils 0 und einer unrestringierten Kovarianzmatrix. Diese Kovarianzmatrix erfasst die gesamte zu beobachtende Zufallsvariation, so dass im Rahmen dieser Modellvariante auf der zweiten Ebene keine Varianzkomponenten geschätzt werden können. Durch einen Vergleich der beiden eben beschriebenen Modellvarianten kann im Rahmen des Hierarchisch-Multivariaten Linearen Modells die Angemessenheit der Annahme der Compound Symmetry direkt getestet werden. Eine dritte Möglichkeit der Modellierung der Kovarianzmatrix besteht schließlich in der Freisetzung des Effekts der so genannten Prozesszeit, also der seit der Erstbefragung vergangenen Zeit. Auch dadurch werden unterschiedliche Korrelationen zwischen den verschiedenen Messungen möglich (vgl. ausführlich Snijders und Bosker 1999: 171ff.; Hox 2002: 100ff.).

Der erste Schritt bei der Anpassung von Mehrebenenmodellen besteht in der Regel in der Schätzung eines Modells, das zunächst noch keine erklärenden Variablen enthält. Einem solchen Modell kommt für sich genommen kein eigenständiger Erklärungswert zu. Es ermöglicht allerdings die Aufteilung der beobachteten Varianz auf die verschiedenen Analyseebenen. Übertragen auf unser konkretes Anwendungsbeispiel bedeutet dies, dass abgeschätzt werden kann, welcher Teil der über alle vorliegenden Befragungspersonen und Beobachtungen hinweg auftretenden Varianz auf Unterschiede zwischen den Untersuchungspersonen zurückgeführt werden kann und welcher Teil der Varianz innerhalb der Untersuchungspersonen zwischen den verschiedenen Messzeitpunkten auftritt. Je größer dabei der auf die Schwankungen innerhalb der Untersuchungspersonen entfallende Varianzanteil, desto geringer ist in einer ersten Annäherung die intra-individuelle Stabilität gesellschaftlicher Wertorientierungen. Allerdings darf dabei nicht übersehen werden, dass ein etwaiger mit dem Messinstrument zur Erfassung gesellschaftlicher Wertorientierungen verbundener zufälliger Messfehler die Schwankungen der Messwerte innerhalb der Untersuchungspersonen ebenfalls erhöht.

Das unten dargestellte Modell 1 enthält gemäß der obigen Ausführungen folglich neben der Konstanten nur die beiden Zufallsterme für die erste (ε_{tj}) und die zweite Ebene (u_j) der hierarchischen Datenstruktur. Zu beachten ist dabei, dass der Laufindex t in diesem Fall die Erhebungszeitpunkte indexiert ($t = 1, \dots, 4$), während die Untersuchungspersonen mit dem Laufindex j indexiert werden ($j = 1, \dots, 5418$).

Level 1:

$$\text{Postmaterialismus}_{tj}^* = \beta_{0j} + \varepsilon_{tj} \quad (\text{Modell 1})$$

Level 2:

$$\beta_{0j} = \gamma_{tj} + u_{0j}$$

Im Rahmen dieses Modells wurde zunächst Compound Symmetry unterstellt. Aus den in der linken Hälfte von *Tabelle 2* dokumentierten Ergebnissen der Modellschätzung lässt sich der so genannte Intraklassen-Korrelationskoeffizient ρ bestimmen, der angibt, welcher Anteil der Varianz auf die Unterschiede zwischen den Einheiten der zweiten Ebene, in diesem Fall also zwischen den Untersuchungspersonen zurückzuführen ist.

Die Intraklassen-Korrelation ergibt sich dabei gemäß der Formel $\rho = \tau_{00} / (\sigma^2 + \tau_{00})$ zu $\rho = 0.429 / (0.610 + 0.429) = 0.413$. 41,3 Prozent der insgesamt zu beobachtenden Varianz sind also auf Unterschiede zwischen den Befragungspersonen zurückzuführen, während 58,7 Prozent der Varianz auf Unterschiede zwischen den Messungen innerhalb der Befragungspersonen zurückzuführen sind. Gesellschaftliche Wertorientierungen weisen damit in einer ersten Annäherung ein geringes Maß an intra-individueller Stabilität auf. Welcher Teil der intra-individuellen Schwankungen allerdings auf zufällige Messfehler zurückgeführt werden muss und welcher Teil substantielle Werteschwankungen reflektiert, kann im Rahmen der hier berichteten Modelle nicht unterschieden werden. Dies ist für die Beantwortung der dieser Abhandlung zu Grunde liegenden Forschungsfrage aber insofern ohne Relevanz, als wir die intra-individuelle Stabilität gesellschaftlicher Wertorientierungen vor dem Hintergrund unserer theoretischen Vorüberlegungen an der Existenz und der relativen Gewichtung von Perioden-, Lebenszyklus und Generationseffekten festmachen. Um diese drei Effekte voneinander separieren zu können, ist eine Quantifizierung des zufälligen Messfehlers des Inglehart-Index aber nicht notwendig. Wichtig ist für unseren Argumentationszusammenhang zunächst nur die Feststellung, dass auf der ersten Ebene des Modells genug Varianz auftritt, um die Existenz von Perioden- und Lebenszykluseffekten nicht bereits an dieser Stelle ausschließen zu können.

