

# Statistische Analysen und Studien Nordrhein-Westfalen

## Band 13

### Impressum

Herausgeber :  
Landesamt für Datenverarbeitung  
und Statistik Nordrhein-Westfalen

Redaktion:  
Petra Rose, Hans Lohmann

Preis dieser Ausgabe: 2,10 EUR

Erscheinungsfolge: unregelmäßig

Bestellungen nehmen entgegen:

das Landesamt für Datenverarbeitung  
und Statistik NRW,  
Postfach 10 11 05,  
40002 Düsseldorf,  
Mauerstraße 51,  
40476 Düsseldorf  
Telefon: 0211 9449-2516/3516  
Telefax: 0211 442006  
Internet: <http://www.lds.nrw.de>  
E-Mail: [poststelle@lds.nrw.de](mailto:poststelle@lds.nrw.de)

sowie der Buchhandel.

Pressestelle:  
0211 9449-2521/2518

Zentraler Informationsdienst:  
0211 9449-2495/2525

© Landesamt für Datenverarbeitung  
und Statistik NRW, Düsseldorf, 2004

Für nicht gewerbliche Zwecke sind  
Vervielfältigung und unentgeltliche  
Verbreitung, auch auszugsweise, mit  
Quellenangabe gestattet. Die Verbrei-  
tung, auch auszugsweise, über elek-  
tronische Systeme/Datenträger bedarf  
der vorherigen Zustimmung. Alle üb-  
rigen Rechte bleiben vorbehalten.

Bestell-Nr. Z 08 1 2004 51

ISSN 1619-506X

### Inhalt

#### **Die Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder** 3

Dr. Sylvia Zühlke, Dipl.-Volkswirt Markus Zwick,  
Dipl.-Sozialwirt Sebastian Scharnhorst,  
Dipl.-Soziologe Thomas Wende

#### **Die Messung von Äquivalenzeinkommen und Armutquoten auf der Basis des Mikrozensus** 9

Dr. Johannes Stauder, Wolfgang Hüning

#### **Index** 33

## **Zeichenerklärung**

(nach DIN 55 301)

- 0 weniger als die Hälfte von 1 in der letzten besetzten Stelle, jedoch mehr als nichts
- nichts vorhanden (genau null)
- . Zahlenwert unbekannt oder geheim zu halten
- ... Zahlenwert lag bei Redaktionsschluss noch nicht vor
- ( ) Aussagewert eingeschränkt, da der Wert Fehler aufweisen kann
- / keine Angabe, da der Zahlenwert nicht sicher genug ist
- x Tabellenfach gesperrt, weil Aussage nicht sinnvoll
- p vorläufige Zahl
- r berichtigte Zahl

Abweichungen in den Summen erklären sich aus dem Runden der Einzelwerte.

# Die Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder\*)

Dr. Sylvia Zühlke, Dipl.-Volkswirt Markus Zwick, Dipl.-Sozialwirt Sebastian Scharnhorst,  
Dipl.-Soziologe Thomas Wende<sup>1)</sup>

*Die Komplexität des wirtschaftlichen und sozialen Wandels sowie die Fortschritte in Wissenschaft und Informationstechnik haben den Datenbedarf moderner Gesellschaften grundlegend verändert. Die zur Analyse und Gestaltung moderner Gesellschaften erforderlichen Daten müssen insbesondere Informationen über Teilgruppen der Gesellschaft liefern sowie Analysen des wirtschaftlichen und sozialen Wandels auf der Basis von Längsschnittdaten erlauben. Aufgrund des geänderten Informationsbedarfs ist die Veröffentlichung von Ergebnissen in Form von Tabellen heute nicht mehr ausreichend. Vielmehr entspricht es den methodischen und inhaltlichen Erfordernissen, statistische Daten entsprechend dem wissenschaftlichen Datenbedarf bereitzustellen. Dazu gehört auch, Zugangsmöglichkeiten zu anonymisierten und nicht anonymisierten Mikrodaten zu schaffen, mit denen differenziertere Analysen durchgeführt werden können.*

*Vor diesem Hintergrund wurde in den letzten Jahren in Deutschland intensiv über den Zugang der Wissenschaft zu den Mikrodaten der amtlichen Statistik diskutiert. Durch die „Kommission zur Verbesserung der informationellen Infrastruktur zwischen Wissenschaft und Statistik“ (KVI) wurden dafür im Auftrag des Bundesministeriums für Bildung und Forschung verschiedene Vorschläge zur Verbesserung der Wechselwirkungen zwischen Wissenschaft und Statistik erarbeitet.<sup>2)</sup> Eine der zentralen institutionellen Empfehlungen dieser Kommission bestand in der möglichst raschen Einrichtung von Forschungsdatenzentren bei den öffentlichen Datenproduzenten.*

*Diese Empfehlung wurde von der amtlichen Statistik aufgegriffen. Im Jahr 2001 hat das Statistische Bundesamt ein solches Forschungsdatenzentrum etabliert. Ein weiteres Forschungsdatenzentrum der Statistischen Landesämter wurde im März 2002 als gemeinsame Einrichtung aller Statistischen Landesämter mit 16 regionalen Standorten eingerichtet. Mit diesen Forschungsdatenzentren intensiviert die deutsche amtliche Statistik ihre bisherigen Bemühungen, Mikrodaten der amtlichen Statistik für wissenschaftliche Analysen zugänglich zu machen.*

*Ziel dieses Aufsatzes ist es, die neuen Formen und Wege der Nutzung amtlicher Mikrodaten, die sich aus der Einrichtung der Forschungsdatenzentren ergeben haben, vorzustellen. Hierfür folgt zunächst ein Überblick über die Entwicklung der Rahmenbedingungen für die Nutzung von Mikrodaten der amtlichen Statistik in Deutschland. Anschließend werden die Ziele und Aufgaben der Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder beschrieben sowie die unterschiedlichen Möglichkeiten der Datennutzung präsentiert, die mit den Forschungsdatenzentren angeboten werden.*

\*) Dieser Beitrag wurde erstmals veröffentlicht in *Wirtschaft und Statistik* 10/2003, S. 906 – 911, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.

1) Dr. Sylvia Zühlke und Sebastian Scharnhorst sind in der Geschäftsstelle des Forschungsdatenzentrums der Statistischen Landesämter tätig, die im Landesamt für Datenverarbeitung und Statistik Nordrhein-Westfalen angesiedelt ist. Markus Zwick und Thomas Wende sind Mitarbeiter im Forschungsdatenzentrum des Statistischen Bundesamtes.

2) Siehe Kommission zur Verbesserung der informationellen Infrastruktur zwischen Wissenschaft und Statistik (Hrsg.): „Wege zu einer besseren informationellen Infrastruktur“, Baden-Baden 2001.

## Die Nutzung von Mikrodaten der amtlichen Statistik in Deutschland

Die Nutzung von Mikrodaten der amtlichen Statistik durch die Wissenschaft wurde in Deutschland sehr stark von der Entwicklung des Gesetzes über die Statistik für Bundeszwecke (Bundesstatistikgesetz – BStatG)

beeinflusst, das 1953 verabschiedet und in den Jahren 1980 und 1987 novelliert wurde.

Bei der Entstehung des Bundesstatistikgesetzes wurde die Übermittlung von Mikrodaten an die Wissenschaft kaum diskutiert, sodass in der Gesetzesfassung von 1953 hierzu noch keine explizite Regelung enthalten war. Aufgrund der fehlenden Möglichkeiten, umfangreiche Mikrodaten zu verarbeiten, war die Nachfrage nach Mikrodaten in den fünfziger, sechziger und frühen siebziger Jahren des letzten Jahrhunderts relativ gering. Sofern die Übermittlung von Einzelangaben nicht explizit in anderen Gesetzen geregelt war, wurden nur für wenige Projekte formal anonymisierte Mikrodaten<sup>3)</sup> zur Verfügung gestellt. So wurden amtliche Mikrodaten seitens der Wissenschaft erstmals in dem Projekt „Sozialpolitisches Entscheidungs- und Indikatorensystem für die Bundesrepublik Deutschland (SPES)“ analysiert, das 1972 bis 1978 durchgeführt wurde.<sup>4)</sup> Für dieses Projekt stellte die amtliche Statistik formal anonymisierte Mikrodaten des Mikrozensus und der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe zur Verfügung. Für das gleiche Projekt wurde auch eine Stichprobe der Volkszählung 1970 (VZ70) auf der Grundlage des Volkszählungsgesetzes bereitgestellt.

Als die Nachfrage nach Mikrodaten mit der Fortentwicklung der Informationstechnik schnell anstieg, wurden die allgemeinen Regelungen des im Jahr 1977 verabschiedeten Bundesdatenschutzgesetzes über die Datenübermittlung mit der Novellierung

3) Formal anonymisiert bedeutet, dass aus dem Originaldatenmaterial direkte Identifikatoren wie etwa Name, Anschrift oder Sozialversicherungsnummer gelöscht wurden, es aber darüber hinaus unverändert ist.

4) Siehe Krupp, H.-J.: „Sozialpolitisches Entscheidungs- und Indikatorensystem für die Bundesrepublik Deutschland“, Allgemeines Statistisches Archiv, Band 57, 1973, S. 380 ff.

des BStatG im Jahr 1980 für den speziellen Bereich der Statistik konkretisiert und präzisiert. Der Kreis möglicher Empfänger von Einzelangaben wurde dabei an die Bestimmungen des Strafgesetzbuches über die Strafbarkeit bei Verletzung von Privatgeheimnissen angepasst. Mit der Einführung der so genannten Weiterleitungsvorschrift des § 11 Abs. 5 BStatG 1980 wurde die Absicht verfolgt, den Zugang zu den amtlichen Mikrodaten allgemein zu regeln. Diese Vorschrift sah die Weitergabe von Mikrodaten in absolut anonymisierter Form an die Nutzer vor. Bei Anwendung dieser Möglichkeit innerhalb konkreter Projekte zeigte sich allerdings, dass die Anforderungen an ein solchermaßen absolut anonymisiertes Datenmaterial so restriktiv waren, dass es in der Folgezeit nur noch zu wenigen Datennutzungen kam. Aufgrund der gesetzlichen Vorgaben des BStatG konnten für nachfolgende Projekte wie „Vergleichende Analysen der Sozialstruktur mit Massendaten“ (VASMA) oder für den Sonderforschungsbereich 3 „Mikroanalytische Grundlagen der Gesellschaftspolitik“ der Deutschen Forschungsgemeinschaft nur noch absolut anonymisierte Mikrodaten zu relativ hohen Kosten zur Verfügung gestellt werden.<sup>5)</sup>

Sowohl die informationelle Selbstbestimmung als auch die Wissenschaftsfreiheit sind als Grundrechte im Grundgesetz verankert. Damit ist der Gesetzgeber aufgerufen, für einen angemessenen Ausgleich dieser Grundrechte Sorge zu tragen. Bei der Novellierung des Bundesstatistikgesetzes im Jahr 1987, mit der das Recht der amtlichen Statistik an die Anforderungen des Volkszählungsurteils von 1983<sup>6)</sup> angepasst werden sollte, wurde dem Rechnung getragen, als nunmehr der Wissenschaft auch Daten übermittelt werden konnten, die eine Deanonymisierung zwar nicht mit Sicherheit ausschließen, aber Be-

troffenen nur zugeordnet werden können, wenn der Datenempfänger einen unverhältnismäßig großen Aufwand an Zeit, Kosten und Arbeitskraft erbringen musste. Die Einführung des Begriffs der faktischen Anonymität für die Weitergabe von Mikrodaten an die Wissenschaft erlaubte es nun, im Rahmen des so genannten Wissenschaftsprivilegs unter bestimmten Voraussetzungen Mikrodaten an die Wissenschaft zu liefern, die ein Restrisiko der Deanonymisierung aufwies. In der Folgezeit konkretisierten verschiedene Projekte die Ausgestaltung faktisch anonymisierter Mikrodatensätze. Insbesondere die Ergebnisse des Projektes „Die faktische Anonymisierung von Mikrodaten“ erlaubten es, ab Mitte der neunziger Jahre des letzten Jahrhunderts erste standardisierte faktisch anonymisierte Mikrodatensätze für den Bereich der Haushalts- und Personenerhebungen zur Verfügung zu stellen.<sup>7)</sup>

Während hierdurch und durch weitere Aktivitäten außerhalb der amtlichen Statistik<sup>8)</sup> insbesondere für sozialwissenschaftliche Fragestellungen eine neue Datenbasis geschaffen wurde, konnten im Bereich der Wirtschaftswissenschaften aufgrund der größeren Schwierigkeiten bei der Anonymisierung von Betriebs- und Unternehmensdaten zunächst keine vergleichbaren Fortschritte erzielt werden. Der fehlende Datenzugang, insbesondere zu den Unternehmens- und Betriebsdaten, wurde seitens der Wissenschaft in dem Memorandum „Erfolgsbedingungen empirischer Wirtschaftsforschung und empirisch gestützter wirtschafts- und sozialpolitischer Beratung“<sup>9)</sup> aufgegriffen. Hierin wurde gefordert, den Zugang zu schwer anonymisierbaren Mikro-

daten innerhalb der Räumlichkeiten der Datenproduzenten zu ermöglichen. Die Diskussion über den Mikrodatenzugang der Wissenschaft gewann mit dem Memorandum sowie dem Symposium „Kooperation zwischen Wissenschaft und amtlicher Statistik – Praxis und Perspektiven“<sup>10)</sup> im Jahr 1999 eine neue Dynamik, die auch von der Politik aufgegriffen wurde.

In der Folge erarbeitete die „Kommission zur Verbesserung der informationellen Infrastruktur zwischen Wissenschaft und Statistik“ (KVI) eine Reihe von Empfehlungen zur Verbesserung der Kooperation von Wissenschaft und Statistik. Diese reichen von der Mitwirkung der Datennutzer bei der Aufstellung der Erhebungs- und Aufbereitungsprogramme über die Perspektiven einer modernen Aus- und Weiterbildung in der Statistik bis zu den verschiedenen Möglichkeiten für den Zugang der Wissenschaft zu den Mikrodaten der öffentlichen Datenproduzenten. Eine wesentliche institutionelle Forderung bezieht sich auf die Einrichtung von Forschungsdatenzentren bei den Datenproduzenten und auf die Einrichtung von Servicezentren. Derzeit werden die Empfehlungen der Kommission zur Verbesserung der informationellen Infrastruktur vom Gründungsausschuss des Rates für Sozial- und Wirtschaftsdaten umgesetzt. Eine Reihe von Forschungsdatenzentren und Servicezentren konnten ihre Arbeit bereits aufnehmen.<sup>11)</sup>

Hierzu zählen auch die beiden Forschungsdatenzentren der amtlichen Statistik. Zwar sind diese zwei voneinander unabhängige Einrichtungen, gleichwohl stimmen sie ihre Arbeit eng untereinander ab, um der Wissenschaft ein nutzungsgerechtes Angebot für einen verbesserten Datenzugang zu unterbreiten. Den Emp-

5) Zu den Projekten siehe Hauser, R. (Hrsg.): „Mikroanalytische Grundlagen der Gesellschaftspolitik: Ergebnisse aus dem gleichnamigen Sonderforschungsbereich“, Band 1 und 2, Berlin 1994. Die Ergebnisse des Projektes VASMA sind unter <http://www.gesis.org/Dauerbeobachtung/Mikrodaten/Daten/brd/literatur.pdf> dokumentiert.

6) BVerfGE 65, 1.

7) Siehe hierzu insbesondere Müller, W./Blien, U./Knoche, P./Wirth, H. u. a.: „Die faktische Anonymität von Mikrodaten“, Band 19 der Schriftenreihe „Forum der Bundesstatistik“, Statistisches Bundesamt (Hrsg.), Wiesbaden 1991.

8) Außerhalb der amtlichen Statistik haben sich insbesondere mit dem Sozio-oekonomischen Panel (SOEP) und der „Allgemeinen Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften (ALLBUS)“ Erhebungen etabliert, die regelmäßig durchgeführt werden und für wissenschaftliche Analyse-zwecke zur Verfügung stehen.

9) Siehe Hauser, R./Vagner, G./Zimmermann, K.-F.: „Erfolgsbedingungen empirischer Wirtschaftsforschung und empirisch gestützter wirtschafts- und sozialpolitischer Beratung: Ein Memorandum“, Allgemeines Statistisches Archiv, Band 82, 1998, S. 369 ff.

10) Die Ergebnisse des Symposiums sind dokumentiert in Müller, W./Schimpl-Neimanns, B./Krupp, H.-J./Wiegert, R. u. a.: „Kooperation zwischen Wissenschaft und amtlicher Statistik – Praxis und Perspektiven“, Band 34 der Schriftenreihe „Forum der Bundesstatistik“, Statistisches Bundesamt (Hrsg.), Wiesbaden 1999.

11) Für einen Überblick siehe Lüttinger, P./Schimpl-Neimanns, B./Wirth, H./Papastefanou, G.: „Mikrodaten (German Microdata Lab): Das Servicezentrum für amtliche Mikrodaten bei ZUMA“, ZUMA Nachrichten Nr. 52, 2003, S. 153 ff.

fehlungen der KVI folgend, nach denen die Einrichtung einer leistungsfähigen Dateninfrastruktur eine Aufgabe der Forschungsförderung ist, haben sowohl das Statistische Bundesamt als auch die Statistischen Landesämter für ihr Projekt einen Förderantrag beim Bundesministerium für Bildung und Forschung gestellt. Mit Hilfe dieser Mittel soll die Infrastruktur für ein umfangreiches Dienstleistungs- und Datenangebot geschaffen werden.

## Ziele und Aufgaben der Forschungsdatenzentren

Das wesentliche Ziel der Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder besteht darin, den Zugang der Wissenschaft zu den Mikrodaten der amtlichen Statistik durch die Einrichtung unterschiedlicher Datennutzungswege zu erleichtern. Eine wesentliche Voraussetzung für die Erreichung dieses Ziels besteht in der grundsätzlichen Verbesserung der Dateninfrastruktur durch den Aufbau einer fachlich zentralisierten Datenhaltung für ausgewählte Statistiken und durch die Einrichtung eines Metadateninformationssystems.

In Deutschland wird der überwiegende Teil der Statistiken dezentral in den Statistischen Landesämtern durchgeführt, sodass dort über 90 % aller Mikrodaten der amtlichen Statistik erhoben, aufbereitet und gespeichert werden. Da sich wissenschaftliche Analysen in der Regel jedoch auf mehrere Bundesländer oder das gesamte Bundesgebiet beziehen, planen die Statistischen Landesämter den Aufbau einer fachlich zentralisierten Datenhaltung. Dadurch wird es möglich sein, die Mikrodaten der amtlichen Statistik länderübergreifend an allen regionalen Standorten der Forschungsdatenzentren zu nutzen.

Damit wissenschaftliche Nutzer die Mikrodaten der amtlichen Statistik analysieren und interpretieren können, benötigen sie zudem umfassende Informationen über die Datensätze sowie über die Erhebung, die Aufbereitung und die Qualität der Da-

ten. Hierfür werden die Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder ein internetbasiertes Metadateninformationssystem entwickeln, in dem sich die Nutzer über die Erhebungen der amtlichen Statistik informieren können.

## Datennutzungswege

Um der Wissenschaft den Zugang zum gesamten Informationspotenzial der amtlichen Statistik zu öffnen, richten die Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder unterschiedliche Zugangswege zur Nutzung ihrer Mikrodaten ein. Damit werden den Nutzern zusätzliche und weitergehende Möglichkeiten zur Analyse von Mikrodaten der amtlichen Statistik eröffnet, als dies bislang möglich war.

Ansatzpunkt dieser zusätzlichen Nutzungswege ist es, die Vermeidung einer Reidentifikation der Auskunftgebenden nicht mehr allein durch Veränderungen im Datenmaterial sicherzustellen, sondern auch durch die Regulierung des Datenzugriffs. Die einzelnen Nutzungswege resultieren daher aus verschiedenen Kombinationen von Datenanonymisierung und Zugriffsregulierung.

### a) Absolut anonymisierte Mikrodatensätze

Absolut anonymisierte Daten werden durch Aggregation oder durch die Entfernung einzelner Merkmale so weit verändert, dass eine Identifizierung der Auskunftgebenden nach menschlichem Ermessen unmöglich gemacht wird. Die amtliche Statistik bietet absolut anonymisierte Mikrodaten in Form so genannter Public Use Files (PUF) an. Diese können allen interessierten Personen zur Verfügung gestellt werden.

Bislang wurden solche Datensätze für die Sozialhilfestatistik sowie für die Zeitbudgeterhebung erstellt. Die Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder arbeiten verstärkt an einer Ausweitung dieses Angebotes. Eine wei-

tere Hauptzielrichtung der Public Use Files liegt im Bereich der Hochschullehre. Die Forschungsdatenzentren entwickeln derzeit so genannte Campus-Files, die an Hochschulen zu Lehrzwecken eingesetzt werden können. Diese Datensätze sollen Studentinnen und Studenten schon frühzeitig die Möglichkeit bieten, die Besonderheiten der Analyse von amtlichen Mikrodaten kennen zu lernen. Es ist geplant, einen ersten Campus-File des Mikrozensus 1998 noch im laufenden Semester zur Verfügung zu stellen.

### b) Faktisch anonymisierte Mikrodatensätze

Eine absolute Datenanonymisierung birgt den Nachteil, dass damit auch ein erheblicher Teil der statistischen Information verloren geht. Dagegen werden Mikrodaten als faktisch anonym bezeichnet, wenn die Deanononymisierung zwar nicht gänzlich ausgeschlossen werden kann, die Angaben jedoch nur mit einem unverhältnismäßig hohen Aufwand an Zeit, Kosten und Arbeitskraft dem jeweiligen Merkmalsträger zugeordnet werden können.<sup>12)</sup> Nach Maßgabe des Bundesstatistikgesetzes können faktisch anonymisierte Daten allerdings nur wissenschaftlichen Einrichtungen und nur zur Durchführung wissenschaftlicher Vorhaben zugänglich gemacht werden.

