

Rendtel, Ulrich; Langeheine, Rolf; Berntsen, Roland

Working Paper — Digitized Version

Mobilitätsprozesse und Einkommensarmut: Erfragtes und errechnetes Haushaltseinkommen im Vergleich

DIW Discussion Papers, No. 56

Provided in Cooperation with:

German Institute for Economic Research (DIW Berlin)

Suggested Citation: Rendtel, Ulrich; Langeheine, Rolf; Berntsen, Roland (1992) : Mobilitätsprozesse und Einkommensarmut: Erfragtes und errechnetes Haushaltseinkommen im Vergleich, DIW Discussion Papers, No. 56, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/95792>

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.



Diskussionspapiere
Discussion Papers

Diskussionspapier Nr. 56

**Mobilitätsprozesse und Einkommensarmut:
Erfragtes und errechnetes Haushaltseinkommen
im Vergleich**

von

Ulrich Rendtel, Rolf Langeheine und Roland Berntsen*

Die in diesem Papier vertretenen Auffassungen liegen ausschließlich in der Verantwortung des Verfassers und nicht in der des Instituts.

Opinions expressed in this paper are those of the author and do not necessarily reflect views of the Institute.

Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung

Diskussionspapier Nr. 56

Mobilitätsprozesse und Einkommensarmut: Erfragtes und errechnetes Haushaltseinkommen im Vergleich

von

Ulrich Rendtel, Rolf Langeheine und Roland Berntsen*

Rendtel: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin

Langeheine: Institut für die Pädagogik der Naturwissenschaften, Kiel

Berntsen: Universität Frankfurt, Frankfurt am Main

Zusammenfassung:

Zwei Operationalisierungen des Haushaltseinkommens werden miteinander verglichen: Der direkt über ein Interview erfragte Gesamtbetrag und die Berechnung aus den - ebenfalls im Interview erhobenen - Einzelkomponenten. Es wird geprüft, ob diese unterschiedlichen Operationalisierungen zu unterschiedlichen Schätzungen der Einkommensdynamik von Haushalten im Bereich der Niedrigeinkommen führt. Empirisch wird die Wahrscheinlichkeit des Überspringens von Armutsgrenzen untersucht. Datenbasis ist das Sozio-ökonomische Panel.

Neben beschreibenden Verfahren werden auch Meßfehlermodelle benutzt, die die Übergangsmatrizen zwischen Einkommenspositionen verallgemeinern: Latente Markov-Ketten mit einem oder zwei manifesten Indikatoren. Die Ergebnisse zeigen eine hohe Sensibilität der geschätzten Mobilität bezüglich des Meßfehlermodells.

Summary:

Two operationalizations of household income are compared: The reported total amount in the questionnaire and the amount that is computed from the - also reported - single components. It is investigated, whether there different concepts induce different estimates of income-mobility in the low-income range. Emperically the probability of transition between poverty states is checked with the data of the German Socio-economic Panel.

Besides descriptive routines also models for measurement error are used, which generalize turnover-tables between income-states: Latent Markov-chains with one or two manifest indicators. The results show a high sensitivity of estimated mobility with respect to the measurement model.

1 Einleitung

Bei Einkommensverteilungsanalysen in der empirischen Sozialforschung entsteht nach der Festlegung der Datenbasis zwangsläufig ein Entscheidungsproblem: Der Anwender muß sich fragen, welche Einkommensvariablen er für seinen Analysezweck auswählt. Damit eng verbunden ist die Frage nach der Güte dieser Variablen.

Im folgenden wird von zwei verschiedenen Einkommensangaben ausgegangen, die beide auf den Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) (vgl. Hanefeld (1985) sowie Projektgruppe (1990)) basieren. Anhand einer Analyse der feststellbaren Einkommensmobilität im Niedrigeinkommensbereich soll "aufgezeigt werden, inwieweit Unterschiede zwischen dem erfragten Haushaltsnettoeinkommen und einem berechneten Haushaltsnettoeinkommen vorhanden sind. Werden Unterschiede zwischen diesen beiden Einkommensvariablen festgestellt, so stellt sich die Frage, ob die Verwendung unterschiedlicher Einkommensvariablen auch unterschiedliche Aussagen hinsichtlich der Einkommensmobilität implizieren.

Schließlich können beide Einkommensvariablen als mehr oder weniger zuverlässiger Indikatoren für das wahre Haushaltseinkommen interpretiert werden, die simultan zu einer Schätzung der Einkommensmobilität benutzt werden können.

Im SOEP wird in jedem Interview nach dem monatlichen Haushaltsnettoeinkommen gefragt. Diese Frage bezieht sich dabei auf den aktuellen Zeitpunkt des Interviews.¹ Neben dem direkt erfragten Haushaltsnettoeinkommen besteht im SOEP - ebenso wie in vielen anderen Erhebungen - die Möglichkeit, das Haushaltsnettoeinkommen aus den Einzelkomponenten zu berechnen.

Betrachtet man diese beiden Variablen unter dem Niveauspekt, so ist zu erwarten, daß das Niveau des errechneten Haushaltsnettoeinkommen höher liegt als das Niveau des erfragten Wertes. Dieser Effekt ist bekannt. Beispielsweise hat die Aufbereitung der Einkommens- und Verbrauchstichprobe 1978 gezeigt, daß ca. 50% der Haushalte mit unselbständigem Haushaltsvorstand ihr Haushaltsnettoeinkommen niedriger angegeben haben, als eine entsprechende Saldobildung über alle Einkommenskomponenten ergab (vgl. Euler 1983). Dies zeigt sich auch bei anderen Erhebungen (vgl. Engel 1988). Unter anderem hat dies dazu geführt, daß im Mikrozensus seit 1985 das ausgewiesene Haushaltsnettoeinkommen aus den individuellen Einzelangaben errechnet wird (vgl. Statistisches Bundesamt, 1987).

1 Der in allen Befragungswellen gleiche Text lautet: "Wenn man alles zusammennimmt: Wie hoch ist das monatliche Haushaltsnettoeinkommen aller Haushaltsmitglieder heute? Bitte geben Sie den monatlichen Nettobetrag an, also nach Abzug von Steuer- und Sozialabgaben. Regelmäßige Zahlungen wie Wohngeld, Kindergeld, BAföG, Unterhaltszahlungen usw. rechnen Sie bitte dazu! Falls "weiß nicht": Bitte schätzen Sie den Betrag."

Ein weiterer Gesichtspunkt ist der Mobilitätsaspekt. Bei einer Untersuchung der Einkommensmobilität von Haushalten kann die Verwendung des erfragten Haushaltsnettoeinkommens zu Verzerrungen führen, die durch kurzfristige Schwankungen verursacht sein können. Der angegebene Wert bezieht sich auf einen bestimmten Zeitpunkt innerhalb eines Jahres. Umgekehrt haben bestimmte Einkommensverläufe, beispielsweise eine kurzfristige Arbeitslosigkeit zwischen zwei Interviewzeitpunkten, keinerlei Einfluß auf die Mobilität des erfragten Haushaltseinkommens.

Das berechnete Haushaltseinkommen im SOEP enthält die Einkommenskomponenten aller Haushaltsmitglieder einschließlich jährlicher Sonderzahlungen. Hinsichtlich des Mobilitätsaspekts ergibt sich eine im Vergleich zum erfragten Wert verstärkte Fehlerquelle in Form von unplausiblen bzw. fehlenden Werten. Dies resultiert zwangsläufig aus der Vielzahl von Variablen, die bei einer Berechnung berücksichtigt werden müssen. Um dieses Problem möglichst klein zu halten, ist eine genaue Überprüfung der vorhandenen Angaben bzw. einer Untersuchung hinsichtlich der Ersetzbarkeit fehlender Werte notwendig.

Derartige Prüf- und Generierungsarbeiten sind mit einem hohen zeitlichen und personellen Aufwand verbunden. Es stellt sich u. a. auch die Frage nach dem Ertrag dieser Arbeiten. Prinzipiell muß davon ausgegangen werden, daß sowohl das direkt erfragte Haushaltseinkommen als auch berechnete Haushaltseinkommen fehlerbehaftete Messungen eines wahren Haushaltseinkommens sind. Die Frage nach dem Ertrag der Prüf- und Bereinigungsarbeiten kann nur im Hinblick auf einen bestimmten Analysezweck beantwortet werden. Im vorliegenden Fall sollen Mobilitätsprozesse im Niedrigeinkommensbereich untersucht werden. Es soll geprüft werden, inwieweit beide möglicherweise fehlerhafte Einkommensmessungen zu unterschiedlichen Aussagen über Einkommensmobilität führen.

Das hier verwandte methodische Instrumentarium zur Identifikation einer fehlerhaften Einkommensposition benutzt latente Markov-Ketten mit einem oder zwei Indikatoren, vgl. Langeheine/v. d. Pol (1990a, 1990b, 1992a, 1992b). Diese Modell-Klasse ist eine natürliche Erweiterung der Mobilitätsmatrizen, die in der Armutsforschung häufig für vergleichende Analysen benutzt werden, vgl. z. B. Duncan 1984.

Im Abschnitt 2 werden nach der Darstellung der Vorgehensweise bei der Generierung des Haushaltsnettoeinkommens die Vor- und Nachteile der beiden Einkommensvariablen diskutiert. Abschnitt 3 behandelt Querschnittsvergleiche zwischen dem erfragten und dem berechneten Haushaltsnettoeinkommen unter Verwendung verschiedener Definitionen von Einkommensarmut. Im vierten Abschnitt

wird die Frage untersucht, ob Unterschiede bei der Schätzung der Einkommensmobilität im Armutsbereich zwischen dem erfragten und dem berechneten Einkommen bestehen. Der fünfte Abschnitt beschäftigt sich mit der Frage, ob die Schätzungen der Einkommensdynamik verbessert werden kann, wenn beide Einkommenspositionen simultan als Indikator für die wahre Einkommensposition verwendet werden. Dieses Modell wird im sechsten Abschnitt erweitert, indem für bestimmte Einkommensverläufe unterschiedliche Meßgenauigkeiten zugelassen werden. Im abschließenden siebten Abschnitt werden Schlußfolgerungen bezüglich der Verwendung der beiden Einkommensvariablen gezogen.

2 Beschreibung der unterschiedlichen Haushaltseinkommen

2.1 Das erfragte Haushaltsnettoeinkommen

Wie bereits erwähnt, informiert diese Variable über die Einkommenssituation zum Zeitpunkt der Erhebung. Es wird gefordert, daß sämtliche regelmäßige Zahlungen in den anzugebenden Betrag einfließen. Ob diese Forderung von Befragten eingehalten wird, ist unklar. Dies gilt ebenfalls hinsichtlich der Interpretation des Begriffs 'regelmäßige Zahlungen'. Eindeutig ist dabei lediglich, daß einmalige Sonderzahlungen wie 13. und/oder 14. Monatsgehalt sowie Gratifikationen und Dividenden nicht mitberücksichtigt werden sollen.

Ein weiterer Aspekt ist die Forderung nach der Berücksichtigung der Einkommenskomponenten sämtlicher Haushaltsmitglieder. Neben der Möglichkeit, daß der Auskunftgebende gar nicht über alle Personen ausreichend genug informiert ist, existiert die Möglichkeit des bewußten Ignorierens einzelner Einkommenskomponenten von Haushaltsmitgliedern. Dies kann beispielsweise durch Personen verursacht sein, die zwar zum Haushalt, nicht aber zur Familie des Auskunftgebenden gehören. Innerhalb einer Familie können außerdem die persönlichen Einkommen von Kindern als eigenständige, nicht dem Haushaltspool zurechenbare Komponente betrachtet werden.

