

Andreß, Hans-Jürgen

**Article**

## Zur Entwicklung von Lebensstandard und Deprivation in Deutschland von 1996 bis 2003

Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung

**Provided in Cooperation with:**

German Institute for Economic Research (DIW Berlin)

*Suggested Citation:* Andreß, Hans-Jürgen (2006) : Zur Entwicklung von Lebensstandard und Deprivation in Deutschland von 1996 bis 2003, Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung, ISSN 1861-1559, Duncker & Humblot, Berlin, Vol. 75, Iss. 1, pp. 131-151, <https://doi.org/10.3790/vjh.75.1.131>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/99428>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

# Zur Entwicklung von Lebensstandard und Deprivation in Deutschland von 1996 bis 2003\*

Von Hans-Jürgen Andreß\*\*

**Zusammenfassung:** Verschiedene Indikatoren deuten darauf hin, dass sich die deutsche Gesellschaft seit dem Ende der 90er Jahre stärker polarisiert hat. Die Arbeit fragt, ob sich ein zunehmender Teil der Bevölkerung Dinge des notwendigen Lebensstandards nicht mehr leisten kann. Anhand von fünf repräsentativen Bevölkerungsumfragen wird gezeigt, dass das Ausmaß der Deprivation seit Mitte der 90er Jahre mit der Höhe der Arbeitslosigkeit variiert und seit der Jahrtausendwende erheblich zugenommen hat.

**Summary:** Several indicators show an increasing trend of polarization within the German society. This paper asks whether an increasing part of the German population is not able to afford the necessary standard of living in Germany. Using data from five representative surveys it is shown that the extent of deprivation varies with the amount of unemployment since the mid 90s and indeed has increased since 2000.

## 1 Einleitung

Viele Indikatoren deuten darauf hin, dass sich die deutsche Gesellschaft seit dem Ende der 90er Jahre stärker polarisiert hat. Nach der Verteilungsrechnung des Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Institutes des Deutschen Gewerkschaftsbundes hat die Lohnquote seit der Wiedervereinigung kontinuierlich abgenommen und die Gewinnquote entsprechend zugenommen (Schäfer 2005). Die langfristige Betrachtung der verfügbaren Einkommen sowohl mit der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) als auch mit dem Sozio-oekonomischen Panel (SOEP) zeigt, dass spätestens seit der Jahrtausendwende, nach Daten der EVS sogar früher, Einkommensungleichheit und Einkommensarmut erneut zugenommen haben (Hauser und Becker 2004; Frick et al. 2005). Ähnlich lautende Informationen aus der Lohn- und Einkommensteuerstatistik (Merz, Hirschel und Zwick 2004) oder aus der Verteilung der Vermögen (Westerheide, Ammermüller und Weber 2005) ließen sich hinzufügen.

Auch die vorherige Bundesregierung kommt in ihrem 2. Armuts- und Reichtumsbericht nicht umhin zu konstatieren, dass das Armutsrisiko seit 1998 zugenommen hat und dass Armutsbekämpfung daher ein zentrales politisches Ziel bleibt (BMGS 2004a: XXII). Gleichzeitig relativiert sie diesen Befund aber auch, indem sie auf die schwierigen wirtschaftlichen Begleitumstände, die häufig nur temporäre Betroffenheit, die armutsvermei-

\* Sophia Rabe-Hesketh danke ich für Hilfestellung bei der Handhabung des Programms *gllamm*, Henning Lohmann für die Benutzung seines schnellen Computers und einem anonymen Gutachter für die hilfreichen Überarbeitungsvorschläge.

\*\* Lehrstuhl für empirische Sozial- und Wirtschaftsforschung, Universität zu Köln, E-Mail: [hja@wiso.uni-koeln.de](mailto:hja@wiso.uni-koeln.de)

dende Wirkung staatlicher Transfers und die im internationalen Vergleich eher unterdurchschnittliche Armutsquote Deutschlands hinweist (BMGS 2004a: XXII ff.). Außerdem macht sie darauf aufmerksam, dass

„Maße relativer Einkommensarmut [...] vor allem etwas über die Einkommensverteilung aus[sagen], jedoch nichts über die Einkommensressourcen, die zur Befriedigung der notwendigen Bedürfnisse erforderlich sind“ (BMGS 2004a: XV).

Entsprechend verweist sie auf weitergehende Armutsdefinitionen, die auf dem sozio-kulturellen Existenzminimum aufbauen. Diese Definitionen haben

„nicht nur die physische Existenz zum Bezugspunkt, sondern auch den Ausschluss von der Teilhabe am gesellschaftlich üblichen Leben, die soziale Ausgrenzung“ (BMGS 2004a: XV f.).

Wie diese soziale Ausgrenzung aber zu bestimmen ist, darüber werden keine konkreten Angaben gemacht. Einerseits wird auf das Sozialhilferecht verwiesen, in dem das sozio-kulturelle Existenzminimum definiert und abgesichert sei, andererseits wird Armartya Sens Konzept der Verwirklichungschancen zitiert, für das allerdings noch geeignete Messinstrumente entwickelt werden müssten (BMGS 2004a: XVI).

In der Tat – alle eingangs zitierten Indikatoren zunehmender Polarisierung beruhen mehr oder weniger auf Einkommensdaten. Das hat etwas damit zu tun, dass entsprechende Informationen in ausführlicher sozio-demographischer Differenzierung mittlerweile über einen langen Beobachtungszeitraum zur Verfügung stehen und dass darüber hinaus gut ausgearbeitete Methoden der Analyse von Einkommensverteilungen vorliegen. Diese lange Forschungstradition hat eine Definition von (Einkommens)Armut etabliert (60 % des Medianeinkommens), die in vielen Ländern zum Standard geworden ist und mindestens auf EU-Ebene auch amtlichen Charakter hat. Im Rahmen der Laeken-Indikatoren ist sie eines der zentralen Vergleichskriterien sozialer Inklusion innerhalb der Europäischen Gemeinschaft. Gleichwohl – das Unbehagen an dieser Definition (prononciert etwa bei Krämer 2000) hat mindestens eine eben so lange Tradition und die methodischen Probleme von Einkommensanalysen sind in zahlreichen wissenschaftlichen Abhandlungen ausführlich behandelt und nur teilweise gelöst worden. Man denke etwa an das Problem der Berücksichtigung des Haushaltskontextes bei der Analyse von Haushaltseinkommen (Stichwort: Äquivalenzeinkommen), wodurch je nach Wahl der Bedarfsgewichte mal Ein-Personen-Haushalte und mal Mehr-Personen-Haushalte als besonders von Armut betroffen ausgewiesen werden. Insbesondere Richard Hauser hat auf die praktisch-politische Bedeutung der Wahl der Äquivalenzskala hingewiesen, von der u.a. das Ausmaß der beobachteten Kinderarmut abhängt (Hauser 2002).

Der Bedarf an ergänzenden Indikatoren über Prozesse sozialer Ausgrenzung ist daher weiterhin groß, nicht nur um die methodischen Probleme von Einkommensanalysen zu validieren, sondern vor allem auch um die zugrunde liegenden gesellschaftspolitischen Fragen besser beantworten zu können. Die eingangs berichteten Polarisierungstendenzen entlang der Einkommensdimension würden beispielsweise um so glaubwürdiger wirken, je mehr man nachweisen könnte, dass die darin zum Ausdruck kommende Benachteiligung ganzer Bevölkerungsgruppen sich auch in ihrem Alltagsleben wiederfinden lässt. Sogenannte direkte Armutsindikatoren (Ringen 1988) haben genau dieses Ziel. Sie betrachten die *Er-*

*gebnisse* des Verhaltens der Individuen *nach* Einsatz der ihnen zugänglichen (Einkommens-)Ressourcen. Ziel ist es, den Lebensstandard zu messen, über den Personen zu einem bestimmten Zeitpunkt in einer gegebenen Gesellschaft tatsächlich verfügen. Wegweisend für diesen „direkten“ Ansatz war die Studie von Peter Townsend aus dem Jahr 1979 über „Poverty in the United Kingdom“. Townsend geht darin vom beobachtbaren Lebensstandard der Bevölkerung („community's style of living“) aus und untersucht, welche Personengruppen daran in welchem Maße teilhaben können. Er bezeichnet einen Ausschluss von mehr oder minder großen Teilen eines allgemein akzeptierten Lebensstandards als Deprivation, und dementsprechend könnte man auch von *deprivations-* im Gegensatz zu *einkommensbasierten* Armutmaßen sprechen. Arm wäre nach dieser Definition die Person, die nicht über einen allgemein akzeptierten (minimalen) Lebensstandard verfügt (Andreß 1999).

Ausgangspunkt des Lebensstandardansatzes ist in der Regel eine Liste von Dingen und Aktivitäten, die nach Ansicht des jeweiligen Forschers oder einer repräsentativen Bevölkerungsstichprobe die wesentlichen Aspekte des notwendigen Lebensstandards in einer Gesellschaft umfassen. Für alle Untersuchungspersonen wird entweder per Beobachtung oder meistens per Befragung geprüft, ob sie über diese Dinge verfügen beziehungsweise diese Tätigkeiten ausüben. Fehlende Dinge oder nicht ausgeübte Tätigkeiten sind dann ein Hinweis auf einen unzureichenden Lebensstandard. Häufen sich diese Mangelerscheinungen, spricht man ab einem gewissen Ausmaß von Deprivation.