Die Hauptzielrichtung der faktischen Anonymisierung besteht darin, durch behutsame Informationsreduktion und Informationsveränderungen die Zuordnungsmöglichkeiten von Merkmalsausprägungen zu den entsprechenden Merkmalsträgern zu verringern, dabei jedoch den statistischen Informationsgehalt zu schonen. Hierfür müssen für jede einzelne Erhebung der Aufwand und der Nutzen einer Deanononymisierung analysiert werden. Dabei können unterschiedliche Anonymisierungsverfahren zur Anwendung kommen.<sup>13)</sup>

12) Diese Regelung geht zurück auf den § 16 Abs. 6 BStatG.

13) Ein Überblick über Anonymisierungsmethoden ist zu finden in Köhler, S.: „Anonymisierung von Mikrodaten in der Bundesrepublik und ihre Nutzung – Ein Überblick“ in Band 31 der Schriftenreihe „Forum der Bundesstatistik“, Statistisches Bundesamt (Hrsg.), 1999, S. 133 ff.

Faktische Anonymität resultiert allerdings nicht allein aus dem realen Informationsgehalt der Daten, sondern auch aus den bestehenden Möglichkeiten zur Deanonymisierung. Wann ein Mikrodatsatz als faktisch anonym bezeichnet werden kann, hängt daher insbesondere davon ab, unter welchen Rahmenbedingungen die Daten verarbeitet werden. So ist von entscheidender Bedeutung, welches Zusatzwissen vorliegt und wo die Datennutzung stattfindet. Abhängig davon, ob die Mikrodaten extern oder in den statistischen Ämtern genutzt werden, kann die faktische Anonymität mit mehr oder minder starken Informationseinbußen erreicht werden.

Ein immer wieder deutlich vorgetragener Wunsch der Wissenschaft ist es, Mikrodaten in anonymisierter Form am eigenen Arbeitsplatz zu nutzen. Die faktische Anonymisierung der Mikrodaten ermöglicht diese Übermittlung nicht vollständig anonymisierter Mikrodaten zur externen (Off-Site-)Nutzung in wissenschaftlichen Einrichtungen. Da jedoch allein durch die Herausgabe dieser Daten ein höheres Deanonymisierungsrisiko besteht als bei der Nutzung in einem statistischen Amt, ist die Datenanonymisierung relativ stark ausgeprägt. Die für diese Nutzungsform erzeugten Datensätze werden als Scientific Use Files (SUF) bezeichnet.

Die amtliche Statistik bietet im Bereich der personenbezogenen Daten mit dem Mikrozensus, der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe und der Zeitbudgeterhebung bereits ein breites Datenspektrum als Scientific Use Files an. Die Forschungsdatenzentren des Bundes und der Länder sind bestrebt, dieses Angebot sukzessive zu erweitern. So laufen zurzeit Projekte zur Anonymisierung der Lohn- und Einkommensteuerstatistik und der Diagnosestatistik. Im kommenden Jahr soll darüber hinaus mit der Gehalts- und Lohnstrukturerhebung erstmals auch ein so genannter Employer-Employee-Datensatz zur standardmäßigen Anonymisierung herangezogen werden. Mit dem Projekt „Faktische Anonymisierung wirtschaftsstatistischer Einzeldaten“ ver-

sucht die amtliche Statistik, gemeinsam mit den wissenschaftlichen Nutzern auch in diesem Bereich anonymisierte Standardfiles zu entwickeln.<sup>14)</sup>

### **c) Projektbezogene faktische Anonymisierung zur On-Site-Nutzung**

Bei geringer Nachfrage nach einzelnen Statistiken und bei schwer zu anonymisierenden Mikrodaten wird es in vielen Fällen nicht sinnvoll sein, in einem aufwändigen Verfahren standardisierte Scientific Use Files zu erstellen. Hier ist eine projektbezogene Anonymisierung der Daten sinnvoller. Dies hat den praktischen Vorteil, dass dabei nicht die gesamten Ergebnisse einer Statistik anonymisiert werden, sondern lediglich die daraus benötigten Merkmale.

Die projektbezogene Anonymisierung erzeugt ebenfalls eine faktische Datenanonymität. Diese Daten können jedoch nur in den Räumlichkeiten der Forschungsdatenzentren des Bundes und der Länder an so genannten Gastwissenschaftlerarbeitsplätzen ausgewertet werden. Da die Mikrodaten dabei in den Räumlichkeiten der amtlichen Statistik verbleiben und kaum mit Zusatzinformationen kombiniert werden können, hat diese Nutzungsform einen weiteren wesentlichen Vorteil: Faktische Anonymität wird hier bereits bei wesentlich geringeren Veränderungen im Datenmaterial erreicht als bei der Erstellung von Scientific Use Files für die Off-Site-Nutzung und folglich verbleiben mehr Informationen im Datenmaterial.

Um die Attraktivität dieser so genannten On-Site-Nutzung von Mikrodaten zusätzlich zu erhöhen und die regionale Erreichbarkeit dieser Nutzungsform zu gewährleisten, planen die Forschungsdatenzentren neben den bereits bestehenden Gastwissenschaftlerarbeitsplätzen in Berlin, Bonn und Wiesbaden weitere Arbeitsplätze in allen Statistischen Landesämtern einzurichten. An diesen können die

<sup>14)</sup> Siehe hierzu z. B. Sturm, R.: „Wirtschaftsstatistische Einzeldaten für die Wissenschaft“ in WiSta 2/ 2002, S. 101 ff.

Daten mit gängigen statistischen Analyseprogrammen (SAS, SPSS, STATA) ausgewertet werden.

### **d) Nutzung amtlicher Mikrodaten durch kontrollierte Datenfernverarbeitung**

Die Datennutzung via Datenfernverarbeitung ist eine relativ neue Entwicklung, deren Bedeutung in der Zukunft zunehmen wird.<sup>15)</sup> Mit diesem Verfahren ist es der Wissenschaft möglich, das Informationspotenzial von nur formal anonymisiertem Mikrodatenmaterial zu nutzen, ohne jedoch selbst direkten Zugriff auf diese Daten zu haben. Die Wissenschaftler entwickeln dabei Auswertungsprogramme (Syntax-Skripte), die dann von den Mitarbeitern der Forschungsdatenzentren an den Originaldaten angewendet werden. Diese Datendienstleistung wird zurzeit in den Programmen SPSS, SAS und STATA angeboten. Die Datenfernverarbeitung ist im Gegensatz zu den Scientific Use Files nicht auf einen bestimmten Personenkreis beschränkt und bietet daher auch für ausländische Wissenschaftler und für den nichtwissenschaftlichen Interessentenkreis eine Möglichkeit, Mikrodaten der amtlichen Statistik zu nutzen.

Zur praktikablen Anwendung der Datenfernverarbeitung stellen die Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder Datenstrukturfiles zur Verfügung, die es den Nutzern ermöglichen, ihre Auswertungsprogramme auf die Struktur der Originaldaten abzustimmen. Diese Datenstrukturfiles geben die Datenstruktur des originären Datensatzes wieder, ohne inhaltliche Informationen zu transportieren. Das Material ist also in der Merkmalsstruktur, Anzahl der Satzstellen, Datensatzlänge identisch mit dem Originalmaterial. Durch ein technisches Verfahren sind die Daten aber so verfälscht, dass nur noch syntheti-

<sup>15)</sup> Erste Erfahrungen wurden hier im Bereich der Steuerstatistiken gesammelt. Siehe hierzu Zwick, M.: „Steuerstatistische Einzeldaten und ihre Auswertungsmöglichkeiten für die Wissenschaft“, Allgemeines Statistisches Archiv, Band 83, 1999, S. 248 ff.

sche inhaltsleere Datensätze zur Verfügung stehen. Zurzeit stehen solche Datenstrukturfiles für die Mikrodaten des Mikrozensus und der Lohn- und Einkommensteuerstatistik zur Verfügung.

Derzeit ist die Datenfernverarbeitung ein relativ arbeitsaufwändiges Verfahren, da die Programmsyntax vorab auf Deanonymisierungsstrategien und der Datenoutput anschließend auf Geheimhaltungsfälle überprüft werden müssen. Bislang werden diese Schritte noch manuell durchgeführt. Zwar liegen mittlerweile auch erste automatisierte Verfahren für diese Prüfungen vor, jedoch ist auch mit diesen Lösungsansätzen derzeit noch keine vollständige Automatisierung der Datenfernverarbeitung möglich.

Ein wesentliches Ziel der Forschungsdatenzentren besteht daher darin, Verfahren zu entwickeln, die eine stärkere Automatisierung der Datenfernverarbeitung erlauben. Ansatzpunkte hierfür bieten insbesondere die LIS/LES-Datenbank sowie das in Dänemark praktizierte Verfahren einer Online-Datenverarbeitung.<sup>16)</sup> Die LIS/LES-Datenbank erlaubt den direkten Datenzugriff auf die Mikrodaten der Luxembourg Income Study/Luxembourg Employment Study über das Internet.<sup>17)</sup> Über die Angabe eines projektbezogenen Passworts können durch die Übermittlung von SAS-, SPSS- oder STATA-Files automatisch Datenauswertungen gestartet werden. LIS/LES ist so ausgestaltet, dass auch eine begrenzte Syntax- und Ergebnisüberprüfung erfolgt.

16) Darüber hinaus bietet das Programm  $\tau$ -ARGUS die Möglichkeit, Ergebnisse, die in Form von Tabellen vorliegen, maschinell geheim zu halten. Das Programm wurde vom Statistischen Zentralamt der Niederlande für Eurostat entwickelt und für die tabellenübergreifende Geheimhaltung vom Landesamt für Datenverarbeitung und Statistik Nordrhein-Westfalen erweitert. Es wird zurzeit in Deutschland ausführlich getestet.

17) Siehe hierzu ausführlich Smeeding, T. M./Jesuit, D. K./Alkemade, P.: "The LIS/LES Project Datenbank: Introduction and Overview" in Schmolders Jahrbuch, Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, 122. Jg., Heft 3, 2002, S. 497 ff.

18) Das Modell wird in dem Bericht "Access to Microdata" beschrieben, der vom Statistischen Amt Schwedens 2003 herausgegeben wurde.

Das dänische Modell sieht hingegen vor, dass Wissenschaftler direkt von ihrem Arbeitsplatz aus auf einen Server zugreifen können, der vom statistischen Amt für Forschungszwecke eingerichtet und gepflegt wird.<sup>18)</sup> Die Wissenschaftler erhalten hierzu Zugriff auf ein Verzeichnis, in dem nur die Daten abgelegt sind, die sie für ihr Forschungsvorhaben benötigen. Die Daten können von den Wissenschaftlern in ein für sie angelegtes Arbeitsverzeichnis kopiert werden; von dort werden auch die Analysen durchgeführt. Die Ergebnisse werden automatisch per E-Mail versendet. Der gesamte Prozess der Datenverarbeitung kann von dem statistischen Amt jederzeit daraufhin überprüft werden, ob die vertraglich vereinbarten Regeln eingehalten werden.

Mit den Gastwissenschaftlerarbeitsplätzen und der Datenfernverarbeitung stehen der Wissenschaft, neben den Scientific Use Files, zwei weitere Möglichkeiten für den Zugang zu Mikrodaten der amtlichen Statistik offen. Diese können auch miteinander kombiniert werden. Unabhängig davon, welche Möglichkeit des Datenzugangs gewählt wird, unterliegt die Datenbereitstellung, abgesehen von den Public Use Files, allerdings einer Zweckbindung. Dies bedeutet, dass die Mikrodaten nicht für allgemeine Forschungszwecke zur Verfügung gestellt werden können, sondern nur für ein definiertes und zeitlich begrenztes Forschungsvorhaben.

## Sonderaufbereitungen

Neben den dargestellten Datennutzungswegen besteht für alle Nutzergruppen weiterhin die Möglichkeit, gegen Entgelt Sonderaufbereitungen in Auftrag zu geben. Hierbei handelt es sich um Datenauswertungen, die auf den speziellen Informationsbedarf eines bestimmten Nutzers zugeschnitten sind und nicht oder nur unzureichend mit den sonstigen Datennutzungswegen umgesetzt werden können. Im Gegensatz zur kontrollierten Datenfernverarbeitung werden die Auswertungsprogramme nicht von den Nutzern, sondern von der amtlichen Statistik erstellt. Hierzu

wird der Datenbedarf im Dialog zwischen amtlicher Statistik und Nutzer soweit konkretisiert, dass ein Auswertungsprogramm erstellt werden kann. Anschließend wird das formal anonymisierte Datenmaterial mit Hilfe des entwickelten Programms in den statistischen Ämtern ausgewertet. Die Ergebnisse werden nach einer Geheimhaltungsprüfung an die Nutzer übermittelt. Die Nutzer haben hierbei keinerlei direkten Kontakt mit den Mikrodaten.

## Datenbedarf der Wissenschaft und Nutzungspräferenzen

Die Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder streben an, ihr Dienstleistungsangebot dem wissenschaftlichen Bedarf entsprechend weiterzuentwickeln und befragen daher regelmäßig potenzielle Nutzer nach ihren Präferenzen. Um den konkreten Datenbedarf der Wissenschaft bei der Entwicklung des Dienstleistungsangebotes zu berücksichtigen, hat das Forschungsdatenzentrum der Statistischen Landesämter im Sommer 2002 eine Nutzerbefragung durchgeführt.<sup>19)</sup> Ziel der Umfrage war es, die potenziellen Nutzerinnen und Nutzer des künftigen Datenangebotes der Forschungsdatenzentren anzusprechen und ihren konkreten Datenbedarf zu ermitteln. Dabei konnten sich die Befragten auch zu den unterschiedlichen Nutzungsmöglichkeiten, den von ihnen eingesetzten Analyseprogrammen und ihrem Interesse an geplanten Veranstaltungen der beiden Forschungsdatenzentren äußern.

Von den 700 befragten Wissenschaftlern gaben immerhin knapp 600 an, dass sie im Rahmen ihrer wissenschaftlichen Tätigkeit Mikrodaten nutzen oder zukünftig benötigen werden. Insgesamt weisen die Ergebnisse der Nutzerbefragung somit auf ein großes Interesse der Wissenschaft an der Nutzung von Mikrodaten der amtlichen

19) Siehe hierzu ausführlich Zühlke, S./Hetke, U.: „Datenbedarf und Datenzugang: Ergebnisse der ersten Nutzerbefragung des Forschungsdatenzentrums der Statistischen Landesämter“ in Allgemeines Statistisches Archiv, Band 87, 2003, S. 321 ff. (erscheint demnächst).

Statistik hin. Da der in der Umfrage angegebene Datenbedarf fachlich sehr breit gestreut ist, werden sich die Forschungsdatenzentren nicht auf die Bereitstellung einzelner weniger Statistiken konzentrieren können, sondern müssen mittelfristig ein breites Datenangebot bereithalten.

Bezüglich der angebotenen Daten-nutzungswege weist die Befragung auf eine eindeutige Präferenz für die Nutzung von faktisch und absolut anonymisierten Daten am eigenen Arbeitsplatz hin, während die Arbeit an den Gastwissenschaftlerarbeitsplätzen und die kontrollierte Datenfernverarbeitung zum Befragungszeitpunkt kaum auf das Interesse der Wissenschaft stießen. Es wird jedoch nicht möglich sein, alle relevanten Erhebungen der amtlichen Statistik als anonymisierte Datensätze anzubieten. Die Forschungsdatenzentren planen daher, die Attraktivität der alternativen Nutzungswege durch deren nutzungsgerechte Ausgestaltung deutlich zu steigern. Insbesondere die Einrichtung von Gastwissenschaftlerarbeitsplätzen in allen regionalen Standorten der Forschungsdatenzentren wird die regionale Erreichbarkeit des Dienstleistungsangebots der amtlichen Statistik deutlich verbessern, sodass der Zugang zu den Mikrodaten wesentlich erleichtert wird.

## Ausblick

Durch die beschriebene Weiterentwicklung der Dateninfrastruktur und die Einrichtung unterschiedlicher

Datennutzungswege wird die Mikrodatenbasis für wissenschaftliche Analysezwecke entscheidend verbessert werden. Die Diskussion um den Zugang der Wissenschaft zu dem Informationspotenzial der öffentlichen Datenproduzenten ist jedoch mit der Einrichtung von Forschungsdatenzentren bei den unterschiedlichen öffentlichen Datenproduzenten nicht abgeschlossen. Zukünftige Fragen des Datenzugangs betreffen neben grundsätzlichen Regelungen insbesondere auch die Bereitstellung international vergleichbarer Mikrodaten.

Die Diskussion um eine grundsätzliche Regelung des Datenzugangs wird vom Gründungsausschuss des Rates für Sozial- und Wirtschaftsdaten unter dem Begriff des „Forschungsdatengeheimnisses“ geführt. Der Vorschlag des Gründungsausschusses sieht vor, dass Wissenschaftlerinnen und Wissenschaftler den Mitarbeiterinnen und Mitarbeitern der Datenproduzenten gleich gestellt werden und somit weitergehende Rechte zur Nutzung der Mikrodaten als bisher erhalten sollen. Gleichzeitig sollen ein Zeugnisverweigerungsrecht sowie ein Beschlagnahmeverbot den unbefugten Zugriff Dritter auf die bei den Wissenschaftlern gespeicherten Mikrodaten verhindern.

Ein wesentliches Problem, Mikrodaten für die international vergleichende wissenschaftliche Forschung zu nutzen, besteht darin, dass in den einzelnen Ländern der Mikrodaten-zugang sehr unterschiedlich geregelt

ist.<sup>20)</sup> Dadurch ist die Heranziehung verschiedener nationaler Mikrodaten für die Wissenschaft mit einem recht hohen Aufwand verbunden. Erste Ansätze, den Datenzugang zu den Erhebungen der Europäischen Union zu vereinheitlichen, wurden mit den Verordnungen Nr. 322/97 und darauf aufbauend 831/2002 für Gemeinschaftsstatistiken unternommen.<sup>21)</sup> Mit diesen Verordnungen wird die länderübergreifende Bereitstellung von Mikrodaten der Arbeitskräftestichprobe, des Europäischen Haushaltspanels, der Erhebung über die berufliche Weiterbildung und der Innovationserhebung der Gemeinschaft angestrebt. Die Umsetzung dieser Verordnungen wird jedoch zurzeit dadurch erschwert, dass die dort vorgesehenen Regelungen teilweise noch den nationalen Regelungen in den Ländern der Europäischen Union widersprechen.

Aufgrund der dargestellten Entwicklungen ist davon auszugehen, dass sich die Datenzugangsmöglichkeiten der Wissenschaft auch zukünftig weiterentwickeln werden. Die Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder werden sich an diesem Prozess durch eigene Ausgestaltungsvorschläge weiterhin intensiv beteiligen.

20) Eine Darstellung der verschiedenen nationalen Ansätze zum Datenzugang findet sich in den Tagungsbeiträgen zum internationalen „Workshop on Microdata“ vom 21./22. August 2003 unter <http://www.micro2122.scb.se>.

21) Verordnung (EG) Nr. 831/2002 der Kommission vom 17. Mai 2002 zur Durchführung der Verordnung (EG) Nr. 322/97 des Rates über die Gemeinschaftsstatistiken – Regelung des Zugangs zu vertraulichen Daten für wissenschaftliche Zwecke (Amtsbl. der EG Nr. L 133 vom 18. Mai 2002, S. 7 ff.).



# Die Messung von Äquivalenzeinkommen und Armutsquoten auf der Basis des Mikrozensus

Dr. Johannes Stauder, Wolfgang Hüning

*In der Forschungsliteratur wird der Mikrozensus immer wieder für untauglich erklärt, um die Einkommensverteilung und insbesondere relative Einkommensarmut zu analysieren. Zum einen wird die Erhebung des Haushaltsnettoeinkommens in Klassen bemängelt, zum anderen die pauschale Erfragung des Einkommens, da hierdurch kleinere Einkommensbestandteile vergessen werden können.*

*Im Rahmen dieses Beitrages werden vergleichende Analysen zwischen den Daten der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) und des Mikrozensus (MZ) 1998 angestellt um zu überprüfen, inwieweit sich die am Mikrozensus kritisierten Aspekte auf die Berechnung von Maßzahlen der zentralen Tendenz, der relativen Einkommensverteilung und der relativen Einkommensarmut auswirken.*

*Im Ergebnis lassen sich die Unterschiede zwischen einer pauschalen Selbsteinstufung (MZ) und einer Feinanschreibung des Haushaltsnettoeinkommens im Haushaltsbuch (EVS) auf die Vernachlässigung einiger unregelmäßiger bzw. nachrangiger Einkommensbestandteile zurückführen. Dies hat starke Auswirkungen auf die Berechnung von durchschnittlichen Haushaltseinkommen. Da diese jedoch in erster Linie zu Niveauunterschieden führen, ergeben sich keine ernstzunehmenden Abweichungen in der relativen Einkommensverteilung.*

*Aus den Ergebnissen wird geschlossen, dass Analysen der relativen Einkommensverteilung und der relativen Einkommensarmut auf der Basis des Mikrozensus sehr wohl mit hinreichender Genauigkeit durchgeführt werden können, sofern geeignete Berechnungsverfahren zu Grunde gelegt werden. Dies gilt – mit einiger Vorsicht – auch für den Vergleich von Subpopulationen. Das Niveau der Einkommen fällt allerdings im Vergleich zur EVS zu niedrig aus. Nur hinreichend große Unterschiede zwischen Armutsquoten sollten wirklich als Unterschiede interpretiert werden.*

## 1 Problem

Analysen zur Einkommensverteilung in Deutschland finden seit einigen Jahren nicht nur akademisches Interesse. So haben die Bundesregierung und die Landesregierung Nordrhein-Westfalens jeweils eigene Berichte erstellen lassen (Bundesregierung 2000a, 2000b; MASSKS 1999).