Modell 1 lag die Annahme der Compound Symmetry zu Grunde, da die auf der zweiten Ebene angesiedelten Varianzkomponenten anders nicht hätten geschätzt werden können. Wie die in *Tabelle 2* dokumentierten empirischen Befunde zeigen, wird im Rahmen dieses Modells folglich eine konstante Kovarianz zwischen den vier vorgenommenen Messungen unterstellt. In Modell 2 hingegen wird die Kovarianzmatrix der Messungen vollständig freigesetzt. Die Ergebnisse der Modellschätzung sind in der rechten Hälfte von *Tabelle 2* dokumentiert. Dabei zeigt sich, dass die Kovarianzen unter den drei Messzeitpunkten 1984, 1985 und 1986 durchgängig höher liegen als die jeweiligen Kovarianzen dieser drei Messzeitpunkte mit der Messung des Jahres 1996. Auch zeigt sich, dass die Varianz der abhängigen Variablen im Jahr 1996 deutlich geringer ausfällt als in den Jahren 1984, 1985 und 1986. Inwieweit die Freisetzung der Kovarianzmatrix die Modellgüte signifikant verbessert, kann mittels eines Likelihood-Ratio-Tests untersucht werden. Dabei zeigt sich, dass bei acht zusätzlich zu schätzenden Parametern die Devianz im Vergleich zu Modell 1 von 56850.570 auf 56568.908 sinkt. Modell 2 weist damit gegenüber Modell 1 eine signifikant bessere Anpassungsgüte auf ($\chi^2 = 281.663$, $df = 8$, $p = 0.000$). Die Annahme der Compound Symmetry ist also mit den empirischen Daten nicht in Einklang zu bringen. Gleichwohl wird sie bei den im Folgenden zu schätzenden Hierarchisch-Multivariaten Linearen Modellen zunächst weiter aufrechterhalten, da nur so die auf der zweiten Ebene der Datenstruktur angesiedelten Varianzkomponenten geschätzt werden können. Zu jedem Modell wird allerdings der Vergleich mit der Anpassungsgüte eines Modells mit vollständig freigesetzter Kovarianzmatrix berichtet. Durch die Einführung von Zufallseffekten der Prozesszeit wird die Annahme der Compound Symmetry an späterer Stelle aber wieder aufgegeben.

In einem ersten Schritt wurden in unserem Modell des Postmaterialismus zunächst Periodeneinflüsse als erklärende Variablen berücksichtigt. Modell 3 enthält dementspre-

Tabelle 2: Hierarchisch-Multivariates Lineares Modell des Postmaterialismus:
Modelle 1 + 2

Fixe Effekte	Modell 1			Fixe Effekte	Modell 2				
	Koeffizient	s.e.	p		Koeffizient	s.e.	p		
Konstante (γ_{00})	2.212	0.010	0.000	Konstante (γ_{00})	2.210	0.010	0.000		
Zufallseffekte	Varianz	s.e.	p	Zufallseffekte	Varianz	s.e.	p		
σ^2 (Varianz ε_{ij})	0.610	0.007	0.000						
τ_{00} (Varianz u_{0j})	0.429	0.011	0.000						
Kovarianzmatrix der Messungen	1984	1985	1986	1996	Kovarianzmatrix der Messungen	1984	1985	1986	1996
1984	1.039				1984	1.099			
1985	0.429	1.039			1985	0.524	1.054		
1986	0.429	0.429	1.039		1986	0.496	0.531	1.077	
1996	0.429	0.429	0.429	1.039	1996	0.349	0.329	0.341	0.926
Modellanpassung	Devianz	Par.			Modellanpassung	Devianz	Par.		
	56850.570	3				56568.908	11		

chend drei die Erhebungszeitpunkte 1985, 1986 und 1996 indizierende Dummy-Variablen. Diese wurden entsprechend unserer methodischen Vorüberlegungen, gemäß derer Periodeneffekte bei allen Personen gleichzeitig und gleichartig wirken müssen, als fixe Effekte spezifiziert. Das Befragungsjahr 1984 dient als Referenzkategorie.

Level 1:

$$\text{Postmaterialismus}_{ij}^* = \beta_{0j} + \beta_1 \cdot 1985_t + \beta_2 \cdot 1986_t + \beta_3 \cdot 1996_t + \varepsilon_{ij} \quad (\text{Modell 3})$$

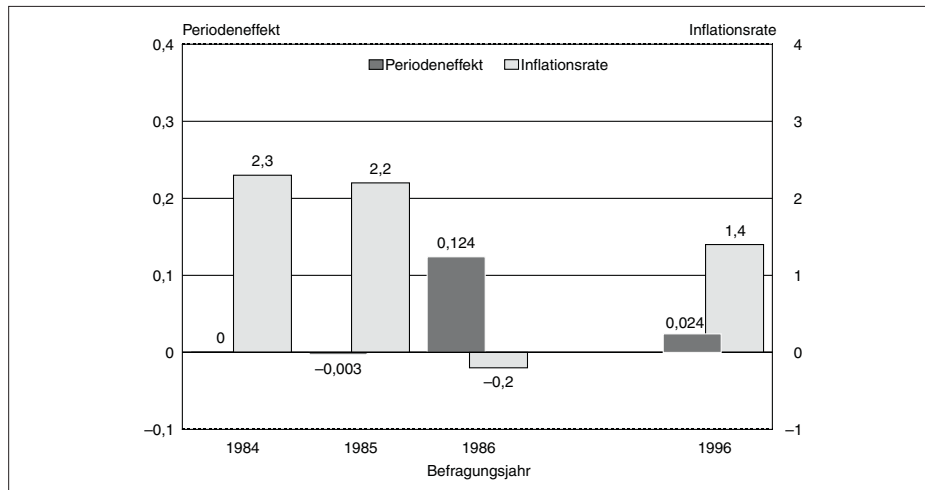
Level 2:

$$\begin{aligned} \beta_{0j} &= \gamma_{00} + u_{0j} \\ \beta_1 &= \gamma_{10} \quad \beta_2 = \gamma_{20} \quad \beta_3 = \gamma_{30} \end{aligned}$$

Wie die in der linken Hälfte von *Tabelle 3* ausgewiesenen Ergebnisse der Modellschätzung zeigen, weist nur der Periodendummy für das Jahr 1986 einen signifikanten positiven Effekt auf den Postmaterialismus auf. Die Anpassungsgüte des Modells verbessert sich durch die Berücksichtigung des Periodeneinflusses gegenüber Modell 1 signifikant (Likelihood-Ratio-Test: $\chi^2 = 93,117$, $df = 3$, $p = 0.000$). Allerdings reduziert sich die auf der ersten Ebene zu beobachtende Varianz nur marginal von 0.610 auf 0.607. Außerdem muss zunächst fraglich bleiben, ob es sich wirklich um einen Periodeneffekt handelt und nicht eher um einen durch schwankende Inflationsraten induzierten systematischen Messfehler. Stellt man die im Rahmen von Modell 3 identifizierten Periodeneffekte gemeinsam mit den Inflationsraten der vier Erhebungszeitpunkte in einer Abbildung graphisch dar, dann zeigt sich, dass der signifikante Periodeneffekt des Jahres 1986 mit großer Wahrscheinlichkeit auf die in diesem Jahr zu beobachtende schwache Deflationstendenz (Inflationsrate -0.2 Prozent) zurückgeführt werden kann (vgl. *Abbildung 2*).