Der Lebensstandardansatzes ist in einer ganzen Reihe von Arbeiten methodisch verfeinert (wegweisend etwa von Mack und Lansley 1985) und auch in der Bundesrepublik mehrfach für Armutsanalysen genutzt worden (Andreß 1999, Andreß und Lipsmeier 2001, Andreß, Krüger und Sedlacek 2004, Böhnke 2002, Böhnke und Delhey 1999 und 2001, Lipsmeier 1999 und 2000). Als Befragungsmethode stellt er jedoch hohe Anforderungen an das Erhebungsinstrument und insbesondere für Längsschnittanalysen stellt sich die Frage, wie Vergleiche über die Zeit möglich sind, wenn das Erhebungsinstrument zwischen den Erhebungszeitpunkten nicht vollständig konstant ist. Aufbauend auf einem im Rahmen des 2. Armut- und Reichtumsberichtes erstellten Gutachtens über den notwendigen Lebensstandard der deutschen Bevölkerung in den Jahren 1996–2003 (Andreß, Krüger und Sedlacek 2004) wird in dieser Arbeit der Versuch unternommen, den langfristigen Trend der Deprivation in einem theoretischen Modell zu beschreiben und mithilfe repräsentativer Umfragedaten zu schätzen. Im folgenden Kapitel 2 geben wir zunächst ein paar Informationen zu den verwendeten Daten und Erhebungsinstrumenten. Kapitel 3 fasst die methodischen Probleme bisheriger Längsschnittvergleiche des Lebensstandards zusammen. Kapitel 4 erläutert dann das theoretische Modell, durch das diese Schwierigkeiten überwunden werden sollen. Kapitel 5 beschreibt die Schätzergebnisse und in Kapitel 6 folgt schließlich die Antwort auf die Ausgangsfrage: Lassen sich die eingangs berichteten Polarisierungstendenzen entlang der Einkommensdimension auch bei Analysen des Lebensstandards wiederfinden?

## 2 Daten und Erhebungsinstrumente

Der Lebensstandardansatz besteht im Wesentlichen aus drei Komponenten: a) aus einer bevölkerungsrepräsentativen Erhebung der Notwendigkeit bestimmter Dinge und Aktivitäten („Items“), die den Lebensstandard einer Gesellschaft charakterisieren, b) aus einer

repräsentativen Erhebung der Verbreitung dieser Items in der Bevölkerung sowie – aufbauend auf diesen Daten – c) aus einer Identifikation der Bevölkerungsgruppen, die sich diese nach allgemeiner Meinung notwendigen Items aus finanziellen Gründen nicht leisten können. Die Beschränkung auf Items, die aus finanziellen Gründen fehlen, hat damit zu tun, dass Personen auch aus anderen Gründen bestimmte Dinge nicht haben oder bestimmte Aktivitäten nicht ausüben. Ein Vegetarier nimmt z. B. nicht „mindestens alle zwei Tage eine warme Mahlzeit mit Fleisch, Geflügel oder Fisch“ zu sich, oder eine ältere gehbehinderte Frau kann nicht „alle zwei Wochen einmal abends ausgehen.“ Das Fehlen dieser Lebensstandardmerkmale ist in beiden Fällen kein Hinweis auf einen unzureichenden Lebensstandard aufgrund unzureichender Einkommensressourcen, sondern eher ein Hinweis auf einen freiwillig gewählten Lebensstandard aufgrund anderer Präferenzen. Tabelle A1 im Anhang enthält eine Liste aller zu den fünf Erhebungszeitpunkten abgefragten Lebensstandardmerkmale. Aus dieser Tabelle sind die Probleme der Längsschnittanalyse bereits zu erahnen, denn nicht alle Items wurden auch zu jedem Zeitpunkt erhoben und zum Teil haben sich die Itemformulierungen im Zeitablauf verändert.

Konkret besteht unsere Datenbasis aus fünf bevölkerungsrepräsentativen Umfragen: dem Sozialwissenschaften-Bus aus dem Jahr 1996, den Wohlfahrtssurveys aus den Jahren 1998 und 1999 sowie den Wellen 18 und 20 des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP), die in den Jahren 2001 und 2003 erhoben wurden. Die Fallzahlen sind ebenfalls in Tabelle A1 aufgeführt (detailliertere Beschreibungen der Datenquellen und Erhebungsinstrumente finden sich in Andreß, Krüger und Sedlacek 2004). Während es sich bei den ersten drei Umfragen um voneinander unabhängige Bevölkerungsquerschnitte handelt, die lediglich Aussagen über zeitliche Veränderungen auf der Ebene einzelner Gruppen erlauben (Trendanalyse), handelt es sich beim Sozio-ökonomischen Panel um eine Wiederholungsbefragung der gleichen Personen, die auch die Analyse von Veränderungen auf der Individualebene möglich macht (Panelanalyse). Von diesen differenzierteren Möglichkeiten der Längsschnittanalyse mit dem SOEP wird hier aber kein Gebrauch gemacht.

Hinsichtlich Stichprobenanlage und Auswahlverfahren sind Sozialwissenschaften-Bus, Wohlfahrtssurvey und SOEP weitgehend vergleichbar. Ein Problem entsteht lediglich durch die unterschiedliche Berücksichtigung der Ausländerpopulation. Während der Sozialwissenschaften-Bus Ausländer per Definition der Grundgesamtheit ausschließt und im Rahmen des Wohlfahrtssurveys 1998 nur sehr wenige Personen nichtdeutscher Nationalität befragt wurden, wurde im Wohlfahrtssurvey 1999 nicht nach der eigenen Staatsangehörigkeit, sondern danach gefragt, ob ein oder beide Elternteile zum Zeitpunkt der Geburt des Befragten eine andere als die deutsche Staatsangehörigkeit hatten. Nur im SOEP werden Personen ausländischer Nationalität uneingeschränkt berücksichtigt. Aus Gründen der Vergleichbarkeit wird daher die folgende Analyse auf Personen deutscher Nationalität beschränkt. Da Sozialwissenschaften-Bus und Wohlfahrtssurvey auf Personen in Privathaushalten ab 18 Jahren abstellen, wird zudem die Analyse auf Personen ab 18 Jahren eingegrenzt. Die Beschränkung auf die deutsche Wohnbevölkerung hat zur Folge, dass der Lebensstandard eher positiv eingeschätzt wird, denn Personen mit ausländischer Nationalität sind häufiger von Einkommensarmut und Unterversorgung in anderen Lebensbereichen betroffen (Tucci und Wagner 2005).

Größere Schwierigkeiten bereitet jedoch das Erhebungsinstrument selbst. Ein direkter Vergleich der fünf Umfragen im Zeitablauf ist deshalb nicht ganz einfach, weil sich die je-

weils erfassten Lebensstandardmerkmale in Quantität und Qualität unterscheiden (vgl. auch Tabelle A1). So enthält der Sozialwissenschaften-Bus 1996 mit 27 Items die meisten Merkmale, die überdies überwiegend die Befriedigung von Grundbedürfnissen abdecken. Diese Studie wurde explizit auf die Untersuchung defizitärer Wohlstandspositionen angelegt und erfragt dementsprechend viele Dinge, die für die Mehrheit der Bevölkerung selbstverständlich sein dürften, wie z. B., ob man in einer Wohnung ohne feuchte Wände lebt oder ob man im Winter ausreichend heizen kann. Der Wohlfahrtssurvey zielt dagegen auf die Erfassung der Wohlfahrtsentwicklung in der *Gesamtbevölkerung* ab und enthält dementsprechend relativ viele kostenintensive Merkmale, die über einen minimalen Lebensstandard hinausgehen. So wird bei insgesamt 22 beziehungsweise 19 in den Jahren 1998 und 1999 erhobenen Items beispielsweise auch danach gefragt, ob man einen Computer, eine Geschirrspülmaschine, ein Zeitungsabonnement oder eine zusätzliche private Krankenversicherung besitzt. In der dritten Datenquelle, dem SOEP, wird schließlich nur eine kleine Auswahl „bewährter“ Indikatoren aus Sozialwissenschaften-Bus und Wohlfahrtssurvey erfasst. Konkret wird nach der Verbreitung von lediglich 13 Items gefragt, und nur für elf (2001) beziehungsweise zehn (2003) dieser Items liegen zusätzliche Informationen über die Gründe für ein eventuelles Fehlen vor. Insgesamt gesehen kommen also lediglich sieben Items in *allen* fünf Umfragen vor, darunter zwei mit teilweise abweichenden Formulierungen.

### 3 Bisherige Analysen mit dem Lebensstandardansatz

Mit den beschriebenen Daten wurden bisher vielfältige Fragen untersucht:

- Welche Merkmale gehören nach Ansicht der Bundesbürger zum notwendigen Lebensstandard?
- Wie viele und welche Haushalte verfügen über diese Merkmale?
- Welche Merkmale des Lebensstandards fehlen aus finanziellen Gründen?
- Welche Personengruppen haben einen unzureichenden Lebensstandard?
- Wie verändert sich der Lebensstandard im Zeitablauf für ausgewählte Subgruppen?

Die ersten drei Fragen können jeweils für einzelne Lebensstandardmerkmale beantwortet werden. Die beiden letzten Fragen setzen jedoch eine Aggregation der vielen Einzelinformationen voraus, denn es wird nach dem Lebensstandard insgesamt gefragt, genauer gesagt nach einem *unzureichenden* Lebensstandard. Eine übliche Methode besteht daher darin, einen Summenindex zu bilden, der die Anzahl der aus finanziellen Gründen fehlenden Items zählt. Als depriviert wird eine Person dann bezeichnet, wenn dieser Summenindex einen bestimmten Wert überschreitet. Für diesen Schwellenwert existieren keine klaren Vorgaben. Häufig wird eine Anzahl von drei fehlenden Items verwendet, oder es wird der Wert verwendet, den das Zehntel der Befragten mit den höchsten Indexwerten mindestens aufweist.