Sowohl in diesen als auch in fast allen anderen Analysen des wissenschaftlichen Diskurses bleiben jedoch die Daten der größten deutschen Haushaltsbefragung, des Mikrozensus, weitgehend unberücksichtigt. Hierfür werden im Wesentlichen zwei Gründe angeführt:

*Erstens* werde im Mikrozensus nur eine pauschale Frage bezüglich des Haus-

haltsnettoeinkommens im Befragungsmonat gestellt. Es wird also nicht nach einzelnen Einkommensarten differenziert, wie dies z. B. beim Sozio-oekonomischen Panel (SOEP) der Fall ist. Damit bestehe eine größere Gefahr, dass einzelne Einkommensbestandteile vergessen werden. Außerdem sei die Zurechnung eines Mietwertes für selbst genutztes Wohneigentum nicht realisierbar (Strengmann-Kuhn 1999: S. 382).

*Zweitens* wird dieses Haushaltsnettoeinkommen nicht als genauer Wert erfragt, sondern durch Einkommensklassen erfasst. Dies bringt Probleme bei der Berechnung von Äquivalenzeinkommen, Armutsschwellen und Armutsquoten mit sich (Strengmann-Kuhn 1999: S. 379; Bundesregierung 2000b: S. 8; MASSKS 1999: S. 19).

Bei anderen Datenquellen – in den meisten Analysen wird das SOEP verwendet – ist jedoch zu vermuten, dass die arme Bevölkerung unterrepräsentiert ist und dass auf Grund der geringen Fallzahlen Analysen zur Struktur der Armut kaum möglich seien<sup>1)</sup>. Andererseits wird häufig vermutet, im Mikrozensus seien auf Grund der Erhebungsmethode zu viele Haushalte in den unteren Einkommensbereichen vertreten (MASSKS 1999: S. 19; Hauser 1989: S. 158).

Der vorliegende Beitrag vergleicht Einkommensverteilungen und Armutsquoten auf der Basis des Mikrozensus 1998 mit den zuverlässigsten amtlichen Daten hinsichtlich der Einkommen privater Haushalte, nämlich mit der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1998, um die quantitative Relevanz der methodischen Einwände gegen Einkommens- und Armutsanalysen mit dem Mikrozensus näherungsweise bestimmen zu können.

Nach einer Einführung in das Konzept der relativen Einkommensarmut (2) und einem Überblick über die Diskussion zur Verwendung des Mikrozensus bei Einkommensanalysen (3) stellt der Beitrag zunächst die methodischen Besonderheiten der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) sowie des Mikrozensus dar (4). Dann werden die Effekte der pauschalen Selbsteinstufung und der Abfrage der Einkommen in Klassen sowie deren Auswirkungen auf die Einkommensverteilung untersucht (5). Anschließend wird gezeigt, wie mit dem Mikrozensus unter bestimmten Annahmen Armutsquoten berechnet werden können (6). Zum Schluss wird die Eignung des Mikrozensus als Datenquelle für Einkommens- und insbesondere für Armutsanalysen auf der Grundlage der Ergebnisse erörtert (7).

<sup>1)</sup> Zur Diskussion um die Eignung des SOEP vgl. Strengmann-Kuhn (1999: S. 377 f.).

## 2 Das Konzept der relativen Einkommensarmut

In Forschung und Politik existiert bisher keine einheitliche und anerkannte Definition von relativer Armut. Dies hängt nicht zuletzt damit zusammen, dass es für Armut keinen objektiven, sondern lediglich einen normativen Maßstab gibt. Im Wesentlichen liegt das Problem in der Bestimmung der Armutsschwelle, also desjenigen Geldbetrages, über den ein Haushalt mit gegebener Haushaltsstruktur mindestens verfügen muss, um nicht als arm zu gelten. Die Armutsschwelle wird in der Regel als Prozentsatz des mittleren bedarfsgewichteten Haushaltsnettoeinkommens pro Kopf bestimmt.

Hieraus ergeben sich vier methodische Entscheidungen:

- Wie soll die Haushaltsstruktur angemessen berücksichtigt werden bzw. genauer: nach welchem Verfahren soll die Bedarfsgewichtung erfolgen?
- Welcher Mittelwert soll zur Ermittlung der Armutsschwelle verwendet werden? Zur Auswahl stehen arithmetisches Mittel und Median.
- Soll der Mittelwert auf der Basis der Haushalte oder auf der Basis der Personen berechnet werden?
- Welcher Prozentsatz von diesem Mittelwert definiert die Armutsschwelle?

In einer ersten Näherung kann die *Haushaltsstruktur* bei der Ermittlung der Armutsquote berücksichtigt werden, in dem die Auswertungen nicht auf der Basis des Haushaltsnettoeinkommens erfolgen, sondern auf der Basis des Nettoeinkommens pro Kopf. Bei dieser Vorgehensweise bleibt jedoch unberücksichtigt, dass Mehr-Personen-Haushalte effizienter wirtschaften können als Einpersonenhaushalte; gleichfalls bleibt unbeachtet, dass die Personen je nach Alter unterschiedliche Bedürfnisse aufweisen. Es ist daher anerkanntes Vorgehen, das Haushaltsnettoeinkommen nicht durch die Zahl der

Köpfe, sondern durch die Zahl von Erwachsenenäquivalenten zu teilen und so das so genannte bedarfsgewichtete Netto-Pro-Kopf-Einkommen (*Nettoäquivalenzeinkommen*) zu ermitteln.

Die Berechnung eines Nettoäquivalenzeinkommens ist nur bei Festlegung auf einige (vereinfachende) Annahmen möglich. Diese werden hier in Anlehnung an Andreß und Güllner (2001: S. 181) dargestellt:

- Es wird angenommen, dass jedes Haushaltsmitglied sein gesamtes Einkommen in einen gemeinsamen Pool einbringt.
- Weiterhin wird vorausgesetzt, dass alle Mitglieder gemäß ihren individuellen Bedürfnissen an dem Einkommenspool partizipieren und somit das gleiche Wohlfahrtsniveau erreichen.
- Die Bedürfnisse variieren mit dem Alter. Für Erwachsene und für Kinder werden verschiedene Einkommensbedarfe angesetzt.
- Durch die gemeinsame Haushaltsführung entstehen Einsparungen („economies of scale“), so dass der Einkommensbedarf aller zusätzlichen Haushaltsmitglieder geringer ist als der Bedarf der ersten Person im Haushalt.

Unter diesen Annahmen lassen sich so genannte Äquivalenzskalen entwickeln.<sup>2)</sup> In der Literatur werden insbesondere drei Skalen genannt und verwendet: die BSHG-Skala, die sich an den Bedarfssätzen des Bundessozialhilfegesetzes orientiert, die ältere und die neuere OECD-Skala. Faik (1997) zeigt, dass die ältere OECD-Skala die westdeutschen Verhältnisse angemessen widerspiegelt. Sie unterstellt für die erste Person im Haushalt ein Gewicht von 1, für weitere Personen im Alter ab 15 Jahren ein Gewicht von 0,7 und für Kinder im Alter unter 15 Jahren ein Gewicht von 0,5. Diese Skala liegt allen äquivalenzgewichteten Ergebnissen zu

2) Zum Überblick über verschiedene Äquivalenzskalen und ihre Entwicklung vgl. Lohmann (2001) sowie Faik (1997).

Grunde, die im Rahmen dieses Beitrages präsentiert werden.

Bei der *Wahl des Mittelwertes*, auf dessen Grundlage die Armutsschwelle ermittelt wird, ist zu entscheiden, ob der Median oder das arithmetische Mittel verwendet werden soll. Der Median bezeichnet den Schwerpunkt der Verteilung; damit ist das Einkommen desjenigen Merkmalsträgers gemeint, der die Verteilung in zwei Hälften teilt: 50 % aller Merkmalsträger haben ein geringeres Einkommen und 50 % ein höheres. Das arithmetische Mittel (Durchschnitt) wird hingegen durch Summierung der Einkommen aller Merkmalsträger und anschließende Division durch deren Zahl ermittelt.

Bei der Auswahl widerstreiten methodische und inhaltliche Argumente. Aus methodischer Sicht weist der Median den Vorteil auf, dass er gegenüber Ausreißern oder Untererfassungen bei den extrem niedrigen und den extrem hohen Einkommen relativ unempfindlich ist und somit zu Ergebnissen führt, die insbesondere bei der Analyse von Zeitreihen gegenüber Schwankungen in der Zusammensetzung der Stichprobe robuster sind. Verwendet man allerdings den Mikrozensus, so wird ein ähnlicher Effekt durch die klassierte Abfrage des Einkommens mit einer nach oben hin offenen Klasse der höchsten Einkommen erzielt.

Dem wird entgegengehalten, dass sich bei Verwendung des Medians Veränderungen im oberen Bereich der Einkommensverteilung nicht in einer Veränderung der Maßzahl und damit schlussendlich auch nicht in der Armutsquote bemerkbar machen, was bei einem relativen Armutskonzept jedoch erwünscht ist (vgl. Hauser 2000: S. 137).

Entsprechend werden in den folgenden Auswertungen sowohl Ergebnisse auf Basis des Medians als auch auf Basis des arithmetischen Mittels präsentiert.

Weiter ist zu entscheiden, auf welche *Zähleinheit* sich die Mittelwertbildung beziehen soll. Es ist also fest-

zulegen, ob der Median bzw. das arithmetische Mittel über alle *Haushalte* oder alle *Personen* in diesen Haushalten ermittelt werden soll. Es liegt nahe, bei der Bestimmung der Quote der armen Haushalte auch den Mittelwert auf der Basis der Haushalte zu bilden, während bei der Bestimmung der Quote der Personen, die in armen Haushalten leben, sich auch die Mittelwertbildung auf Personen beziehen sollte. Keinesfalls jedoch sollte die Quote der armen *Personen* auf der Basis des Mittelwertes der *Haushalte* bestimmt werden. Wie Hauser (2000: S. 138) betont, würden die Personen damit ein um so geringeres Bedeutungsgewicht erhalten, je größer der Haushalt sei, was sich besonders auf Mehr-Personen-Haushalte mit Kindern auswirke.

Für die Wahl des *Prozentsatzes*, ab dem von relativer Einkommensarmut gesprochen werden soll, gibt es kaum methodische Entscheidungshilfen. Hierbei handelt es sich um eine in erster Linie normative Entscheidung. Relativ selten wird eine Grenze bei 40 % des mittleren Einkommens angesetzt, in den meisten Fällen eine solche von 50 %, und manchmal wird bei der 60 %-Schwelle in Verbindung mit dem arithmetischen Mittel vom armutsnahen Niedrigeinkommensbereich gesprochen. Für die hier vorgelegten Ergebnisse wurde in Anlehnung an die Definition der EU (vgl. z. B. Statistisches Bundesamt 2002: S. 586) die 50 %-Grenze ausgewählt.

### **3 Die Einkommensangaben im Mikrozensus in der Diskussion**

Im Folgenden wird zunächst ausgeführt, aus welchen Gründen die Forschung bisher darauf verzichtet hat, den Mikrozensus für Analysen der Einkommensverteilung heranzuziehen.

Strengmann-Kuhn (1999) sieht als erstes Problem der Armutsmessung mit dem Mikrozensus, dass dieser nur über eine Variable für das monatliche Haushaltsnettoeinkommen

verfüge. Diese wird durch pauschale Selbsteinstufung der Befragten erhoben. Informationen zu den verschiedenen Einkommensarten wie z. B. Erwerbseinkommen, Zinseinkünfte, einmalige Leistungen für Arbeitnehmer/-innen oder den Mietwert selbstgenutzten Wohneigentums, gebe es nicht. Schon allein dadurch sei die Möglichkeit, den Mikrozensus für Armutsanalysen einzusetzen, eingeschränkt. Die Autorinnen und Autoren des Landesozialberichts 1998 (MASSKS 1999: S. 19) bezweifeln darüber hinaus die Plausibilität der Einkommensangaben im Mikrozensus. Im Sozio-oekonomischen Panel (SOEP) seien deutlich weniger Haushalte als im Mikrozensus in den unteren Einkommensbereichen vertreten, was auf die intensivere Abfrage kleinerer Einkommensquellen im SOEP zurückgeführt werden könne.

Das Hauptproblem ist nach Strengmann-Kuhn (1999: S. 379, s. a. Strengmann-Kuhn 2003) jedoch, dass das Haushaltseinkommen nur in Einkommensklassen angegeben sei. Dies wird auch von den Autorinnen und Autoren des Landesozialberichtes 1998 (MASSKS 1999: S. 19) sowie von jenen des Armuts- und Reichtumsberichtes der Bundesregierung (Bundesregierung 2000b: S. 7) kritisiert. Es ist also lediglich bekannt, dass das Haushaltseinkommen innerhalb von zwei Grenzen liegt. Diese Haushaltseinkommensklassen könnten nach Strengmann-Kuhn zwar in Äquivalenzeinkommensklassen umgerechnet werden, indem die Ober- und Untergrenze jeweils durch die Summe der haushaltsspezifischen Bedarfsgewichte geteilt wird. Wenn man Annahmen über die Verteilung innerhalb einer Klasse trifft, so wäre es möglich, entweder jeder Beobachtung in der Klasse einen zufälligen Wert zuzuordnen oder aber ihr die rechnerische Klassenmitte als Wert zuzuordnen. Dies entspräche der Annahme der Gleichverteilung innerhalb der Einkommensklasse. Es sei jedoch nicht angebracht, von einer Gleichverteilung auszugehen. Vielmehr dürfte das Einkommen in den unteren Einkommensklassen eher linksschief und in höheren Einkommensklassen eher rechtsschief ver-

teilt sein, so dass die Verwendung der Klassenmitte bei den unteren Klassen zu einer Unterschätzung und bei den oberen Klassen zu einer Überschätzung der Einkommenshöhe führe. Strengmann-Kuhn zeigt nun einen Weg, wie eine Armutspopulation im Mikrozensus ohne Annahmen über die Verteilung der Einkommen innerhalb der Einkommensklassen abgeschätzt werden kann.

Um das Problem der Mittelwertberechnung mit klassierten Daten zu umgehen, ermitteln sowohl Strengmann-Kuhn (1999, 2003) als auch die Autorinnen und Autoren des Landesozialberichtes (MASSKS 1999: S. 19) das durchschnittliche Nettoäquivalenzeinkommen nicht aus den Daten des Mikrozensus, sondern aus jenen des SOEP. Ausgehend hiervon wird für jeden Haushaltstyp eine Armutsschwelle festgelegt. Hieraus bestimmt Strengmann-Kuhn (1999) für jeden Haushaltstyp (also je nach Zahl der Erwachsenen und Kinder im Haushalt), bis zu welcher Einkommensklasse aus dem Mikrozensus annäherungsweise von Armut gesprochen werden kann. Er entscheidet also, ob die Haushaltsmitglieder in jener Klasse, in welche die Armutsschwelle fällt, der armen Population zugerechnet werden oder nicht. Die durch dieses Verfahren realisierte Armutsgrenze liege im Durchschnitt aller Haushaltstypen bei 52,7 % des durchschnittlichen Nettoäquivalenzeinkommens (auf Basis des SOEP für ganz Deutschland berechnet). Für Westdeutschland ergäben sich durch diese annäherungsweise Ermittlung auf Basis des Mikrozensus also größtenteils geringe Abweichungen von den haushaltstypspezifischen Armutsgrenzen, die auf der Basis des SOEP ermittelt wurden.

Wie die Armutsgrenze für den Landesozialbericht vom SOEP auf den Mikrozensus übertragen wurde, wird hingegen nicht näher erläutert.

Strengmann-Kuhn ermittelt auf Basis des Mikrozensus eine Armutquote für ganz Deutschland von 11,7 %. Diese sei deutlich höher als jene des SOEP (10,5 %). Da sich die SOEP-Ergebnisse kaum verändern, wenn

man statt der exakten 50 %-Grenze die angenäherten Grenzen des Mikrozensus zu Grunde legt, schließt er daraus, dass das SOEP den Anteil der Armen unterschätzt.

Gegen die von Strengmann-Kuhn und den Autorinnen und Autoren des Landessozialberichtes 1998 vorgeschlagenen Verfahren kann jedoch Folgendes eingewendet werden:

Sofern zur Berechnung der Armutsschwellen mit dem SOEP die detaillierten Fragen zum Einkommen zur Verwendung kommen, erscheint es fragwürdig, die so ermittelten Armutsschwellen auf den Mikrozensus zu übertragen, da damit an die Einkommensangaben des Mikrozensus ein Maßstab angelegt würde, der nicht passen kann, da dieser mit einem anderen Erhebungsinstrument ermittelt wurde und somit ein anderes Einkommenskonzept zu Grunde liegt. Benutzt man dagegen die ebenfalls im SOEP enthaltene pauschale Frage nach dem Haushaltseinkommen zur Ermittlung der Armutsschwellen – dies ist das Vorgehen von Strengmann-Kuhn –, so erreicht man zwar eine stärkere Übereinstimmung hinsichtlich des gemessenen Einkommenskonstruktes, hinsichtlich der unterstellten geringeren Validität der Einkommensangaben im Mikrozensus wird dann jedoch kein Fortschritt erzielt.

Strengmann-Kuhn verwirft die Idee, den Einkommensklassen im Mikrozensus die Klassenmitte als besten Repräsentanten zuzuordnen, mit der Begründung, die damit implizierte Annahme der Gleichverteilung innerhalb der Einkommensklassen sei nicht plausibel. Es bleibt jedoch offen, ob die Annahme der Gleichverteilung eine starke oder eine schwache ist. Die unteren Einkommensklassen, in denen man von einer linksschiefen Verteilung auszugehen hat, zeichnen sich im Mikrozensus durch relativ geringe Klassenbreiten aus (300 – 400 DM). Je kleiner jedoch die Klassenbreiten, um so besser repräsentiert die Klassenmitte die „wahren“ Einkommenshöhen in der Klasse, da die möglichen Abweichun-

gen geringer sind; und um so geringer sind auch die Auswirkungen der Gleichverteilungsannahme. Die oberen Klassen sind zwar sehr breit angelegt; da sie wahrscheinlich jedoch nur geringe Besetzungszahlen aufweisen, bleibt ohne angemessene empirische Überprüfung ungewiss, wie sich die Verwendung der Klassenmitte als Repräsentant der Einkommensklasse auf die Ermittlung des durchschnittlichen Einkommens auswirkt.

Außerdem ist zu hinterfragen, ob die Unterschiede in den Einkommensverteilungen zwischen SOEP und Mikrozensus auf die unterschiedliche Erhebungsmethode oder auf Verzerrungen in den Stichproben zurückzuführen sind. Während die Befragung des Mikrozensus auf einer Teilnahmeobligatorik beruht, ist die Befragung des SOEP freiwillig. Insofern ist es wahrscheinlicher, dass das SOEP einem Mittelschichtbias unterliegt, Haushalte mit niedrigen Einkommen also untererfasst werden. Andererseits zeigen Vergleichsauswertungen von EVS und Mikrozensus, dass die Haushaltseinkommen bei Feinanschreibung tatsächlich wesentlich höher liegen als bei summarischer Abfrage (siehe Kapitel 5.3.2).

Auf Grund der vorherrschenden generellen Zweifel an der Eignung des Mikrozensus für Einkommensanalysen und der hier geäußerten Kritik am bisherigen Vorgehen bei den Versuchen, ihn trotz der Zweifel für Einkommensanalysen nutzbar zu machen, soll im Folgenden seine Eignung überprüft werden, in dem Ergebnisse des Mikrozensus 1998 mit Ergebnissen der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1998 verglichen werden.

## 4 Datengrundlagen

Zunächst werden die methodischen Besonderheiten der beiden Datenquellen, Mikrozensus 1998 und EVS 1998, dargestellt.

### 4.1 Mikrozensus

Der Mikrozensus ist die seit 1957 jeweils im April (und teilweise Anfang Mai) als 1 %-Flächenstichprobe erhobene Repräsentativstatistik über die Bevölkerung und den Arbeitsmarkt. Nach verschiedenen Änderungen hinsichtlich der Auswahlpläne, Frageprogramme und anderer methodischer Einzelheiten (vgl. Emmerling/Riede 1997) sind seit dem Mikrozensusgesetz vom 17. Januar 1996 die Inhalte des Grundprogramms, des Ergänzungsprogramms für Zwecke der europäischen Arbeitskräftestichprobe und der verschiedenen Zusatzprogramme bis zum Jahr 2004 einheitlich geregelt. Für die meisten Merkmale besteht Auskunftspflicht. Da die Ergebnisse in der Regel im Frühjahr des Folgejahres zur Verfügung stehen, zeichnet sich der Mikrozensus durch eine hohe Aktualität aus.

Seit 1996 wird neben dem Nettoeinkommen der einzelnen Haushaltsmitglieder auch nach dem Nettoeinkommen des Haushaltes insgesamt gefragt. Die Befragten werden aufgefordert, die Einkommensklasse, in die das Haushaltsnettoeinkommen fällt, zu nennen. Dabei werden die Einkommensklassen mit zunehmendem Einkommen breiter. Die bei diesem Verfahren notwendige, nach oben offene Kategorie lag 1998 bei 12 000 und mehr DM; seit 2001 werden Einkommen bis unter 35 000 DM genauer erfasst (zu den Klassengrenzen vgl. Tabelle 5).<sup>3)</sup>

Von der Auskunftspflicht bei dieser Frage entbunden sind die Haushalte selbstständiger Landwirte. Die Frage nach dem Haushaltseinkommen wird jedoch darüber hinaus auch von weiteren Haushalten nicht beantwortet (Item-Non-Response). Insgesamt beziehen sich die Auswertungen auf die Angaben von 91,2 % der Haushalte in der Stichprobe.