Vor dem Hintergrund der Tatsache, dass der von dem Periodendummy für das Jahr 1986 ausgehende Effekt aller Wahrscheinlichkeit nach auf die in diesem Jahr deutlich abweichende Inflationsrate zurückzuführen ist, bietet es sich an, die Inflationsrate di-

Abbildung 2: Mit den Erhebungsjahren verbundene Periodeneffekte und Inflationsraten



rekt in das Modell einzuführen. In Modell 4 werden daher die drei Periodendummies durch die Inflationsrate ersetzt.

Level 1:

$$\text{Postmaterialismus}_{ij}^* = \beta_{0j} + \beta_1 \cdot \text{Inflationsrate}_t + \varepsilon_{ij} \quad (\text{Modell 4})$$

Level 2:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j}$$

$$\beta_1 = \gamma_{10}$$

Auch in diesem Fall verbessert sich die Anpassungsgüte gegenüber Modell 1 signifikant (Likelihood-Ratio-Test: $\chi^2 = 90,792$, $df = 3$, $p = 0,000$). Die durch die Hereinnahme der Inflationsrate bewirkte Reduktion der Level-1-Varianz entspricht dabei exakt der durch die Hereinnahme der drei Perioden-Dummies bewirkten Reduktion. Angesichts der Tatsache, dass die Periodendummies sowohl Periodeneffekte als auch systematische Messfehler auffangen, spricht dies dafür, dass Periodeneffekte im eigentlichen Sinne nicht existent sind, sondern ausschließlich inflationsinduzierte systematische Messfehler. Diese aber können auch ohne Periodendummies mittels der Inflationsrate kontrolliert werden. Dies ist insofern vorteilhaft, als es auf Grund von Identifikationsproblemen nicht möglich ist, die drei Periodendummies zusammen mit der später noch interessierenden Prozesszeit gemeinsam in einem Hierarchisch-Multivariaten Linearen Modell zu berücksichtigen.

Modell 4 wurde anschließend schrittweise um die verschiedenen für unsere Forschungsfrage relevanten Prädiktoren erweitert. Dieser Prozess ist aus Platzgründen nicht im Einzelnen dokumentiert⁵, berichtet wird ausschließlich das nachfolgend dargestellte Endmodell.

⁵ Ein Arbeitspapier mit einer vollständigen Dokumentation der einzelnen Modellierungsschritte ist im Internet unter der Adresse www.sozialforschung.uni-bremen.de/modellierung.pdf verfügbar.

Tabelle 3: Hierarchisch-Multivariates Lineares Modell des Postmaterialismus:
Modelle 3 + 4

Modell 3				Modell 4					
Fixe Effekte	Koeffizient	s.e.	p	Fixe Effekte	Koeffizient	s.e.	p		
Konstante (γ_{00})	2.176	0.014	0.000	Konstante	2.285	0.013	0.000		
Jahr 1984	<i>Referenzkategorie</i>			Inflationsrate (γ_{10})	-0.051	0.005	0.000		
Jahr 1985 (γ_{10})	-0.003	0.015	0.864						
Jahr 1986 (γ_{20})	0.124	0.015	0.000						
Jahr 1996 (γ_{30})	0.024	0.015	0.109						
Zufallseffekte	Varianz	s.e.	p	Zufallseffekte	Varianz	s.e.	p		
σ^2 (Varianz ε_{ij})	0.607	0.007	0.000	σ^2 (Varianz ε_{ij})	0.607	0.007	0.000		
τ_{00} (Varianz u_{0j})	0.430	0.011	0.000	τ_{00} (Varianz u_{0j})	0.430	0.011	0.000		
Kovarianzmatrix der Messungen	1984	1985	1986	1996	Kovarianzmatrix der Messungen	1984	1985	1986	1996
1984	1.036				1984	1.036			
1985	0.430	1.036			1985	0.430	1.036		
1986	0.430	0.430	1.036		1986	0.430	0.430	1.036	
1996	0.430	0.430	0.430	1.036	1996	0.430	0.430	0.430	1.036
Modellanpassung	Devianz	Par.		Modellanpassung	Devianz	Par.			
	56757.453	6			56759.778	4			
Vergleich zu Modell mit freier Kovarianzmatrix	Chi-Quadrat	df.		Vergleich zu Modell mit freier Kovarianzmatrix	Chi-Quadrat	df.			
	288.497	8			288.992	8			

Level 1:

(Modell 5)

$$\text{Postmaterialismus}_{ij}^* = \beta_{0j} + \beta_1 \cdot \text{Inflationsrate}_t + \beta_{2j} \cdot \Delta\text{Alter}_{ij} + \beta_{3j} \cdot \Delta\text{Alter}_{ij}^2 + \varepsilon_{ij}$$

Level 2:

$$\begin{aligned} \beta_{0j} &= \gamma_{00} + \gamma_{01} \cdot \text{Kohorte}_{2j} + \gamma_{02} \cdot \text{Kohorte}_{3j} + \gamma_{03} \cdot \text{Kohorte}_{4j} + \gamma_{04} \cdot \text{Kohorte}_{5j} + \\ &\quad \gamma_{05} \cdot \text{Kohorte}_{6j} + \gamma_{06} \cdot \text{Geschlecht}_j + \gamma_{07} \cdot \text{Abitur}_j + u_{0j} \\ \beta_1 &= \gamma_{10} \\ \beta_{2j} &= \gamma_{20} + \gamma_{21} \cdot \text{Kohorte}_{5j} + \gamma_{22} \cdot \text{Kohorte}_{6j} + \gamma_{23} \cdot \text{Abitur}_j + u_{2j} \\ \beta_{3j} &= \gamma_{30} + \gamma_{31} \cdot \text{Geschlecht}_j + u_{3j} \end{aligned}$$