Es ist klar, dass der Durchschnittswert des Summenindex oder der Anteil der deprivierten Personen, egal ob er nun durch eine a priori festgelegte Anzahl fehlender Items oder durch

den oberen Dezilwert operationalisiert wird, nicht im Zeitablauf verglichen werden kann, wenn die Anzahl der in die Indexberechnung eingehenden Items zwischen elf und 27 variiert und zudem ein unterschiedliches Spektrum von Lebensstandarddimensionen abdeckt. Sollte beispielsweise das durchschnittliche Deprivationsniveau (gemessen über den Summenindex) von 1996 nach 1999 abnehmen, dann kann das auch daran liegen, dass 1999 im Gegensatz zu 1996 nur 19 und nicht 27 Items abgefragt wurden. Umgekehrt könnte eine Zunahme des durchschnittlichen Deprivationsniveaus damit zusammenhängen, dass 1999 – wie beschrieben – nicht nur Dinge des absoluten Grundbedarfs, sondern auch einige sehr kostenintensive Merkmale abgefragt wurden, die daher häufiger aus finanziellen Gründen fehlen dürften.

Ein wenig beachtetes Problem – nicht nur für Längsschnittvergleiche – ist auch die fehlende Angabe eines Grundes für das Fehlen eines Merkmals. Im SOEP wird beispielsweise ein Filter verwendet: Erst wenn die Person angibt, über ein Merkmal nicht zu verfügen, wird nachgefragt, welchen Grund das hat (finanzielle oder andere Gründe). Wenn eine Antwort auf die Nachfrage fehlt, weiß der Forscher zwar, dass ein Lebensstandardmerkmal fehlt, er kann aber nicht mehr die notwendige Präferenzkontrolle vornehmen (vgl. Kapitel 2). Soll er jetzt annehmen, dass finanzielle Gründe im Vordergrund stehen, nur vergessen wurde, sie anzugeben? Oder soll das Item gänzlich unberücksichtigt bleiben? Und schließlich: Was bedeutet das für die Operationalisierung von Deprivation? Soll man eine Person auch dann als depriviert bezeichnen, wenn ihr drei Items aus finanziellen Gründen fehlen, aber alle anderen Items nicht zu verwerten sind, weil die Nachfrage nach den Gründen unbeantwortet blieb?

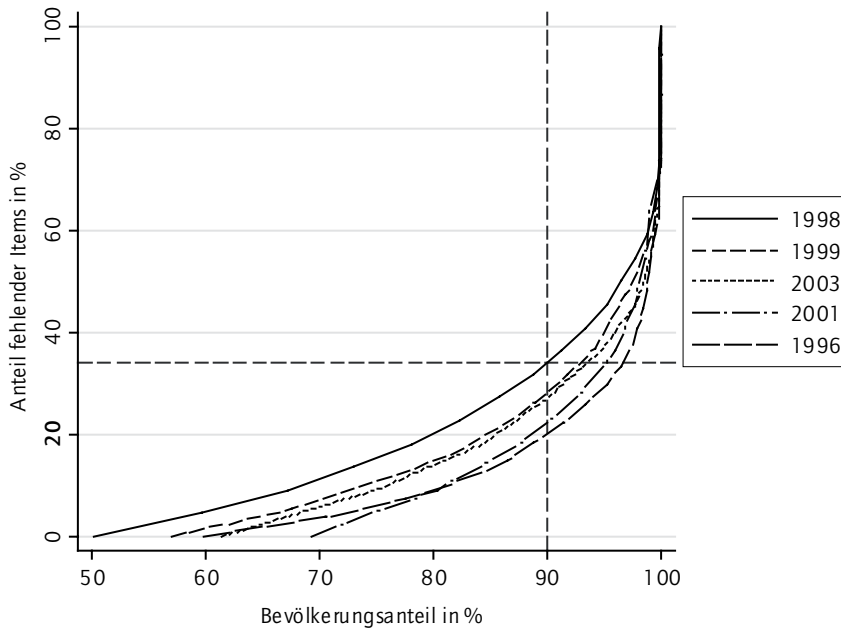
Im Rahmen eines für den 2. Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung erstellten Gutachtens über den notwendigen Lebensstandard der deutschen Bevölkerung in den Jahren 1996–2003 (Andreß, Krüger und Sedlacek, 2004) mussten diese Fragen pragmatisch entschieden werden:

1. *Ausmaß der Deprivation*: Um das Ausmaß der Deprivation zu messen, wird statt der Absolutzahl der prozentuale Anteil der aus finanziellen Gründen fehlenden Items an *allen* im jeweiligen Erhebungsjahr erhobenen Items berechnet, um auf diese Weise die unterschiedliche Gesamtzahl der Items zu kontrollieren.
2. *Unzureichender Lebensstandard*: Als Armutsgrenze wurde der obere Dezilwert verwendet. Nach diesem Kriterium haben also die Personen einen unzureichenden Lebensstandard, die zu den zehn Prozent der Bevölkerung gehören, die sich die meisten Lebensstandardmerkmale nicht leisten können. Dazu waren 1996 mindestens fünf, 1998 mindestens acht, 1999 mindestens sechs und 2001 beziehungsweise 2003 mindestens drei aus finanziellen Gründen fehlende Items notwendig.<sup>1</sup>

**1** Nur in den Jahren 2001 und 2003, in denen eine hinreichende große Stichprobe zur Verfügung stand, wurden Personen mit zu vielen fehlenden Angaben beim Lebensstandard-Instrument aus der Analyse ausgeschlossen (2001:  $n = 907$ , 2003:  $n = 676$ ). In den anderen drei Umfragen hätte diese „Maßnahme“ den ohnehin geringeren Stichprobenumfang noch weiter verkleinert. Außerdem wurde argumentiert, dass das sehr viel umfangreichere Lebensstandardinventar in den Jahren 1996–98 Ausfälle einzelner Items wegen fehlender Angaben eher verkraften könne.

Abbildung 1

## Wie viele Lebensstandarditems können sich wie viele Personen nicht leisten?



Quellen: Sozialwissenschaften-Bus 1996, Wohlfahrtssurvey 1998, 1999, SOEP 2001, 2003; eigene Berechnungen (Andreß et al. 2004: 21).

Abbildung 1 verwendet die erste Operationalisierung und zeigt die *gesamte* Verteilung der aus finanziellen Gründen fehlenden Items in der Bevölkerung für die fünf Umfragen (genauer: des Anteils der aus finanziellen Gründen fehlenden Items an allen jeweils erfragten Items). Wir betrachten zunächst die am weitesten oben liegende Kurve, die die Situation im Jahr 1998 (Wohlfahrtssurvey) widerspiegelt. Wie man die Datenpunkte auf der Kurve interpretieren kann, verdeutlichen die senkrecht bei  $x = 90$  und horizontal bei  $y = 34,2$  eingezeichneten gestrichelten Geraden: Im Jahr 1998 fehlten 90 % der Bevölkerung maximal 34,2 % der damals erhobenen Lebensstandardmerkmale aus finanziellen Gründen.<sup>2</sup> Demgegenüber würde man beispielsweise für die am weitesten unten liegende Kurve (1996) einen Wert von 20,2 % ablesen. Anders ausgedrückt: Im Jahr 1996 war für diesen Bevölkerungsanteil das Ausmaß der Deprivation sehr viel geringer als 1998. Und nicht nur das: Da für jeden anderen Bevölkerungsanteil die 96er Kurve unterhalb der 98er Kurve liegt, ist davon auszugehen, dass das Ausmaß der Deprivation insgesamt im Jahr 1996 geringer war als 1998.

<sup>2</sup> Bei diesem durch lineare Interpolation berechneten Werten wird ein kontinuierlicher Deprivationsindex unterstellt. Der Vorteil der grafischen Darstellung besteht darin, dass im Prinzip jeder andere Dezilwert abgelesen werden kann und – vor allem – ein Gesamtvergleich zwischen den Verteilungen aus verschiedenen Jahren möglich ist.



Ganz allgemein kann man sagen, dass das Ausmaß der Deprivation in einem Jahr umso geringer ist, je mehr die jeweilige Kurve in der rechten unteren Ecke des Diagramms verläuft. Demnach ist das Ausmaß der Deprivation in den Jahren 1996 und 2001 relativ ähnlich und im hier untersuchten Zeitraum am geringsten. Am höchsten ist es im Jahr 1998. Die Jahre 2003 und 1999 sind sich wiederum sehr ähnlich und bewegen sich auf einem mittleren Niveau. Ehe man diesen zeitlichen Verlauf im Lichte der ökonomischen und politischen Veränderungen in der Bundesrepublik seit 1996 interpretiert, wäre aber zu fragen, ob die gewählte Methode überhaupt einen solchen Vergleich erlaubt. Ist durch die Normierung auf die Gesamtzahl der erhobenen Items der unterschiedliche Umfang des Lebensstandardinventars in den einzelnen Erhebungsjahren hinreichend kontrolliert? Ist das überaus hohe Ausmaß der Deprivation im Jahr 1998 vielleicht darauf zurückzuführen, dass in die Summe fehlender Items eine relativ große Anzahl kostenintensiver Lebensstandardmerkmale des gehobenen Bedarfs eingeht? Der entscheidende Nachteil der bisherigen Analysen ist die summarische Zusammenfassung der Lebensstandardmerkmale zu einem Deprivationsindex. Wenn sich Anzahl und Qualität der einzelnen Items zwischen den Erhebungen unterscheiden, dann ist ein Vergleich der Summe der aus finanziellen Gründen fehlenden Items im Zeitablauf problematisch. Ein solches aus mehreren Einzelinformationen zusammengestelltes Maß ist darüber hinaus von einer bestimmten Mindestanzahl gültiger Werte für die Einzelinformationen abhängig. Gesucht ist daher eine Analysemethode, die es erlaubt, sowohl die inhaltliche Forschungsfrage als auch die methodischen Probleme in einem integrierten Modell auf der Ebene der einzelnen Items anzugehen.