<sup>3)</sup> Die vorliegenden Ergebnisse werden in DM ausgewiesen, da der Beitrag keinen statistischen Bericht, sondern eine Methodenstudie darstellt, die sich auf Datenbestände aus der Zeit vor der Währungsumstellung bezieht. Die Umrechnung der einzelnen Klassengrenzen in „krumme“ Euro-Beträge würde hier eher zu Verwirrung als zu mehr Klarheit führen.

## 4.2 Einkommens- und Verbrauchsstichprobe

Die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) wird seit 1962/63 in ca. fünfjährlichem Turnus von der amtlichen Statistik durchgeführt und liefert Daten zur wirtschaftlichen Situation privater Haushalte. Neben demografischen Merkmalen bezüglich der Haushaltsmitglieder und Ausgaben sowie wesentlichen Vermögensarten der privaten Haushalte werden insbesondere Einkommen, differenziert nach Arten, direkte Steuern und Sozialversicherungsbeiträge detailliert erhoben. In früheren Erhebungen wurden die Einkommen und Ausgaben während einer einjährigen Erhebungsperiode detailliert dokumentiert, was zu einem hohen Grad an Genauigkeit führt, aber auch eine hohe Belastung der teilnehmenden Haushalte bedeutet. Im Zuge der Umstellung der EVS auf ein Rotationsverfahren mit Quartalsanschreibung wurde die Anschreibedauer daher auf drei Monate verkürzt.

Die EVS 1998 ist eine Quotenstichprobe im Umfang von 0,17 % (realisierter Stichprobenumfang für Nordrhein-Westfalen) der Bevölkerung und wird auf der Basis des Mikrozensus hochgerechnet. Quotierungsmerkmale sind dabei das Haushaltsnettoeinkommen gemäß Selbsteinstufung, der Haushaltstyp, die soziale Stellung der Haupteinkommensbezieherin bzw. des Haupteinkommensbeziehers sowie das Bundesland.<sup>4)</sup> Die Teilnahme an der EVS erfolgt freiwillig.

Haushalte mit besonders hohen Einkommen bleiben unberücksichtigt, wobei die Obergrenze in den einzelnen Wellen der Preis- und Wohlstandsentwicklung angepasst wurde. Sie lag für das Jahr 1998 bei 35 000 DM. Die EVS bezieht sich ausschließlich auf private Haushalte. Damit werden Personen, die in Einrichtungen leben (z. B. Justizvollzug, Kasernen, Pflegeheime), ebenso wenig erfasst wie Wohnungslose. Aus den genannten Gründen ist davon auszu-

4) Zu Einzelheiten des Stichprobenverfahrens der EVS 1998 vgl. Kühnen (2001) sowie Statistisches Bundesamt (2002).

gehen, dass auch in der EVS die Einkommen am oberen (wegen der Abschneidegrenze) wie auch am unteren Rand (wegen der Vernachlässigung der Anstaltsbevölkerung und der Wohnungslosen) unvollständig erfasst werden (vgl. Becker 2000: S. 405).<sup>5)</sup>

Gleichwohl ist die EVS hinsichtlich der Erhebung der Einnahmen und Ausgaben privater Haushalte die exakteste Datenquelle in Deutschland, da die Angaben en detail und prozessbezogen – also zum Zeitpunkt der tatsächlichen Ausgabe bzw. Einnahme – erfolgen. Durch die lange Anschreibedauer werden Periodeneffekte, wie sie beim Stichtagskonzept des Mikrozensus zu erwarten sind, abgemildert.<sup>6)</sup> Becker (2000: S. 405) merkt jedoch an, dass die Einkommen aus unselbstständiger Arbeit in der EVS wesentlich vollständiger als die Einkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen erfasst werden.

Im Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung (Bundesregierung 2000b: S. 25) wird angeführt, dass sich auf Grund von Einmalzahlungen und unterjährigem Vermögensbesitz durch das Rotationsverfahren mit Quartalsanschreibungen eine gegenüber Jahresanschreibungen höhere Streuung der Einkommensvariablen ergebe; damit sei eine höhere Ungleichheit der Verteilung systematisch angelegt. In einer eigenen Analyse, bei der die Verteilungsungleichheit innerhalb der einzelnen Quartale und über das ganze Jahr insgesamt verglichen wurde, zeigten sich jedoch nur minimale Unterschiede.

Da sich die Anschreibung der Einnahmen und Ausgaben in der EVS über 3 Monate erstreckt, ergeben sich Probleme hinsichtlich einiger Statusbeschreibungen wie sozialer Stellung oder Haushaltstyp. Hier wird in der EVS das Konzept des

5) In den folgenden Darstellungen wird daher auch beim Mikrozensus nur das Einkommen privater Haushalte betrachtet.

6) Sie werden nur abgemildert, weil auf Grund der Umstellung auf eine Quartalsanschreibung z. B. der Effekt von zeitbezogenen Einmalzahlungen (z. B. Urlaubs- und Weihnachtsgeld) nicht ausreichend berücksichtigt werden kann.

überwiegenden Status angewandt; eine Person, die während der Anschreibung zwei Monate erwerbstätig und einen Monat arbeitslos ist, gilt daher insgesamt als erwerbstätig. Hierdurch können sich schwer kontrollierbare Abweichungen zum Mikrozensus ergeben, der den Status in einer festgelegten Berichtswoche erhebt.

Der großen Exaktheit hinsichtlich der Einnahmen und Ausgaben in der EVS steht jedoch eine eingeschränkte Verfügbarkeit sozialstrukturell relevanter Merkmale gegenüber, so dass sozialstrukturelle Analysen zur Einkommensverteilung und zur Armut mit der EVS nur begrenzt möglich sind. Beispielsweise gibt es keine Informationen über den Schulbesuch der Kinder, über die schulische Ausbildung oder die Weiterbildung der erwachsenen Personen, über genauere Umstände der Erwerbsbeteiligung, Gesundheit, Pflegebedürftigkeit oder Behinderung und die Staatsangehörigkeit wird nur in der Differenzierung deutsch/nichtdeutsch erhoben. Durch den wesentlich geringeren Stichprobenumfang lässt sich die EVS auch nicht auf regionaler Ebene auswerten. Weitere Nachteile der EVS gegenüber dem Mikrozensus sind die 5-jährige Periodizität, mögliche Selektionseffekte auf Grund der Freiwilligkeit der Teilnahme und der größere Zeitverzug bis zur Datenbereitstellung.

## 4.3 Konzeptionelle Unterschiede

Neben den gerade beschriebenen Vor- und Nachteilen hinsichtlich der Anlage der Erhebung bestehen zwischen EVS und Mikrozensus auch erhebliche Unterschiede hinsichtlich des Einkommenskonzeptes.

Hier ist insbesondere der unterschiedliche zeitliche Bezugspunkt der Einkommensangaben zu berücksichtigen: In der EVS werden die Quartaleinkommen der Haushalte erhoben. Wird diese Angabe durch drei (Monate je Quartal) geteilt und dann der Durchschnitt über alle Haushalte gebildet, so ist das Ergebnis als durchschnittliches

Monatseinkommen der Haushalte im Erhebungsjahr zu interpretieren. Hingegen beziehen sich die Angaben im Mikrozensus auf den Erhebungsmonat (April bzw. Mai). Hierdurch könnten im Mikrozensus insbesondere solche Einmalzahlungen unberücksichtigt bleiben, die immer zu bestimmten Zeitpunkten des Jahres anfallen (Urlaubs- und Weihnachtsgeld, 13. oder 14. Monatsgehalt). Außerdem fehlen im Mikrozensus Einkommensangaben von Haushalten mit selbständigen Landwirten.

Testrechnungen, bei denen die Landwirts-Haushalte aus der EVS-Stichprobe ausgeschlossen wurden und die Untersuchung auf das 2. Quartal (also jenes, in dem die Mikrozensus-Erhebung stattfand) beschränkt wurde, zeigen jedoch, dass die Unterschiede bei der Berechnung von Mittelwerten gering sind.

Ein weiterer Unterschied besteht darin, dass nach dem Konzept des Haushaltsnettoeinkommens der EVS auf die finanziellen Einkünfte der Haushalte weitere fiktive Einkommensbestandteile aufgeschlagen werden. So wird bei Haushalten mit selbstgenutztem Wohneigentum der unterstellte Mietwert der Wohnung bzw. des Hauses auf die Einkünfte aufgeschlagen; auch bei Sachwerten (z. B. privat genutzter Dienstwagen) erfolgt ein Aufschlag. Die Auswirkungen der unterschiedlichen Einkommensbestandteile – seien sie real oder unterstellt – werden in Abschnitt 5.1 analysiert.

In der EVS sind auf Grund des Imputationsverfahrens für den Mietwert (vgl. Statistisches Bundesamt 2002: S. 17) sowie der unregelmäßigen Einkommensströme bei Selbständigen auch negative Einkommen möglich. Um die Situation im Mikrozensus nachzubilden, der negative Einkommen nicht explizit vorsieht, wurden diese Fälle von der Analyse ausgeschlossen.

## 5 Effekte der Messmethode auf die Einkommensverteilung

Wie eingangs angeführt, beziehen sich zwei zentrale Kritikpunkte an der Einkommensmessung im Mikrozensus zum einen auf die Selbsteinstufung und zum anderen auf die ordinale Messung in Einkommensklassen. In den folgenden Abschnitten sollen diese beiden Aspekte genauer untersucht werden, um Aussagen über die Qualität der Einkommensangaben im Mikrozensus zu ermöglichen.

### 5.1 Selbsteinstufung versus Anschreibung

Die Selbsteinstufung des Haushaltsnettoeinkommens durch die Befragten steht in dem Verdacht, die tatsächliche Einkommenssituation nur zum Teil richtig abzubilden. Um dieses zu überprüfen und somit Aussagen über die Qualität der Einkommensmessung mittels Selbsteinstufung zu ermöglichen, ist es notwendig, die Angaben der Befragten mit Daten einer anderen Messmethode zu vergleichen. Diese Möglichkeit bietet die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS). In Abschnitt 4.2 wurde schon ausgeführt, dass die Einkommen in der EVS mittels einer Anschreibung aller Einnahmen und Ausgaben durch die teilnehmenden Haushalte erhoben werden. Hier ist davon auszugehen, dass die Messung ein hohes Maß an Vollständigkeit gewährleistet und damit die tatsächliche Einkommenssituation sehr gut widerspiegelt. Darüber hinaus bietet die EVS jedoch auch Angaben über das durchschnittliche monatliche Haushaltsnettoeinkommen des Vorjahres auf der Basis einer Selbsteinstufung, die zu Beginn des Erhebungsjahres im Rahmen des Einführungsinterviews erhoben werden. Damit besteht die Möglichkeit, Einkommen nach Selbsteinstufung und nach Anschreibung auf Einzeldatenebene miteinander vergleichen zu können.

Vergleiche dieser Art sind schon auf der Basis der EVS 1969 und der EVS 1978 durchgeführt worden (Euler

1983). An diese Untersuchungen anknüpfend, sollen systematische Mess-effekte bei der Selbsteinstufung abgeschätzt werden. Ein unmittelbarer Vergleich der zahlenmäßigen Ergebnisse mit denen von Euler ist aufgrund konzeptioneller Änderungen in der EVS seit 1978 nicht möglich.<sup>7)</sup>

Für die Einkommen aus der Anschreibung waren geringfügige Anpassungen notwendig, um zu gewährleisten, dass mit Selbsteinstufung und Anschreibung die gleiche Zielgröße ins Visier genommen wird. Wichtigster Punkt ist hier der Ausschluss des Mietwerts selbstgenutzten Wohneigentums, aber auch von Sachleistungen und einmaligen Zahlungen, da diese in der Selbsteinstufung nicht berücksichtigt sind. Übereinstimmungen und Abweichungen des so definierten, bereinigten Haushaltsnettoeinkommens gegenüber der Selbsteinstufung aus dem Einführungsinterview sind in Tabelle 1 dargestellt.

Die Übereinstimmung zwischen beiden Erhebungsinstrumenten nimmt von Einpersonenhaushalten (43,0 %) bis zu Haushalten mit fünf und mehr Mitgliedern (35,8 %) in der Tendenz ab. Gleichzeitig steigt der Anteil der Haushalte, für die in der Anschreibung höhere Einkommen ermittelt werden als in der Selbsteinstufung von 46,7 % auf 58,5 %. Im Mittel über alle Haushalte weisen mehr als die Hälfte (51,3 %) höhere Einkommen in der Anschreibung auf.

Die Vermutung einer unvollständigen Einkommenserfassung durch Selbsteinstufung wird mit diesen Ergebnissen zunächst erhärtet. Dabei sind die Befunde nicht neu. Auch in der EVS 1978 und der EVS 1969 sank

7) Während Euler beispielsweise nur die Januaranschreibungen mit den Selbsteinstufungen vergleicht, musste in der vorliegenden Untersuchung aus datentechnischen Gründen auf das gesamte erste Quartal der EVS 1998 zurückgegriffen werden. Die Eingrenzung auf diesen Zeitraum erfolgt, um eine ausreichende Konsistenz mit der Selbsteinstufung aus dem Einführungsinterview zum Jahresanfang sicher zu stellen. Außerdem wurden die Einkommensklassen für die Selbsteinstufung in den 20 Jahren, die zwischen den Studien liegen, erheblich geändert. Es lässt sich nicht beziffern, in welchem Ausmaß quantitative Ergebnisunterschiede auf die geänderten Messinstrumente zurückzuführen sind. Problemlos ist es hingegen, die inhaltlichen Befunde zu vergleichen, da bei der Analyse die wesentliche Konzeption von Euler übernommen wurde.

<b>1. Haushalte 1998 nach Abweichung des bereinigten Haushaltsnettoeinkommens*) von der Selbsteinstufung**) und nach Haushaltsgröße***)</b>						
Merkmal	Haushalte					
	insgesamt	davon mit ... Person(en)				
		1	2	3	4	5 und mehr
	%					
Die Einkommensgrößenklasse <sup>1)</sup> des bereinigten Haushaltsnettoeinkommens war im Vergleich zur Selbsteinstufung ...						
gleich	40,2	43,0	41,5	36,7	38,8	35,8
höher	51,3	46,7	49,5	54,4	54,9	58,5
davon um ... Größenklasse(n)						
1	35,8	32,7	34,6	39,0	37,6	40,2
2	11,2	9,9	10,4	10,7	13,9	14,4
3 und mehr	4,2	4,2	4,5	4,7	3,4	3,9
niedriger	8,5	10,3	8,9	8,9	6,3	5,7
davon um ... Größenklasse(n)						
1	6,5	6,3	7,1	7,2	5,7	4,8
2	1,5	3,2	1,4	1,2	0,3	0,9
3 und mehr	0,5	0,7	0,4	0,6	0,3	–

\*) laut Anschreibung im 1. Quartal 1998 – \*\*) Selbsteinstufung der Einkommensgrößenklasse im Einführungsinterview (Stichtag: 1. Januar 1998) – \*\*\*) Ergebnisse der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) 1998 – 1) analog zur Einkommensklassifizierung der Selbsteinstufung

die Übereinstimmung mit zunehmender Haushaltsgröße, während der Anteil höherer Anschreibungen merklich zunahm. Erklärt werden kann dies zum Teil mit einem Effekt der personellen Fokussierung: In größeren Haushalten sind in der Regel nicht alle Personen an dem Einführungsinterview und damit an der Selbsteinstufung des Einkommens beteiligt. Die auskunftgebende Person wird – so die Annahme – vorrangig an das Einkommen der Haupteinkommensbezieherin oder des Haupteinkommensbeziehers denken und berücksichtigt das Einkommen weiterer Haushaltsmitglieder nur unzureichend.

Das erklärt aber noch nicht, warum auch bei Einpersonenhaushalten die Angabe im Interview die anschließende Anschreibung häufiger unterschreitet als trifft. Um auch diese Abweichungen erklären zu können, wird im Anschluss an Euler die These aufgestellt, dass es einen systematischen Effekt gibt, auf Grund dessen die Befragten im Interview nicht an alle Einkünfte denken, sondern nur an ganz spezifische. Bei einer solchen Fokussierung auf einzelne Einkommensquellen werden vermutlich vor allem die jeweils vom Umfang her wichtigsten und regelmäßigen Einkünfte berücksichtigt, während öffentliche Transferleistungen und beispielsweise Einkünfte aus Vermö-

gen eher vergessen werden – insbesondere wenn sie nur in größeren zeitlichen Abständen anfallen (vgl. Euler 1983: S. 814).

Zur Überprüfung dieser These ist es naheliegend, aus der Anschreibung ein Einkommen zu berechnen, welches sich weitgehend auf die wichtigsten, regelmäßig gezahlten Einkommen beschränkt. Um die entsprechenden Positionen ausfindig zu machen, wurden die Haushaltsnettoeinkommen unter Beschränkung auf bestimmte Einkommensarten in verschiedenen Varianten neu berechnet

und mit der Selbsteinstufung verglichen. Dabei konnte ein Einkommen konstruiert werden, das erheblich näher an den Angaben der Befragten aus dem Einführungsinterview liegt als das Haushaltsnettoeinkommen der EVS-Anschreibung und daher das Antwortverhalten der Befragten im Mittel zutreffend abbildet. Dieses Einkommenskonstrukt wird im Folgenden als *modelliertes Einkommen* bezeichnet. Die Definition (s. u.) zeigt die berücksichtigten Bestandteile.

Nach den fünf ersten Posten des *modellierten Einkommens*, die für jeden Haushalt berücksichtigt werden, folgen zwei Posten, für die eine Bedingung definiert wurde. Zunächst hat sich gezeigt, dass Haushalte, deren Haupteinkommensbezieherinnen oder -bezieher Studierende sind, eine besondere Einkommenssituation aufweisen. Für sie haben Leistungen nach Bundesausbildungsförderungsgesetz (BAföG) und Übertragungen privater Haushalte oftmals einen maßgeblichen Anteil am Haushaltseinkommen und werden offensichtlich auch bei der Selbsteinstufung einbezogen. Sind die Studierenden hingegen nicht selbst Haupteinkommensbezieher (z. B. studierende Kinder im Haushalt ihrer Eltern), sind Leistungen nach dem BAföG i. d. R. ein vergleichsweise geringfügiger Posten am gesamten Haushaltseinkommen und etwaige Übertragung-

### Übersicht 1

#### Definition: „modelliertes Einkommen“ nach Anschreibung in der EVS

- Summe der Einkommen aus Erwerbstätigkeit ohne Einmalzahlungen und ohne Sachleistung zum Erwerbseinkommen
- + Renten- und Pensionszahlungen
- + Arbeitslosengeld und -hilfe
- + Mutterschaftsgeld und Kindergeld
- + Einnahmen aus Vermietung und Verpachtung, einschließlich Untervermietung

wenn Haupteinkommensbezieherin bzw. -bezieher = Studierende(r):  
(+) Leistungen nach dem BAföG und Übertragungen privater Haushalte

– Steuern und Abgaben (Abzüge vom Einkommen)

wenn das bisher errechnete Haushaltseinkommen geringer ist als 1 500 DM:  
(+) Wohngeld, Sozialhilfe (hier nur laufende Hilfe zum Lebensunterhalt) und Erziehungsgeld

= modelliertes (Haushaltsnetto-) Einkommen

gen finden zumeist innerhalb des Haushalts statt und tauchen daher als Einnahme nicht auf. In diesen Fällen werden diese Einkommensquellen daher eher vergessen.

Nach der zweiten Bedingung werden die öffentlichen Transferzahlungen Wohngeld, Sozialhilfe (hier nur laufende Hilfe zum Lebensunterhalt) und Erziehungsgeld nur dann berücksichtigt, wenn das sonstige modellierte Einkommen niedrig ist. Diese Zahlungen sind für Haushalte mit geringem Einkommen von besonderer Bedeutung und werden daher nur für diese berücksichtigt. Es wird also davon ausgegangen, dass Haushalte mit höherem Einkommen etwaige Transferleistungen bei der Selbsteinstufung eher vernachlässigen. Konkret wurde für die bislang einbezogenen Bestandteile des modellierten Einkommens abzüglich der Steuern und Abgaben eine Einkommensgrenze von 1 500 DM gewählt. Die Schwelle von 1 500 DM wurde für alle Haushalte einheitlich angesetzt, unabhängig von der Haushaltszusammensetzung. Dies wird mit der oben angeführten Vermutung der personalen Fokussierung begründet, nach der vor allem das Einkommen der Haupteinkommensbezieherin oder des -bezieher für die Einkommensselbsteinstufung von besonderer Bedeutung ist.<sup>8)</sup>

Wie deutlich das modellierte Einkommen die Übereinstimmung mit der Selbsteinstufung im Vergleich zum ursprünglichen (bereinigten) Einkommen verbessert, zeigen Tabelle 2 und Tabelle 3. Zur Ermittlung der in den Tabellen ausgewiesenen mittleren Abweichung (arithmetisches Mittel) wurden folgende Regeln angewendet:

- Liegt das errechnete Einkommen nach Anschreibung (Haushaltsnettoeinkommen bzw. modelliertes Einkommen) innerhalb der Grenzen der Einkommensklasse aus der

8) Auch wenn es sich folglich nicht um eine Armutsgrenze handelt, lehnt sich die Dimensionierung der verwendeten Schwelle an die Armutsgrenze von Einpersonenhaushalten auf der Basis von 50 % des arithmetischen Mittels vom Äquivalenzeinkommen (alte OECD-Skala) an.