Auf der ersten Ebene dieses Modells wurden neben der Inflationsrate die beiden Variablen ΔAlter und ΔAlter^2 berücksichtigt. Mittels dieser Variablen haben wir lebenszyklische Veränderungen modelliert. Dass das Lebensalter dabei nicht als absoluter Wert, sondern in Form einer Veränderungsvariablen Berücksichtigung fand, erklärt sich dadurch, dass die Variable Lebensalter vor dem Hintergrund des nur 12 Jahre überspannenden Erhebungszeitraums unserer Daten implizit auch Informationen über die unterschiedliche Generationszugehörigkeit der Befragungspersonen transportiert: Ein Befragter, der zu Beginn 16 und am Ende 28 Jahre alt ist, muss zwangsläufig einer anderen Generation angehören als ein Befragter, der zu Anfang 70 und am Schluss 82 Jahre alt ist. Führt man also die Variable Lebensalter in unrecodierter Form als Level-1-Variablen in das Modell ein, so werden durch unterschiedliche Generationszugehörigkeiten

bedingte Wertdifferenzen fälschlicherweise als Lebenszykluseffekte ausgewiesen. Das Lebensalter muss folglich in Gestalt einer Veränderungsvariablen, der so genannten Prozesszeit in das Modell eingeführt werden. Dadurch können die Effekte des Alterns auf den Postmaterialismus vollkommen unabhängig von der Generationszugehörigkeit untersucht werden. Im Rahmen unserer theoretischen Vorüberlegungen haben wir zudem einige Argumente angeführt, die dafür sprechen, dass der Alterseffekt nicht-linearer Natur ist. Daher haben wir die Variable ΔAlter zusätzlich auch in Form eines quadratischen Terms berücksichtigt.

Da es sich bei der Kohortenzugehörigkeit um ein zeitinvariantes Merkmal handelt, stellt sie in unserem Modell eine Variable der zweiten Untersuchungsebene dar. Sie wird zunächst herangezogen, um die Variation der Regressionskonstanten über die Einheiten der zweiten Analyseebene hinweg zu erklären. Anschaulich gesprochen soll die Kohortenzugehörigkeit also die Unterschiede im Ausmaß des Postmaterialismus zwischen den verschiedenen Befragungspersonen erklären. Die im Rahmen unserer Analyse verwendete Generationseinteilung wurde dabei von Klein und Ohr (2004) übernommen. Diese gliedern die verschiedenen Geburtsjahrgänge wie in *Tabelle 4* dargestellt zu Generationseinheiten.⁶ Die Generation Golf, die die Geburtsjahrgänge 1965 bis 1975 umfasst (Klein 2003), konnte dabei allerdings nur unvollständig erfasst werden, da in unseren Daten nur Befragte bis zum Geburtsjahrgang 1968 enthalten sind. Daraus folgt für die vorliegende Abhandlung eine verzerrte Schätzung des Effektes der Zugehörigkeit zur Generation Golf. Die Kohortenzugehörigkeit wird über fünf Dummy-Variablen in das Modell eingeführt, die Vorkriegsgeneration (Kohorte 1) dient dabei als Referenzgröße.

Tabelle 4: Die verwendete Kohorteneinteilung

Kohorte Nr.	Charakterisierung	Geburtsjahrgänge	
		von	bis
Kohorte 1	Vorkriegsgeneration		1921
Kohorte 2	Kriegs- bzw. Nachkriegsgeneration	1922	1934
Kohorte 3	Adenauer-Generation	1935	1945
Kohorte 4	APO-Generation	1946	1953
Kohorte 5	Generation der Neuen Sozialen Bewegungen	1954	1964
Kohorte 6	Generation Golf	1965	1975

Außer der Kohortenzugehörigkeit wurden für die Erklärung der Unterschiede zwischen den Befragungspersonen außerdem noch das Geschlecht und die Bildung herangezogen. Diese beiden Variablen stellen zum einen gängige und wichtige Kontrollvariablen bei der Untersuchung von inter-individuellen Einstellungs- und Wertunterschieden dar. Zum anderen ist die Kontrolle der formalen Bildung sinnvoll, um den reinen Effekt der generationalen Prägung ermitteln zu können. Dies gilt, da sich die verschiedenen Geburtskohorten bezüglich des Bildungsniveaus deutlich voneinander unterscheiden.

⁶ Die von Klein und Ohr zusätzlich unterschiedene Wiedervereinigungsgeneration der nach 1975 Geborenen konnte im Rahmen der hier vorliegenden Analyse allerdings nicht berücksichtigt werden, da der letzte Geburtsjahrgang, der in die empirischen Analysen einbezogen wurde, der Jahrgang 1968 ist.

Da hohe formale Bildung aber zur Übernahme postmaterialistischer Werte prädisponiert, existiert folglich ein Kompositionseffekt, der durch die Kontrolle dieses Merkmals berücksichtigt werden muss.⁷

Wie weiter oben ausgeführt, ist es wenig realistisch, dass sich ein etwaiger Lebenszykluseffekt bei allen Befragten gleich darstellt. Im Laufe der statistischen Modellierung wurden daher die Effekte der beiden Altersvariablen auf den Postmaterialismus freigesetzt. Wir haben also mit anderen Worten zugelassen, dass die Regressionskoeffizienten der beiden Variablen ΔAlter und ΔAlter^2 über die verschiedenen Befragten hinweg variieren. Und in der Tat weisen diese beiden Koeffizienten über die Einheiten der zweiten Ebene hinweg eine signifikant von Null verschiedene Varianz auf.

Wie lässt sich der über die verschiedenen Befragungspersonen hinweg variierende Lebenszykluseffekt aber erklären? Eine plausible Vermutung besteht darin, dass Alters- effekte bei denjenigen Befragten stärker ausfallen, die zu Beginn des Befragungszeitraums noch relativ jung waren. Der Lebenszykluseffekt sollte also in den jüngeren Geburtskohorten stärker ausfallen als in den älteren Geburtskohorten. Eine weitere Vermutung ist, dass der Besuch höherer Bildungseinrichtungen womöglich einen stärkeren Lebenszykluseffekt nach sich zieht, da er einerseits den Eintritt in das Erwerbsleben zeitlich hinauszögert und andererseits in diesen Institutionen teilweise auch abstrakte und arbeitsmarktferne Bildungsinhalte und Ideale vermittelt werden. Eine dritte Vermutung bezieht sich auf die Variable Geschlecht. Demnach wird sich der Lebenszykluseffekt auf Grund klassischer Rollenzuweisungen bei Männern womöglich stärker auswirken als bei Frauen. All diese Variablen wurden daher zur Erklärung der Variation der Regressionskoeffizienten der beiden Variablen ΔAlter und ΔAlter^2 herangezogen, wobei sich allerdings im Rahmen der statistischen Modellierung nicht alle dieser Variablen als bedeutsam erwiesen.