Ein dritter Aspekt knüpft an dem Begriff 'Netto' an. Gemeint ist in der Regel ein Einkommen, das sich aus der Summe aller Bruttoeinkünfte und Transfers abzüglich der Steuer- und Sozialversicherungsleistungen (negative Transfers) ergibt. Die beiden ersten Punkte lassen sich auch für einen Stichmonat relativ leicht angeben, bei den negativen Transfers ist dies jedoch lediglich zu einem Teil möglich. Die sich daraus ergebenden Konsequenzen werden besonders deutlich, wenn man die Gruppe der Selbständigen betrachtet. Hier ist das monatliche Haushaltsnettoeinkommen erst nach der Einkommensteuererklärung eindeutig bestimmt. Aus diesem Grund ist der

'Netto'-Betrag in Selbständigen-Haushalten vor der Steuerfestsetzung eine unscharf definierte Größe².

2.2 Das berechnete Haushaltsnettoeinkommen

Die Berechnung des Haushaltsnettoeinkommens bedeutet für das SOEP in jeder Welle die Berechnung eines Durchschnittswertes für das jeweilige Vorjahr³. Nur für den zurückliegenden Zeitraum sind sämtliche Einkommenskomponenten erfragt. Die Angaben finden sich dabei sowohl auf der Personen- als auch auf der Haushaltsebene. Bei der Berechnung stellen sich zwei zentrale Probleme. Erstens ist - bedingt durch die Vielzahl von zu berücksichtigenden Variablen - die Wahrscheinlichkeit des Auftretens von unplausiblen bzw. von fehlenden Angaben höher als bei dem erfragten Haushaltsnettoeinkommen. Zweitens wird lediglich nach dem Bruttoerwerbseinkommen der einzelnen Haushaltsmitglieder gefragt. Hier ist eine Umrechnung in Nettobeträge notwendig.

Beide Problembereiche sind bei der Berechnung der hier verwendeten Einkommensvariable weitestgehend berücksichtigt. Bezüglich des ersten Punktes sind hohe Einkommensangaben (DM 10.000,- pro Monat und mehr) und sehr geringe Einkommensangaben (DM 1.000,- pro Monat und weniger) durch Analyse der einzelnen Fälle auf Plausibilität überprüft worden. Insbesondere im Längsschnittvergleich lassen sich umfangreiche Prüfungen (manuell) durchführen, die Aufschluß über die Richtigkeit zweifelhafter Angaben erlauben. Wenn auch im Einzelfall leicht festgestellt werden kann, ob statt des geforderten Monats- der Jahresbetrag angegeben wurde⁴, so liegt doch generell die Prüfung und Berichtigung im Ermessen des 'Bereinigerges'.

Diese Prüfungen wurden für die Berechnung des Haushaltsnettoeinkommens für alle individuellen Einkommenskomponenten vorgenommen. Dabei ergaben sich nicht nur unplausible Angaben bei den Erwerbseinkommen. Eine Angabe von DM 15.000 monatliches Arbeitslosengeld erweckt Mißtrauen. Die Überprüfung des Kalendariums ergab eine Dauer der Arbeitslosigkeit von fünf Monaten. Der sich daraus abzuleitende Wert von DM 3.000 stand wesentlich besser im Einklang mit dem vorher erzielten Erwerbseinkommen (DM 6.000,- brutto).

2 So ist hier die Angabe des Gewinns denkbar, aber auch ein kalkulatorischer Unternehmerlohn. Generell wird dieser Punkt von der Rechtsform des Unternehmens und von der Stellung des Selbständigen mit beeinflusst.

3 Die Einzelkomponenten des Haushaltseinkommens werden retrospektiv für das jeweils vergangene Kalenderjahr erfragt.

4 Angabe einer Person zum monatlichen Bruttoeinkommen aus unselbständiger Tätigkeit (Welle 2): DM 84.000,-. Angabe für das Vorjahr: DM 7.000,-.

Die Ersetzung fehlender Werte ist ein weiterer Punkt hinsichtlich der Überprüfung der gemachten Angaben. Auch hier war oft zu beobachten, daß einzelne Personen in einer Welle keine Angabe über den Betrag machen, diesen aber in der nächsten Welle wieder angeben. Da weitere Variablen zur Überprüfung eines Berufs- oder Jobwechsels zur Verfügung stehen, läßt sich auch hier eine Entscheidungsgrundlage zur Ersetzung fehlender Werte bilden.

Im Rahmen des zweiten eingangs erwähnten Problems, der Umrechnung der Brutto- in Nettoangaben, gibt es zwei Lösungsmöglichkeiten. So wird in jeder Panel-Welle nach der Steuerlast gefragt. Damit die Interviewten diese Angaben möglichst genau anhand ihrer Unterlagen machen können, bezieht sich die Frage nicht auf das vergangene Jahr, sondern auf das Jahr davor. Dadurch steht allerdings nur für eine eingeschränkte Fallzahl von Personen die Steuerlast zur Verfügung. Aus diesem Grund werden daher bei der Berechnung des Haushaltsnettoeinkommens die Steuerlast und die Sozialabgaben berechnet. Im wesentlichen wird dazu ein von v. Essen, Kassella und Landua (1986) entwickeltes Steuermodul eingesetzt.

Das Modul ermittelt für alle Personen unter Einbezug aller steuerlich relevanten Größen die Steuerschuld getrennt nach Art der Veranlagung.⁵ Dabei wird von den für das jeweilige Jahr geltenden Frei-, Höchst- bzw. Pauschbeträgen ausgegangen. Unter Verwendung der Angaben zu dem Betrag und der Dauer des Bezugs der einzelnen Einkommenskomponenten innerhalb eines Jahres, die aus steuerlicher Sicht 'Einnahmen' darstellen, wird der Gesamtbetrag der 'Einkünfte' durch Subtraktion einkunftsartbezogener Freibeträge und Werbungskosten von den Einnahmen ermittelt. Dies gilt allerdings nicht für 'Einnahmen aus Gewerbebetrieben'. Hier wird unterstellt, daß es sich um 'Einkünfte' handelt, d.h. daß nicht die Einnahmen, sondern vielmehr der Gewinn angegeben wird (vgl. Essen, v., Kassella 1988). Anschließend wird das zu versteuernde Einkommen unter Berücksichtigung der Sonderausgaben (Vorsorgeaufwendungen und gezahlte Kirchensteuer), außergewöhnlicher Belastungen und weiterer Freibeträge ermittelt. Danach erfolgt die Berechnung der tariflichen Einkommensteuer, bzw., da Angaben über die Berücksichtigung von Steuerermäßigungen fehlen, die nach § 2 Abs. 6 EStG festzusetzende Einkommensteuer. Unter Einbezug der Kirchensteuer und der Sozialversicherungsabgaben ergibt sich dann das Nettoeinkommen der Personen. Die Ermittlung der Sozialversicherungsabgaben orientiert sich dabei an den für die jeweiligen Jahre geltenden Beitragssätze bzw. Beitragsbemessungsgrenzen (vgl.

⁵ Bei Ehegatten wird Ehegattensplitting unterstellt. Die Steuerlast wird entsprechend der Faktoreinkommensproportionen den Ehegatten anteilig zugewiesen.

Verband Deutscher Rentenversicherungsträger 1989, S. 22-23). Der genaue Monat der Umstellung auf die jeweils gültigen Werte wird ebenfalls berücksichtigt.

Als Nachteil dieser Generierung sind mögliche Abweichungen zu sehen, die bei der Berechnung der persönlichen Nettoeinkommen auftreten können. Notgedrungen muß an vielen Stellen auf Pauschalsätze zurückgegriffen werden. Ein derartiges Verfahren scheint dennoch sinnvoller zu sein als die Option, die in Welle 2 ausgewiesenen Angaben zur Lohn- bzw. Einkommensteuer zu verwenden.⁶ Diese Vorgehensweise hat den Nachteil, daß lediglich die Informationen über die Steuerlast aller der Personen, die in Welle 1 *und* in Welle 2 geantwortet haben (Längsschnittpersonen), zur Verfügung stehen. Für Auswertungen von personenbezogenen Einkommensverläufen mag das vernünftig sein, im Querschnitt existieren allerdings neben den Längsschnittpersonen auch Personen, die in der jeweiligen Folgewelle nicht geantwortet haben und für die entsprechende Steuerlastinformationen dann nicht zur Verfügung stehen. Von 7101 Befragungspersonen mit steuerpflichtigem Einkommen in 1983 können die Angaben der Welle 2 zur Besteuerung des Einkommens und Vermögens des Jahres 1983 für 6203 Personen verwendet werden. Für den Querschnitt der ersten Welle fehlen somit die Angaben für 898 Personen (12.6%).

Unter Einbezug der Angaben über die erhaltenen Transferzahlungen wird das Aggregat 'Haushaltsnettoeinkommen' gebildet. Da in der ersten Welle das Kindergeld nicht betragsmäßig ausgewiesen ist, muß der entsprechende Wert errechnet werden. Die Ermittlung erfolgt durch ein Simulationsprogramm, welches die gesetzlichen Regelungen auf den Datensatz des SOEP anwendet. Das Programm ist Bestandteil eines Transfermoduls, welches auch die Leistungen für Wohngeld und Sozialhilfe (genauer: Laufende Hilfe zum Lebensunterhalt) simulativ ermittelt.⁷

Für die weiteren Wellen des SOEP liegt auch der Kindergeldbetrag vor. Der errechnete Wert wird nur dann übernommen, wenn die Antwort auf diese Frage verweigert wurde. Die von dem Transfer-Simulationsprogramm zur Verfügung gestellten Werte für Wohngeld und Sozialhilfe werden lediglich dann verwendet, wenn dieser Transfer, nicht jedoch der Transfer-Betrag angegeben wurde. Ansonsten geht lediglich der angegebene Transfer in die Saldobildung ein, d.h., daß die vorhandene Untererfassung dieser beiden Transfers im SOEP (vgl. Berntsen 1989) nicht durch fiktive Werte beseitigt wird.

6 Auf eine derartige Möglichkeit verweist z.B. Bedau (1988). Die Angaben zur Steuerlast in Welle 1 sind allerdings unvollständig, da in vielen Fällen der Steuerbescheid noch nicht eingetroffen war bzw. die Lohn- oder Einkommensteuererklärung noch nicht abgegeben wurde. Von den 7101 Personen mit steuerpflichtigem Einkommen in 1983 fehlt bei 3921 Personen (55.2%) der Steuerbescheid. Daher wurde 1985 diese Frage für das Jahr 1983 wiederholt.

7 Eine Einführung in diese Simulation findet sich bei Berntsen et al. (1987).

In einem letzten Schritt wird das berechnete jährliche Haushaltsnettoeinkommen auf einen monatlichen Durchschnittswert gebracht, indem der Jahreswert durch 12 dividiert wird⁸.

Im Gegensatz zu dem erfragten Haushaltsnettoeinkommen, welches als Proxy für die (monatliche) ökonomische Situation eines Haushalts für ein Stichjahr herangezogen wird, sind bei dem berechneten Wert mögliche kurzfristige Schwankungen innerhalb eines Jahres nivelliert.