Selbsteinstufung, so ist keine Abweichung vorhanden (genau null).

- Ist das errechnete Einkommen nach Anschreibung geringer als die untere Klassengrenze der Selbsteinstufung, so beträgt die Abweichung die Differenz des errechneten Einkommens abzüglich der Klassenuntergrenze der Selbsteinstufung (negativer Wert).
- Ist das errechnete Einkommen nach Anschreibung höher als die obere Klassengrenze der Selbsteinstufung, so beträgt die Abweichung die Differenz des errechneten Einkommens abzüglich der Klassenobergrenze der Selbsteinstufung (positiver Wert).

Analog wird in den Tabellen auch der Median (Schwerpunkt der Verteilung) dargestellt. Keine Abwei-

chungen zeigen an, dass der Median innerhalb der Klassengrenzen der Selbsteinstufung liegt. Positive Werte geben an, wie weit der Median oberhalb, negative Werte wie weit er unterhalb der Klassengrenzen der Selbsteinstufung liegt.

Während das Haushaltsnettoeinkommen im Mittel um 665 DM über der Selbsteinstufung liegt, sind dies bei dem modellierten Einkommen nur noch 37 DM. Fast über alle Haushaltsgrößen erreicht das modellierte Einkommen eine Abweichung in ähnlich geringer Größenordnung. Nur bei den Haushalten mit fünf und mehr Personen wird die Ungenauigkeit merklich größer, ist aber in Relation zu dem Ergebnis auf Basis des Haushaltsnettoeinkommens immer noch deutlich besser. Hinsichtlich der sozialen Stellung weisen sonstige Nichterwerbstätige die größten Abweichungen zwischen den Messkonzepten

<b>2. Mittlere Abweichung der Einkommen*) von der Selbsteinstufung der Haushalte**) 1998 nach der Haushaltsgröße***)</b>				
Haushaltsgröße	Mittlere Abweichung des			
	Haushaltsnettoeinkommens		modellierten Einkommens	
	arithmetisches Mittel	Median	arithmetisches Mittel	Median
DM				
<b>Haushalte insgesamt</b>	<b>+665</b>	<b>+33</b>	<b>+37</b>	<b>-</b>
davon mit ... Person(en)				
1	+357	-	+32	-
2	+679	-	+20	-
3	+804	+160	+28	-
4	+739	+164	+46	-
5 und mehr	+1 078	+364	+142	-

\*) laut Anschreibung im 1. Quartal 1998 - \*\*) Selbsteinstufung der Einkommensgrößenklasse im Einführungsinterview (Stichtag: 1. Januar 1998) - \*\*\*) Ergebnisse der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) 1998

<b>3. Mittlere Abweichung der Einkommen*) von der Selbsteinstufung der Haushalte**) 1998 nach der sozialen Stellung der Haupteinkommensbezieherin bzw. des Haupteinkommensbezieher***)</b>				
Soziale Stellung der Haupteinkommensbezieherin bzw. des Haupteinkommensbezieher	Mittlere Abweichung des			
	Haushaltsnettoeinkommens		modellierten Einkommens	
	arithmetisches Mittel	Median	arithmetisches Mittel	Median
DM				
<b>Haushalte insgesamt</b>	<b>+665</b>	<b>+33</b>	<b>+37</b>	<b>-</b>
davon				
Selbstständige(r)	+1 174	+408	+220	-
Beamtin, Beamter	+986	+309	+100	-
Angestellte(r)	+656	+51	+23	-
Arbeiter/-in	+342	-	-16	-
Arbeitslose(r)	+518	-	-37	-
Rentner/-in	+436	-	+25	-
Pensionär/-in	+1 326	+825	+162	-
Studierende(r)	+202	-	+97	-
sonstige(r)				
Nichterwerbstätige(r)	+386	-	-328	-

\*) laut Anschreibung im 1. Quartal 1998 - \*\*) Selbsteinstufung der Einkommensgrößenklasse im Einführungsinterview (Stichtag: 1. Januar 1998) - \*\*\*) Ergebnisse der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) 1998



4. Haushalte 1998 nach Abweichung des modellierten Einkommens*) von der Selbsteinstufung**) und nach Haushaltsgröße***)						
Merkmal	Haushalte					
	insgesamt	davon mit ... Person(en)				
		1	2	3	4	5 und mehr
%						
Die Einkommensgrößenklasse <sup>1)</sup> des modellierten Einkommens war im Vergleich zur Selbsteinstufung ...						
gleich	56,5	57,7	58,0	50,9	59,0	50,7
höher	25,3	24,9	22,7	28,0	25,8	32,8
davon um ... Größenklasse(n)						
1	21,6	20,1	19,6	24,7	22,0	28,8
2	2,8	3,8	2,1	2,5	3,1	3,5
3 und mehr	0,9	1,1	0,9	0,8	0,8	0,4
niedriger	18,2	17,3	19,3	21,2	15,2	16,6
davon um ... Größenklasse(n)						
1	13,3	11,1	14,4	15,3	12,1	13,1
2	3,5	4,7	3,5	4,1	2,3	1,3
3 und mehr	1,4	1,5	1,4	1,7	0,8	2,2

\*) laut Anschreibung im 1. Quartal 1998 - \*\*) Selbsteinstufung der Einkommensgrößenklasse im Einführungsinterview (Stichtag: 1. Januar 1998) - \*\*\*) Ergebnisse der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) 1998 - 1) analog zur Einkommensklassifizierung der Selbsteinstufung

auf, was sich mit der Heterogenität der in dieser Residualkategorie zusammengefassten Haushalte erklären lässt. Große Abweichungen finden sich auch noch bei den Selbstständigen. Da diese Gruppe vergleichsweise unregelmäßige Einkommen hat, ist dieser Befund durchaus plausibel.

Abschließend werden in Tabelle 4 – analog zu Tabelle 1 – die Abweichungen des modellierten Einkommens gegenüber der Selbsteinstufung dargestellt. Bei deutlich mehr als der Hälfte aller Haushalte stimmt die Einkommensklasse des modellierten Einkommens mit der aus der Selbsteinstufung überein. Nach wie vor bestehende Abweichungen verteilen sich im Vergleich mit dem Haushaltsnettoeinkommen (siehe Tabelle 1) deutlich gleichmäßiger. Es ist gut erkennbar, dass das modellierte Einkommen, wie es hier vorgestellt wurde, im statistischen Mittel ein brauchbares Prognoseinstrument darstellt, um die Angabe in der Selbsteinstufung zu schätzen. Damit konnten klare Hinweise zur Bestätigung der zu prüfenden These gefunden werden: Die Auskunftsgibenden berücksichtigen vor allem die wichtigsten und regelmäßigen Einkommen, wenn sie um die Angabe ihres Haushaltsnettoeinkommens mittels Selbsteinstufung gebeten werden. Das bedeutet aber auch,

dass mit den Befunden Informationen vorliegen, wie eine mittels Selbsteinstufung erhobene Einkommensangabe zu interpretieren ist. Es kann davon ausgegangen werden, dass das tatsächliche Haushaltsnettoeinkommen im Mittel etwas höher liegt.

## 5.2 Klassenbildung

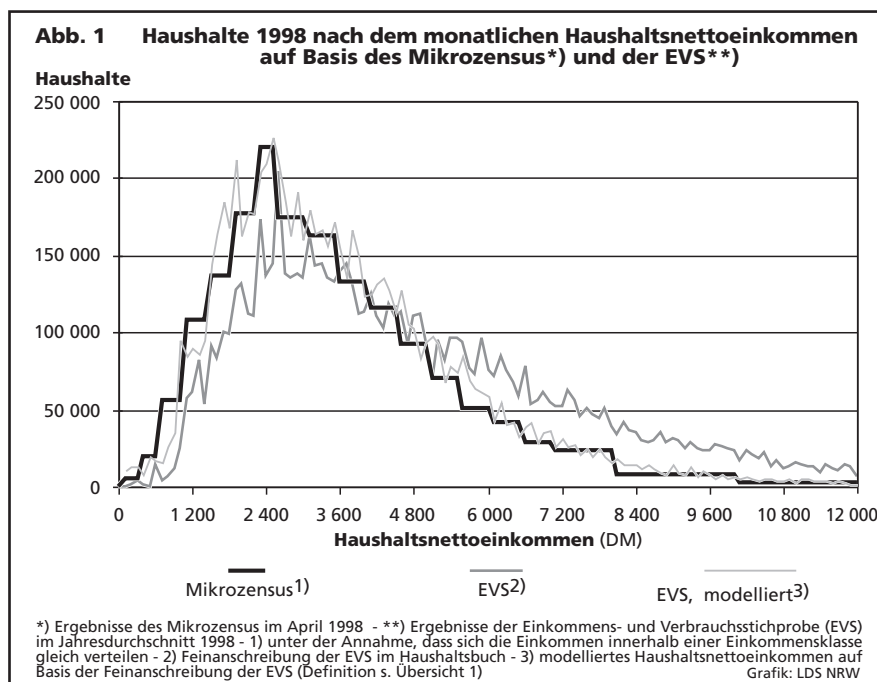
Das zweite Problem bei Einkommensanalysen mit dem Mikrozensus ist das der ordinalen Messung: Es wird nicht nach einem genauen

Geldbetrag gefragt, sondern nur danach, in welcher Einkommensklasse das Einkommen liegt.<sup>9)</sup> Für viele Einkommensanalysen benötigt man jedoch ein metrisches Skalenniveau. Dies gilt z. B. für die Bestimmung eines Durchschnittseinkommens. In der Folge ergeben sich auch Probleme bei der Bestimmung von Armutsquoten.

Eine einfache Methode, um aus der ordinalen Messung über Einkommensklassen eine metrische Skala zu gewinnen, besteht darin, die Klassenmitte als besten Schätzwert für alle Fälle zu verwenden, die in die jeweilige Klasse fallen. Wie bereits ausgeführt, wird hierdurch implizit die Gleichverteilung der Einkommen innerhalb einer Klasse angenommen. Da bislang noch nicht geklärt wurde, ob die Klassenmitte als Schätzer geeignet ist, soll dies im vorliegenden Abschnitt geschehen.

Hierzu wird zunächst die EVS 1998 herangezogen. Diese enthält eine metrische Variable des Haushaltsnettoeinkommens in jenem Quartal, in dem der Haushalt das Haushaltsbuch führte. Durch Division durch 3 erhält man damit ein durchschnittliches

9) Durch diese Methode wird jedoch auch eine gewisse Scheingenauigkeit vermieden, da die Befragten ihr Nettohaushaltseinkommen nicht so genau kennen, als dass sie es auf den Euro bzw. die Mark genau angeben könnten. Dies gelingt mit hoher Genauigkeit nur bei Führung eines Haushaltsbuches.



monatliches Haushaltsnettoeinkommen dieses Quartals.

Abbildung 1 zeigt, dass sich die Verteilung des so gebildeten Haushaltsnettoeinkommens auf der Basis der EVS von jenem auf Basis des Mikrozensus erheblich unterscheidet, so dass man von der Verteilung innerhalb der EVS nicht unmittelbar auf die Verteilung innerhalb der Einkommensklassen des Mikrozensus schließen kann.<sup>10)</sup> Zieht man jedoch stattdessen das in Abschnitt 5.1 entwickelte Modell heran, das bestimmte Annahmen über das Selbsteinstufungsverhalten der Befragten beinhaltet, so passt sich die EVS-Verteilung derjenigen des Mikrozensus an (vgl. Abbildung 1).

Anhand dieser modifizierten Einkommens-Variablen werden sowohl die

Einkommensklassen des Mikrozensus 1998 nachgebildet, als auch die Klassen des aktuellen Mikrozensus 2002. Die Information wird also vergrößert, und die ursprünglich metrische Skala auf eine ordinale Skala reduziert. In der 1998er-Einkommensklassifikation des Mikrozensus enthält die oberste Klasse alle Haushalte mit einem Haushaltsnettoeinkommen, das 12 000 DM überschreitet. Diese Klasse wird mit der EVS auf Grund ihrer Abschnidegrenze bei 35 000 DM unvollständig abgebildet. In der Klassierung gemäß Mikrozensus 2002 beginnt die nach oben hin offene Klasse dagegen bei 35 000 DM. Diese Klasse lässt sich mit der EVS 1998 mithin gar nicht darstellen. Dafür können jedoch die Einkommensklassen im Bereich von 12 000 bis 35 000 DM exakt abgebildet werden.

Tabelle 5 zeigt für die nachgebildeten Einkommensklassen des Mikrozensus 1998 bzw. 2002 die Zahl der

ungewichteten Haushalte in der EVS 1998, die ein modelliertes Einkommen innerhalb dieser Klasse aufweisen, den rechnerischen Wert der Klassenmitte, den Wert des empirisch aus den Daten der EVS 1998 ermittelten Durchschnitts innerhalb der Einkommensklasse, die Abweichung der Klassenmitte vom empirischen Durchschnitt relativ zur maximalen Abweichung (halbe Klassenbreite), die Standardabweichung und die Schiefe der Einkommensverteilung innerhalb jeder Einkommensklasse. Je geringer der Unterschied zwischen dem empirisch ermittelten durchschnittlichen klassenspezifischen Einkommen und der rechnerischen Klassenmitte, um so besser repräsentiert die rechnerische Klassenmitte die Einkommen der Haushalte innerhalb der Klasse. Die Abweichungen werden an der halben Klassenbreite relativiert, da die absolute Größe des Unterschiedes von jener abhängig ist.

10) Zur Begründung dieser Unterschiede vgl. weiter unten Abschnitt 5.1.

<b>5. Haushalte und ausgewählte Maßzahlen der Verteilung des modellierten Haushaltsnettoeinkommens*) 1998 nach generierten Einkommensklassen**)***)</b>						
Generierte Einkommensklasse von ... bis unter ... DM	Haushalte (ungewichtet)	Maßzahlen zur Verteilung des modellierten Haushaltsnettoeinkommens				
		Klassenmitte	empirischer Mittelwert <sup>1)</sup>	Differenz, relativ zur halben Klassenbreite <sup>2)3)</sup>	Standardabweichung <sup>4)</sup>	Schiefeindex <sup>5)</sup>
		DM		%		DM
unter 300	44	150	102	+32,0*	98	+0,26
300 – 600	37	450	476	-17,3	86	-0,16
600 – 1 000	119	800	879	-39,5*	105	-0,38
1 000 – 1 400	271	1 200	1 205	-2,5	113	-0,08
1 400 – 1 800	452	1 600	1 605	-2,5	116	-0,12
1 800 – 2 200	628	2 000	1 994	+3,0	119	-0,07
2 200 – 2 500	570	2 350	2 354	-2,7	90	-0,06
2 500 – 3 000	1 108	2 750	2 740	+4,0	146	-0,03
3 000 – 3 500	1 227	3 250	3 248	+0,8	146	-0,06
3 500 – 4 000	1 268	3 750	3 744	+2,4	141	-0,01
4 000 – 4 500	1 291	4 250	4 246	+1,6	139	+0,03
4 500 – 5 000	1 229	4 750	4 733	+6,8*	146	+0,10
5 000 – 5 500	1 045	5 250	5 237	+5,2*	146	+0,00
5 500 – 6 000	888	5 750	5 733	+6,8*	148	+0,06
6 000 – 6 500	666	6 250	6 232	+7,2*	137	+0,09
6 500 – 7 000	550	6 750	6 742	+3,2	151	+0,06
7 000 – 7 500	395	7 250	7 239	+4,4	140	+0,15
7 500 – 8 000	345	7 750	7 733	+6,8	144	+0,05
8 000 – 10 000	683	9 000	8 841	+15,9*	566	+0,34
10 000 – 12 000	253	11 000	10 840	+16,0*	537	+0,16
12 000 – 15 000	135	13 500	13 166	+22,3*	843	+0,43
15 000 – 20 000	54	17 500	16 901	+24,0*	1 199	+0,48
20 000 – 35 000	25	27 500	24 559	+39,2*	2 846	+0,41
35 000 und mehr	–	.	.	.	.	.
12 000 und mehr <sup>6)</sup>	214	13 000	16 167	-27,5*	4 501	+1,87

\*) modelliertes Haushaltsnettoeinkommen auf Basis der Feinschreibung der EVS (Definition s. Übersicht 1) – \*\*) Nachbildung der Einkommensklassen des Mikrozensus 1998 und 2002 – \*\*\*) Ergebnisse der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) 1998 – 1) klassenspezifisches arithmetisches Mittel des modellierten Haushaltsnettoeinkommens – 2) Differenz von Klassenmitte und empirischem Mittel im Verhältnis zur maximalen Abweichung (halbe Klassenbreite): je geringer der Betrag der Abweichung ist, desto besser wird das klassenspezifische Haushaltsnettoeinkommen durch die Klassenmitte repräsentiert – 3) Statistisch signifikante Unterschiede (hier:  $p < 0,05$ ) sind mit \* gekennzeichnet. – 4) klassenspezifische Streuung des modellierten Haushaltsnettoeinkommens um den empirischen Mittelwert – 5) Maßzahl für die Schiefe einer Verteilung: je größer der Index, desto asymmetrischer ist hier die klassenspezifische Verteilung des modellierten Haushaltsnettoeinkommens. Bei Rechtsschiefe (gleich Linksteilheit) hat der Index einen positiven Wert, bei Linksschiefe (gleich Rechtsteilheit) einen negativen. – 6) Diese (gemäß der Klassifikation des Mikrozensus 1998) nach oben offene Klasse wird unvollständig abgebildet, da die Ergebnisse der EVS auf Einkommen bis zu einer Höhe von 35 000 DM beschränkt sind.

Es zeigt sich, dass in den Einkommensklassen „unter 300 DM“ sowie „600 bis unter 1 000 DM“ die Abweichungen zwischen Klassenmitte und empirischem Mittelwert nicht unerheblich sind.<sup>11)</sup> Der Unterschied in der Klasse „600 bis unter 1 000 DM“ ist damit begründet, dass in dieser Einkommensklasse die Einkommen linksschief verteilt sind, wie der in der Tabelle aufgeführte Schiefeindex<sup>12)</sup> zeigt.

Alle Einkommensklassen zwischen 1 000 DM und 8 000 DM Haushalts-einkommen werden jedoch durch ihre Klassenmitten sehr gut repräsentiert. Klassenmitte und empirischer Durchschnitt unterscheiden sich jeweils nur geringfügig.

Größere Unterschiede sind erst wieder in den höheren Einkommensklassen festzustellen. In diesen Klassen ist das Einkommen rechtsschief verteilt, d. h. der empirische Durchschnitt liegt niedriger als die rechnerische Klassenmitte. Dass die Unterschiede größer sind, liegt jedoch nicht nur an der Verteilungsschiefe, sondern wird auch dadurch verstärkt, dass die oberen Klassen breiter angelegt sind als die mittleren und unteren.

Im Mikrozensus 1998 beginnt die nach oben hin offene Klasse bereits bei 12 000 DM. Für diese ist keine rechnerische Klassenmitte ermittelbar. Da die Einkommensverteilung am oberen Ende jedoch als rechtsschief (also nach rechts abfallend) zu unterstellen ist, erschien es sinnvoll, einen Wert zu wählen, der nahe an der Untergrenze liegt (13 000 DM). Es zeigt sich jedoch, dass der empirische Wert der Einkommen höher liegt (bei 16 167 DM).

11) Die Abweichungen in der Klasse „unter 300 DM“ sind eher auf die relativ geringen Fallzahlen zurückzuführen, da die Verteilung innerhalb dieser Klasse entgegen der Annahme rechtsschief verläuft. Als Faustregel gilt bei der EVS, dass Werte, die auf Angaben von unter 100 Fällen zurückgehen, mit Einschränkung, solche die auf Angaben von unter 25 Fällen beruhen, überhaupt nicht interpretiert werden sollten (vgl. Krug/Nourney/Schmidt 2001: S. 72f).

12) Der Schiefeindex wird entwickelt aus dem 3. Potenzmoment der Verteilung (vgl. Bortz 1999: S. 46 f.).

Im Mikrozensus selbst wird der tatsächliche Durchschnitt in der Klasse „12 000 und mehr DM“ über diesem Wert liegen, da in der EVS Haushalte mit einem Nettoeinkommen von über 35 000 DM nicht mehr berücksichtigt werden.

Die Standardabweichung misst in der jeweiligen Einkommensklasse die durchschnittliche Abweichung des Einkommens der Haushalte vom empirischen Mittelwert. Die ermittelte Standardabweichung ist zwar relativ groß; bei der Betrachtung von Maßzahlen der Einkommensverteilung ist dies jedoch nicht weiter bedeutsam, da sich positive und negative Abweichungen vom Klassenmittelwert insbesondere in den mittleren Einkommensklassen fast symmetrisch ausgleichen.

Als Ergebnis lässt sich also festhalten, dass die Haushaltsnettoeinkommen in den mittleren Einkommensklassen zwischen 1 000 und 8 000 DM durch die Klassenmitte sehr gut repräsentiert werden; an den Rändern gibt es jedoch Abweichungen, die durch die zunehmende Schiefe der Verteilung, die größere Breite der Klassen im oberen Bereich und durch geringe Fallzahlen bedingt sind.<sup>13)</sup>

13) Eine mögliche Strategie, um mit der Schiefe der Verteilung an den Rändern umzugehen, bestünde darin, die auf der Basis der EVS ermittelten empirischen Mittelwerte in den Mikrozensus zu übernehmen und diese Mittelwerte als Stellvertreter für die Klasse zu verwenden. Die Resultate dieser Strategie werden daher in den weiteren Analysen zur Einkommensverteilung berücksichtigt (siehe Abschnitt 5.3).