In *Tabelle 5* sind die Ergebnisse der Modellschätzung für das Endmodell dokumentiert. Dabei ist zunächst hervorzuheben, dass durch die Freisetzung der Effekte der Prozesszeit die Annahme der Compound Symmetry aufgegeben wurde (vgl. detailliert Snijders und Bosker 1999: 171ff.; Hox 2002: 100ff.). Wie aus der untersten Zeile von *Tabelle 5* abgelesen werden kann, unterscheidet sich unser Modell des Postmaterialismus nicht signifikant von einem Modell mit vollständig freigesetzter Kovarianzmatrix. Es kann daher im Hinblick auf die Modellierung der zwischen den verschiedenen Messungen auftretenden Kovarianzen als den empirischen Daten angemessen betrachtet werden. Bezüglich des Effekts der Kohortenzugehörigkeit ist festzuhalten, dass alle fünf Kohortendummies einen signifikanten positiven Effekt auf den Postmaterialismus aufweisen, der umso höher ausfällt, je jünger eine Kohorte ist. Vom Geschlecht und der formalen Bildung gehen ebenfalls signifikante Effekte aus: Männer und Hochgebildete erweisen sich dabei als dem Postmaterialismus in besonderer Weise zugeneigt. Durchgängige Lebenszykluseffekte lassen sich hingegen nicht nachweisen (die Koeffizienten γ_{20} und γ_{30} sind nicht signifikant von Null verschieden). Allerdings existieren signifi-

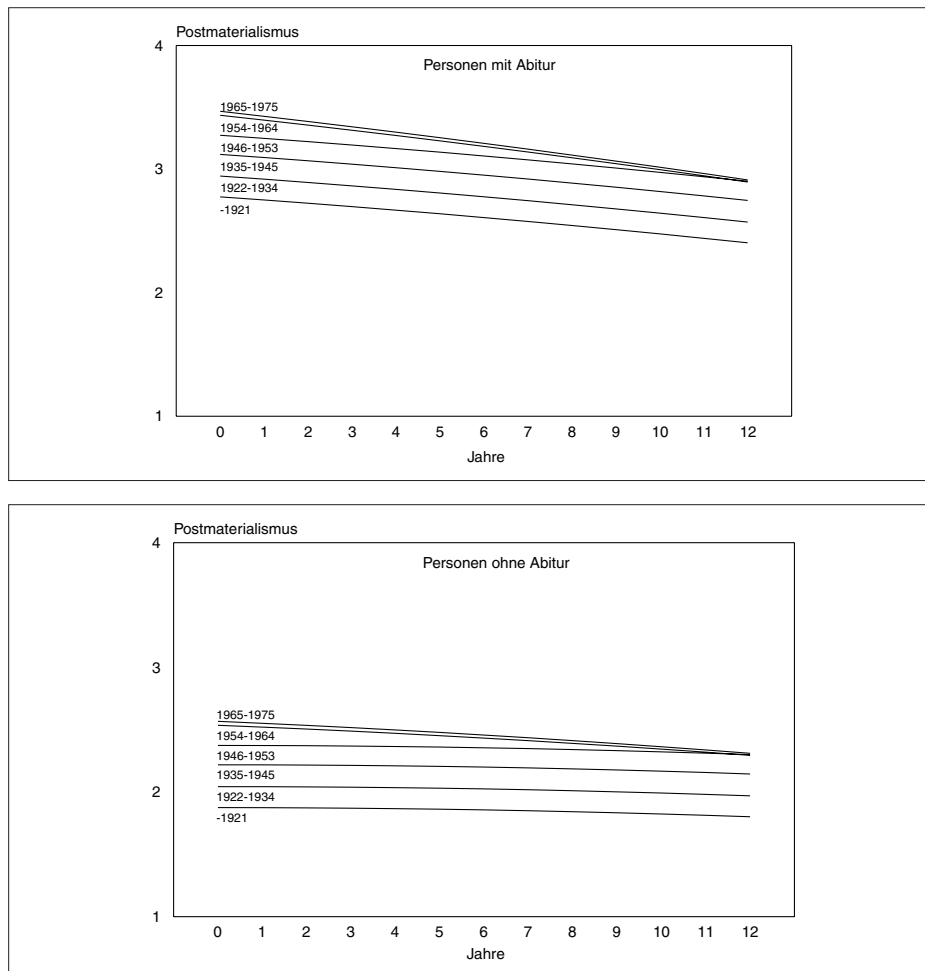
⁷ Schließlich handelt es sich beim Geschlecht und bei der Bildung auch um Variablen, die einen Einfluss auf die Stärke und die Gestalt möglicher Lebenszykluseffekte ausüben können. Wenn diese Variablen zur Erklärung der Varianz der Regressionskoeffizienten der beiden Altersvariablen herangezogen werden, sollten sie im Sinne eines möglichst strengen Tests gleichzeitig auch bei der Erklärung der Varianz der Regressionskonstanten berücksichtigt werden.

Tabelle 5: Hierarchisch-Multivariates Lineares Modell des Postmaterialismus: Modell 5

Fixe Effekte	Modell 5			
	Koeffizient	s.e.	p	
Konstante				
Konstante (γ_{00})	1.714	0.045	0.000	
Kohorte 1				
		<i>Referenzkategorie</i>		
Kohorte 2 (γ_{01})	0.168	0.041	0.000	
Kohorte 3 (γ_{02})	0.343	0.039	0.000	
Kohorte 4 (γ_{03})	0.498	0.041	0.000	
Kohorte 5 (γ_{04})	0.660	0.042	0.000	
Kohorte 6 (γ_{05})	0.692	0.054	0.000	
Geschlecht (γ_{06})	0.161	0.021	0.000	
Abitur (γ_{07})	0.901	0.036	0.000	
Inflationsrate (γ_{10})	-0.055	0.010	0.000	
Δ Alter				
Konstante (γ_{20})	-0.001	0.016	0.929	
Kohorte 1-4				
		<i>Referenzkategorie</i>		
Kohorte 5 (γ_{21})	-0.014	0.003	0.000	
Kohorte 6 (γ_{22})	-0.015	0.005	0.002	
Abitur (γ_{23})	-0.025	0.004	0.000	
Δ Alter ²				
Konstante (γ_{30})	0.001	0.001	0.536	
Geschlecht (γ_{31})	-0.001	0.0002	0.007	
Zufallseffekte				
	Varianz	s.e.	p	
σ^2 (Varianz ε_{ij})	0.523	0.010	0.000	
τ_{00} (Varianz u_{0j})	0.412	0.019	0.000	
τ_{22} (Varianz u_{2j})	0.044	0.011	0.000	
τ_{33} (Varianz u_{3j})	0.0003	0.00007	0.000	
Varianz-/Kovarianzmatrix der Messungen				
	1984	1985	1986	1996
1984	0.935			
1985	0.381	0.911		
1986	0.354	0.391	0.943	
1996	0.240	0.240	0.241	0.855
Modellanpassung				
	Devianz		Par.	
	55171.858		22	
Vergleich zu Modell mit freier Kovarianzmatrix				
	Chi-Quadrat		df.	
	4.376		3	