3 Querschnittsvergleiche

Ein erster Vergleich der Einkommensverteilung für die Querschnitte der Jahre 1984, 1985 und 1986 zeigt, daß das erfragte Haushaltseinkommen deutlich geringer ist als das berechnete Haushaltseinkommen. Die Differenz der Mittelwerte⁹ in Tabelle 1 beträgt in allen 3 Jahren ca. 650 DM. Diese trotz der systematischen Unterschiede erstaunlich hohe Differenz reduziert sich etwas, wenn vom nominalen Haushaltseinkommen zum bedarfsgewichteten Haushaltseinkommen, dem Äquivalenzeinkommen, übergegangen wird. Das Äquivalenzeinkommen ist der Ausgangspunkt von Einkommensvergleichen über die Zeit. Hierbei wird die unterschiedliche demographische Zusammensetzung der Haushalte berücksichtigt. Hierbei wird das Haushaltseinkommen durch die Summe der Bedarfsgewichte dividiert. Die Bedarfsgewichte hängen vom Alter der Haushaltsmitglieder ab und berücksichtigen Spareffekte der "economies of scale". Die hier verwendeten Bedarfsgewichte entsprechen den der Sozialhilfe zugrunde gelegten Zahlen. Theoretisch lassen sich recht unterschiedliche Äquivalenzskalen herleiten. Wie Rohwer (1991) gezeigt hat, sind die Analyseergebnisse weitgehend stabil bei Verwendung unterschiedlicher Äquivalenzskalen.

Doch auch beim Äquivalenzeinkommen zeigen sich zwischen den berechneten und den erfragten Einkommen noch deutliche Unterschiede. 1984 ist der Mittelwert der berechneten Äquivalenzeinkommen um 249 DM höher als der Mittelwert des erfragten Äquivalenzeinkommen. Für die 2. Welle (1985) beträgt dieser Unterschied schon 278 DM und in der 3. Welle (1986) 299 DM. Diese Differenzen von ca. 16% des durchschnittlichen Äquivalenzeinkommens sind ca. doppelt so groß, wie die Diskrepanz, die entsteht, wenn man beim Übergang von Jahreseinkommen zum Monateinkommen von 13 statt von 12 Monateinkommen ausgeht. Hierdurch sinkt das berechnete Monateinkommen um 8.3 %. Da allerdings gerade Haushalte mit Niedrigeinkommen (z. B. Rentnerhaushalte) nicht über ein 13. Monatsgehalt verfügen,

8 Zu diesem Wert wird eine letzte Komponente hinzugefügt, bei der es sich um den Nettomietwert von selbstgenutztem Wohneigentum handelt. Diese Variable dient zur besseren Vergleichbarkeit von Mietern und Eigentümern und berechnet sich aus der Differenz zwischen dem erfragten fiktiven Mietwert und den erfragten Kosten (Nebenkosten, Instandhaltungskosten).

9 Da Tabelle 1 lediglich zur Deskription der unterschiedlichen Einkommensverteilung in der Stichprobe dient, wurde bei der Mittelwertbildung kein Hochrechnungsfaktor benutzt (vgl. Rendtel (1991)).

muß der systematische Effekt durch die Einbeziehung des 13. Monatsgehalts in den Durchschnittswert des berechneten Einkommens wesentlich höher eingeschätzt werden.

Tabelle 1: Vergleich der Verteilung von berechnetem und erfragtem Haushaltseinkommen

	Welle 1 (1984)	Welle 2 (1985)	Welle 3 (1986)
Berechnetes Haushaltseinkommen			
valide Werte	5313	5081	5022
Mittelwert	3218.8	3348.9	3501.0
durchschnittl.	1522.9	1585.8	1671.0
Äquivalenzeink.			
Std.-Abw.	850.0	880.0	927.0
Äquivalenzeink.			
Erfragtes Haushaltseinkommen			
valide Werte	5579	5010	4815
Mittelwert	2585.2	2689.2	2806.3
durchschnittl.	1273.9	1307.1	1372.6
Äquivalenzeink.			
Std.-Abw.	780.0	717.0	742.0
Äquivalenzeink.			

Bei der Beurteilung, ob ein Haushalt als einkommensarm gilt, können zwei Methoden herangezogen werden: Erstens kann eine absolute Armutsgrenze gewählt werden - d. h. alle Haushalte mit einem Einkommen unterhalb eines fixen Betrages gelten als arm. Zweitens kann eine relative Armutsgrenze gewählt werden, d. h. alle

Haushalte, die weniger als einen bestimmten Anteil des durchschnittlichen Äquivalenzeinkommens zur Verfügung haben, gelten als arm.

In der Literatur (vgl. den Überblick bei Berntsen 1992) wird für die Bundesrepublik Deutschland meistens das Konzept der relativen Armut benutzt, wobei häufig ein Einkommen unterhalb von 50% des Durchschnittseinkommens¹⁰ als Armutsgrenze gewählt wird. Die 40%-Grenze gilt als Abgrenzung "strenger" Armut, während Haushalte oberhalb der 60%-Grenze nicht mehr als arm gelten.

Es ist klar, daß bei einer absoluten Armutsgrenze die resultierenden Anteile armer Haushalte stark davon abhängen, ob das berechnete oder das erfragte Einkommen zugrunde gelegt wird. Wird beispielsweise für das Jahr 1984 der Wert von 761 DM (=50% des Durchschnittseinkommens des berechneten Äquivalenzeinkommens von 1984) benutzt, so gelten bei Verwendung des berechneten Einkommens 11,7% aller Haushalte als arm, während es bei Verwendung des erfragten Haushaltseinkommens 22,6% aller Haushalte sind.

Bei der Verwendung relativer Armutsgrenzen ändert sich jedoch dieser Sachverhalt. In Tabelle 2 wurde das Äquivalenzeinkommen in verschiedener Weise kategorisiert. Die erste Kategorisierung entscheidet lediglich, ob ein Haushalt unter- oder oberhalb der 50%-Grenze liegt. Die zweite Kategorisierung weist den Bereich strenger Armut (unter 40%), den Graubereich zwischen strenger Armut und der 60%-Grenze (40%-60%) sowie den Bereich oberhalb des Armutsbereich (über 60%) aus. In einer dritten Kategorisierung wird schließlich der Bereich zwischen der 40% und der 60%-Grenze nochmals in 2 Bereiche untergliedert (40%-50% und 50%-60%). Wie Tabelle 2 ausweist, sind die Übereinstimmungen bei Verwendung der relativen Armutsgrenzen in allen 3 Kodierungen gleichmäßig nicht größer als 2 Prozentpunkte. Der Grund für diese Übereinstimmung liegt in der annähernd gleichen Gestalt der schiefsymmetrischen Verteilung des berechneten und des erfragten Haushaltseinkommens. Abbildung 1 vergleicht für das Jahr 1984 die Verteilung¹¹ des berechneten und des erfragten Haushaltseinkommens. Es zeigt sich, daß beide Verteilungen im unteren Einkommensbereich einer fast gleichförmigen Verschiebung unterliegen. Weiterhin weist der etwas unebene Verlauf der Dichte für die erfragten Daten darauf hin, daß diese Angaben sehr häufig auf glatte Beträge gerundet wurden, vgl. Rendtel/Schwarze (1991), Rohwer (1991).

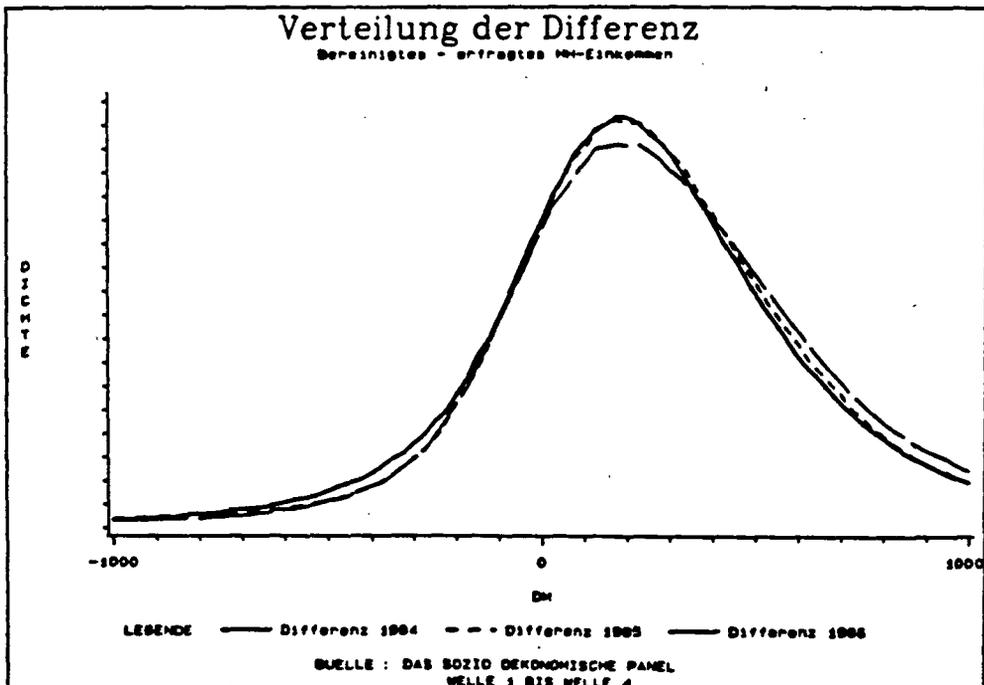
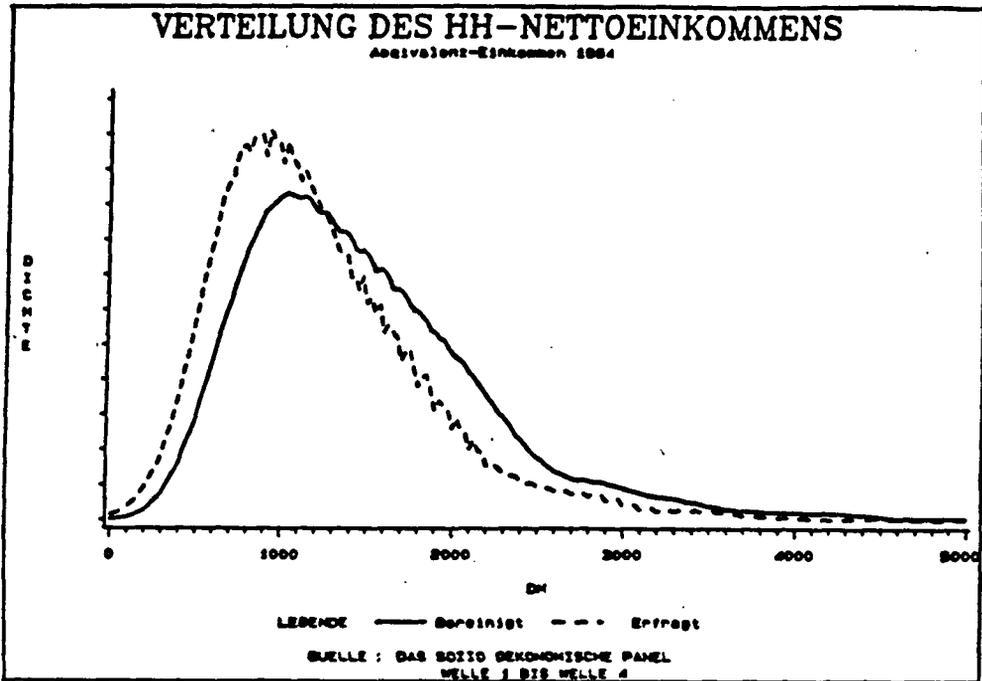
10 Genauer: des durchschnittlichen Äquivalenzeinkommens.