#### 4 Ein Modell zur Beschreibung des Lebensstandards im Zeitablauf

Wir wechseln dazu die Analyseebene und betrachten das Fehlen einzelner Items als Funktion der nicht direkt beobachtbaren Deprivation einer Person. Der entsprechende Datensatz verwendet als kleinste Einheit das jeweilige Lebensstandardmerkmal, und die Gesamtzahl aller Beobachtungen berechnet sich wie folgt:  $m_i$  Items  $\times$   $n_t$  Personen  $\times$   $t$  Erhebungen. Der Datensatz integriert alle ( $t = 5$ ) Surveys aus den Jahren 1996, 1998, 1999, 2001 und 2003. Je nach Erhebungsjahr  $t$  variiert die Anzahl ( $n_t$ ) der befragten Personen (vgl. Tabelle A1). Schließlich hängt die Anzahl ( $m_i$ ) der von einer Person  $i$  beantworteten Items vom Umfang des im jeweiligen Erhebungsjahr  $t$  verwendeten Lebensstandardinventars und der Anzahl der gültigen Antworten ab, die Person  $i$  gegeben hat.

Abhängige Variable der folgenden Analyse ist eine 0/1-kodierte Dummyvariable  $I_{kii}$ , die angibt, ob Person  $i$  im Erhebungsjahr  $t$  das Lebensstandardmerkmal  $k$  aus finanziellen Gründen fehlt ( $I_{kii} = 1$ ) oder nicht ( $I_{kii} = 0$ ). Alle über die verschiedenen Jahre erhobenen Lebensstandardmerkmale wurden einheitlich von  $k = 1$  bis  $k = 35$  durchnummeriert (vgl. Tabelle A1).  $k = 6$  bezeichnet beispielsweise das Item „Waschmaschine“, das in den Jahren 1996, 1998 und 1999 erhoben wurde, nicht aber in den Jahren 2001 und 2003. Das verwendete statistische Modell ist aus der (psychologischen) Testtheorie entlehnt. In psychologischen Tests geht es beispielsweise um die Frage, wie man aus einer Menge von richtig oder falsch beantworteten Aufgaben auf die zugrunde liegende Leistung einer Person schließen kann, die nicht direkt beobachtbar ist. In unserem Fall wollen wir aus der Menge der fehlenden oder vorhandenen Items auf das Ausmaß der Deprivation  $D_i$  bei

Person  $i$  im Jahr  $t$  schließen. Betrachten wir dazu das folgende lineare Schwellenwert-Modell:

$$I_{kti}^* = \alpha_{kt} + D_{it} + \varepsilon_{kti} \quad (1)$$

Die Werte unserer abhängigen Variablen  $I_{kti}$  ergeben sich, je nachdem, ob diese Funktion den Schwellenwert 0 überschreitet oder nicht:  $I_{kti} = 1$ , wenn  $I_{kti}^* > 0$ , und  $I_{kti} = 0$ , wenn  $I_{kti}^* \leq 0$ .

Neben dem Ausmaß der Deprivation  $D_{it}$  enthält Modell (1) noch den Parameter  $\alpha_{kt}$ . In der psychologischen Testtheorie werden Items (z.B. Aufgaben) anhand ihrer Schwierigkeit  $\alpha_{kt}$  unterschieden. In unserem Fall misst der Parameter  $\alpha_{kt}$  dagegen die „Leichtigkeit“, mit der ein Lebensstandardmerkmal  $k$  zum Zeitpunkt  $t$  aus finanziellen Gründen als fehlend eingestuft wird. Je größer  $\alpha_{kt}$  ist, desto eher bewegt sich  $I_{kti}^*$  im positiven Bereich (und dementsprechend  $I_{kti} = 1$ ). Vor allem kostenträchtige Lebensstandardmerkmale dürften diese Eigenschaft aufweisen.

Schließlich enthält Gleichung (1) noch einen Fehlerterm  $\varepsilon_{kti}$ . Je nachdem, welche Verteilungsannahmen man über  $\varepsilon_{kti}$  macht, ergeben sich bestimmte Submodelle dieses allgemeinen Ansatzes. Unterstellt man beispielsweise eine logistische Verteilung, ergibt sich das bekannte logistische Regressionsmodell:

$$\ln \frac{\Pr(I_{kti} = 1)}{1 - \Pr(I_{kti} = 1)} = \alpha_{kt} + D_{it} \Leftrightarrow \Pr(I_{kti} = 1) = \frac{\exp(\alpha_{kt} + D_{it})}{1 + \exp(\alpha_{kt} + D_{it})} \quad (2)$$

Für jeden Zeitpunkt  $t$  gilt: Je größer das Ausmaß der Deprivation  $D_{it}$  der Person  $i$  und je „leichter“ das Lebensstandardmerkmal  $k$  ist (gemessen an  $\alpha_{kt}$ ), desto größer ist die Wahrscheinlichkeit, dass dieses Merkmal aus finanziellen Gründen fehlt, d.h.  $I_{kti} = 1$ . Dabei wird unterstellt, dass sich die Deprivation  $D_{it}$  für alle Lebensstandardmerkmale in gleicher Weise auswirkt.

Interessante Erweiterungen dieses Grundmodells ergeben sich, wenn man jeweils zum Zeitpunkt  $t$  das Vorwissen über das Ausmaß der Deprivation  $D_{it}$  der Person  $i$  und über die „Leichtigkeit“  $\alpha_{kt}$  des Lebensstandardmerkmals  $k$  berücksichtigt:

$$D_{it} = \beta'_t x_{it} + u_i \quad (3)$$

$$\alpha_{kt} = \lambda_{kt} + \gamma'_t z_{kt} \quad (4)$$

So lässt sich beispielsweise vermuten, dass das Ausmaß der Deprivation im unteren Einkommensbereich höher ist. Einkommen und andere relevante Determinanten der Deprivation werden in Gleichung (3) in einem Vektor unabhängiger Variablen  $x_{it}$  zusammengefasst, deren Effekte  $\beta'_t$  auf das Ausmaß der Deprivation empirisch bestimmt werden können. Alle nicht beobachteten Determinanten der Deprivation sind in einer personenspezifischen Komponente  $u_i$  zusammengefasst. Weiterhin wird die „Leichtigkeit“  $\alpha_{kt}$ , mit der ein Lebensstandardmerkmal als fehlend eingestuft wird, nicht nur von den „subjekti-

ven Kosten“  $\lambda_{kt}$  eines Merkmals (zur Interpretation s. unten), sondern auch von der gewählten Itemformulierung abhängen, die „teurere“ oder „billigere“ Ausprägungen des gleichen Lebensstandardmerkmals ansprechen können.

Betrachten wir dazu als Beispiel die Lebensstandarddimension „Freizeitaktivitäten und soziale Kontakte“: Im Sozialwissenschaften-Bus (1996) wird danach gefragt, ob man alle zwei Wochen einmal abends ausgehen kann (Item Nr. 33). Im Wohlfahrtssurvey (1998, 1999) ist das entsprechende Item spezifischer formuliert und lautet: „Können Sie einmal im Monat mit der Familie zum Essen in ein Restaurant gehen?“ Es ist anzunehmen, dass die letzte Formulierung eher („leichter“) dazu führt, dass eine Befragungsperson angibt, sich diese Freizeitaktivität aus finanziellen Gründen nicht leisten zu können. Beide Items sprechen also die gleiche Lebensstandarddimension an, sind jedoch aufgrund der unterschiedlichen Formulierungen nicht direkt vergleichbar. Die besondere „Leichtigkeit“ des Items Nr. 33 in den Jahren 1998 und 1999 lässt sich aber durch eine Dummy-Variable kontrollieren, die für dieses Item in den Jahren 1998 und 1999 den Wert 1 aufweist, für alle anderen Jahre (und Items) dagegen den Wert 0. Diese und andere Spezifika der einzelnen Lebensstandardmerkmale  $k$  zu bestimmten Erhebungszeitpunkten  $t$  können im Vektor unabhängiger Variablen  $z_{kt}$  abgelegt und ihr Einfluss  $\gamma'_t$  auf die Antworten der Befragten quantifiziert werden (vgl. Gleichung 4).<sup>3</sup>

Was ist aber mit den „subjektiven Kosten“  $\lambda_{kt}$  gemeint? Sie entsprechen natürlich nicht den tatsächlichen Preisen der jeweiligen Güter und Dienstleistungen (je nach Qualität sind z.B. Farbfernseher und Geschirrspüler im Handel gleich teuer, rein empirisch gesehen sind jedoch Geschirrspüler viel weniger verbreitet). Unter subjektiven Kosten verstehen wir hier das Produkt aus subjektiv wahrgenommener „Entbehrlichkeit“ und tatsächlichem Preis des jeweiligen Gutes oder der jeweiligen Dienstleistung. Ein Farbfernseher mag ähnlich teuer wie eine Geschirrspülmaschine sein, wenn er aber als notwendiger wahrgenommen wird als eine Geschirrspülmaschine, dann verfügen mehr Personen über einen Farbfernseher als über eine Geschirrspülmaschine, die offensichtlich entbehrlicher ist. Werden umgekehrt zwei Güter als gleich notwendig betrachtet, dann entscheidet über ihre Verfügbarkeit der Preis.