kante Cross-Level-Interaktionen zwischen den Effekten der beiden Altersvariablen und verschiedenen Persönlichkeitseigenschaften: So weisen die formale Bildung und die beiden Dummy-Variablen für die Kohorten 5 und 6 statistisch signifikante Effekte auf die Stärke des Effekts der Variable Δ Alter auf: In den beiden jüngsten Geburtskohorten und unter Hochgebildeten existiert demnach ein signifikanter Lebenszykluseffekt. Bei Männern wird der Lebenszykluseffekt über den betrachteten 12-Jahres-Zeitraum

Abbildung 3: Lebenszykluseffekte bei männlichen Befragten mit und ohne Abitur in Abhängigkeit von der Generationszugehörigkeit (Inflationsrate = 0)



hinweg außerdem durch eine schwache quadratische Komponente „beschleunigt“, d.h. es besteht eine signifikante Cross-Level-Interaktion zwischen dem Merkmal Geschlecht und dem Effekt der Variablen ΔAlter^2 .

In *Abbildung 3* ist unter Zugrundlegung der Ergebnisse aus *Tabelle 5* und einer angenommenen Inflationsrate von Null der Verlauf des Lebenszykluseffekts bei männlichen Befragten mit und ohne Abitur abschließend noch einmal graphisch dargestellt (bei weiblichen Befragten unterscheidet sich die Situation nur dadurch, dass die entsprechenden Kurven allesamt linear verlaufen). Dabei zeigt sich, dass die Kohorten 1 bis 4 stabile Wertdifferenzen aufweisen. Die beiden Kohorten 5 und 6 unterscheiden sich hinsichtlich ihrer gesellschaftlichen Wertorientierungen hingegen nur marginal voneinander, was möglicherweise auf die nur unvollständige Abbildung der Generation

Golf durch unsere Daten zurückgeführt werden kann. Zudem gilt, dass sich ihre Werte auf Grund des in diesen Kohorten zu beobachtenden Lebenszykluseffekts über den untersuchten 12-Jahres-Zeitraum hinweg an die Werte der Kohorte 4 angleichen.

VII. Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

Die intra-individuelle Stabilität gesellschaftlicher Wertorientierungen wurde in der vorliegenden Abhandlung erstmals auf der Grundlage einer längerfristigen Panelbefragung empirisch analysiert. Die dabei erzielten Befunde decken sich teilweise mit dem maßgeblich durch die Arbeiten Ronald Ingleharts geprägten „common wisdom“ der Wertewandelforschung. Dies gilt beispielsweise für die Existenz signifikanter Generationseffekte, deren Struktur den Inglehartschen Erwartungen weitgehend entspricht. Allerdings muss hierbei betont werden, dass die Generation Golf, mit der nach Klein (2003; vgl. auch Klein und Ohr 2004) eine Umkehr des Wertewandels beginnt, im vorliegenden Aufsatz nur unvollständig abgebildet werden konnte. Im Widerspruch zur bisherigen Wertewandels-Orthodoxie stehen die in den beiden jüngsten Kohorten sowie unter den Hochgebildeten zu beobachtenden Lebenszykluseffekte.

Fraglich ist allerdings, wie die Struktur dieser Lebenszykluseffekte inhaltlich interpretiert werden muss. Ist die Tatsache, dass die Lebenszykluseffekte in den beiden jüngsten Generationseinheiten besonders stark ausfallen, darauf zurückzuführen, dass diese zu Beginn des Erhebungszeitraums am jüngsten waren und daher während der Laufzeit des Panels am ehesten kritische Lebensereignisse erlebt haben, die entsprechende Wertanpassungen nach sich zogen? Haben also mit anderen Worten die Angehörigen der älteren Generationseinheiten ihre lebenszyklischen Wertanpassungen bereits hinter sich? Warum lässt sich dann aber unter Hochgebildeten unabhängig von der Generationszugehörigkeit ein schwacher Lebenszykluseffekt beobachten? Und warum weisen die älteren Generationseinheiten konstante Wertdifferenzen auf, während sich die beiden jüngsten Generationen an ihre unmittelbare Vorgängergeneration angleichen (und diese im weiteren Fortgang womöglich sogar noch in Richtung Materialismus „überholen“ werden)? Ist es also vielleicht doch eher so, dass es gesellschaftliche Veränderungen gibt, die vor allem die nachwachsenden Generationen im Lebensverlauf unter unmittelbarem Veränderungs- und Anpassungsdruck setzen? Und sind es darüber hinaus womöglich die Hochgebildeten, die die aus den sich verändernden gesellschaftlichen Rahmenbedingungen resultierenden Zwänge unabhängig von einer etwaigen eigenen Betroffenheit am ehesten zu erkennen vermögen und ihre Werte dementsprechend akkommodieren?

Eine befriedigende Beantwortung dieser Fragen wird erst auf der Grundlage eines noch breiteren empirischen Fundaments möglich sein, als es die hier ausgewerteten Daten bereits darstellen. Es bleibt folglich zu hoffen, dass der Inglehart-Index in einer der nächsten Wellen des SOEP erneut erhoben wird. In diesem Fall stünden dann nämlich für einen Zeitraum von bereits zwei Jahrzehnten Wiederholungsbefragungen auf individueller Ebene zur Verfügung. Eine Replikation unserer Analysen auf der Grundlage dieser Datenbasis würde die Zuverlässigkeit der hier berichteten empirischen Befunde nochmals deutlich erhöhen und die ein oder andere offen gebliebene

Fragen zu klären helfen. Auch wenn also die Diskussion über den gesellschaftlichen Wertewandel „in den vergangenen Jahren die Qualität einer unendlichen Geschichte angenommen“ (Bürklin, Klein und Ruß 1996: 517) hat: Das Schlusskapitel dieser Geschichte ist noch lange nicht geschrieben.