11 Die Dichten wurden über einen Kern-Dichteschätzer ermittelt. Als Kernfunktion wurde eine Normalverteilung mit einer Standardabweichung von 100 DM gewählt. Dies entspricht ungefähr dem 0,13-fachen der Standardabweichung der beteiligten Einkommensverteilungen. Der für eine Normalverteilung optimale Glättungsfaktor ist: $1.06/n^{-1/5} = 0.20$; vgl. Silverman (1986).

Tabelle 2: Vergleich der Anteile von Haushalten in relativer Armut bei Verwendung unterschiedlicher Armutskategorien

	2 Kategorien		3 Kategorien			4 Kategorien			
	≤50	>50	≤40	40-60	>60	≤40	40-50	50-60	>60
Welle 1									
berechnet	11.8	88.2	4.9	16.1	79.0	4.9	6.9	9.2	79.0
erfragt	12.9	87.1	5.9	16.9	77.2	5.9	7.0	9.9	77.2
Welle 2									
berechnet	11.0	89.2	4.3	15.9	79.8	4.3	6.7	9.2	* 79.8
erfragt	12.3	87.7	5.5	16.8	77.7	5.5	6.8	10.0	77.7
Welle 3									
berechnet	10.0	90.0	4.1	14.8	81.0	4.1	5.9	8.9	81.1
erfragt	11.5	88.5	4.9	15.7	79.4	4.9	6.6	9.1	79.4

Es ist allerdings keineswegs so, daß das berechnete Haushaltseinkommen immer über dem erfragten Haushaltseinkommen liegt. In Abbildung 2 werden für die drei Jahre 1984-1986 jeweils die Verteilung der Differenzbeträge wiedergegeben. Es zeigt sich, daß in einem nicht zu vernachlässigenden Anteil der Beobachtungen das erfragte Haushaltseinkommen größer als das bereinigte Einkommen ist. Aus diesem Grunde scheidet die zunächst plausible Erklärung aus, daß die beobachteten Differenzen allein systematischer Natur sind. In diesem Fall wäre das berechnete Haushaltseinkommen immer größer als das erfragte Haushaltseinkommen und folglich wäre die Dichte der Differenzen ausschließlich auf den positiven Bereich konzentriert. Allerdings sind Situationen nicht selten, in denen das erfragte Haushaltseinkommen höher sein kann als das Haushaltseinkommen im Jahresdurchschnitt. Eine solche Situation tritt beispielsweise ein, wenn ein Haushaltsmitglied nach dem Erhebungszeitpunkt eine Erwerbstätigkeit einstellt bzw. arbeitslos wird.



4 Unterschiede in der Einkommensdynamik

Nachdem gezeigt wurde, daß bei Benutzung von relativen Armutsschwellen sowohl das berechnete als auch das erfragte Haushaltseinkommen fast identische Armutsquoten für die einzelnen Zeitpunkte liefern, soll nun untersucht werden, ob die individuellen Wechsel zwischen den Einkommenspositionen von beiden Variablen gleich geschätzt werden. Zur Messung der Stabilität von Armut werden häufig Übergangsmatrizen zwischen zwei aufeinander folgenden Armutspositionen benutzt. Dabei lassen sich die Übergangsmatrizen als rein deskriptive Größen behandeln. In diesem Fall werden jedoch keine Aussagen über die gesamten Einkommensverläufe gemacht, da Tabellen für jeweils zwei Zeitpunkte gebildet werden, wobei über die restlichen Zeitpunkte zusammengefaßt wird. Übergangsmatrizen lassen sich sinnvoller als bedingte Wahrscheinlichkeiten im Rahmen eines Markov-Modells 1. Ordnung interpretieren, wobei alle Zeitpunkte in die Analyse eingehen. In diesem Fall ist der Wechsel von einer Einkommensposition zur Zeit t in eine Einkommensposition zur Zeit $t + 1$ nur von der Einkommensposition zur Zeit t , nicht jedoch vom vorhergehenden Einkommensverlauf unabhängig. Allerdings zeigt sich in vielen Fällen (Shorrocks 1976), daß diese Verteilungsannahme für die gemeinsame Verteilung der Einkommenspositionen über die Zeit nicht zutreffend ist. Dies gilt auch für die Einkommensmobilität im SOEP (Berntsen/Rendtel 1991). In der Regel zeigt das Markov-Modell 1. Ordnung eine zu hohe Einkommensmobilität an. Im folgenden sollen zum einen die Übergangsmatrizen für das berechnete und das erfragte Einkommen miteinander verglichen werden und es soll die Möglichkeit von fehlerhaften Angaben berücksichtigt werden. Hierzu muß von der rein deskriptiven Ebene abgewichen werden und ein statistisches Modell sowohl für die fehlerhaften Angaben als auch für die mehrfache Messung der Einkommensposition gefunden werden.

Im vorliegenden Aufsatz wird ein Modell für die Beobachtung fehlerhafter Daten in Markovketten benutzt, der auf Wiggins (1955, 1973) zurückgeht. Die mit diesem Modell verbundene Schätzproblematik wurde allerdings erst sehr viel später gelöst, z. B. durch Poulsen (1982) Bye/Schechter (1986) und van de Pol/de Leeuw (1986, vgl. auch Langeheine/van de Pol, 1990a). Dieses Modell wie auch die anderen in diesem Abschnitt betrachteten Modelle werden in der von van de Pol/Langeheine (1990) vorgestellten Erweiterung auf die simultane Analyse mehrerer Gruppen geschätzt. Die Gruppen sind durch die berechneten bzw. erfragten Einkommensdaten definiert. Die erhaltenen Schätzungen beider Gruppen werden miteinander verglichen. Dabei darf

jedoch nicht übersehen werden, daß die Schätzungen nicht unabhängig voneinander sind. Die Gruppen sind zwar durch verschiedene Operationalisierungen einer Variablen definiert, aber die Haushalte in beiden Gruppen sind identisch. Chi-Quadrat-basierte Teststatistiken können daher nur unter Vorbehalt zur Güte der Modellanpassung sowie zu Vergleichen von Modellen (mittels konditionaler Likelihood-Ratio-Tests) herangezogen werden. Wir stützen uns daher im wesentlichen auf die folgenden deskriptiven Fitmaße:

- 1) BIC (vgl. z. B. Read/Cressie, 1988) ist ein informationstheoretisches Maß:

$$\text{BIC} = -2 \ln(L) + \ln(N) \cdot k$$

Dabei sind L = Maximum der Likelihoodfunktion, N = Stichprobengröße, k = Anzahl voneinander unabhängiger Modellparameter. Je kleiner BIC, desto besser die Modellgeltung.

- 2) Unähnlichkeitsindex Δ (vgl. z. B. Shockey, 1988):

$$\Delta = \sum |f_o - f_e| / (2N)$$

wobei f_o für die beobachtete und f_e für die unter einem Modell erwartete Häufigkeit einer Zelle der Kontingenztafel stehen und über alle Zellen summiert wird. Delta liegt zwischen 0 und 1. Delta = 0 besagt, daß die zwei Verteilungen identisch sind, daß also perfekter Fit gilt. Wie im Fall von BIC gibt es auch für Delta keine Möglichkeit der präzisen Bestimmung eines "guten" Wertes, "... but a value suggesting fewer than 5% of the cases are misspecified is commonly considered acceptable" (Shockey, 1988, p. 294).

Zunächst werden jedoch die manifesten, d.h. die tatsächlich beobachteten Übergänge zwischen aufeinander folgenden Einkommenspositionen miteinander verglichen, indem in einer simultanen Analyse für beide Gruppen ein manifestes Markovmodell 1. Ordnung mit nichtstationären Übergangswahrscheinlichkeiten angepaßt wird. Tabelle 3 zeigt für alle drei Kategorisierungen der Haushaltseinkommen die Übergangsmatrizen $T_2|_1$ (Übergänge zwischen 1984 und 1985) und $T_3|_2$ (Übergänge zwischen 1985 und 1986). Bei einem Vergleich der Werte auf der Diagonalen der Übergangsmatrizen ergeben sich für alle drei Kategorisierungen höhere Werte für das berechnete Haushaltseinkommen gegenüber dem erfragten Haushaltseinkommen. Das berechnete Haushaltseinkommen deutet also eine höhere Stabilität der Einkommenspositionen an. Allerdings sind die Betragsunterschiede eher gering.

Tabelle 3: Manifestes Markov-Modell für den Wechsel zwischen aufeinander folgenden Einkommensposition. Vergleich der Schätzung zwischen berechnetem und erfragtem Einkommen

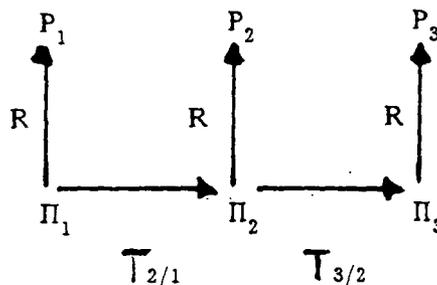
		Start- vertei- lung	Übergang 1 nach 2 $T_2 1$				Übergang 2 nach 3 $T_3 2$				
2 Kategorien											
berechnet	bis 50	0.12	0.62	0.38			0.62	0.38			
	gr. 50	0.88	0.04	0.96			0.04	0.96			
erfragt	bis 50	0.13	0.58	0.42			0.56	0.44			
	gr. 50	0.87	0.06	0.94			0.05	0.95			
3 Kategorien											
berechnet	bis 40	0.05	0.48	0.34	0.18		0.52	0.32	0.16		
	40-60	0.16	0.10	0.59	0.31		0.08	0.61	0.31		
	gr. 60	0.79	0.01	0.06	0.93		0.01	0,05	0.94		
erfragt	bis 40	0.06	0.46	0.35	0.20		0.41	0.37	0.23		
	40-60	0.17	0.10	0.52	0.38		0.10	0.53	0.37		
	gr. 60	0.77	0.01	0.08	0.91		0.01	0.06	0.92		
4 Kategorien											
berechnet	bis 40	0.05	0.48	0.20	0.14	0.18		0.52	0.21	0.12	0.16
	40-50	0.07	0.17	0.41	0.21	0.21		0.13	0.42	0.26	0.19
	50-60	0.09	0.04	0.19	0.39	0.38		0.05	0.15	0.40	0.40
	gr. 60	0.79	0.01	0.01	0.04	0.94		0.01	0.01	0.04	0.94
erfragt	bis 40	0.06	0.46	0.22	0.13	0.20		0.41	0.23	0.13	0.23
	40-50	0.07	0.15	0.34	0.22	0.28		0.16	0.33	0.26	0.25
	50-60	0.10	0.07	0.13	0.35	0.45		0.06	0.15	0.33	0.46
	gr. 60	0.77	0.01	0.02	0.06	0.91		0.09	0.02	0.04	0.93

Insgesamt wird die Struktur der Übergänge zwischen den Einkommenspositionen durch beide Variablen annähernd gleich wiedergegeben. Jedoch weist der Likelihood-Ratio-Test auf Modellanpassung in allen Fällen darauf hin, daß das verwendete Modell einer manifesten Markov-Kette die beobachteten Verläufe zwischen den Armutspositionen nur schlecht beschreibt.