Es sei  $N_{kii}$  die von Person  $i$  subjektiv wahrgenommene Notwendigkeit des Items  $k$  zum Zeitpunkt  $t$  und  $P_{kt}$  der durchschnittliche Preis des Items  $k$  zum Zeitpunkt  $t$ . Dann lässt sich Gleichung (4) entsprechend erweitern:

$$\alpha_{kt} = \delta \cdot N_{kii} \cdot P_{kt} + \gamma'_t z_{kt} \quad (5)$$

Mit entsprechenden individuellen Notwendigkeitseinschätzungen und itemspezifischen Durchschnittspreisen könnte man die subjektiven Kosten sogar messen und ihren Effekt  $\delta$  schätzen. Die subjektiv wahrgenommene Notwendigkeit wurde für alle Lebensstandardmerkmale im Sozialwissenschaften-Bus und im Wohlfahrtssurvey erhoben, nicht aber im

**3** Für die folgende Anwendung ist das Modell so konzipiert, dass der Vektor  $z_{kt}$  ausschließlich Variablen enthalten soll, die die einzelnen Items  $k$  charakterisieren, während der Vektor  $x_{it}$  ausschließlich Variablen enthalten soll, die die einzelnen Personen  $i$  charakterisieren. Auf diese Weise ist sichergestellt, dass es nicht zu Identifikationsproblemen kommen kann. Prinzipiell schließt das Modell aber nicht aus, dass der Vektor  $z$  auch Personencharakteristika enthält (z.B. wenn unterschiedliche Personen auf einzelne Items unterschiedlich reagieren). In diesem Fall kann es zu Identifikationsproblemen kommen, wenn die gleichen Variablen in  $z$  und  $x$  auftreten.

SOEP. Die Erfassung von Durchschnittspreisen ist dagegen sehr viel schwieriger, weil es große Qualitätsunterschiede für einzelne Items gibt (z. B. beim Geschirrspüler) und weil nicht alle Items einen Marktpreis haben (z. B. der Kontakt mit Nachbarn). Es liegt daher nahe, es zunächst bei der Spezifikation (4) zu belassen und allenfalls individuelle Notwendigkeitseinschätzungen als weitere Kovariate in das Modell aufzunehmen:

$$\alpha_{kt} = \lambda_{kt} + \nu \cdot N_{kii} + \gamma'_t Z_{kt} \quad (6)$$

Diese Erweiterung wird jedoch in der folgenden Auswertung nicht berücksichtigt, weil es hier in erster Linie um eine Trendanalyse gehen soll. Dafür ist von Nachteil, dass Notwendigkeitseinschätzungen nur für drei der fünf Erhebungszeitpunkte zur Verfügung stehen und zudem für Wohlfahrtssurvey (1998, 1999) und Sozialwissenschaften-Bus (1996) unterschiedlich abgefragt wurden.

Wir belassen es also bei den Spezifikationen (3) und (4), mit denen sich das logistische Regressionsmodell (2) wie folgt konkretisieren lässt:

$$\ln \frac{\Pr(I_{kii} = 1)}{1 - \Pr(I_{kii} = 1)} = \lambda_{kt} + \gamma'_t Z_{kt} + \beta'_t x_{it} + u_i \quad (7)$$

Die darin enthaltene (unbeobachtete) Personenkomponente  $u_i$  macht seine empirische Überprüfung schwierig (vgl. zum Folgenden Greene, 2003; Wooldridge, 2002).<sup>4</sup> Betrachtet man die  $u_i$  als fixe Parameter, dann ist Conditional Maximum Likelihood (CML) eine geeignete Schätzmethode, allerdings mit dem Nachteil, dass der Einfluss der Determinanten der Deprivation  $x_{it}$  nur kontrolliert, aber nicht quantifiziert werden kann (fixed effects estimation).<sup>5</sup> Betrachtet man sie dagegen als zufällige Parameter und ist darüber hinaus bereit, bestimmte vereinfachende Annahmen über ihre Verteilung zu machen, dann lassen sich die verbleibenden Parameter des Modells  $\lambda_{kt}$ ,  $\gamma'_t$  und  $\beta'_t$  mit Maximum Likelihood (ML) schätzen (random effects estimation). Zu den vereinfachenden Annahmen gehört leider auch, dass die (unbeobachtete) Personenkomponente  $u_i$  nicht mit den im Modell berücksichtigten Determinanten der Deprivation  $x_{it}$  korreliert sein darf, was häufig keine besonders realistische Annahme ist.

## 5 Schätzergebnisse

Tabelle 1 zeigt die Ergebnisse unserer Random Effects Schätzungen. Aus der Tabelle ist auch ersichtlich, welche Determinanten der Deprivation wir berücksichtigt haben. Obwohl

<sup>4</sup> An dieser Stelle lässt sich auch fragen, warum  $u_i$  keinen Index  $t$  hat (bzw. warum diese unbeobachtete Komponente nicht – wie bei Panelmodellen üblich – in einen Term für die personelle Heterogenität und einen anderen Term für die zeitliche Heterogenität aufgesplittet wird). Im Prinzip ist das bei Wiederholungsbefragungen eine notwendige Erweiterung, auch wenn sie die Schätzung des Modells noch weiter erschwert. In unserem Fall haben wir davon abgesehen, weil die Mehrzahl der von uns verwendeten Datensätze – ausgenommen die Jahre 2001 und 2003 – nicht aus Wiederholungsbefragungen stammt.

<sup>5</sup> CML eliminiert alle Effekte, die nicht zwischen den verschiedenen Items einer Person variieren. Dazu gehört u. a.  $u_i$  (das ist erwünscht), aber eben auch die bekannten Personenmerkmale  $x_{it}$ , weil diese per Definition für ein- und dieselbe Person – ebenso wie  $u_i$  – immer gleich sind. CML nutzt dazu die Eigenschaft, dass die Summe der fehlenden Lebensstandardmerkmale ( $\sum I_{kii}$ ) eine minimal suffiziente Statistik für die  $u_i$  ist. Mit dieser Eigenschaft lässt sich im Übrigen auch die Verwendung von Summenindizes in bisherigen Standardanalysen des Lebensstandardansatzes statistisch-theoretisch rechtfertigen (Skronal und Rabe-Hesketh 2004: 242).

Tabelle 1

**Determinanten des Lebensstandards (logistische Regressionskoeffizienten, random effects)**

Variable	Multivariate Ergebnisse			Zum Vergleich: bivariate Ergebnisse		
	Koeffizient	Std Err	Odds Ratio	Koeffizient	Std Err	Odds Ratio
Konstante	-3,3915	0,2088	0,0337			
<b>Einkommensquintil</b>						
Niedrig		Referenzkategorie			Referenzkategorie	
2	-1,0347	0,0414	0,3554	-1,3865	0,0414	0,2500
3	-1,8580	0,0434	0,1560	-2,3246	0,0433	0,0978
4	-2,5612	0,0479	0,0772	-3,0723	0,0474	0,0463
Hoch	-3,4216	0,0584	0,0327	-4,0196	0,0547	0,0180
<b>Region</b>						
Ost		Referenzkategorie			Referenzkategorie	
West	-0,0823	0,0315	0,9210	-0,5243	0,0313	0,5919
<b>Geschlecht</b>						
Mann		Referenzkategorie			Referenzkategorie	
Frau	-0,0403	0,0307	0,9605	0,2373	0,0288	1,2678
<b>Alter</b>						
18-24		Referenzkategorie			Referenzkategorie	
25-54	-0,1147	0,0544	0,8917	-0,6010	0,0452	0,5483
55-64	-0,8447	0,0689	0,4297	-1,4010	0,0576	0,2464
65+	-1,5444	0,0741	0,2134	-1,6533	0,0559	0,1914
<b>Schulbildung</b>						
Ohne Abschluß		Referenzkategorie			Referenzkategorie	
Hauptschulabschluss	-0,6765	0,0939	0,5084	-1,2922	0,0913	0,2747
Realschule	-0,9574	0,0969	0,3839	-1,4808	0,0923	0,2275
Fachhochschulreife	-1,0082	0,1100	0,3649	-1,7578	0,1093	0,1724
Abitur	-1,0781	0,1034	0,3402	-2,1291	0,0962	0,1189
Restliche Abschlüsse	-0,3629	0,1141	0,6957	-0,5669	0,1168	0,5673
Noch Schüler	-1,6673	0,1722	0,1887	-1,4444	0,1316	0,2359
<b>Berufsausbildung</b>						
Kein Abschluss/angelernnt		Referenzkategorie			Referenzkategorie	
Lehre/Berufsfachschule	-0,4477	0,0388	0,6391	-0,8709	0,0369	0,4186
Meister / Fachhochschule	-0,6081	0,0717	0,5444	-1,8332	0,0748	0,1599
Universität	-0,6581	0,0866	0,5178	-2,1266	0,0717	0,1192
Restliche Abschlüsse	-0,3255	0,0820	0,7222	-0,5599	0,0732	0,5712
Noch in Ausbildung	-0,2948	0,1020	0,7447	0,0845	0,0665	1,0882
<b>Erwerbsstatus</b>						
Vollzeit erwerbstätig		Referenzkategorie			Referenzkategorie	
Teilzeit erwerbstätig	0,0835	0,0528	1,0871	0,2600	0,0501	1,2969
In Ausbildung	0,0838	0,0815	1,0874	1,1527	0,0549	3,1667
Arbeitslos	0,6775	0,0506	1,9690	2,0318	0,0581	7,6278
Nicht erwerbstätig	-0,0321	0,0475	0,9684	-0,0678	0,0360	0,9345
Sonstiges	-0,3170	0,1467	0,7283	0,6660	0,1609	1,9464

Tabelle 1 (Fortsetzung)