Literatur

- Bauer-Kaase, Petra, und Max Kaase, 1998: Werte und Wertewandel – ein altes Thema und eine neue Facette. S. 256–274 in: Heinz-P. Galler und Gerd Wagner (Hg.), Empirische Forschung und wirtschaftspolitische Beratung. Festschrift für Hans-Jürgen Krupp zum 65. Geburtstag. Frankfurt a.M./New York: Campus Verlag.
- Bryk, Anthony S., und Stephen W. Raudenbush, 1992: Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods. Newbury Park/London/New Delhi: Sage.
- Bürklin, Wilhelm, Markus Klein und Achim Ruß, 1994: Dimensionen des Wertewandels. Eine empirische Längsschnittanalyse zur Dimensionalität und der Wandlungsdynamik gesellschaftlicher Wertorientierungen. Politische Vierteljahresschrift 35: 579–606.
- Bürklin, Wilhelm, Markus Klein und Achim Ruß, 1996: Postmaterieller oder anthropozentrischer Wertewandel? Eine Erwiderung auf Ronald Inglehart und Hans-Dieter Klingemann. Politische Vierteljahresschrift 37: 517–536.
- Clarke, Harold D., und Nitish Dutt, 1991: Measuring Value Change in Western Industrialized Societies: The Impact of Unemployment. American Political Science Review 85: 905–920.
- Clarke, H.D., A. Kornberg, C. McIntyre, P. Bauer-Kaase und M. Kaase, 1999: The Effect of Economic Priorities on the Measurement of Value Change: New Experimental Evidence. American Political Science Review 93: 637–647.
- Dalton, Russell J., 1981: The Persistence of Values and Life Cycle Changes. S. 189–207 in: Hans-Dieter Klingemann, Max Kaase und Klaus Horn (Hg.), Politische Psychologie. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Dalton, Russell J., 1986: Wertewandel oder Wertwende. Die Neue Politik und Parteienpolarisierung. S. 427–254 in: Hans-Dieter Klingemann und Max Kaase (Hg.), Wahlen und politischer Prozess: Analysen aus Anlass der Bundestagswahl 1983. Schriften des Zentralinstituts für sozialwissenschaftliche Forschung der Freien Universität Berlin, Bd. 49. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Davis, D.W., und C. Davenport, 1999: Assessing the Validity of the Postmaterialism Index. American Political Science Review 93: 649–664.
- Ditton, Hartmut, 1998: Mehrebenenanalyse. Grundlagen und Anwendungen des Hierarchisch Linearen Modells. Weinheim/München: Juventa.
- Engel, Uwe, und Jost Reinecke, 1994: Panelanalyse. Grundlagen – Techniken – Beispiele. Berlin/New York: de Gruyter.
- Engel, Uwe, und Jost Reinecke (Hg.), 1996: Analysis of Change. Advanced Techniques in Panel Data Analysis. Berlin/New York: De Gruyter.
- Engel, Uwe, 1998: Einführung in die Mehrebenenanalyse. Grundlagen, Auswertungsverfahren und praktische Beispiele. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Flanagan, Scott C., 1979: Value Change and Partisan Change in Japan. The Silent Revolution Revisited. Comparative Politics 11: 253–278.
- Flanagan, Scott C., 1987: Value Change in Industrial Societies. American Political Science Review 81: 1303–1319.
- Gabriel, Oscar W., 1986: Politische Kultur, Postmaterialismus und Materialismus in der Bundesrepublik Deutschland. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Glenn, Norval D., 1976: Cohort Analysts' Futile Quest: Statistical Attempts to Separate Age, Period and Cohort Effects. American Sociological Review 41: 900–904.
- Glenn, Norval D., 1977: Cohort Analysis. 7. Auflage. Quantitative Applications in the Social Sciences, No. 5. Beverly Hills/London: Sage Publications.