Bei dem folgenden latenten Markov-Modell wird die Mobilität zwischen den Einkommenspositionen in zwei Komponenten zerlegt: Eine scheinbare Mobilität aufgrund der fehlerbehafteten Messung der Einkommensposition und eine wahre Mobilität aufgrund des Wechsels der nicht direkt beobachtbaren ("latenten"), wahren Einkommensposition. Das latente Markov-Modell wird in Abbildung 3 wiedergegeben: Die manifesten Einkommenspositionen werden durch die Variablen P_t , $t=1, 2, 3$ symbolisiert, die latenten Einkommenspositionen durch die Variablen Π_t , $t=1, 2, 3$. $T_2|_1$ und $T_3|_2$ bezeichnen jetzt latente Übergangsmatrizen.

Abbildung 3

Pfeildiagramm zur Darstellung des Latenten Markovmodells über drei Wellen



Die Verbindung zwischen den manifesten und den latenten Werten wird über eine Response-Matrix R hergestellt, die aus den bedingten Wahrscheinlichkeiten besteht, bei gegebenen latenten Werten einen entsprechenden manifesten Wert zu beobachten¹². Bei den folgenden Schätzungen wurde die Responsematrix zeitinvariant gelassen. Dies ist nicht nur eine notwendige Identifikationsbedingung für die Schätzung der Modellparameter. Auch aus inhaltlichen Überlegungen ist die Annahme plausibel, daß die Ungenauigkeit der Messung der Einkommen über die Zeit konstant ist. Mit diesem Modell kann die Frage beantwortet werden, ob die beobachtete höhere Mobilität zwischen Armutszuständen bei Verwendung der erfragten Haushaltseinkommen auf eine unpräzisere Messung der Armutsposition zurückgeht

12 Diese Response-Matrix entspricht der Ladungsmatrix in der LISREL-Analyse.

oder aber auf die stärkere Schwankung von Monatseinkommen gegenüber gemittelten Jahreseinkommen.

Wir wollen zur Illustration der Trennung in wahre und scheinbare Stabilität bzw. Mobilität die dreiklassige Kategorisierung des Einkommens heranziehen, vgl. Langeheine/v. d. Pol 1990. Die totale Stabilität ist durch die Wahrscheinlichkeit gegeben, auf der latenten Ebene an allen drei Zeitpunkten denselben Wert für die Einkommensposition zu erhalten:

$$(1) \quad S_{\text{total}} = \sum_{j=1}^3 P [\Pi_1 = j , \Pi_2 = j , \Pi_3 = j]$$

$$= \sum_{j=1}^3 \delta_j T_{2|1} (j, j) T_{3|2} (j, j)$$

Hierbei ist δ_j die Wahrscheinlichkeit, daß zum Zeitpunkt 1 der latente Zustand j angenommen wird¹³, und $T_{t+1} (i, j)$ das i, j -te Element der Übergangsmatrix $T_{t+1} | t$, $t = 2, 3$.

Die totale Mobilität ergibt sich als die zu S_{total} komplementäre Wahrscheinlichkeit: $m_{\text{total}} = 1 - S_{\text{total}}$.

Stimmt die Ausprägung auf der latenten Ebene mit der manifesten Ebene überein, so kann man die manifeste Ausprägung als "wahr" interpretieren. In den übrigen Fällen, wo die manifeste Ausprägung nicht mit der latenten Ausprägung übereinstimmt, ist die Beobachtung "fehlerhaft". Allerdings läßt sich nicht jeder einzelne Verlauf als "wahr" oder "fehlerhaft" einordnen. Vielmehr kann nur eine Wahrscheinlichkeit berechnet werden, nach welcher ein Verlauf "wahr" oder "fehlerhaft" ist.

Wahre Stabilität bezeichne daher im folgenden den Anteil der Verläufe, wo Stabilität sowohl auf der latenten als auch der manifesten Ebene eintritt. Dieser Anteil berechnet sich als:

13 In den folgenden Tabellen werden diese Wahrscheinlichkeiten als Startverteilung ausgewiesen.

$$\begin{aligned}
 (1) \quad S_{\text{wahr}} &= \sum_{j=1}^3 P [P_1 = j, \Pi_1 = j, P_2 = j, \Pi_2 = j, P_3 = j, \Pi_3 = j] \\
 &= \sum_{j=1}^3 \delta_j r_{jj} T_{2|1}(j, j) r_{jj} T_{3|2}(j, j) r_{jj}
 \end{aligned}$$

Hierbei bezeichnet r_{ij} das i, j -te Element der Responsematrix R .

Analog erhält man als wahre Mobilität die Wahrscheinlichkeit, daß ein mobiler Einkommensverlauf auf latenter und manifester Ebene übereinstimmen:

$$(3) m_{\text{wahr}} = \sum_{\text{nicht } k=l=m} \delta_k r_{kk} T_{2|1}(k, l) r_{ll} T_{3|2}(l, m) r_{mm}$$

Tabelle 4 zeigt die Schätzung für die Startverteilung δ , die Übergangsmatrizen $T_{2|1}$ bzw. $T_{3|2}$ sowie die Responsematrix R bei der dreiklassigen Kategorisierung des Einkommens.

Tabelle 4: Latentes Markov-Modell für den Wechsel zwischen aufeinander folgenden Einkommensposition. Vergleich der Schätzung zwischen berechneten und erfragten Einkommen

Einkommen		Startverteilung	Latente Ebene			Responsematrix					
			Übergang 1 nach 2 $T_{2 1}$			Übergang 2 nach 3 $T_{3 2}$			R		
berechnet	bis 40	0.06	0.69	0.19	0.12	0.77	0.16	0.08	0.75	0.22	0.03
	40-60	0.16	0.07	0.79	0.14	0.05	0.81	0.14	0.02	0.85	0.13
	größer 60	0.78	0.00	0.03	0.97	0.00	0.01	0.99	0.00	0.02	0.98
erfragt	bis 40	0.05	0.76	0.22	0.02	0.68	0.28	0.04	0.78	0.19	0.03
	40-60	0.17	0.05	0.81	0.15	0.05	0.82	0.13	0.06	0.76	0.18
	größer 60	0.77	0.00	0.03	0.97	0.00	0.01	0.99	0.01	0.03	0.96

Die Wahrscheinlichkeit, mit der die "wahre" Einkommensposition angegeben wird, ist auf der Diagonalen der Responsematrix angegeben. Immerhin sind beide Einkommensvariablen noch in hohem Grad bzgl. der "wahren" Einkommenspositionen informativ. Selbst der Graubereich (zwischen 40% und 60% des Durchschnittseinkommens) wird mit Wahrscheinlichkeit 0,85 (berechnetes Einkommen) bzw. 0,76 (erfragtes Einkommen) richtig erkannt.

Im Vergleich zu dem manifesten Markovmodell (hier ist die Responsematrix auf die Einheitsmatrix restringiert, was der Annahme perfekter Messung entspricht) fällt auf, daß die Modellanpassung erheblich verbessert wurde. So sinkt die Likelihood-Ratio Statistik von 403,18 (DF=24) (manifeste Markov-Kette) auf 8,86 (DF=12). Die Annahme von fehlerhaften Zuweisungen von Armutspostitionen führt zu einer guten Beschreibung der beobachteten Positionswechsel.

Die eingangs gestellte Frage lautete, ob beide Einkommensversionen zu der gleichen Schätzung der Einkommensdynamik führen. Hierzu müssen die Ergebnisse auf der latenten Ebene zwischen dem berechneten und dem erfragten Einkommen miteinander verglichen werden. Während Tabelle 4 keine nennenswerten Abweichungen bei der Startverteilung und bei den beiden Kategorien ("40%-60%") und ("über 60%") im Mobilitätsverhalten zwischen beiden Einkommensarten ausweist, zeigen sich beim Vergleich in der untersten Einkommensposition (unter 40%) doch Unterschiede in der Größenordnung von 7-9 Prozentpunkten. Allerdings werden diese Koeffizienten auch nicht sehr genau geschätzt¹⁴.

Wird in einer weiteren Schätzung die latente Ebene auf Gleichheit zwischen beiden Einkommensvariablen restringiert, so steigt die Likelihood nur unwesentlich an¹⁵. Die Unterschiede auf der latenten Ebene sind also nur zufälliger Natur. Beide Einkommensgrößen messen die Dynamik der Einkommensposition im wesentlichen gleich.

In Tabelle 5 wird nun der Anteil stabiler und mobiler Einkommensverläufe miteinander verglichen. Für das latente Markovmodell wurde die latente Ebene auf Gleichheit für das berechnete und das erfragte Einkommen restringiert. Im manifesten Markov-Modell kann nicht zwischen totaler und wahrer Stabilität bzw. Mobilität unterschieden werden. Erwartungsgemäß ist in diesem Modell die Mobilität bezüglich des erfragten Einkommens höher als bezüglich des berechneten Einkommens (0.295 gegenüber 0.231). Verblüffend ist jedoch die krasse Überschätzung der Einkommensmobilität durch das manifeste Markov-Modell. Geht man zum latenten

14 Die Standardabweichung dieser Größen liegt ebenfalls zwischen 6 und 9 Prozentpunkten.

15 $\Delta LR=7,19$ bei einer Differenz von 14 Freiheitsgraden. Auch der BIC-Index zeigt mit $BIC=34439$ eine Modellverbesserung gegenüber dem Modell mit getrennten Ergebnissen auf der latenten Ebene an ($BIC=34557$).

Markov-Modell über, so sinkt die totale Mobilität auf 0.115. Folglich weisen weder das berechnete noch das erfragte Einkommen die Einkommensmobilität korrekt aus, wenn ein manifestes Markov-Modell benutzt wird. Dabei werden ca. dreimal so viele stabile Verläufe fehlerklassifiziert (0.109 bzw. 0.163) wie mobile Verläufe (0.038 bzw. 0.048).

Tabelle 5: Vergleich der Einkommensstabilität und -mobilität. Latente Ebene auf Gleichheit zwischen berechnetem und erfragtem Einkommen restringiert

	Manifeste Markov-Kette		latente Markov-Kette	
	berechnetes Einkommen	erfragtes Einkommen	berechnetes Einkommen	erfragtes Einkommen
totale Stabilität	0.769	0.705	0.885	0.885
wahre Stabilität	0.769	0.705	0.777	0.722
Fehler	-	-	0.109	0.163
totale Mobilität	0.231	0.292	0.115	0.115
wahre Mobilität	0.231	0.295	0.076	0.067
Fehler	-	-	0.038	0.048
Fehler total	-	-	0.147	0.211

Bisher wurden die Startverteilung δ und die Übergänge zwischen den latenten Zuständen $T_{t+1} | t$, $t=2,3$ auf Gleichheit zwischen dem berechneten und dem erfragten Einkommen restringiert. Natürlich lassen sich weitere Restriktionen setzen; etwa die Gleichheit der Responsematrizen und/oder die Stationarität der Übergangsmatrizen. Die Tabelle 6 gibt einen Überblick über den Fit verschiedener Modelle mit unterschiedlichen Gleichheitsrestriktionen. Das bisher behandelte Modell ist in Zeile 7 von Tabelle 6 wiedergegeben. In den Modellen 12 und 13 sind die Übergangsmatrizen auf die Einheitsmatrix I restringiert, d. h. in diesen Modellen findet auf der latenten Ebene kein Wandel der Einkommensposition statt.