Variable	Multivariate Ergebnisse			Zum Vergleich: bivariate Ergebnisse		
	Koeffizient	Std Err	Odds Ratio	Koeffizient	Std Err	Odds Ratio
<b>Haushaltstyp</b>						
Single	Referenzkategorie			Referenzkategorie		
Paar ohne Kinder	-1,0219	0,0421	0,3599	-1,4056	0,0431	0,2452
Alleinerziehende	-0,0397	0,0639	0,9611	1,2148	0,0775	3,3697
Paar mit max. 2 Kindern	-1,3175	0,0443	0,2678	-0,6812	0,0403	0,5060
Paar mit 3 und mehr K.	-1,2026	0,0662	0,3004	0,2080	0,0640	1,2312
Sonstige Haushalte	-0,9427	0,0683	0,3896	-0,3464	0,0694	0,7072
<b>Zeitpunkt</b>						
1996	Referenzkategorie			Referenzkategorie		
1998	0,6059	0,0786	1,8328	0,5029	0,0776	1,6535
1999	0,2257	0,0816	1,2532	-0,0794	0,0796	0,9236
2001	-0,1250	0,0604	0,8825	-0,3568	0,0562	0,6999
2003	0,4272	0,0599	1,5330	0,1291	0,0559	1,1378
<b>Itemformulierung</b>						
oft	-2,2236	0,0858	0,1082	-2,2090	0,0771	0,1098
selten	0,2647	0,0531	1,3031	0,3883	0,0434	1,4744
<b>Lambda-Parameter</b>						
Item 1 - Item 35	Schätzwerte siehe Tabelle A1			Schätzwerte siehe Tabelle A1		
Sigma u	1,8746	0,0159	-			
Log-Likelihood		-88638,453				
n Beobachtungen		506090				Modelle siehe Text
n Personen		40192				

Quellen: Sozialwissenschaften-Bus 1996, Wohlfahrtssurvey 1998 und 1999, SOEP 2001 und 2003, eigene Berechnungen.

die Modellspezifikation (7) es im Prinzip zulässt, haben wir zunächst einmal davon abgesehen, ihren Einfluss zwischen den einzelnen Erhebungsjahren variieren zu lassen ( $\beta'_t = \beta'$ ). Hier fehlten uns entsprechende begründete Vermutungen. Das Gleiche gilt für Itemspezifika ( $\gamma'_t = \gamma'$ ) und Kostenparameter ( $\lambda_{kt} = \lambda_k$ ). Alle unabhängigen Variablen ( $x_{it}, z_{kt}$ ) wurden aber selbstverständlich mit ihren zeitpunktspezifischen Werten berücksichtigt.

Die geschätzten Effekte zeigen, dass das Ausmaß der Deprivation deutlich mit dem bedarfsgewichteten Pro-Kopf-Einkommen, dem Alter, der Qualifikation (Schul-, Berufsbildung), dem Erwerbsstatus und dem Haushaltstyp sowie weniger mit dem Wohnort (Ost, West) und dem Geschlecht zusammenhängt. Deutlich benachteiligt sind niedrige Einkommen, jüngere Personen, Personen ohne Schul- oder Berufsabschluss oder mit angelernten Qualifikationen, Arbeitslose, Ein-Personen-Haushalte sowie Alleinerziehende und Familien mit vielen Kindern. Unter Kontrolle dieser sozio-demographischen Faktoren zeigt sich

schließlich im Zeitverlauf, dass das Niveau der Deprivation in den Jahren 1998, 1999 und 2003 höher und im Jahr 2001 geringer als im Ausgangsjahr 1996 ausfällt.

Durch Vergleich mit den bivariaten Schätzungen, bei denen außer den Itemcharakteristiken ( $\lambda_k + \gamma z_{kt}$ ) nur die jeweilige Determinante  $x_{it}$  berücksichtigt wurde, erkennt man weiterhin den Informationsgewinn der multivariaten Analyse, die leider in den üblichen Armutsberichten nicht verwendet wird, so dass Risiken manchmal verfälscht dargestellt werden. Die meisten Effekte sind in der multivariaten Betrachtung kleiner als im bivariaten Fall, was darauf hindeutet, dass ein Teil der Risiken durch die anderen Faktoren zustande kommt. Vergleicht man also Arbeitslose mit Vollzeit-Beschäftigten gleichen Alters, Geschlechts, Einkommens usw., dann ist weiterhin ein Deprivationsrisiko des Erwerbsstatus „arbeitslos“ zu beobachten, aber nicht mehr in dem Ausmaß, das zu erkennen ist, wenn man diese anderen Faktoren nicht kontrolliert. In einem Fall ändert sich sogar das Vorzeichen: Während in der bivariaten Betrachtung Familien mit drei und mehr Kindern noch das zweithöchste Deprivationsrisiko aufweisen (höher noch als Ein-Personen-Haushalte), ergibt sich in der multivariaten Betrachtung ein eher unauffälliger Befund. Hier weisen Familien mit drei und mehr Kindern ein ähnlich unterdurchschnittliches Armutsrisiko auf wie Paare ohne oder mit maximal zwei Kindern.

Zur Kontrolle abweichender Itemformulierungen enthält der Vektor  $z_{kt}$  zwei Dummy-Variablen (*selten*, *oft*), die sowohl kostengünstigere als auch kostenträchtigeren Abwandlungen der ursprünglichen Formulierungen in einzelnen Erhebungsjahren kontrollieren. Solche abweichenden Itemformulierungen lassen erwarten, dass die jeweiligen Items in den entsprechenden Jahren *selten* beziehungsweise *öfter* als finanziell fehlend eingestuft werden. Im Einzelnen sind davon folgende Items betroffen (vgl. dazu auch Tabelle A1 und die dort genannten Itemnummern):<sup>6</sup>

- *oft*: der bereits genannte Restaurantbesuch im Wohlfahrtssurvey (Nr. 33 in 1998 und 1999); (teilweise) selbst zu finanzierende Gesundheitsleistungen (Nr. 28), die im Wohlfahrtssurvey 1998 über (relativ teure) Zahnbehandlungen, im Sozialwissenschaften-Bus (1996) dagegen über mehrere und zum Teil billigere Beispiele – etwa eine Brille – operationalisiert wurden; sowie finanzielle Rücklagen (Nr. 23), die im Wohlfahrtssurvey (1998, 1999) mindestens 100 DM pro Monat betragen mussten, während in den anderen Erhebungen nur recht allgemein nach finanziellen Rücklagen gefragt wurde.
- *selten*: Lebensraum an der frischen Luft (Nr. 14), der im Sozialwissenschaften-Bus (1996) über den Besitz eines Gartens oder einer Terrasse operationalisiert wurde, im Wohlfahrtssurvey (1998, 1999) dagegen auch einen (häufiger vorhandenen) Balkon einschloss; Probleme mit den Mietzahlungen (Nr. 11), deren Ursache (mangelnde Finanzen) im SOEP 2001 nicht optimal abgefragt wurde, so dass faktisch nur sehr wenige Personen angaben, sich dieses Lebensstandardmerkmal aus finanziellen Gründen nicht leisten zu können.

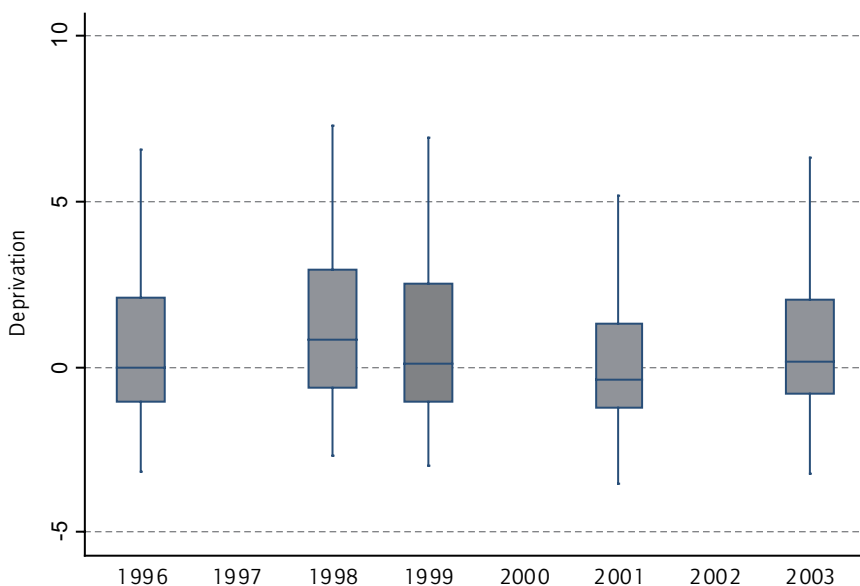
<sup>6</sup> Das Item Nr. 1, das im Wohlfahrtssurvey leicht anders abgefragt wurde als im Sozialwissenschaften-Bus, wurde nicht in diese Modellierung einbezogen, weil die empirische Verteilung der Antworten keine Hinweise auf Formulierungseffekte zeigte. Die Items Nr. 1 und 14, für die im SOEP keine Angaben über die Gründe des Fehlens erhoben wurden, blieben in den Jahren 2001 und 2003 unberücksichtigt.

Die Verwendung jeweils *eines* Dummies zur Kontrolle abweichender Formulierungen *mehrerer* Items impliziert, dass für alle zu einem Dummy gehörenden Items (also z. B. für die Items Garten/Terrasse/Balkon und Mietzahlungen im Fall des Dummies *selten*) die gleiche unter- (*selten*) beziehungsweise überdurchschnittliche (*oft*) Antworttendenz unterstellt wird. Das hält die Anzahl zu schätzender Parameter des Modells in Grenzen, ist aber möglicherweise eine zu simple Annahme.<sup>7</sup> Die geschätzten Effekte der beiden Dummy-Variablen zeigen jedenfalls das erwartete positive (*selten*) beziehungsweise negative (*oft*) Vorzeichen (vgl. Tabelle 1).