- Goldstein, Harvey, 1995: Multilevel Statistical Models. 2. Auflage. London/Sydney/Auckland: Halsted Press.
- Haisken-DeNew, John P., und Joachim R. Frick (Hg.), 2002: DTC Companion to the German Socio-Economic Panel Study (GSOEP), Version 6.0. Berlin: DIW.
- Herz, Thomas A., 1979: Der Wandel von Wertvorstellungen in westlichen Industriegesellschaften. Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 31: 282–302.
- Hox, Joop J., 1995: Applied Multilevel Analysis. Second Edition. Amsterdam: TT-Publikaties.
- Hox, Joop J., 2002: Multilevel Analysis. Techniques and Applications. Mahwah, New Jersey/London: Lawrence Erlbaum Associates.
- Inglehart, Ronald, 1971: The Silent Revolution in Europe: Intergenerational Change in Post-Industrial Societies. American Political Science Review 65: 991–1017.
- Inglehart, Ronald, 1977: The Silent Revolution. Changing Values and Political Styles in Western Publics. Princeton: Princeton University Press.
- Inglehart, Ronald, 1989: Kultureller Umbruch. Wertwandel in der westlichen Welt. Frankfurt a.M./New York: Campus.
- Inglehart, Ronald, 1990: Political Value Orientations. S. 67–102 in: M. Kent Jennings und Jan W. van Deth (Hg.), Continuities in Political Action. A Longitudinal Study of Political Orientations in Three Western Democracies. Berlin/New York: de Gruyter.
- Inglehart, Ronald, 1997: Modernization and Postmodernization. Cultural, Economic, and Political Change in 43 Societies. Princeton: Princeton University Press.
- Jagodzinski, Wolfgang, 1983: Materialism in Japan Reconsidered: Toward a Synthesis of Generational and Life-Cycle Explanations. American Political Science Review 77: 887–894.
- Jagodzinski, Wolfgang, 1984: Identification of Parameters in Cohort Models. Sociological Methods & Research 12: 375–398.
- Jones, Kelvyn, 1993: Using Multilevel Models for Survey Analysis. Journal of the Market Research Society 35: 249–265.
- Klages, Helmut, 1985: Wertorientierungen im Wandel. Rückblick, Gegenwartsanalyse, Prognosen. 2. Auflage. Frankfurt a.M./New York: Campus Verlag.
- Klages, Helmut, 1987: Sozialpsychologie der Wohlfahrtsgesellschaft: Konturen eines Wissenschaftsprogramms. S. 9–39 in: Helmut Klages, Gerhard Franz und Willi Herbert (Hg.), Sozialpsychologie der Wohlfahrtsgesellschaft: zur Dynamik von Wertorientierungen, Einstellungen und Ansprüchen. Frankfurt a.M./New York: Campus Verlag.
- Klages, Helmut, 1988: Wertedynamik. Über die Wandelbarkeit des Selbstverständlichen. Zürich: Edition Interfrom (Texte und Thesen; Bd. 212).
- Klages, Helmut, 1992: Die gegenwärtige Situation der Wert- und Wertwandelforschung – Probleme und Perspektiven. S. 5–39 in: Helmut Klages, Hans-Jürgen Hippler und Willi Herbert (Hg.), Werte und Wandel. Ergebnisse und Methoden einer Forschungstradition. Frankfurt a.M./New York: Campus Verlag.
- Klein, Markus, 1995: Wieviel Platz bleibt im Prokrustesbett? Wertewandel in der Bundesrepublik Deutschland zwischen 1973 und 1992 gemessen anhand des Inglehart-Index. Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 47: 207–230.
- Klein, Markus, 2003: Gibt es die Generation Golf? Eine empirische Inspektion. Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 55: 99–115.
- Klein, Markus, und Dieter Ohr, 2004: Ändert der Wertewandel seine Richtung? Die Entwicklung gesellschaftlicher Wertorientierungen in der Bundesrepublik Deutschland zwischen 1980 und 2000. In: Rüdiger Schmitt-Beck, Martina Wasmer und Achim Koch (Hg.), Sozialer und politischer Wandel in Deutschland. Blickpunkt 7: Analysen mit ALLBUS-Daten aus 20 Jahren. Opladen: Leske + Budrich (i.E.).
- Klein, Markus, und Manuela Pötschke, 2000: Gibt es einen Wertewandel hin zum „reinen“ Postmaterialismus? Eine Zeitreihenanalyse der Wertorientierungen der westdeutschen Bevölkerung zwischen 1970 und 1997. Zeitschrift für Soziologie 29: 202–216.
- Knoke, David, und Michael Hout, 1976: Reply to Glenn. American Sociological Review 41: 905–908.

- Kreft, Ita*, und *Jan de Leeuw*, 1998: *Introducing Multilevel Modelling*. London/Thousand Oaks/New Delhi: Sage.
- Mason, William M.*, und *Stephen E. Fienberg*, 1985: Introduction: Beyond the Identification Problem. S. 1–8 in: *William M. Mason* (Hg.), *Cohort Analysis in Social Research. Beyond the Identification Problem*. New York: Springer.
- Mason, Karen O.*, *William M. Mason*, *Halliman H. Winsborough* und *K.W. Poole*, 1973: Some Methodological Issues in Cohort Analysis of Archival Data. *American Sociological Review* 38: 243–258.
- Mason, William M.*, *Karen O. Mason* und *Halliman H. Winsborough*, 1976: Reply to Glenn. *American Sociological Review* 41: 904–905.
- Mnich, Peter*, 1989: Wertewandel als Kohortenphänomen an Datenmaterial zum Postmaterialismus in der Bundesrepublik von 1974 bis 1986. S. 263–281 in: *Jürgen W. Falter*, *Hans Rattinger* und *Klaus G. Troitzsch* (Hg.), *Wahlen und politische Einstellungen in der Bundesrepublik Deutschland. Neuere Entwicklungen der Forschung*. Frankfurt a.M.: Peter Lang.
- Müller-Rommel, Ferdinand*, 1983: Die Postmaterialismuskussion in der empirischen Sozialforschung: Politisch und wissenschaftlich überlebt oder noch immer zukunftsweisend? *Politische Vierteljahresschrift* 24: 218–228.
- Plum, Wolfgang*, 1982a: Kohortenanalyse von Umfragedaten. Zur Identifizierung möglicher Einflußfaktoren politischen Verhaltens und politischer Einstellungen. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 34: 509–531.
- Plum, Wolfgang*, 1982b: Sekundäranalyse von Umfragedaten des Zentralarchivs. Kohortenanalyse als Methode der Untersuchung von Einflußfaktoren politischen Verhaltens. *ZA-Information* 10: 9–21.
- Puschner, Walter*, 1985: Materialismus und Postmaterialismus in der Bundesrepublik Deutschland 1970–1982. Eine Kohortenanalyse zu Ingleharts Theorie des Wertwandels. S. 357–389 in: *Dieter Oberndörfer*, *Hans Rattinger* und *Karl Schmitt* (Hg.), *Wirtschaftlicher Wandel, religiöser Wandel und Wertewandel. Folgen für das politische Verhalten in der Bundesrepublik Deutschland*. Berlin: Duncker & Humblot.
- Raudenbush, Stephen W.*, *Anthony S. Bryk*, *Yuk Fai Cheong* und *Richard T. Congdon*, 2000: *HLM 5. Hierarchical Linear and Nonlinear Modelling*. Lincolnwood: Scientific Software International.
- Snijders, Tom*, und *Roel Bosker*, 1999: *Multilevel Analysis. An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*. London/Thousand Oaks/New Delhi: Sage.
- Stockton, Ronald R.*, und *Frank W. Wayman*, 1983: *A Time of Turmoil: Values and Voting in the 1970s*. East Lansing: Michigan State University Press.
- van Deth, Jan W.*, 1983: The Persistence of Materialist and Post-Materialist Value Orientations. *European Journal of Political Research* 11: 63–79.
- van Deth, Jan W.*, und *Elinor Scarbrough*, 1995: The Concept of Values. S. 21–47 in: *Jan W. van Deth* und *Elinor Scarbrough* (Hg.), *The Impact of Values*. Oxford: Oxford University Press.

Korrespondenzanschriften:

Dr. Markus Klein, Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung der Universität zu Köln, Postfach 410960, 50869 Köln

E-Mail: klein@za.uni-koeln.de

Dr. Manuela Pötschke, EMPAS, Universität Bremen, Celsiusstrasse, FVG, M 1130, D-28359 Bremen

E-Mail: poetsch@empas.uni-bremen.de