Eine Inspektion der in Tabelle 6 ausgewiesenen Fitmaße offenbart, daß gegenüber Modell 7 einzig die Stationarität der beiden Übergangsmatrizen (Modell 10) bezüglich

aller Fitmaße ein akzeptable Modellverbesserung erbringt. Zwar bewirkt eine zusätzliche Restriktion der Responsematrizen eine geringfügige Verbesserung nach dem BIC-Index. Jedoch steigen die Likelihood bzw. die Pearson Chiquadrat-Statistik steil an und auch der Unähnlichkeitsindex Δ verdoppelt seinen Wert von 0.014 auf 0.031. Trotz dieses dem Betrage nach niedrigen Wertes sollte nicht übersehen werden, daß diese Steigerung relativ groß ist, wenn man sie zu dem Wert des manifesten Markov-Modells in Beziehung setzt.

Tabelle 6: Überblick über die Anpassung unterschiedlicher Markov-Ketten-Modelle

Modell	Nr.	Gruppen gleich in				Fitmaß			
		δ	R	$T_{t+1} t$	LR	P	DF	BIC	Δ
Markov-kette									
manifest	1				403.18	576.36	24	34844	.051
latent,	2				8.86	8.79	12	34557	.004
nicht	3	x			9.93	9.95	14	34540	.007
stationär	4		x		31.93	31.94	18	34526	.012
	5			x	14.60	14.56	24	34455	.007
	6	x	x		37.12	37.15	20	34513	.018
	7	x		x	16.05	16.10	26	34439	.010
	8		x	x	62.14	61.72	30	34449	.025
	9	x	x	x	67.58	67.01	32	34436	.030
latent,	10	x		x	26.13	26.02	32	34395	.014
stationär	11	x	x	x	77.02	76.46	38	34392	.031
	12	x		I	130.74	129.21	38	34446	.029
	13	x	x	I	177.01	170.10	44	34438	.043

Diese Ergebnisse lassen sich auch für den Fall einer Kategorisierung in 2 bzw. 4 Einkommenspositionen herleiten. In jedem Fall führt das latente Markov-Modell zu einer akzeptablen Modellanpassung und in jedem Fall sind die Unterschiede auf der latenten Ebene zwischen dem berechneten und dem erfragten Einkommen

vernachlässigbar. In allen Fällen erweisen sich die Unterschiede zwischen den Response-Matrizen als wesentlich.

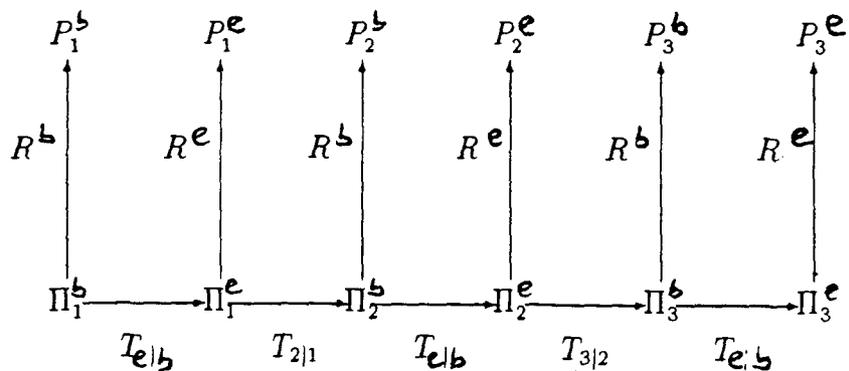
5 Die Schätzung der wahren Einkommensposition durch zwei Einkommensangaben

Das Vorliegen zweier Variablen für dasselbe Konstrukt (Einkommensposition des Haushalts) führt zu der Überlegung, beide Variablen simultan zu einer Schätzung der wahren Einkommensposition zu benutzen. Diese Überlegung gilt um so mehr, als - wie im vorherigen Abschnitt gezeigt - beide Variablen in etwa zu gleichen Ergebnissen auf der latenten Ebene führen, wenn sie einzeln analysiert werden. Im folgenden werden daher die beiden Einkommenspositionen, die sich aus dem berechneten und dem erfragten Haushaltseinkommen herleiten lassen, als zwei manifeste Indikatoren derselben latenten Größe - der wahren Einkommensposition - betrachtet.

Die Schätzung latenter Markov-Ketten mit multiplen Indikatoren wird bei Langeheine/von de Pol (1990b, 1992a, 1992b) beschrieben. Die Schätzung derartiger Modelle kann auf die Schätzung eines einfachen latenten Markov-Modells zurückgeführt werden.

Dies wird durch das Pfaddiagramm in Abbildung 4 verdeutlicht. Die manifesten Größen sind hierin durch die Variablen P_t^b (berechnetes Einkommen) und P_t^e (erfragtes Einkommen) ($t=1, 2, 3$) dargestellt; die latenten Größen entsprechend durch Π_t^b bzw. Π_t^e ($t=1, 2, 3$).

Abbildung 4:



Die Verbindung der manifesten Größen zu den latenten Konstrukten wird durch die Responsematrizen R_t^b bzw. R_t^e beschrieben. Läßt man zu, daß P_t^b und P_t^e nicht dasselbe Konstrukt darstellen, so wird die Verbindung zwischen den Konstrukten durch die Übergangsmatrix $T_e|_b$ angegeben. Unterstellt man für das berechnete und das erfragte Einkommen dasselbe Konstrukt, so ist $T_e|_b$ auf die Einheitsmatrix zu restringieren. Die zeitlichen Übergänge der latenten Positionen werden wiederum durch die Übergangsmatrizen $T_2|_1$ und $T_3|_2$ beschrieben.

Diese simultane Analyse der beiden Einkommensindikatoren stößt jedoch sehr schnell auf das Problem schwach besetzter Zellen, da die Anzahl der beobachtbaren Einkommensverläufe schon für kleine Werte von T und C (=Anzahl der betrachteten Einkommensposition) rasch ansteigt. Die Anzahl der möglichen Einkommensverläufe ist durch C^{2T} gegeben. Für T=3 und C=2, 3, 4 erhält man 64, 729 bzw. 4096 mögliche Einkommensverläufe, auf die sich im vorliegenden Fall N=3944 Beobachtungen verteilen. Die Folge von schwach besetzten Zellen ist, daß es (viele) Zellen mit kleinen erwarteten Häufigkeiten gibt. Zu diesem Fall ist die Chiquadrat-Verteilung als Referenzverteilung bei der Prüfung der Modellgüte nicht angemessen. Im Fall von nur 2 Kategorien ist dieses Problem nicht gegeben, bei 3 und 4 Kategorien jedoch drastisch.

Zunächst einmal läßt sich zeigen, daß die Matrix $T_e|_b$ nicht signifikant von der Einheitsmatrix verschieden ist. Damit $T_e|_b$ schätzbar ist, wurden die folgenden Restriktionen gesetzt: Stationarität der Response-Matrizen R^e und R^b und Gleichheit der Übergangsmatrizen $T_2|_1$ und $T_3|_2$. Diese beiden Restriktionen erwiesen sich im vorhergehenden Abschnitt als unwesentlich.

Im folgenden wurden daher alle $T_b|_e$ auf I restringiert. Die Tabelle 7 zeigt die Modellanpassung des Modells A, in dem die Responsematrizen R^b und R^e zeitlich homogen sind. Neben der Likelihood-Ratio-Teststatistik LR ist auch der Wert der Pearson-Teststatistik P angegeben. Größere Abweichungen zwischen diesen beiden Werten können als Hinweis darauf gewertet werden, daß die χ^2 -Approximation dieser Größen unzureichend ist, vgl. Read/Cressie (1988). Da pro Zeitpunkt 2 manifeste Beobachtungen für das latente Konstrukt vorliegen, besteht die Möglichkeit, die Response-Matrizen zeitlich unrestringiert zu lassen. In diesem Modell B gilt also nicht wie in Modell A $R^e_1 = R^e_2 = R^e_3$ bzw. $R^b_1 = R^b_2 = R^b_3$. Der Vergleich über die Anzahl der Kategorien offenbart, daß die χ^2 -Approximation von LR und P für 3 und 4 Kategorien nicht benutzt werden sollte. Im Falle von 2 Kategorien mag dies anders beurteilt werden. Hinsichtlich dieser Anpassungsgrößen ist die Beschreibung der 64 Zellbesetzungen durch die Modelle A und B unbefriedigend. Hinsichtlich des BIC-Index ist bei allen 3 Kategorisierungen das

Modell A besser als das Modell B. Auch der Index of Dissimilarity Δ ändert sich nur wenig, wenn vom Modell B auf das sparsamer parametrisierte Modell A gewechselt wird.

**Tabelle 7: Vergleich der Modellanpassung des 2-Indikator Markov-Modells:
Modell A: Responsematrizen über die Zeit konstant;
Modell B: Responsematrizen über die Zeit variabel**

	Modell	LR	P	DF	BIC	Δ
2 Kategorien	B	359.14	439.55	46	12177	0.055
	A	390.37	469.48	54	12142	0.063
3 Kategorien	B	1036.94	1640.93	678	21573	0.109
	A	1083.34	1557.24	702	21420	0.116
4 Kategorien	B	2489.09	5081.83	3996	26418	0.160
	A	2572.39	5109.95	4044	26103	0.174

Die Tabelle 8 zeigt für das Modell A die geschätzten Responsematrizen R^b und R^e . Der Vergleich über die Diagonalelemente offenbart wiederum, daß das berechnete Einkommen das gemeinsame Konstrukt etwas genauer mißt als das erfragte Einkommen. Vom Betrag her sind die Unterschiede jedoch gering.

Ein Vergleich der Responsematrizen für das gemeinsame Konstrukt mit den Responsematrizen für die Einzelkonstrukte in Tabelle 4 ist jedoch nicht unproblematisch. Ähnlich zu LISREL-Modellen gilt auch hier die Überlegung, daß je schwächer zwei Indikatoren miteinander korreliert¹⁶ sind, umso schwächer wird auch der Zusammenhang zwischen gemeinsamem Konstrukt und den Indikatoren geschätzt. Aus diesem Grund ist zu erwarten, daß die Diagonalelemente der Responsematrix für das gemeinsame Konstrukt kleiner sind als die entsprechenden Werte für die Einzelkonstrukte. In der Tat sind die geschätzten Diagonalelemente in Tabelle 8 deutlich kleiner als die entsprechenden Werte in Tabelle 4.