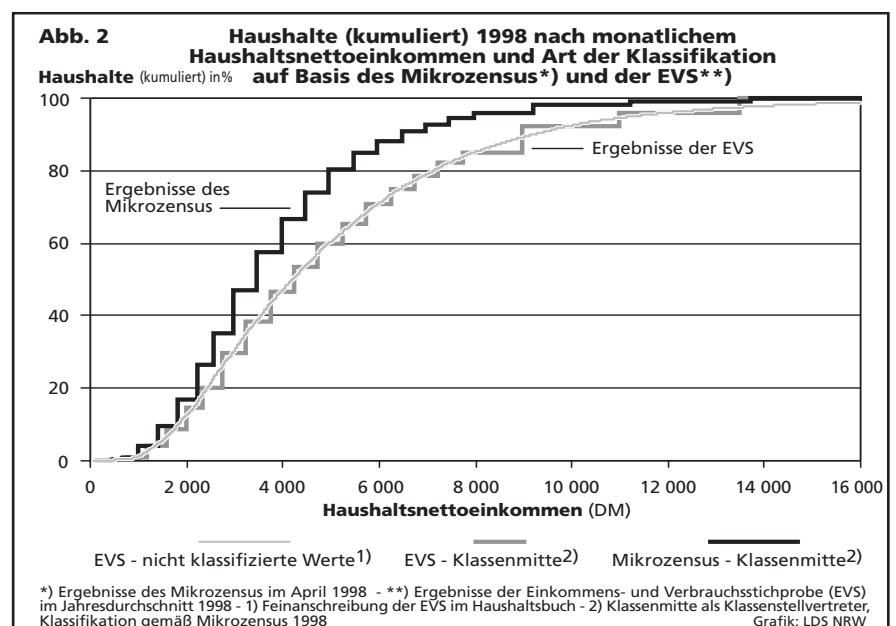
Auf Grund der relativ geringen Besetzungszahlen an den Rändern ist jedoch zu vermuten, dass sich die Wahl der Klassenmitte als Klassenstellvertreter trotz der stärkeren Abweichungen von Klassenmitte und empirischem Mittelwert in diesen Bereichen nur schwach auf die Berechnung eines Mittelwertes über das gesamte Verteilungsspektrum auswirkt. Inwiefern sich diese Vermutung bestätigt, wird in Abschnitt 5.3 überprüft, in dem die auf der Grundlage der metrischen und der ordinalen Einkommensdaten ermittelten Maßzahlen der Einkommensverteilung verglichen werden.

### 5.3 Verteilung der Äquivalenzeinkommen in der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe und im Mikrozensus

Im Folgenden wird nun untersucht, wie sich die Vergrößerung der Einkommensinformation, die pauschale Erhebung des Haushaltsnettoeinkommens und die daraus resultierenden Fehler auf die Analyse der Einkommensverteilung auswirken.

#### 5.3.1 Kumulierte Einkommensverteilung

In Abbildung 2 wird zunächst die kumulierte Einkommensverteilung der Haushalte gemäß EVS 1998 dargestellt. Es handelt sich dabei um das vollständige Haushaltsnettoeinkom-



men, nicht um das modellierte Einkommen aus Abschnitt 5.1. Daneben wurde eine klassierte Einkommensvariable gebildet, und zwar auf Basis der Klassenmitte als Klassenmittelwert. Die auf diesen Klassenstellvertretern basierende Verteilung verläuft in Form einer Treppe um die ursprüngliche Kurve.

Die Einkommensverteilung der Haushalte auf der Basis des Mikrozensus mit der Klassenmitte als Klassenstellvertreter liegt wesentlich niedriger als jene auf der Basis des vollständigen Haushaltsnettoeinkommens der EVS.

Im nächsten Schritt werden die kumulierten Verteilungen der Äquiva-

lenzeinkommen auf Personenebene betrachtet (Abbildung 3). Durch die Berechnung eines bedarfsgewichteten Pro-Kopf-Einkommens, das jeder Person eines Haushaltes zugeordnet wird, erhöht sich die Varianz der auf Klassenstellvertretern beruhenden Verteilung der EVS und diese erscheint nur noch im oberen Einkommensbereich als deutliche Treppenkurve. Im unteren und mittleren Einkommensbereich streut sie nur sehr leicht um die Verteilung auf der Grundlage der kontinuierlichen Einkommensvariablen. Auch bei der Verteilung auf der Basis des Mikrozensus hat sich die Treppengestalt stark aufgelöst. Allerdings bestehen nach wie vor starke Niveauunterschiede zwischen EVS und Mikrozensus.

### 5.3.2 Auswirkungen der Erhebungskonzepte auf die Einkommensverteilung

Im Folgenden werden diese Niveauunterschiede genauer untersucht. Hierzu wird die Dichte der Nettoäquivalenzeinkommen in der EVS und im Mikrozensus dargestellt. Abbildung 4 bezieht sich auf eine Verteilung über Personen.<sup>14)</sup>

Die Verteilungen von EVS und Mikrozensus ähneln sich zunächst nur insofern, als dass beide stark rechtsschief sind. Die Modalwerte unterscheiden sich jedoch beträchtlich hinsichtlich Lage und Ausprägung.

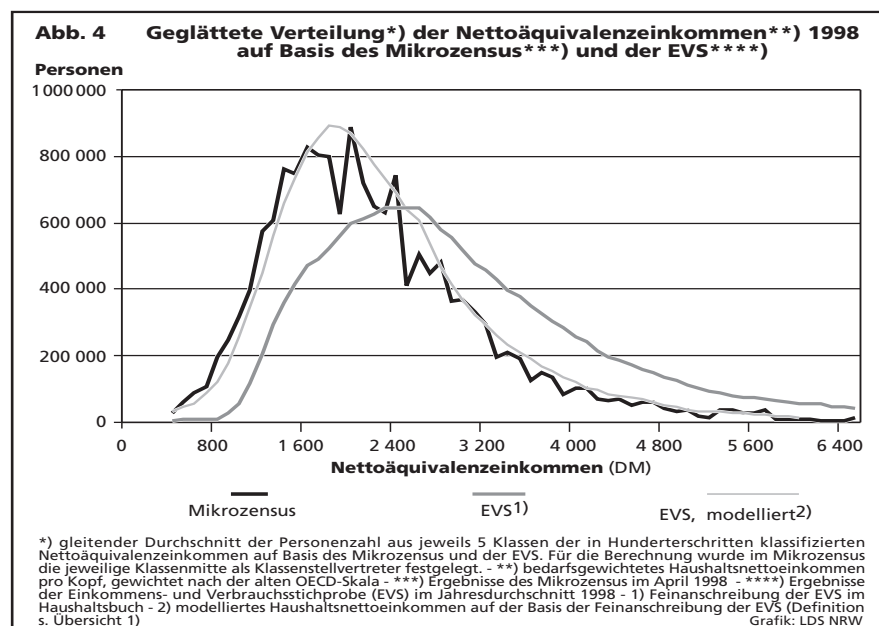
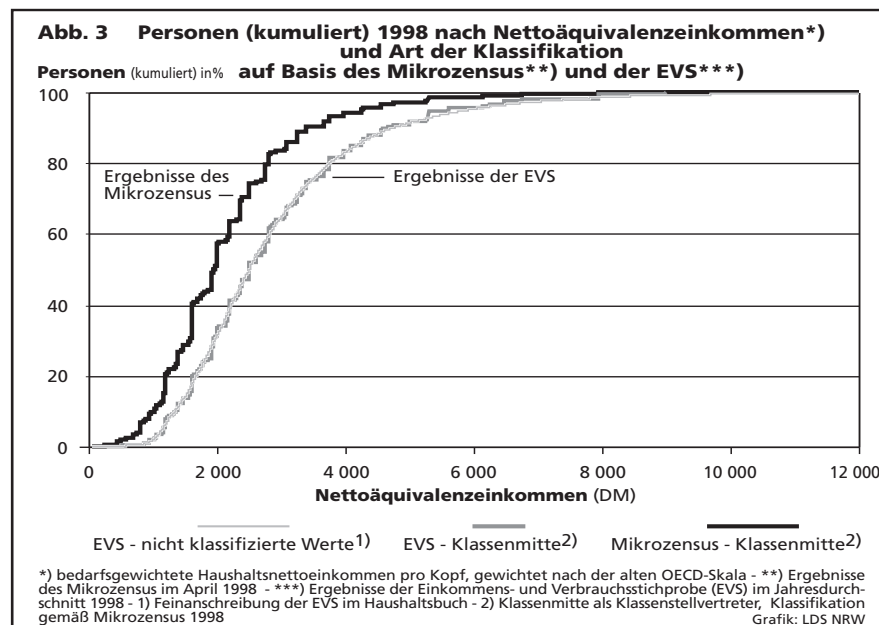
Verwendet man dagegen das in Abschnitt 5.1 entwickelten Einkommenskonzept, welches das Antwortverhalten bei einer Selbsteinstufung berücksichtigt, so erhält man eine Verteilung der Äquivalenzeinkommen, die mit jener des Mikrozensus relativ gut übereinstimmt.

Unter Berücksichtigung des Antwortverhaltens bei Selbsteinstufung des Haushaltsnettoeinkommens erzielt man also – trotz der klassierten Einkommensangaben im Mikrozensus – eine relativ gute Übereinstimmung der Verteilungen der Nettoäquivalenzeinkommen.

### 5.3.3 Maßzahlen der absoluten Einkommensverteilung

Wie wirken sich die konzeptionellen Unterschiede zwischen EVS und Mikrozensus und jene Unterschiede, die auf die ordinale Erhebungsweise im Mikrozensus zurückgehen, auf die wichtigsten Kennzahlen der Einkommensverteilung aus?

In Tabelle 6 werden Indikatoren der Einkommensverteilungen sowohl auf der Ebene der Haushalte als auch auf



14) Um zu einer angemessenen Darstellung zu gelangen, wurden die aus der EVS und dem Mikrozensus (Stellvertreter: Klassenmitte) gebildeten Äquivalenzeinkommen jeweils in Hunderterschritten klassifiziert. Die Verteilungen werden im gleitenden Durchschnitt von jeweils fünf Beobachtungen dargestellt.

**6. Nettoäquivalenzeinkommen\*) 1998 nach Datenquelle, Art der Einkommensklassifikation und ausgewählten Maßzahlen der Einkommensverteilung\*\*)**

Maßzahl	Nettoäquivalenzeinkommen							
	Datenquelle EVS 1998				Datenquelle Mikrozensus 1998 <sup>1)</sup>			
	nicht klassifizierte Werte <sup>2)</sup>	Klassifikation gemäß Mikrozensus						
		2002			1998			
		Klassenstellvertreter ist die/der ...						
		Klassenmitte	empirische Mittelwert EVS <sup>3)</sup>	Klassenmitte	empirische Mittelwert EVS <sup>3)</sup>	Klassenmitte	empirische Mittelwert	
EVS <sup>3)</sup>							modelliertes Einkommen EVS <sup>4)</sup>	
1	2	3	4	5	6	7	8	
<b>Haushaltsebene</b>								
Arithmetisches Mittel (in DM)	3 006	3 031	3 008	2 973	3 007	2 148	2 155	2 157
Median (in DM)	2 575	2 614	2 612	2 614	2 612	1 944	1 949	1 940
Standardabweichung (in DM)	1 785	1 851	1 778	1 611	1 724	1 154	1 193	1 202
Schiefeindex (ungewichtet) <sup>5)</sup>	2,80	3,06	2,71	1,82	2,15	2,07	2,53	2,63
Gini-Koeffizient <sup>6)</sup>	0,29	0,29	0,29	0,28	0,29	0,27	0,27	0,27
<b>Personenebene</b>								
Arithmetisches Mittel (in DM)	2 890	2 916	2 890	2 846	2 890	2 010	2 018	2 019
Median (in DM)	2 512	2 500	2 498	2 500	2 498	1 797	1 796	1 792
Standardabweichung (in DM)	1 663	1 731	1 653	1 472	1 598	1 075	1 119	1 129
Schiefeindex (ungewichtet) <sup>5)</sup>	2,67	2,90	2,56	1,68	1,99	1,91	2,33	2,43
Gini-Koeffizient <sup>6)</sup>	0,28	0,28	0,28	0,27	0,28	0,27	0,28	0,28

\*) bedarfsgewichtetes Haushaltsnettoeinkommen pro Kopf auf Basis der alten OECD-Skala – \*\*) Ergebnisse der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) 1998 und des Mikrozensus im April 1998 – 1) Haushalte bzw. Personen in Privathaushalten, ohne selbstständige Landwirte und deren Familienangehörige sowie ohne Haushalte bzw. Personen mit fehlenden Angaben – 2) Feinanschiebung der EVS im Haushaltsbuch – 3) klassenspezifisches arithmetisches Mittel, berechnet auf Haushaltsebene der EVS – 4) klassenspezifisches arithmetisches Mittel, berechnet auf Grundlage des modellierten Einkommens der EVS auf Haushaltsebene – 5) Maßzahl für die Schiefe einer Verteilung: je größer der Index, desto asymmetrischer ist hier die klassenspezifische Verteilung des modellierten Haushaltsnettoeinkommens. Bei Rechtsschiefe (gleich Linkssteilheit) hat der Index einen positiven Wert, bei Linksschiefe (gleich Rechtssteilheit) einen negativen. – 6) Maßzahl der relativen Konzentration: Bei Gleichverteilung der Nettoeinkommen würde der Gini-Koeffizient 0, bei maximaler Konzentration der Nettoeinkommen (auf eine Person bzw. einen Haushalt) 1 betragen.

der Ebene einzelner Personen innerhalb eines Haushaltes dargestellt.<sup>15)</sup>

Es wird nicht das eigentliche Haushaltsnettoeinkommen untersucht, sondern das bedarfsgewichtete Pro-Kopf-Einkommen (Äquivalenzeinkommen). Die Äquivalenzgewichte wurden auf der Basis der alten OECD-Skala bestimmt.<sup>16)</sup>

Für Haushalte und Personen werden das arithmetische Mittel, der Median, die Standardabweichung, der Schiefeindex und der Gini-Koeffizient<sup>17)</sup> der Verteilung dargestellt. Im Zentrum der Analyse steht dabei der Vergleich zwischen den verschiedenen Datengrundlagen. Die Maßzahlen der Ein-

kommensverteilungen werden zunächst auf der Basis der metrischen Einkommensdaten der EVS 1998 dargestellt (Spalte 1). Mit diesen verglichen werden die Maßzahlen, die sich ergeben, wenn man anstatt des genauen Einkommenswertes die Klassenmitte der Einkommensklasse als Klassenstellvertreter verwendet, in die das Einkommen gemäß der Klassifikation des Mikrozensus 2002 fallen würde (Spalte 2). Alternativ hierzu werden auch die Maßzahlen bestimmt, die sich ergeben, wenn die Einkommensklasse nicht durch die Klassenmitte, sondern durch den empirisch ermittelten Mittelwert innerhalb der Klasse repräsentiert wird (Spalte 3). In den Spalten 4 und 5 werden analog hierzu die Ergebnisse vorgestellt, die sich ergeben, wenn man die Einkommensklassifikation des Mikrozensus 1998 verwendet; die nach oben offene Klasse beginnt also bereits bei 12 000 DM. Soweit Unterschiede zwischen den Spalten 2 – 5 und Spalte 1 auftreten, stellen diese einen isolierten Effekt der ordinalen Einkommensmessung dar, d. h., die Unterschiede sind nur auf die Klassenbildung und

die Auswahl der verschiedenen Klassenstellvertreter zurückzuführen. Effekte auf Grund des Antwortverhaltens sind ausgeschlossen, da allen Werten auf Basis der EVS die Einkommensanschiebung zu Grunde liegt.

Die Spalten 6, 7 und 8 stellen schließlich die Einkommensverteilungen auf der Basis des Mikrozensus 1998 dar, wobei Spalte 6 die Ergebnisse enthält, die sich ergeben, wenn man die Klassenmitteln als Repräsentanten der einzelnen Einkommensklassen wählt. Spalte 7 zeigt hingegen die Maßzahlen, die sich ergeben, wenn auf den Mikrozensus 1998 die aus der EVS 1998 ermittelten empirischen klassenspezifischen Mittelwerte angewendet werden (Imputation) und Spalte 8 gibt die entsprechenden Ergebnisse wieder, wenn die klassenspezifischen Mittelwerte nach dem in Abschnitt 5.1 entwickelten modellierten Einkommen aus der EVS in den Mikrozensus 1998 imputiert werden.

Auf Haushaltsebene ergibt sich auf der Basis der metrischen Variable der

15) Die EVS ist eine reine Haushaltsstichprobe. Da sie jedoch mit Ergebnissen des Mikrozensus – und insbesondere hinsichtlich des Haushaltstyps – hochgerechnet wird, kann für eine univariate Verteilung hilfsweise ein personenbezogener Hochrechnungsfaktor durch Multiplikation der Personenzahl im Haushalt mit dem ursprünglichen haushaltsbezogenen Hochrechnungsfaktor ermittelt werden.

16) Vgl. hierzu im Detail die Ausführungen in Kapitel 2.

17) Die Ergebnisse bezüglich des Gini-Koeffizienten werden in Abschnitt 5.3.4 aufgegriffen. Dort wird auch dargestellt, wie er zu berechnen und zu interpretieren ist.

EVS ein durchschnittliches Nettoäquivalenzeinkommen der Haushalte von 3 006 DM. Durch die Wahl der Klassenmitte als Klassenstellvertreter verändert sich dieser Wert in eher geringem Maße (Spalten 2 und 4), wobei die Abweichung in Spalte 4 etwas niedriger liegt als in Spalte 2. Wie angesichts der zu Grunde liegenden Rechenoperationen nicht anders zu erwarten, sind die Werte, die sich ergeben, wenn man die empirische Klassenmitte als Klassenrepräsentanten wählt (Spalten 3 und 5), mit dem Ergebnis auf der Basis der nicht klassierten Einkommensangaben fast identisch.<sup>18)</sup>

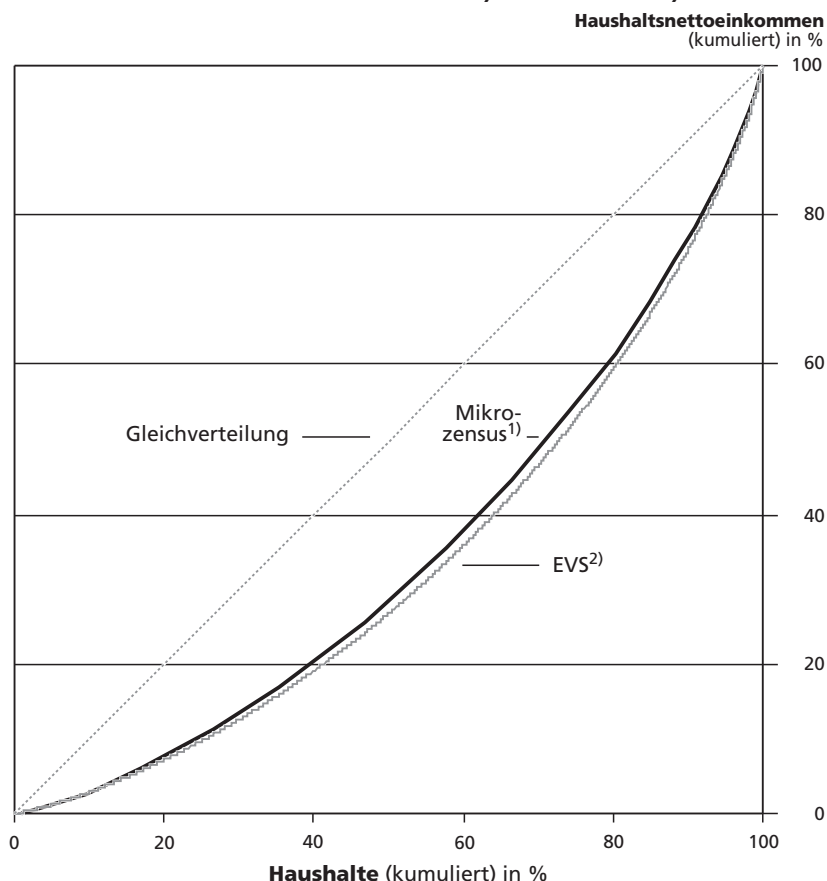
Das mittlere Haushaltseinkommen, das sich aus dem Mikrozensus 1998 ergibt (Spalte 6), liegt dagegen wesentlich niedriger. Diese Diskrepanz ist auf die Unterschiede zwischen Selbsteinstufung und Feinanschreibung zurückzuführen, die bereits in Abschnitt 5.1 analysiert wurden. Durch die Imputation von empirischen Klassenmittelwerten aus der EVS (Spalten 7 und 8) ergeben sich nur geringfügige Abweichungen im Vergleich zur Verwendung der Klassenmitte als Klassenstellvertreter (Spalte 6).

Der Median liegt bei allen EVS-Varianten des Nettoäquivalenzeinkommens der Haushalte etwa 40 DM höher als bei der ursprünglichen Verteilung (2 575 DM). Die Mediane der Mikrozensus-Varianten liegen um etwa 600 DM niedriger.

Auch bei den arithmetischen Mittelwerten der Äquivalenzeinkommen auf Personenebene sind die Unterschiede zwischen den Ergebnissen auf der Basis der nicht klassierten Einkommensangaben einerseits und auf Basis der Klassenstellvertreter andererseits gering, wobei bei der Klassifikation gemäß Mikrozensus 2002 geringere Abweichungen zu beobachten sind als bei der Klassifikation gemäß Mikrozensus 1998. Die Mediane der Äquivalenzeinkommen auf Personenebene auf Basis der EVS

18) Es handelt sich hierbei um das gewichtete arithmetische Mittel gruppenspezifischer Mittelwerte. Die geringfügigen Abweichungen sind auf Rundungsdifferenzen zurückzuführen.