Aus Platzgründen sind die ML-Schätzer der subjektiven Kosten  $\lambda_k$  der einzelnen Lebensstandardmerkmale im Anhang aufgeführt. Die geschätzten  $\lambda_k$ -Effekte ordnen die Lebensstandardmerkmale nach ihren subjektiven Kosten. Wie Tabelle A1 zeigt, fehlt ein Farbfernseher praktisch kaum aus finanziellen Gründen, eine Geschirrspülmaschine dagegen schon häufiger, während Urlaubsreisen, finanzielle Rücklagen, Qualitätsprodukte sowie private Alters- und Gesundheitsvorsorge zu den Lebensstandardmerkmalen gehören, die

Abbildung 2

### Verteilung der geschätzten individuellen Deprivationswerte 1996–2003



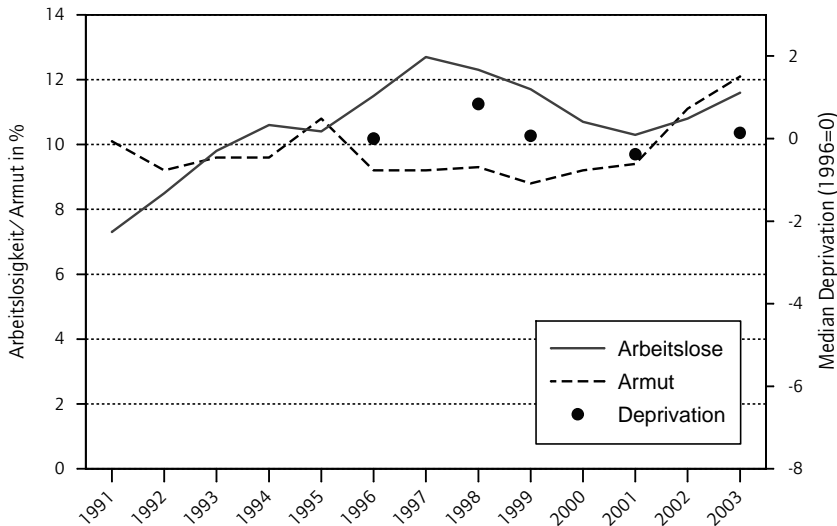
Quellen: Sozialwissenschaften-Bus 1996, Wohlfahrtssurvey 1998 und 1999, SOEP 2001 und 2003, eigene Berechnungen (siehe Tabelle 1 und Text).

**7** Angesichts der sehr hohen Fallzahl (ca. 500 000) war aus praktischen Gründen in unserem Fall eine „sparsame“ Modellierung unbedingt notwendig. Alle Modelle wurden mit dem Stata™-Kommando *xtlogit* geschätzt, das für jedes Modell auf einem Pentium 4 (2,4 GHz, 1 GB RAM) mehrere Stunden benötigte. Alternativ hätte man für alle Items mit zwischen den Jahren variierenden Formulierungen zeitabhängige Parameter  $\gamma_t$  schätzen können.



Abbildung 3

### Deprivation, Arbeitslosen- und Armutsquote 1991–2003



Quellen: BMGS (2004b: 2.10), Statistisches Bundesamt (2004: 630) und P. Krause (DIW, schriftliche Mitteilung), eigene Berechnungen (siehe Tabelle 1).

viele Personen aus finanziellen Gründen entbehren müssen.<sup>8</sup> Interessant ist auch, dass private Alters- und Gesundheitsvorsorge in der bivariaten Betrachtung sehr viel häufiger fehlt als in der multivariaten, was ein Hinweis darauf ist, dass die mangelnde Verfügbarkeit dieser Lebensstandardmerkmale ganz erheblich von den Determinanten der Deprivation und dort vor allem von der Einkommensvariable abhängt.

## 6 Zusammenfassung und Diskussion

Nachdem wir unterschiedliche Determinanten der Deprivation sowie verschiedene Itemcharakteristiken in einem Modell kontrolliert haben, können wir uns abschließend wieder der inhaltlichen Ausgangsfrage zuwenden, ob das Ausmaß der Deprivation im Zeitverlauf einen ähnlichen Trend aufweist wie andere Armutsindikatoren. Ausgehend von den geschätzten Parametern des Modells (7) und den Antworten der Befragungspersonen auf das jeweilige Lebensstandardinventar lässt sich auf das individuelle, nicht direkt beobachtbare Ausmaß der Deprivation  $D_{it}$  jeder Person zu jedem Zeitpunkt „schließen“.<sup>9</sup> Abbildung 2 zeigt die Verteilung der individuellen (geschätzten) Deprivationswerte für jeden Erhe-

<sup>8</sup> Für das relativ kurze Erhebungsinstrument des SOEP ist beruhigend, dass die dort verwendete Liste von Lebensstandardmerkmalen (s. Tabelle A1) Items aus allen Bereichen der Rangordnung enthält. In der Sprache der Testtheorie würde man also sagen, dass das Instrument Items niedrigen, mittleren und höheren Schwierigkeitsgrades enthält.

<sup>9</sup> Genauer gesagt: Man schätzt die unbeobachtete (latente) Variable  $D_{it}$  unter Verwendung aller beobachteten Daten ( $I_{it}$ ,  $X_{it}$ ,  $Z_{it}$ ) und geschätzten Modellparameter ( $\lambda_{it}$ ,  $\gamma_{it}$ ,  $\beta_{it}$ ). Dieses häufig als empirische Bayes Schätzung bezeichnete Verfahren wurde mit dem Programm *glamm* umgesetzt (Skrondal und Rabe-Hesketh 2004). Die Schätzwerte bilden dabei eine Messskala, die keinen natürlichen Nullpunkt hat. Um Vergleiche im Zeitablauf zu ermöglichen, wurde der Nullpunkt willkürlich auf den Median der Verteilung im Ausgangsjahr 1996 fixiert.

bungszeitpunkt. Aus den Box-Plots ist zu erkennen, dass es sich in allen Jahren um rechtsschiefe Verteilungen handelt, d.h. das Ausmaß der Deprivation ist für einige Individuen sehr extrem ausgeprägt, die große Mehrheit hat jedoch eher niedrige Werte. Betrachtet man weiterhin die zentralen Verteilungsparameter (25., 50. und 75. Perzentil) im Zeitablauf, dann ist ein „wellenförmiger“ Verlauf zu erkennen. Die Deprivation nimmt von 1996 nach 1998 zu, um dann in den Folgejahren bis 2001 abzusinken und schließlich im letzten Jahr 2003 wieder zuzunehmen. Unser Modell bestätigt also den zeitlichen Trend aus Abbildung 1, den wir auf Basis einfacher Summenindizes gewonnen haben.

Abbildung 3 vergleicht schließlich diese Entwicklung mit dem zeitlichen Verlauf weiterer Prekaritätsindikatoren wie der Armuts- und der Arbeitslosenquote. Dabei ist zunächst festzustellen, dass parallel zum Anstieg der Einkommensarmut seit der Jahrtausendwende auch das Niveau der Deprivation von 2001 auf 2003 zunimmt. Wahrscheinlich wäre die Zunahme noch deutlicher ausgefallen, wenn wir nicht aus Gründen der Vergleichbarkeit der fünf Umfragen die Ausländer aus der Analyse hätten ausschließen müssen.<sup>10</sup> Armuts- und Arbeitslosenquote berücksichtigen dagegen diese Risikogruppe und zeigen dementsprechend einen sehr viel stärkeren Anstieg. Unsere Analyse verstärkt also den Eindruck einer zunehmenden Polarisierung der bundesdeutschen Gesellschaft, den man auf Basis einer Vielzahl von Indikatoren für die letzten 5 bis 6 Jahre finden kann. Darüber hinaus verläuft der Deprivationstrend weitgehend parallel zum zyklischen Verlauf der Arbeitslosenquote, die seit der Wiedervereinigung bis 1997 kontinuierlich zugenommen hat, dann aber bis 2001 leicht zurückgegangen ist, um schließlich in den letzten Jahren wieder anzusteigen. Ein solcher zyklischer Verlauf lässt sich für die Armutsquote nicht beobachten, die Mitte bis Ende der 90er Jahre – trotz steigender Arbeitslosigkeit – auf mehr oder weniger demselben Niveau stehen geblieben ist. Diese Unterschiede bedürfen weiterer Untersuchungen.

## Literaturverzeichnis

- Andreß, H.J. (1999): *Leben in Armut. Analysen der Verhaltensweisen armer Haushalte mit Umfragedaten*. Opladen, Wiesbaden, Westdeutscher Verlag.
- Andreß, H.J. und G. Lipsmeier (2001): Armut und Lebensstandard. In: Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung (Hrsg.): *Lebenslagen in Deutschland. Gutachten zum 1. Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung*. Bonn.
- Andreß, H.J., A. Krüger, und B. Sedlacek (2004): Armut und Lebensstandard. Zur Entwicklung des notwendigen Lebensstandards der Bundesbevölkerung 1996–2003. In: Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung (Hrsg.): *Lebenslagen in Deutschland. Gutachten zum 2. Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung*. Bonn.
- Böhnke, P. (2002): Lebensstandard. In: Statistisches Bundesamt in Zusammenarbeit mit dem Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung und dem Zentrum für Umfragen, Methoden und Analysen, Mannheim (Hrsg.): *Datenreport 2002. Zahlen und Fakten über die Bundesrepublik Deutschland*. Bonn, Bundeszentrale für politische Bildung, 464–473.

<sup>10</sup> Dass Ausländer in besonderem Maße von Deprivation betroffen sind, lässt sich mit Querschnittsanalysen des Sozio-oekonomischen Panels nachweisen (Sedlacek 2004).