Im gemeinsamen 2-Indikator-Modell werden Veränderungen zwischen den Einkommenspositionen nur dann als wahre Veränderung gewertet, wenn beide Indikatoren gleichzeitig einen Wechsel anzeigen. Aus diesem Grund ist zu erwarten, daß das gemeinsame Konstrukt eine höhere Stabilität (= geringere Mobilität) als die Einzelkonstrukte hat. Tabelle 9 weist für den Fall dreier Kategorien die Übergänge

16 Die Korrelation zwischen berechneten und erfragten Einkommen beträgt 0.72 (1984), 0.78 (1985) und 0.79 (1986).

$T_{2|1}$ und $T_{3|2}$ für das gemeinsame Konstrukt aus. In der Tat zeigen die hohen Werte

Tabelle 8: Response-Matrizen bei unterschiedlicher Anzahl von Einkommenspositionen. Modell: Latente Markov-Kette mit 2 manifesten Indikatoren, Modell A

Indikator	2 Kategorien		3 Kategorien			4 Kategorien			
bereinigtes Einkommen	0.67	0.33	0.62	0.37	0.02	0.76	0.17	0.03	0.04
	0.01	0.99	0.05	0.62	0.33	0.12	0.55	0.30	0.04
			0.00	0.02	0.98	0.03	0.06	0.35	0.56
						0.00	0.00	0.01	0.99
erfragtes Einkommen	0.67	0.33	0.61	0.35	0.05	0.70	0.19	0.05	0.05
	0.03	0.97	0.09	0.59	0.32	0.18	0.40	0.30	0.12
			0.01	0.04	0.95	0.06	0.13	0.33	0.48
						0.00	0.01	0.02	0.97

Tabelle 9: Übergangsmatrizen für die latente Einkommensposition im 2-Indikator-Modell A

Startverteilung	$T_{2 1}$			$T_{3 2}$		
0.06	0.95	0.05	0.00	0.85	0.12	0.03
0.20	0.00	0.93	0.07	0.00	0.87	0.11
0.74	0.00	0.02	0.98	0.00	0.00	1.00

für die Diagonalelemente eine fast völlige Immobilität der simultan gemessenen Einkommensposition an. Während beispielsweise die manifesten Übergänge für einen Verbleib unter der 40%-Armutsgrenze noch eine Chance von 0.50 ausweisen (Tabelle 3), steigt dieser Wert bei getrennter Verwendung der Indikatoren im latenten Markov-Modell auf ca. 0.70 (Tabelle 4) an. Bei simultaner Verwendung der Indikatoren steigt dieser Wert auf ca. 0.90 in Tabelle 9.

Das Beispiel des 2-Indikator Modells zeigt sehr deutlich den Tradeoff zwischen einer Bewertung einer Veränderung als wahrer Veränderung und einer Bewertung dieser Veränderung als Resultat einer fehlerhaften Beobachtung: Je kleiner die Diagonalelemente von R^b bzw. R^e sind, desto größer sind die Diagonalelemente von $T_t |_{t+1}$ und umgekehrt. Dieser Tradeoff spiegelt sich eindrucksvoll in der Aufteilung von Stabilität (bzw. Mobilität) in totaler Stabilität und wahr angezeigter Stabilität. Gemäß Gleichung (2) ist die Aufteilung in Stabilität und Mobilität auf der latenten Ebene im 2-Indikator-Modell für beide Indikatoren dieselbe. Lediglich die Übereinstimmung der Indikatoren mit der latenten Ebene kann unterschiedlich ausfallen. Tabelle 10 gibt das Verhältnis von totaler und wahr wiedergegebener Stabilität bzw. Mobilität für die drei unterschiedlichen Kategorisierungen der Einkommensposition wieder. Mit wachsender Zahl von Kategorien steigt der Anteil der fehlerhaft ausgewiesenen Verläufe rasch an, wobei der größte Sprung beim Übergang von 2 auf 3 Kategorien auftritt. Aufgrund der hohen Stabilität des gemeinsamen latenten Konstrukts nimmt die totale Mobilität bei einer Vergrößerung der Anzahl der Kategorien nur noch geringfügig zu. Deutlich unterschiedlich ist das Verhältnis von fehlerhaft wiedergegebenen stabilen Verläufen zu fehlerhaft wiedergegebenen mobilen Verläufen: Es werden ca. 4-6 mal mehr stabile Verläufe fehlerklassifiziert als umgekehrt mobile Verläufe. Dies liegt allerdings an dem höheren Anteil der stabilen Verläufe aus den Beobachtungen. Das relative Risiko¹⁷, daß ein stabiler Verlauf falsch wiedergegeben wird, liegt unter dem Risiko, daß ein mobiler Verlauf falsch wiedergegeben wird.

Das Wechselverhältnis von totaler Mobilität und Beobachtungsfehlern sei am Beispiel der 3er-Kategorisierung demonstriert: Im manifesten Modell ist der Beobachtungsfehler definitionsgemäß 0. Die totale Mobilität beträgt hier 0.231 (berechnetes Einkommen) bzw. 0.295 (erfragtes Einkommen). Im latenten Modell mit einem Indikator sinkt die totale Mobilität auf 0.115, während der Beobachtungsfehler 0.147 für das berechnete bzw. 0.211 für das erfragte Einkommen beträgt. Im latenten Modell mit zwei Indikatoren schließlich beträgt die totale Mobilität nur noch 0.061, während der Beobachtungsfehler auf 0.242 (berechnetes Einkommen) bzw. 0.300 (erfragtes Einkommen) angestiegen ist.

17 Berechnet als Quotient von fehlerhaft angezeigten Verläufen zu latent stabilen bzw. mobilen Verläufen.

Tabelle 10: Aufspaltung von Stabilität und Mobilität in fehlerhaft und korrekt gemessene Anteile für das 2-Indikator-Modell

	2 Kategorien		3 Kategorien		4 Kategorien	
	berechnet	erfragt	berechnet	erfragt	berechnet	erfragt
totale Stabilität	0.949	0.949	0.939	0.939	0.922	0.922
wahre Stabilität	0.835	0.802	0.732	0.678	0.690	0.647
Fehler	0.114	0.148	0.206	0.261	0.232	0.275
totale Mobilität	0.051	0.051	0.061	0.061	0.078	0.078
wahre Mobilität	0.027	0.026	0.025	0.023	0.016	0.011
Fehler	0.024	0.024	0.036	0.039	0.063	0.067
Fehler total	0.138	0.172	0.242	0.300	0.294	0.324

6 2-Indikator Modelle mit unterschiedlicher Meßgenauigkeit

Der Tradeoff zwischen einer fehlerhaften Messung der Einkommensposition und wahrer Einkommensmobilität kann nur im Hinblick auf die Anpassung des Modells an die Daten beurteilt werden. Für den Fall von 2 Einkommenskategorien kann in Tabelle 7 für die Likelihoodratio-Teststatistik $LR = 359,14$ und die Pearson-Statistik $P = 439,55$ die χ^2 -Verteilung mit $DF = 46$ Freiheitsgraden benutzt werden. Diese hohen Werte zeigen an, daß die Hypothese, daß die beobachteten Einkommensverläufe mit dem 2-Indikator-Modell übereinstimmen, abgelehnt werden muß. Hinsichtlich dieser Fitmaße ergab die Anpassung der getrennten Modelle wesentlich günstigere Werte. Allerdings sind beide Modelle nicht ineinander geschachtelt¹⁸, so daß der direkte Vergleich der Fitmaße LR und P nicht unproblematisch ist.

Ein möglicher Mangel des 2-Indikator-Modells ist, daß die Meßgenauigkeit für alle Verläufe gleich gewählt wird. Bedenkt man jedoch, daß das Gros aller Haushalte deutlich über der 60%-Schwelle liegt, so ist die Messung von Einkommensverläufen, die dauerhaft oberhalb der 60%-Schwelle liegen, sicherlich wesentlich weniger fehlerhaft hinsichtlich ihrer Relation zu dieser Schwelle als Verläufe, die diesen Schwellenwert gelegentlich unterschreiten. Es erscheint daher sinnvoll, die Verläufe einzuteilen in einen Teil ("Stayer"), die korrekt über die Zeit als stabil gemessen

¹⁸ D.h. ein Modell ergibt sich als Spezialfall des anderen.

Tabelle 11: Vergleich der Fitmaße für das latente Markov-Modell (LM) und das parteil latente Mover-Stayer-Modell (PLMS)

Anzahl der Einkommenspositionen		LR	P	DF	BIC	Δ
C=2	LM	390.37	469.48	54	12142	0.063
	PLMS	175.11	192.18	52	11943	0.039
C=3	LM	1083.34	1667.24	702	21420	0.116
	PLMS	849.93	1269.93	699	21212	0.094
C=4	LM	2572.39	5109.95	4044	26103	0.174
	PLMS	2422.61	4716.89	4040	25987	0.165

werden, und in einen anderen Teil ("Mover"), die möglicherweise mobil sind - allerdings mit einer eventuell ungenauen Positionsmessung. Für die Gruppe der "Stayer" sind R und $T_{t+1} | t$ auf die Einheitsmatrix restringiert, während in der Gruppe der "Mover" R und $T_{t+1} | t$ frei sind. Dieses parteil latente Mover-Stayer (PLMS)-Modell ist eine Erweiterung des im letzten Abschnitt behandelten latenten Markov Modells mit 2 Indikatoren. Neu hinzugekommen sind zwei Parametergruppen: Der Anteil der "Stayer" und die Startverteilung der "Stayer". Für die Kategorisierung nach C Einkommensposition sind dies $(1+C-1)$ neue Modellparameter.

Bei der Schätzung erweisen sich diese Modellparameter als signifikant, vgl. Tabelle 11. Insgesamt wird der Modellfit gegenüber dem latenten Markov-Modell mit 2 Indikatoren deutlich verbessert. Die geschätzten Modellparameter sind für $C = 3$ Kategorien in Tabelle 12 wiedergegeben. Etwas mehr als die Hälfte der Verläufe wird der Gruppe der "Stayer" zugeordnet, die fast ausschließlich aus Haushalten besteht, die oberhalb der 60%-Armutsgrenze leben (Anteil 0.97). Die Verläufe mit Positionen

Tabelle 12: Geschätzte Modellparameter des PLMS-Modells für drei Einkommenskategorien

Gruppe "Mover"							
Anteil	Start- verteilung	T₂ 1			T₃ 2		
		0.457	0.13	0.94	0.02	0.04	0.83
	0.28	0.00	0.86	0.14	0.01	0.85	0.14
	0.59	0.00	0.06	0.94	0.00	0.00	1.00
			R^b			R^e	
		0.51	0.45	0.04	0.50	0.44	0.06
		0.05	0.77	0.18	0.10	0.59	0.31
		0.01	0.10	0.89	0.03	0.21	0.76
Gruppe "Stayer"							
Anteil	Start- verteilung	T₂ 1			T₃ 2		
		0.543	0.01	1.0	0.0	0.0	1.0
	0.02	0.0	1.0	0.0	0.0	1.0	0.0
	0.97	0.0	0.0	1.0	0.0	0.0	1.0
			R^b			R^e	
		1.0	0.0	0.0	1.0	0.0	0.0
		0.0	1.0	0.0	0.0	1.0	0.0
		0.0	0.0	1.0	0.0	0.0	1.0

unterhalb der 60%-Armutsgrenze sind ganz überwiegend in der "Mover"-Gruppe konzentriert. Der Vergleich der beiden Responsematrizen R^b und R^e offenbart, daß das berechnete Einkommen die latente Einkommensposition etwas genauer wiedergibt als das erfragte Einkommen. Hinsichtlich des Tradeoffs zwischen wahrer Mobilität und einer fehlerhaften Messung der Einkommensposition haben sich die Verhältnisse nur wenig verschoben: Vergleicht man die Übergangsmatrizen $T_{t+1} | t$ zwischen dem PLMS-Modell (Tabelle 12) und dem LM-Modell (Tabelle 9), so zeigen sich keine großen Unterschiede. Nach wie vor - trotz spezieller Berücksichtigung der manifest stabilen Verläufe - ist die latente Ebene durch eine hohe Stabilität der Einkommensposition gekennzeichnet. Insgesamt sind in diesem Modell nur 6.6 % aller Verläufe auf der latenten Ebene mobil.