**Abb. 5 Lorenz-Kurven\*) der Haushaltsnettoeinkommen 1998 auf Basis des Mikrozensus\*\*) und der EVS\*\*\*)**



\*) Grafische Darstellung der relativen Konzentration der Haushaltsnettoeinkommen: je stärker die Lorenz-Kurven von der Diagonalen abweichen, desto ungleicher ist die Verteilung der Haushaltsnettoeinkommen. Nach dieser Abbildung verfügen z. B. die 40 % einkommensschwächsten Haushalte zusammen über ein Einkommen von 20 % der Summe aller Haushaltsnettoeinkommen. - \*\*) Ergebnisse des Mikrozensus im April 1998. - \*\*\*) Ergebnisse der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) im Jahresdurchschnitt 1998 - 1) Klassenmitte als Klassenstellvertreter - 2) nicht klassierte Werte der EVS  
Grafik: LDS NRW

unterscheiden sich je nach Klassenstellvertreter nur um maximal 14 DM von jenem, der auf Basis der nicht klassierten Werte ermittelt wurde. Doch auch hier sind die auf die Selbsteinstufung zurückzuführenden Unterschiede zwischen Mikrozensus und EVS erheblich.

Fast man die Erkenntnisse dieser Analyse zusammen, so bleibt Folgendes festzuhalten: Die Verwendung einer ordinalen anstatt einer metrischen Skala wirkt sich nur schwach auf die Ergebnisse aus. Auf die Ergebnisse auf der Basis des Mikrozensus wirkt sich die Imputation von Klassenstellvertretern aus der EVS nur geringfügig aus. Die Maßzahlen reagieren leicht auf die Wahl des Klassifikationsschemas für die oberen Einkommensklassen. Insofern stellt die Erweiterung der Einkommensklassen im Mikrozensus 2002 eine Verbesserung der Messgenauigkeit dar.

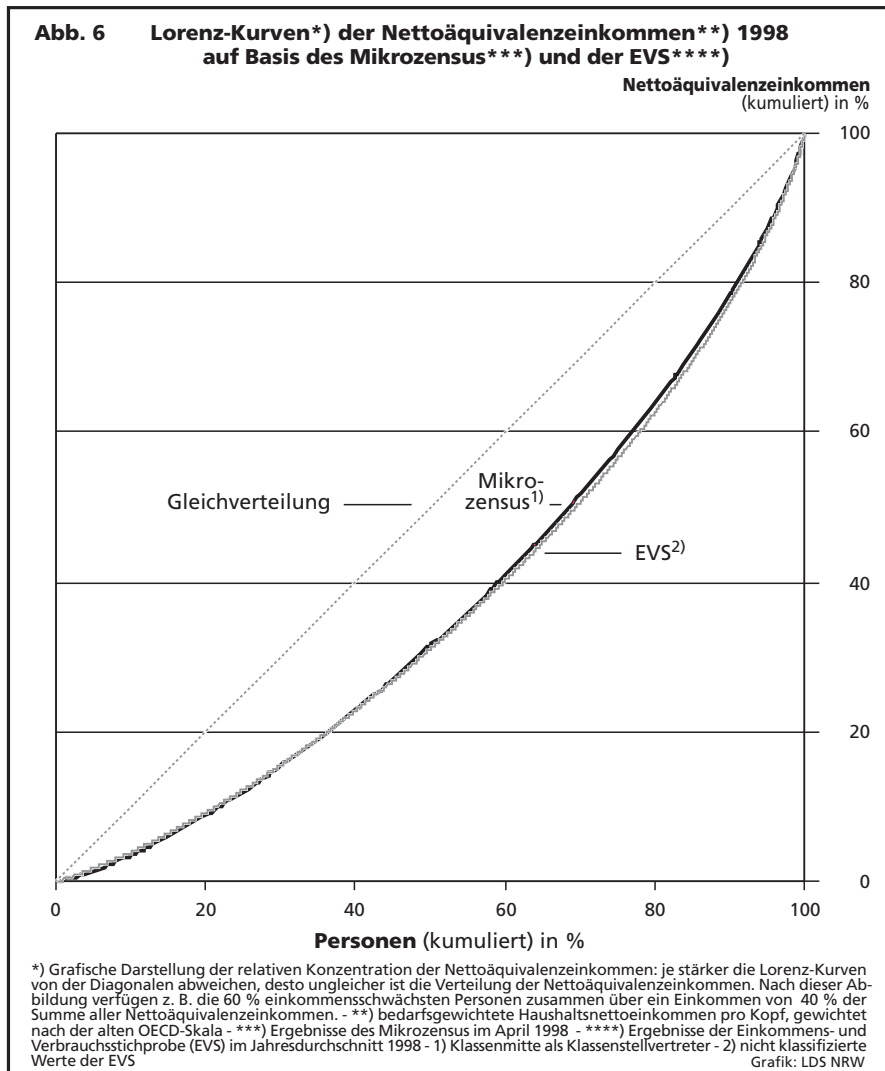
Es bestehen jedoch große Unterschiede hinsichtlich der zentralen Kennwerte der Verteilungen der Nettoäquivalenzeinkommen auf Basis der EVS und des Mikrozensus. Diese sind auf die Verwendung der pauschalen Selbsteinstufung anstatt der Feinanschreibung der Einkommen zurückzuführen.

### 5.3.4 Maßzahlen der relativen Einkommensverteilung

Im vorigen Abschnitt wurden zentrale Kennwerte der Einkommensverteilung untersucht, die sich letztlich in einem Geldbetrag ausdrücken lassen. Maßzahlen der relativen Einkommensverteilung, wie z. B. der Gini-Koeffizient oder auch die relative Einkommensarmut, sind dagegen dimensionslos; die Einkommensungleichheit wird letztlich unabhängig vom durchschnittlichen Einkommensniveau bestimmt. Wie die Ana-



**Abb. 6 Lorenz-Kurven\*) der Nettoäquivalenzeinkommen\*\*) 1998 auf Basis des Mikrozensus\*\*\*) und der EVS\*\*\*\*)**



lyse der Verteilungen (Abbildung 4) gezeigt hat, wirken sich die konzeptionellen Unterschiede zwischen EVS und Mikrozensus sowohl auf die relative Ungleichverteilung als auch auf das durchschnittliche Einkommensniveau aus. Obwohl es beträchtliche Unterschiede in den errechneten Mittelwerten gibt, ist es möglich, dass die relative Verteilung zwischen Mikrozensus und EVS geringere Unterschiede aufweist. Um dies zu untersuchen, werden im Folgenden Lorenzkurven und der Gini-Koeffizient auf der Basis der EVS und des Mikrozensus betrachtet.

Die *Lorenzkurve* wird hier zunächst auf Basis der Haushalte erklärt.<sup>19)</sup> Die Haushalte werden nach der Höhe ihres Haushaltsnettoeinkommens in aufsteigender Ordnung sortiert und sowohl der jeweilige kumulierte An-

19) Die Darstellung ist eng an den Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung (Bundesregierung 2000a: S. 21) angelehnt.

teil der Haushalte an allen Haushalten als auch der Anteil des zusammen auf diese Haushalte entfallenden Nettoeinkommens am Gesamtnettoeinkommen in der Grafik abgetragen. In Abbildung 5 kann also abgelesen werden, welchen prozentualen Anteil am Gesamteinkommen (vertikale Achse) das Haushaltseinkommen der untersten x % der Haushalte (horizontale Achse) ausmacht. Würden alle Haushalte über dasselbe Einkommen verfügen, also die untersten 20 % über 20 % des Gesamteinkommens u. s. w., entspräche die Lorenzkurve der Diagonalen. Verfügte im Gegensatz dazu ein einziger Haushalt über das gesamte Einkommen, während alle anderen kein Einkommen hätten, verlief die Kurve entlang der Achsen. Reale Einkommensverteilungen und somit Lorenzkurven liegen also zwischen diesen Extremen, dabei gilt: je weiter die Lorenzkurve von der Diagonalen abweicht, um so ungleicher ist die Verteilung der Ein-

kommen. Für die Einkommensverteilung der Personen (Abbildung 6) gilt eine analoge Darstellung, wobei dort das *Nettoäquivalenzeinkommen* zu Grunde gelegt wird.

Wie die Darstellung in Abbildung 5 zeigt, bestehen zwischen den Lorenzkurven auf der Basis der EVS und des Mikrozensus, welche die ungewichteten Nettoeinkommensverteilungen auf Haushaltsebene zeigen, geringe Unterschiede. Auf der Basis der EVS ergibt sich eine etwas ungleichere Verteilung als auf Basis des Mikrozensus. Dies kann bedingt sein durch unterstellte Mietwerte und Sachleistungen, die eher die Einkommen der mittleren und oberen Einkommensschichten erhöhen. Die Unterschiede verschwinden jedoch fast vollständig, wenn man von der Haushalts- zur Personenperspektive und damit zu einem äquivalenzgewichteten Pro-Kopf-Einkommen (Abbildung 6) übergeht.

Der Gini-Koeffizient enthält die Informationen der Lorenzkurve in einer Maßzahl. Sie entspricht dem Verhältnis der Fläche zwischen der 45°-(Gleichverteilungs-)Linie und der jeweiligen Lorenzkurve zur gesamten Fläche des Dreiecks unter der Gleichverteilungslinie. Der sich ergebende Wert liegt deshalb zwischen 0 (Gleichverteilung) und 1 (Konzentration des Einkommens auf eine Person). Der Gini-Koeffizient ist damit ein dimensionsloses Maß und misst die Ungleichverteilung der Einkommen unabhängig davon, in welchem Bereich der Mittelwert der Verteilung liegt. Die größte Sensitivität weist der Gini-Koeffizient bei Veränderungen im mittleren Einkommensbereich auf.

Bei Verwendung der metrischen Daten der EVS beträgt der Gini-Koeffizient für NRW im Jahr 1998 auf Haushaltsebene bei bedarfsgewichtetem Haushaltsnettoeinkommen 0,29 (vgl. Tabelle 6). Verwendet man statt des metrischen Einkommens die verschiedenen Klassenstellvertreter, so ergibt sich nur eine geringe Schwankung um höchstens 0,02 Punkte. Auch der Gini-Koeffizient auf der Basis des Mikrozensus 1998

liegt nur um 0,02 Punkte niedriger als jener der metrischen EVS-Daten. Analysiert man die Verteilung auf Personen- anstatt auf Haushaltsebene, so sind die Unterschiede – wie ja schon durch die grafische Analyse nahegelegt – noch geringer.

Auf der Grundlage der hier präsentierten Ergebnisse liegt daher der Schluss nahe, dass das durchschnittliche Einkommensniveau, das sich auf der Basis des Mikrozensus errechnet, im Vergleich zu den Ergebnissen aus der EVS zwar niedriger liegt, aber es zeigt sich, dass sich die konzeptionellen und messtechnischen Unterschiede zwischen der Einkommensverteilung des Mikrozensus und jener der EVS nur geringfügig auf die Messung der relativen Einkommensungleichheit auswirken. Es ist daher nicht nur zulässig, den Mikrozensus zur Analyse der *relativen* Einkommensungleichheit heranzuziehen, sondern auf Grund des vergleichsweise hohen Auswahlsatzes der Stichprobe und des fehlenden Freiwilligkeits-Bias auch sinnvoll.

## 6 Bestimmung von Armutsquoten

### 6.1 Problem und Konzept

Auch die Armutsquote als Indikator der relativen Einkommensarmut ist letztlich eine Maßzahl der relativen Einkommensverteilung. Im Folgenden wird überprüft, inwieweit die Ergebnisse aus EVS und Mikrozensus bezüglich der Armutsquote voneinander abweichen.

Im Rahmen dieses Beitrages werden auf der Grundlage der beiden Datenquellen und der verschiedenen Messmethoden Armutsquoten auf der Basis des arithmetischen Mittels und des Medians des Nettoäquivalenzeinkommens auf Haushalts- bzw. auf Personenebene berechnet, die auf der 50 %-Schwelle beruhen.

Bei der Klassifikation der Haushalte bzw. Personen in „arm“ und „nicht arm“ vergleicht man normalerweise das Haushaltsnettoeinkommen mit der ermittelten Armutsschwelle. Liegt es darunter, so wird der Haushalt bzw. werden die darin lebenden

Personen als arm eingestuft. Dieses für metrische Einkommensdaten angemessene Verfahren erweist sich jedoch bei ordinalen Daten als unzureichend.

Bezüglich der EVS 1998 liegt die durch Vergleich von Haushaltsnettoeinkommen und Armutsschwelle ermittelte Armutsquote auf der Basis des arithmetischen Mittels bei 12,7 % der Haushalte bzw. bei 12,4 % der Personen. Auf der Grundlage des Medians ergeben sich auf Haushaltsebene wie auf Personenebene Armutsquoten von 7,9 % (vgl. Tabelle 7, Zeile Armutsquote – Methode A).

Verwendet man in der EVS anstatt des metrischen Einkommens einen Klassenrepräsentanten, so ergeben sich bei einfachem Vergleich von Haushaltseinkommen und Armutsschwelle jedoch Armutsquoten, die recht deutlich von diesen Werten abweichen (vgl. Armutsquote – Methode A). So liegt die Armutsquote der Haushalte um einen Prozentpunkt niedriger, wenn sie auf Basis der Klassenmitte berechnet wird (11,7 % vs. 12,7 %). Auf der Basis

7. Ermittlung von Armutsquoten*) 1998 nach Datenquelle, Art der Einkommensklassifikation und Messmethode**)						
Merkmal	Datenquelle EVS 1998				Datenquelle Mikrozensus 1998 <sup>1)</sup>	Klassenmitte
	nicht klassifizierte Werte <sup>2)</sup>	Klassifikation gemäß Mikrozensus		Klassenmitte		
		2002	1998			
	Klassenstellvertreter ist die/der ...					
	Klassenmitte	empirische Mittelwert <sup>3)</sup>	Klassenmitte	empirische Mittelwert <sup>3)</sup>		
<b>Haushaltsebene</b>						
Arithmetisches Mittel des Nettoäquivalenzeinkommens <sup>4)</sup> in DM	3 006	3 031	3 008	2 973	3 007	2 148
Armutsquote - Methode A <sup>5)</sup>	12,7	11,7	11,7	11,6	11,7	11,6
Armutsquote - Methode B <sup>6)</sup>	–	13,3	12,9	12,4	12,9	12,2
Median des Nettoäquivalenzeinkommens <sup>4)</sup> in DM	2 575	2 614	2 612	2 614	2 612	1 944
Armutsquote - Methode A <sup>5)</sup>	7,9	8,7	8,7	8,7	8,7	9,4
Armutsquote - Methode B <sup>6)</sup>	–	8,1	8,1	8,1	8,1	9,1
<b>Personenebene</b>						
Arithmetisches Mittel des Nettoäquivalenzeinkommens <sup>4)</sup> in DM	2 890	2 916	2 890	2 846	2 890	2 010
Armutsquote - Methode A <sup>5)</sup>	12,4	12,3	12,3	12,3	12,3	11,7
Armutsquote - Methode B <sup>6)</sup>	–	12,8	12,5	11,9	12,5	12,2
Median des Nettoäquivalenzeinkommens <sup>4)</sup> in DM	2 512	2 500	2 498	2 500	2 498	1 797
Armutsquote - Methode A <sup>5)</sup>	7,9	8,8	8,8	8,8	8,8	8,6
Armutsquote - Methode B <sup>6)</sup>	–	7,6	7,6	7,6	7,6	8,6

\*) Personen in Privathaushalten bzw. Privathaushalte mit einem Nettoäquivalenzeinkommen von weniger als 50 % vom jeweils ermittelten mittleren Einkommen je 100 Personen in Privathaushalten bzw. Privathaushalte – \*\*) Ergebnisse der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) 1998 und des Mikrozensus im April 1998 – 1) Haushalte bzw. Personen in Privathaushalten, ohne selbstständige Landwirte und deren Familienangehörige sowie ohne Haushalte bzw. Personen mit fehlenden Angaben – 2) Feinanschiebung der EVS im Haushaltsbuch – 3) klassenspezifisches arithmetisches Mittel, berechnet auf Haushaltsebene der EVS – 4) bedarfsgewichtetes Haushaltsnettoeinkommen pro Kopf auf Basis der alten OECD-Skala – 5) basierend auf dem Vergleich des Nettoäquivalenzeinkommens (ermittelt auf der Basis der Klassenmitteln) mit der 50 %-Armutsschwelle – 6) ermittelt durch die Bestimmung von Armutswahrscheinlichkeiten



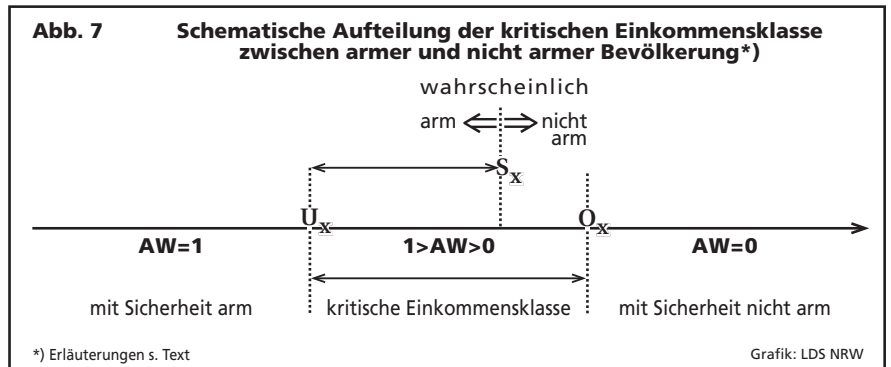
des Median hingegen liegen die Armutsquoten etwas zu hoch (8,7 % vs. 7,9 %). Einzig die Armutsquoten auf Basis der verschiedenen Klassenrepräsentanten und des arithmetischen Mittels auf Personenebene bleiben nahe an dem tatsächlichen Wert der metrischen Variablen (12,3 % vs. 12,4 %).

Die Armutsquote auf der Grundlage des Mikrozensus (11,6 %) liegt nah an jenen, die auf der Basis der EVS mit den vergrößerten Einkommensdaten ermittelt wurden (je nach Klassenstellvertreter 11,6 % oder 11,7 %). Dies ist besonders hervorzuheben, da sich die zu Grunde liegenden arithmetischen Mittelwerte und Mediane stark unterscheiden.<sup>20)</sup>

Der *konzeptionelle Unterschied* im Einkommensbegriff zwischen EVS und Mikrozensus wirkt sich also kaum auf das Ergebnis aus. Es besteht jedoch ein Problem auf Grund der *Klassenbildung*.

Die Unterschiede zwischen den Armutsquoten bei Verwendung unterschiedlicher Skalenniveaus erklären sich aus der unterschiedlichen Lage der jeweiligen Armutsschwelle zur Mitte der Klasse, in der die Schwelle liegt. Alle Haushalte bzw. Personen mit gleichem Äquivalenzgewicht, die einer Einkommensklasse angehören, in der die 50 %-Armutsschwelle zu liegen kommt, werden entweder komplett als „arm“ oder komplett als „nicht arm“ eingestuft, je nachdem, ob der Schwellenwert höher oder niedriger liegt als der Wert der Klassenmitte, durch den die Klasse repräsentiert wird. Liegt eine Armutsschwelle bspw. bei 1 205 DM, so werden alle Haushalte, deren Haushaltseinkommen in der Klasse 1 000 DM bis unter 1 400 DM liegt, als „arm“ klassifiziert, da die Klassenmitte bei 1 200 DM liegt und

20) Auf eine Bestimmung der Armutsquote auf der Grundlage der Maßzahlen, die sich ergeben, wenn statt der rechnerischen die empirischen Klassenmitteln aus der EVS imputiert werden, wird hier verzichtet, da die Unterschiede bezüglich arithmetischem Mittel bzw. Median äußerst gering sind; daher erscheint es unverhältnismäßig, eine geringe Verbesserung der Schätzung durch eine komplexe Datenimputation zu erwirken, deren Effekte in den Jahren, in denen keine EVS stattfindet, kaum zu kontrollieren sind.



mithin geringer ist als der Schwellenwert. Läge die Armutsschwelle jedoch nur um 10 DM niedriger bei 1 195 DM, so wären *alle* Haushalte dieser Klasse „nicht arm“. Wollte man auf dieser Grundlage Armutsquoten bestimmen, so wären mit geringen zufallsbedingten Schwankungen des Einkommensdurchschnittes und damit der Armutsschwelle starke Schwankungen der Quote verbunden.

Legt man sich jedoch auf eine Annahme über die Verteilung der Haushaltseinkommen innerhalb einer Klasse fest, so ist es möglich, die Untersuchungseinheiten, deren Einkommen in der kritischen Klasse liegt, zwischen „armen“ und „nicht armen“ Untersuchungseinheiten aufzuteilen. Hierzu wird die Annahme der Gleichverteilung innerhalb der Klassen vorgeschlagen, d. h. für alle Haushalte innerhalb einer Einkommensklasse wird angenommen, dass jedes Einkommen innerhalb der Klassengrenzen gleich wahrscheinlich ist.<sup>21)</sup>

Für Haushalte, die Einkommensklassen angehören, deren Obergrenze geringer oder gleich ist als der jeweils gültige Schwellenwert<sup>22)</sup>, wird

21) Die obigen Analysen zur Intra-Klassenverteilung und weitere Untersuchungen innerhalb der relevanten Klassen legen nahe, dass die Annahme einer solchen Gleichverteilung näherungsweise zutreffend ist. So weisen die Nettohaushaltseinkommen in den betreffenden Einkommensklassen eine relativ hohe Streuung auf und die Abweichungen von empirischem und rechnerischem Mittelwert sind schwächer als vermutet. Außerdem sind die Klassenbreiten in den relevanten Einkommensklassen relativ gering.