- Böhnke, P. und J. Delhey (1999): *Lebensstandard und Armut im vereinten Deutschland*. Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung, WZB discussion paper FS III 99-408. Berlin.
- Böhnke, P. und J. Delhey (2001): Lebensstandard und Einkommensarmut. Plädoyer für eine erweiterte Armutsforschung. In: E. Barlösius und W. Ludwig-Mayerhofer (Hrsg.): *Die Armut der Gesellschaft*. Opladen, Leske + Budrich, 315–335.
- Bundesministerium für Gesundheit und Soziale Sicherung (BMGS) (2004a): Lebenslagen in Deutschland – Der 2. Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung. Download unter: [www.bvgesund.de/pdf/armutsbericht.pdf](http://www.bvgesund.de/pdf/armutsbericht.pdf) (Stand vom 13.12.2005).
- Bundesministerium für Gesundheit und Soziale Sicherung (BMGS) (Hrsg.) (2004b): *Statistisches Taschenbuch 2004*. Bonn.
- Frick, Joachim R., J. Goebel, M.M. Grabka, P. Krause, Peter, A. Schäfer, I. Tucci und G. Wagner (2005): Zur langfristigen Entwicklung von Einkommen und Armut in Deutschland. *Wochenbericht des DIW Berlin*, Nr. 72, 59–68.
- Greene, W.H. (2003): *Econometric Analysis*. 5. Aufl. New Jersey, Prentice Hall.
- Hauser, R. (2002): Zum Einfluss von Äquivalenzskalen auf Ergebnisse zur personellen Einkommensverteilung und zur relativen Einkommensarmut. In: L. Menkhoff und F.L. Sell (Hrsg.): *Zur Theorie, Empirie und Politik der Einkommensverteilung*. Festschrift für Gerold Blümle. Berlin, 175–189.
- Hauser, R. und I. Becker (2004): Verteilung der Einkommen 1999–2003. In: Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung (Hrsg.): *Lebenslagen in Deutschland*. Gutachten zum 2. Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung. Bonn.
- Krämer, W. (2000): *Armut in der Bundesrepublik. Zur Theorie und Praxis eines überforderten Begriffs*. Frankfurt und New York, Campus.
- Lipsmeier, G. (1999): Die Bestimmung des notwendigen Lebensstandards – Einschätzungsunterschiede und Entscheidungsprobleme. *Zeitschrift für Soziologie*, 28 (4), 281–300.
- Lipsmeier, G. (2000): *Vieldimensionale Armut – Eindimensionale Maße?* Unveröffentlichte Dissertation. Fakultät für Soziologie, Universität Bielefeld.
- Mack, J. und S. Lansley (1985): *Poor Britain*. London, George Allen and Unwin.
- Merz, J., D. Hirschel und M. Zwick (2004): Struktur und Verteilung hoher Einkommen – Mikroanalysen auf der Basis der Einkommensteuerstatistik. In: Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung (Hrsg.): *Lebenslagen in Deutschland*. Gutachten zum 2. Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung. Bonn.
- Ringen, S. (1988): Direct and Indirect Measures of Poverty. *Journal of Social Policy*, 17, 351–365.
- Schäfer, C. (2005): Weiter in der Verteilungsfalle – Die Entwicklung der Einkommensverteilung in 2004 und davor. *WSI Mitteilungen*, 11/2005, 603–615.
- Sedlacek, B.K. (2004): *Unzureichender Lebensstandard und geringes Einkommen in Deutschland*. Unveröffentlichte Magisterarbeit. Universität zu Köln.
- Skrondal, A. und S. Rabe-Hesketh (2004): *Generalized Latent Variable Modeling. Multi-level, Longitudinal, and Structural Equation Models*. Boca Raton, FL, Chapman und Hall/CRC.
- Statistisches Bundesamt (Hrsg.) in Zusammenarbeit mit dem Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung (WZB) und dem Zentrum für Umfragen, Methoden und Analysen, Mannheim (ZUMA) (2004): *Datenreport 2004*. Zahlen und Fakten über die Bundesrepublik Deutschland. 2. aktualisierte Aufl. Bundeszentrale für politische Bildung, Bonn.

- Townsend, P. (1979): *Poverty in the United Kingdom. A survey of Household Resources and Standards of Living*. Berkeley/Los Angeles, University of California Press.
- Tucci, I. und G. Wagner (2005): Einkommensarmut bei Zuwanderern überdurchschnittlich gestiegen. *Wochenbericht des DIW Berlin*, Nr. 72, 79–86.
- Westerheide, P., A. Ammermüller und A. Weber (2005): Die Entwicklung und Verteilung des Vermögens privater Haushalte unter besonderer Berücksichtigung des Produktivvermögens. In: Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung (Hrsg.): *Lebenslagen in Deutschland. Gutachten zum 2. Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung*. Bonn.
- Wooldridge, J.M. (2002): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA, MIT Press.

**Anhang**

Tabelle A1

**Verwendete Lebensstandardsitems und geschätzte subjektive Kosten (Lambda-Parameter)**

Nr	Item	Erhebung & Formulierung					Lambda-Parameter			
		2003	2001	1999	1998	1996	multivariat		zum Vergleich: bivariat	
							Koeffizient	Std Err	Koeffizient	Std Err
3	Farbfernseher	✓	✓	✓	✓	✓	-1,0746	0,2100	-0,9170	0,1916
1	WC & Bad oder Dusche	ohne	ohne	(✓)	(✓)	✓	0,0000	Referenz	0,0000	Referenz
12	Kontakt mit Nachbarn					✓	0,5742	0,2859	0,7150	0,2586
8	Eine warme Mahlzeit am Tag			✓	✓	✓	0,6697	0,2135	0,7188	0,1933
6	Waschmaschine			✓	✓	✓	0,7350	0,2116	0,8206	0,1907
4	Telefon	✓	✓	✓	✓	✓	0,7369	0,1804	0,8536	0,1648
2	Ausreichende Heizung					✓	0,9332	0,2627	0,9444	0,2445
7	Wohnung ohne feuchte Wände					✓	1,1161	0,2530	1,1684	0,2327
17	Fleisch/Fisch alle 2 Tage	✓	✓			✓	1,2099	0,1792	1,3151	0,1638
18	Berufsausbildung					✓	1,7651	0,2268	1,8845	0,2057
5	Gesund und zureichend ernähren					✓	1,8685	0,2236	1,8845	0,2057
15	Gute Wohngegend	✓	✓			✓	1,9676	0,1765	2,0590	0,1612
9	Heizung & Energie zahlen können					✓	2,4081	0,2100	2,5439	0,1904
10	Geschenke für Freunde-/Verwandte					✓	2,4986	0,2084	2,5032	0,1913
13	Guter Zustand des Hauses	✓	✓			✓	2,5918	0,1752	2,6730	0,1600
16	Eigenes Zimmer für jeden im Haushalt			✓	✓		2,6301	0,1904	2,8138	0,1714
20	Stereoanlage				✓		2,8564	0,2003	3,0213	0,1790
11	Miete pünktlich zahlen	✓	(✓)			✓	2,8677	0,1765	3,0060	0,1611
19	Auto	✓	✓	✓	✓	✓	2,9523	0,1741	3,0909	0,1588
25	Videorecorder			✓	✓	✓	3,0345	0,1812	3,1364	0,1647

Tabelle A1 (Fortsetzung)

Nr	Item	Erhebung & Formulierung						Lambda-Parameter			
		2003	2001	1999	1998	1996	multivariat		zum Vergleich: bivariat		
							Koeffizient	Std Err	Koeffizient	Std Err	
21	Zeitungsubonnement			✓	✓		3,1921	0,1862	3,2293	0,1687	
31	Freunde zum Essen einladen	✓	✓	✓	✓		3,7792	0,1738	3,8839	0,1584	
14	Garten, Balkon oder Terrasse	ohne	ohne	(✓)	(✓)	✓	3,7863	0,1869	3,8747	0,1700	
34	Computer (PC)			✓	✓		3,9083	0,1830	4,0356	0,1654	
29	Geschirrspülmaschine			✓	✓		3,9952	0,1827	4,1360	0,1651	
33	Ein Restaurantbesuch pro Monat			(✓)	(✓)	✓	4,1327	0,1807	4,2595	0,1639	
22	Ein Hobby					✓	4,1743	0,1895	4,2658	0,1720	
28	Medizinische Behandlung z.T. selbst tragen				(✓)	✓	4,4344	0,1817	4,5234	0,1648	
26	Regelmäßig neue Kleidung kaufen			✓	✓	✓	4,5852	0,1772	4,7204	0,1612	
32	Abgenutzte Möbel ersetzen	✓	✓	✓	✓	✓	4,9780	0,1733	5,0176	0,1580	
24	Einwöchige Urlaubsreise/Jahr	✓	✓	✓	✓	✓	5,0092	0,1733	5,0360	0,1580	
23	Finanzielle Rücklagen	✓	✓	(✓)	(✓)	✓	5,0417	0,1736	5,0607	0,1582	
30	Private Altersvorsorge			✓	✓		5,3111	0,1803	5,5326	0,1633	
27	Eher auf Qualität als Preis achten					✓	5,3615	0,1850	5,3995	0,1683	
35	Zusätzlich private Krankenversicherung				✓		5,6033	0,1863	5,8990	0,1675	
Anzahl Items insgesamt		11	11	19	22	27	Modell siehe		Modell siehe		
Anzahl Personen		19 844	21 581	2 413	3 042	3 170	Tabelle 1 und Text		Text		

Anmerkungen: ✓: erhoben mit identischer Formulierung; (✓): mit abweichender Formulierung; ohne: erhoben ohne Erfassung der Gründe des Fehlens.

Quellen: Sozialwissenschaften-Bus 1996, Wohlfahrtssurvey 1998 und 1999, SOEP 2001 und 2003, eigene Berechnungen.

**This article has been cited by:**

1. Timo-Kolja Pfoertner, Hans-Juergen Andress, Christian Janssen. 2011. Income or living standard and health in Germany: different ways of measurement of relative poverty with regard to self-rated health. *International Journal of Public Health* 56:4, 373-384. [[CrossRef](#)]