7 **Schlußbemerkungen**

Ausgangspunkt dieses Artikels war die Frage, ob unterschiedliche Operationalisierungen des Haushaltseinkommens zu einer unterschiedlichen Schätzung der Einkommensdynamik von Haushalten führt. Präzisiert wurde dies auf den Bereich der Niedrigeinkommen und die Wahrscheinlichkeit des Überspringens von Armutsgrenzen.

Zunächst zeigten sich hinsichtlich der Operationalisierungen "berechnetes" und "erfragtes" Haushaltsnettoeinkommen einige konzeptionelle Unterschiede, die zwar ein insgesamt höheres Niveau für das berechnete Haushaltseinkommen erwarten lassen, deren Implikationen für die Einkommensdynamik jedoch gegenläufig sind¹⁹. Blendet man die Niveau-Unterschiede durch die Benutzung relativer Armutsgrenzen aus, so lassen sich a priori keine Voraussagen über den Effekt der beiden Meßkonzepte auf die Schätzung der Einkommensdynamik machen.

In der Tat zeigen die Einzeldaten deutliche Abweichungen der beiden Einkommensmessungen. Umso verblüffender ist das Resultat, daß hinsichtlich der Einkommensmobilität unter beiden Operationalisierungen fast dieselben Schätzergebnisse geliefert werden. Offensichtlich sind viele Schätzverfahren stabil gegenüber einer "fehlerhaften" Messung (bzw. alternativen Operationalisierung) der interessierenden Variablen²⁰.

19 Einerseits gewichtet das erfragte Haushaltseinkommen Einkommensunterschiede zum Befragungszeitpunkt sehr hoch, während andererseits Einkommensunterschiede im Jahresverlauf zwischen Befragungsterminen im Idealfall ignoriert werden.

20 Zu ähnlichen Ergebnissen kommt Schoemann (1991), der die Ergebnisse von zwei Einkommenschätzungen auf Basis einer zweifachen Erhebung desselben Einkommens bei identischen Personen miteinander verglichen hat. Hierzeigten sich bei einer Retrospektiv-Befragung z.T. erhebliche Abweichungen zwischen den Einkommensmessungen im Kontaktinterview und im 3 Monate später durchgeführten ausführlichen Interview.

Ist man also lediglich an der Einkommensmobilität im Armutsbereich²¹ interessiert, dann ist der beschriebene zeitaufwendige und auch fehlerträchtige Aufwand zur Generierung des berechneten Haushaltseinkommens überflüssig. Dies gilt jedoch nur, so lange man sich für reine Mobilitätsaussagen interessiert. Möchte man allerdings den Einfluß staatlicher Transferzahlungen auf die Einkommensmobilität ermitteln, so ist man auf die Analyse der Einzelkomponenten des Haushaltseinkommens angewiesen, die als Nebenprodukt bei der Generierung des berechneten Haushaltseinkommens anfallen.

Die Tatsache, daß beide Operationalisierungen des Einkommens zu etwa denselben Mobilitätsschätzungen führen, sollte allerdings nicht zu dem Fehlschluß verleiten, daß Fehler in den Einkommensvariablen keinen Einfluß auf die Schätzung der Einkommensmobilität haben. Wie bei den linearen Regressionsmodellen (vgl. Schneeweiß/Mittag 1986) führt die Berücksichtigung zufälliger Fehler zu einer Verkleinerung der geschätzten Effekte. In diesem Fall besteht ein direkter Tradeoff zwischen Einkommensmobilität und fehlerhafter Messung der wahren Einkommensposition: Je ungenauer die wahre Einkommensposition erkannt wird, umso weniger werden beobachtete Schwankungen der Einkommensposition als Veränderungen der wahren Einkommensposition interpretiert. Die hohen Wahrscheinlichkeiten für einen Wechsel von Armut in Nicht-Armut, die die Deskription der Übergangsmatrizen liefert, überschätzen bei Weitem die Einkommensmobilität.

Die hier vorgestellten Modelle (Latente Markovkette mit ein oder zwei manifesten Indikatoren und ein partiell latentes Mover-Stayer-Modell mit 2 manifesten Indikatoren) interpretieren ca. 20 % der Einkommensverläufe als fehlerhaft beobachtet, wobei wesentlich mehr stabile Verläufe auf der manifesten Ebene fehlerklassifiziert werden (d.h. als mobil eingestuft) als umgekehrt mobile Verläufe.

Benutzt man beide Operationalisierungen des Haushaltseinkommens als simultane Indikatoren für die Einkommensposition eines Haushalts, so verändert sich das Verhältnis von fehlerinduzierter scheinbarer Mobilität und wahrer Mobilität zu Lasten der wahren Mobilität. Insgesamt zeigen die Ergebnisse wie sensibel die Schätzung von Einkommensmobilität auf unterschiedliche Meßfehler-Modelle reagieren.

21 Dies mag in anderen Einkommensbereichen anders aussehen.

Literatur

- Bedau, K.D. 1988: Einkommensverteilung, in: Krupp, H.-J., J. Schupp (Hg.): Lebenslagen im Wandel: Daten 1987, Frankfurt, Mannheim, S. 61-87.
- Berntsen, R. 1989: Einkommensanalysen mit den Daten des Sozio-ökonomischen Panels unter Verwendung von generierten Einkommensdaten. Sfb 3-Arbeitspapier Nr. 291, Frankfurt, Mannheim.
- Berntsen, R., H. Schlomann, P. Semrau, J. Weber 1987: Das Transfermodul zur Mikrosimulation. Darstellung des Zusammenwirkens ausgewählter negativ-einkommensabhängiger Transfers. Sfb 3-Arbeitspapier Nr. 242, Frankfurt, Mannheim.
- Berntsen, R., U. Rendtel 1991: Zur Stabilität von Einkommensarmut im Längsschnitt, in: Rendtel/Wagner (Hg.): Lebenslagen im Wandel, Zur Einkommensdynamik in Deutschland seit 1984, Campus Verlag, Frankfurt-New York, S. 457-487.
- Bye, B. V. and E. S. Schechter 1986: A latent Markov model approach to the estimation of response error in multiwave panel data. J. of the Amer. Statist. Assoc., 81, 375 - 380.
- Engel, B. 1988: Sozialstruktur und Soziale Sicherheit, Frankfurt, New York.
- Essen, U. v., Th. Kassella, M. Landua 1986: Ein Simulationsmodell der Einkommensbesteuerung auf Basis des Sozio-ökonomischen Panels. Sfb 3-Arbeitspapier Nr. 188, Frankfurt, Mannheim.
- Essen, U. v., Th. Kassella 1988: Die Einkommensangaben im Sozio-ökonomischen Panel des Sonderforschungsbereichs 3 und ihre Relevanz für steuerpolitische Simulationen, in: Reich, U.-P. (Hg.), Aufgaben und Probleme der Einkommensstatistik - Erstellung, Nutzung, Interpretation. Sonderhefte zum Allgemeinen Statistischen Archiv, Heft 26, Göttingen. S. 133-166.
- Euler, M. 1983: Genauigkeit von Einkommensangaben in Abhängigkeit von der Art der statistischen Erfassung, in: Wirtschaft und Statistik, Heft 10, S. 813-818.
- Hanefeld, U. 1985: Das Sozio-ökonomische Panel - Konzeption und ausgewählte erhebungsmethodische Ergebnisse, Allgemeines Statistisches Archiv, 69, S. 399-410.
- Langeheine, R and F. van de Pol 1992a: Recent developments in discrete space discrete time Markov modeling. In: Faulbaum, F. (Ed.): Softstat '91: Advances in Statistical Software 3. Stuttgart: Fischer, S. 119-125.
- Langeheine, R and F. van de Pol 1992b: Multiple indicator Markov models. Erscheint in Steyer, R., Wender, K. F. and Widaman, K. F. (Eds.): Proceedings of the 7th European Meeting of the Psychometric Society in Trier. Stuttgart: Fischer.
- Langeheine, R. and F. van de Pol 1990a: A unifying framework for Markov modeling in discrete space and discrete time. Sociological Methods and Research, 18, 416 - 441.
- Langeheine, R. and F. van de Pol 1990b: Discrete time mixed Markov latent class models. Erscheint in Dale, A. and Davies, R. (Eds.): Analyzing social and political change: A casebook of Methods.

- Poulson, C. C. 1982: Latent structure analysis with choice modeling applications. Ph. D. dissertation, University of Pennsylvania.
- Projektgruppe "Das Sozio-ökonomische Panel" 1990: Das Sozio-ökonomische Panel nach fünf Wellen, Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung, Heft 2-3 1990, Berlin.
- Read, T. R. C. and N. A. C. Cressie 1988: Goodness-of-fit statistics for discrete multivariate data. New York: Springer.
- Rendtel, U. 1991: Die Schätzung von Populationswerten in Panelerhebungen, Allgemeines Statistisches Archiv, 75, S. 225-244.
- Rendtel, U., J. Schwarze 1991: Die Entwicklung individueller Arbeitseinkommen von 1984 bis 1989 - Eine explorative Analyse von Paneldaten, in: Rendtel/Wagner (Hg.): Lebenslagen im Wandel, Zur Einkommensdynamik in Deutschland seit 1984, Campus Verlag, Frankfurt-New York, S. 63-99.
- Rohwer, G. 1991: Einkommensmobilität privater Haushalte 1984-1989, in: Rendtel/Wagner (Hg.): Lebenslagen im Wandel, Zur Einkommensdynamik in Deutschland seit 1984, Campus Verlag, Frankfurt-New York, S. 379-408.
- Schneeweiß, H., H.-J. Mittag 1986: Lineare Modelle mit fehlerbehafteten Daten, Heidelberg.
- Schoemann, K. 1991: On Errors in Data and the Specification of Earnings Functions - To What Extent Can We Trust Estimates of Returns to Education?, Mimeo, Paris.
- Shockey, J. W. 1988: Latent class analysis: an introduction to discrete data models with unobserved variables. In J. S. Long (Ed.): Common problems/Proper solutions: Avoiding error in quantitative research. Beverly Hills, CA: Sage.
- Shorrocks, A.F. 1976: Income Mobility and the Markov Assumption, Economic Journal, 86, S. 566-578.
- Silverman, B. 1986: Density Estimation for Statistics and Data Analysis, Chapman and Hall, London.
- Statistisches Bundesamt (Hg.) 1987: Bevölkerung und Erwerbstätigkeit, Fachserie 1, Reihe 3, Haushalte und Familien 1985, Stuttgart, Mainz.
- Van de Pol, F. und J. de Leeuw 1986: A Latent Markov Model to Correct for Measurement Error, in: Sociological Methods and Research, 15: 118-141.
- Van de Pol, F. und R. Langeheine 1990: Mixed Markov Latent Class Models, in: Clogg, C. C. (Hg.): Sociological Methodology 1990, Oxford/Blackwell.
- Verband Deutscher Rentenversicherungsträger (Hg.) 1989: Rentenversicherung in Zahlen, Frankfurt.
- Wiggins, L. M. 1955: Mathematical Models for the Analysis of Multi-Wave Panels. Ph.D. Dissertation, Columbia University, New York.
- Wiggins, L. M. 1973: Panel Analysis, Amsterdam/Elsevier.