22) Der Schwellenwert wurde aus dem Durchschnitt der Nettoäquivalenzeinkommen ermittelt. Je nach Zahl der Erwachsenen und der Kinder im Haushalt wird der Schwellenwert daher zunächst mit dem entsprechenden Äquivalenzgewicht multipliziert, um diesen mit der Einkommensklasse eines konkreten Haushaltes vergleichbar zu machen. Für jede so definierte Haushaltsszusammensetzung besteht daher eine eigene Armutsschwelle.

nun eine *Armutswahrscheinlichkeit von 1* angenommen; für Haushalte, die Einkommensklassen angehören, deren Untergrenze höher liegt als die Schwelle, eine *Wahrscheinlichkeit von 0*. Jene Haushalte, die Einkommensklassen angehören, die durch die für den Haushalt relevante Schwelle geteilt werden, besitzen – bei Annahme der Gleichverteilung – eine Armutswahrscheinlichkeit *zwischen 0 und 1*, die sich aus dem Abstand der Armutsschwelle zur Klassenuntergrenze relativ zur Klassenbreite bemisst (vgl. Abb. 7).

Formal stellt sich die Berechnung der Armutswahrscheinlichkeit wie folgt dar:

$$AW_x = 1, \text{ wenn gilt: } U_x < O_x \leq S_x$$

$$AW_x = \frac{S_x - U_x}{O_x - U_x}, \text{ wenn gilt: } U_x \leq S_x < O_x$$

$$AW_x = 0, \text{ wenn gilt: } S_x < U_x < O_x$$

mit

$AW_x$  = Armutswahrscheinlichkeit des Haushaltes x,

$S_x$  = für den Haushalt x gültiger Schwellenwert (abhängig von der Haushaltszusammensetzung),

$U_x$  = Untergrenze der Einkommensklasse, in der das Haushaltseinkommen des Haushaltes x liegt, und

$O_x$  = Obergrenze der Einkommensklasse, in der das Haushaltseinkommen des Haushaltes x liegt.

Vergleicht man nun nicht den jeweiligen Repräsentanten der Klassenmitte

mit der Armutsschwelle, sondern ermittelt auf der Basis der genannten Vorschrift eine Armutswahrscheinlichkeit für jeden Haushalt und addiert diese Wahrscheinlichkeiten über alle Haushalte auf, so erhält man auf diesem Wege einen Schätzwert für die Zahl der armen Haushalte, der von der Annahme der annähernden Gleichverteilung innerhalb der Klassen ausgeht. Die Zahl der armen Personen erhält man, indem vor der Summierung der Wahrscheinlichkeiten diese zusätzlich mit der Zahl der Personen im Haushalt multipliziert werden.

Um die Armutsquote zu bestimmen, muss diese Zahl wiederum zur jeweiligen Bezugsgröße (Bevölkerung bzw. Zahl der Haushalte) ins Verhältnis gesetzt werden.

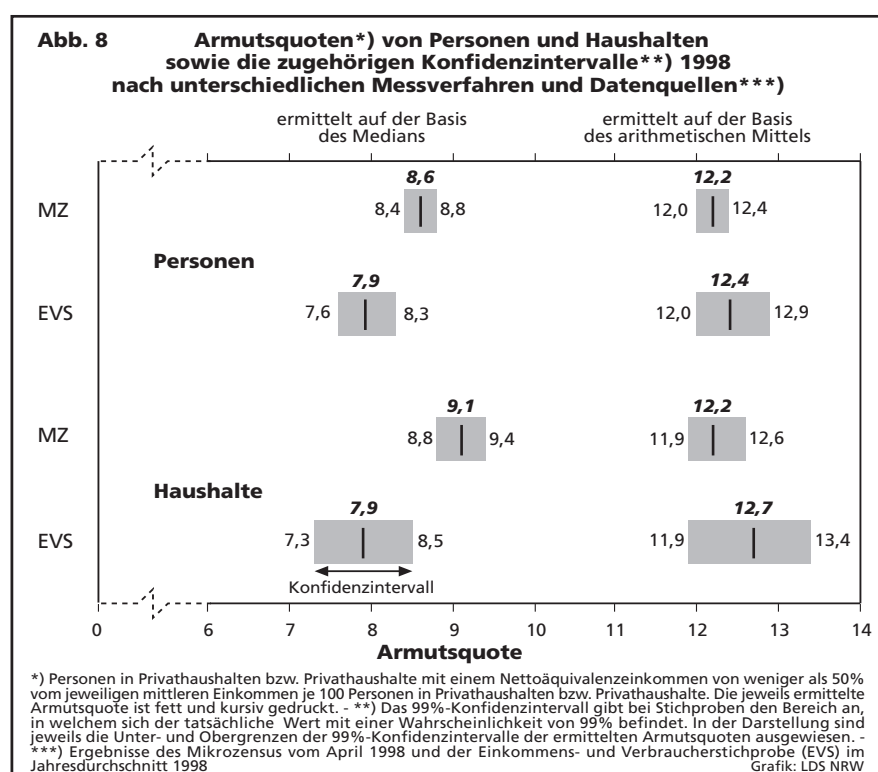
## 6.2 Ergebnisse

Die Ergebnisse auf der Basis dieser Schätzung sind ebenfalls in Tabelle 7 enthalten (Zeilen Armutsquote – Methode B). Die Armutsquoten der EVS-Varianten liegen näher an den Ergebnissen auf der Basis der ursprünglichen metrischen Daten als dies bei der Armutsquotenberechnung durch direkten Vergleich der Fall war. Die Abweichungen liegen in einer Größenordnung zwischen 0,6 und 0,2 Prozentpunkten, je nachdem, ob die medianbasierte oder die Berechnung auf Basis des arithmetischen Mittels haushalts- bzw. personenbezogen herangezogen wird. Einzig bei der personenbezogenen Berechnung auf der Basis des arithmetischen Mittels sind die Abweichungen etwas größer als beim direkten Vergleich von Klassenrepräsentant und jeweiliger Armutsschwelle. Wahrscheinlich kommen die geringen Abweichungen zwischen den durch direkten Vergleich berechneten EVS-Varianten und dem Ergebnis auf der Basis der metrischen Einkommensskala durch eine zufällige Nähe von Klassenrepräsentant und Armutsschwelle zu Stande. Bei einer etwas anderer Lage der Armutsschwellen würde sich beim direkten Vergleich auch hier eine größere Abweichung ergeben.

Vergleicht man die Ergebnisse der metrisch aus der EVS berechneten Armutsquote mit jenen, die sich mit dem beschriebenen Verfahren auf der Basis des Mikrozensus 1998 ergeben, so zeigen sich bei den Armutsquoten auf der Grundlage des arithmetischen Mittels nur geringe Abweichungen. Auf Haushaltsebene liegt der EVS-Wert bei 12,7 %, der Mikrozensus-Wert bei 12,2 %. Auf Personenebene liegen die entsprechenden Werte bei 12,4 % vs. 12,2 %.

ans im Mikrozensus signifikant höher als in der EVS.<sup>23)</sup>

Allerdings ist zu bedenken, dass geringe Abweichungen in der Messung des arithmetischen Mittels oder des Medians, die zu einer Schwankung der Armutsschwelle um +/- 20 DM führen, bereits gravierende Auswirkungen auf die resultierende Armutsquote haben (vgl. Abbildung 9). Je nach Messkonzept resultieren diese Abweichungen, die durch zufällige Schwankungen in den Stichpro-



Bei den Armutsquoten, die sich auf der Basis des Medians ergeben, sind die Unterschiede zwischen EVS und MZ etwas deutlicher: Während die EVS eine haushaltsbezogene Armutsquote von 7,9 % nachweist, sind es im Mikrozensus 9,1 % (1,2 Prozentpunkte Differenz). Auf Personenebene beträgt der Unterschied 0,7 Prozentpunkte (7,9 % vs. 8,6 %).

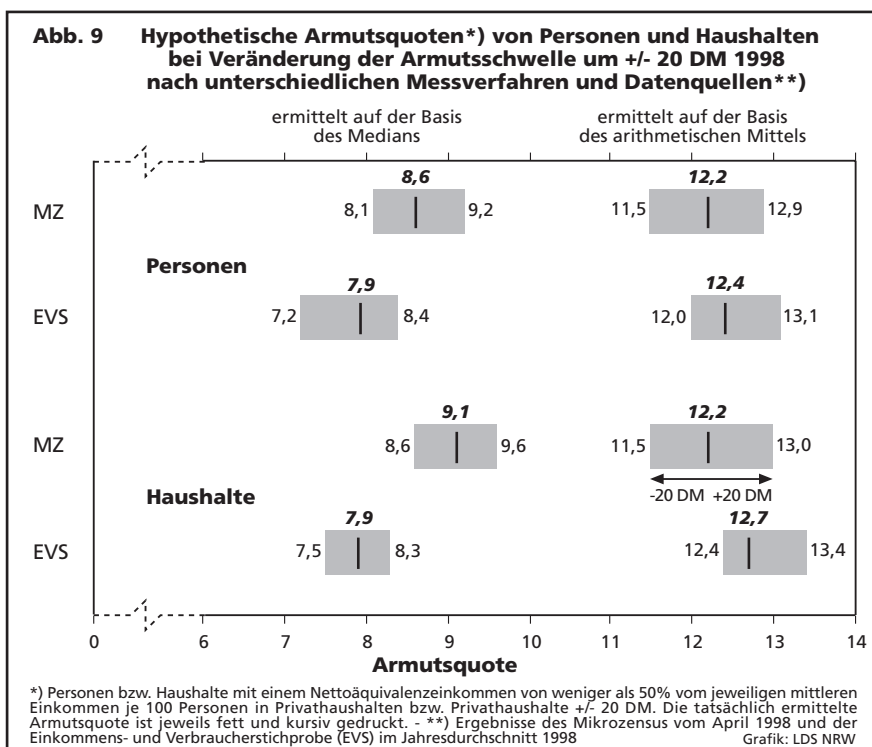
Während die Abweichungen des Mikrozensus, die sich auf der Grundlage des arithmetischen Mittels ergeben, innerhalb des 99 %-Konfidenzintervalls der Armutsquote auf der Basis der metrischen Daten der EVS liegen (vgl. Abbildung 8), sind Armutsquoten auf der Basis des Medi-

ben leicht zu Stande kommen, in einer Spannweite der Armutsquote von bis zu 1,5 Prozentpunkten. Angesichts der geringen Robustheit der Armutsquote insgesamt sind daher Abweichungen zwischen Mikrozensus und EVS in der gefundenen Größenordnung akzeptabel.<sup>24)</sup>

Abschließend zeigt sich also, dass sich – bei Verwendung des dargestellten Schätzverfahrens – mit dem

23) D. h., die aus dem Mikrozensus ermittelte Armutsquote liegt jenseits des 99 %-Konfidenzintervalls.

24) Die geringe Robustheit der Armutsquote ist dabei auf den steilen Anstieg der Verteilungskurve in diesem Einkommensbereich zurückzuführen. Unter diesen Umständen sind Schwankungen in Zeitreihen über Armutsquoten äußerst vorsichtig zu betrachten. Nur starke Veränderungen dürfen wirklich inhaltlich interpretiert werden.



Mikrozensus 1998 trotz der großen Unterschiede in der Konzeption und Messung ähnliche Armutsquoten berechnen lassen wie mit den Daten der EVS 1998.

### 6.3 Gruppenspezifische Armutsquoten

Um in der Sozialberichterstattung besondere Risikogruppen abgrenzen zu können, ist es erforderlich, gruppenspezifische Armutsquoten zu bestimmen. Im Folgenden wird daher geprüft, ob sich Armutsquoten nicht nur auf der Basis der Gesamtstichprobe des Mikrozensus bestimmen lassen, sondern auch auf der Basis von Teilpopulationen. Dabei ist zu berücksichtigen, dass die EVS hier größere Unsicherheiten aufweisen wird als der Mikrozensus, da es sich hierbei um eine bedeutend kleinere Stichprobe handelt, die überdies auf einer freiwilligen Teilnahme der Befragten beruht.

Im Folgenden werden gruppenspezifische Armutsquoten auf Personenebene auf der Basis des arithmetischen Mittels aus EVS und Mikrozensus verglichen (vgl. Tabelle 8). Bei den verschiedenen Varianten der EVS schwanken die Ergebnisse für einzelne Subgruppen um höchstens

einen Prozentpunkt. Dies deutet darauf hin, dass der Effekt der Klassenbildung auf die Ergebnisse relativ gering ist – wenn man die Armutsquote nach der oben beschriebenen Methode ermittelt.

In erster Linie wird daher auf einen Vergleich zwischen dem Wert aus den metrischen Daten der EVS mit den Ergebnissen des Mikrozensus (Klassenmitten) abgehoben.

In der Stichprobe der EVS sind Personen in kleineren Haushalten häufiger arm als in der Stichprobe des Mikrozensus: 12,5 % der Einpersonenhaushalte der EVS, aber nur 8,6 % derjenigen im Mikrozensus sind arm. Etwas höher ist auch die EVS-Armutsquote der Personen in Zwei- und Dreipersonenhaushalten. Deutlich geringer ist dagegen die Armutsquote von Personen in Fünf- und Mehrpersonenhaushalten in der EVS. Sie liegt bei 24,4 %, während sie im Mikrozensus bei 31,4 % liegt. Hinsichtlich der *Haushaltsgröße* ergeben sich demnach deutliche Unterschiede zwischen EVS und Mikrozensus.

In der Differenzierung nach dem *Haushaltstyp* ergeben sich zwischen den Armutsquoten auf Basis der EVS und des Mikrozensus nur geringe

Unterschiede. Deutlicher sind sie nur – wie ja bereits in der Gliederung nach der Haushaltsgröße festgestellt – bei den Personen in Einpersonenhaushalten und jenen in sonstigen Haushalten. Insgesamt zeigen sich jedoch in EVS und Mikrozensus etwa die gleichen strukturellen Unterschiede zwischen den einzelnen Haushaltstypen.

Die Unterschiede hinsichtlich der *Zahl der Erwerbstätigen* im Haushalt halten sich in einem engen Rahmen, so dass keine qualitativ unterschiedlichen Befunde erzielt werden.

Die gruppenspezifischen Armutsquoten hinsichtlich der *sozialen Stellung* weichen zwischen EVS und Mikrozensus in den meisten Fällen um höchstens 1,5 Prozentpunkte ab. Ausnahmen bilden jedoch Renten- oder Pensionsempfängerinnen und -empfänger (3,3 Prozentpunkte) sowie Studierende (2,9 Prozentpunkte).<sup>25)</sup>

Eine große Übereinstimmung ergibt sich bei den *geschlechtsspezifischen* Armutsquoten.

In der Gliederung nach *Altersklassen* erkennt man, dass die Armutsquoten der Altersklassen „18 bis unter 30“ und „30 bis unter 65“ relativ gut übereinstimmen. Die Armutsquote von Kindern im Alter von unter 18 Jahren ist auf Basis des Mikrozensus jedoch um 2,4 Prozentpunkte höher als auf Basis der EVS. Dagegen sind Menschen älter als 65 Jahre auf Basis des Mikrozensus seltener arm als auf Basis der EVS (3,4 Prozentpunkte Unterschied). Die qualitative Struktur der altersspezifischen Armutsquoten bleibt jedoch erhalten.

Ergänzende Testuntersuchungen haben in diesem Zusammenhang ergeben, dass die Unterschiede bei Renten- oder Pensionsempfängerinnen und -empfängern, bei Personen im Alter von über 65 Jahren sowie bei Einpersonenhaushalten darauf zurückzuführen sind, dass die (sehr große) Schnittmenge aus diesen Be-

25) Dabei ist zu berücksichtigen, dass die Klassifikation auf Basis der EVS auf einer Selbsteinstufung beruht, die den Befragten u. U. Entscheidungsspielräume belässt. So kann z. B. ein Erwerbstätiger durchaus gleichzeitig Rente beziehen oder Student/-in sein.

## 8. Armutsquoten\*) 1998 nach Datenquelle, Art der Einkommensklassifikation und ausgewählten sozialstrukturellen Merkmalen der Haushalte bzw. Personen

Merkmal	Armutsquoten					
	Datenquelle EVS 1998					Datenquelle Mikrozensus 1998 <sup>1)</sup>
	nicht klassifizierte Werte <sup>2)</sup>	Klassifikation gemäß Mikrozensus				
		2002		1998		
		Klassenstellvertreter ist die/der ...				
	Klassenmitte <sup>3)</sup>	empirische Mittelwert <sup>3)4)</sup>	Klassenmitte <sup>3)</sup>	empirische Mittelwert <sup>3)4)</sup>	Klassenmitte <sup>3)</sup>	
<b>Haushaltsebene</b>						
Haushaltsgröße ... Person(en)						
1	12,5	12,4	12,0	11,3	12,0	8,6**
2	7,4	7,8	7,5	7,1	7,5	6,1**
3	13,0	13,5	13,2	12,8	13,2	10,7**
4	14,1	14,8*	14,3	13,5	14,3	14,7
5 und mehr	24,4	24,9	24,3	23,5	24,3	31,4**
Haushaltstyp						
Einpersonenhaushalt	12,5	12,4	12,0	11,3	12,0	8,6**
Paar ohne Kinder	5,8	6,2	6,0	5,6	6,0	4,3**
Paar mit Kindern	16,1	16,8*	16,3	15,5	16,3	17,7**
allein Erziehende	37,8	37,8	37,0	35,8	37,0	38,0
sonstige Haushalte	12,5	12,8	12,6	12,1	12,6	9,7**
Erwerbstätige(r) im Haushalt						
keine(r)	21,3	21,7	21,3	20,5	21,3	19,6**
1 Person	12,7	13,4*	12,9	12,2	12,9	13,7**
2 Personen	4,3	4,3	4,1	3,8**	4,1	4,9**
3 und mehr Personen	/	/	/	/	/	4,6
<b>Personenebene</b>						
Soziale Stellung						
Arbeiter/-in	9,3	10,0	9,6	8,9	9,6	9,5
Angestellte(r)	3,8	3,9	3,8	3,6	3,8	3,6
Beamtin/Beamter	/	/	/	/	/	(1,8)
Selbstständige(r)	(6,5)	(6,3)	(6,2)	(5,9)	(6,1)	7,4
Renten-/Pensionsbezieher/-in	8,6	8,9	8,5	7,9	8,5	5,3**
Arbeitslose(r)	36,3	36,9	36,4	35,7	36,5	35,5
Student/-in	24,0	25,3	24,9	24,3	24,9	21,1
Sonstige Nichterwerbstätige <sup>5)</sup>	19,1	19,6	19,1	18,3*	19,1	20,6**
Geschlecht						
männlich	12,1	12,5	12,1	11,6*	12,1	12,2
weiblich	12,8	13,2	12,8	12,2*	12,8	12,1*
Alter von ... bis unter ... Jahren						
unter 18	19,7	20,4	19,9	19,0	19,9	22,1**
18 – 30	16,3	16,8	16,5	15,9	16,5	16,5
30 – 65	10,3	10,6	10,3	9,8*	10,3	9,4**
65 und mehr	8,4	8,7	8,3	7,7	8,3	5,0**

\*) Personen in Privathaushalten bzw. Privathaushalte mit einem Nettoäquivalenzeinkommen von weniger als 50 % vom jeweiligen arithmetischen Mittel der Einkommen je 100 Personen in Privathaushalten bzw. Privathaushalte mit entsprechenden sozialstrukturellen Merkmalen – \*\*) Ergebnisse der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) 1998 und des Mikrozensus im April 1998 – 1) Personen in Privathaushalten, ohne selbstständige Landwirte und deren Familienangehörige sowie ohne Personen mit fehlenden Angaben – 2) Feinschreibung der EVS im Haushaltsbuch – 3) Statistisch signifikante Unterschiede zum Referenzwert auf der Basis der nicht klassierten Werte sind bei  $p < 0,05$  mit \* und bei  $p < 0,01$  mit \*\* gekennzeichnet. – 4) klassenspezifisches arithmetisches Mittel, berechnet auf Haushaltsebene der EVS – 5) einschließlich Kindern und Jugendlichen im Alter von unter 18 Jahren sowie Schülerinnen und Schülern

völkerungsgruppen ihr Haushaltsnettoeinkommen bei der Selbsteinstufung genauer angibt als der Rest der Bevölkerung. Die theoretische Begründung für das besondere Verhalten dieser Bevölkerungsgruppe ergibt sich aus dem bei geringen Einkommen stärkeren Anreiz, über die eigenen Einnahmen und Ausgaben genau Bescheid zu wissen, so dass dieses Wissen beim Einführungsinterview zur EVS bzw. im Mikrozensus-Interview unmittelbar

und mit höherer Präzision abrufbar ist.<sup>26)</sup>

Damit ist allerdings noch nicht erklärt, warum dies nicht für die gesamte Bevölkerung mit geringem Haushaltseinkommen der Fall ist. Berücksichtigt man jedoch, dass diese ältere Bevölkerungsgruppe eher über die Zeitrour-

26) Aus Feldkontakten ist bekannt, dass einige der teilnehmenden Haushalte bereits vor der Teilnahme an der EVS aus Eigeninteresse ein Haushaltsbuch geführt haben.

cen verfügt, die erforderlich sind, um Einnahmen und Ausgaben im Alltag nachzuhalten, als die Bevölkerung in Haushalten mit Erwerbstätigen und mit Kindern, so ergibt sich ein plausibles Argument für die besondere Genauigkeit bei der Selbsteinstufung ihrer Einkommen.<sup>27)</sup>

27) Umgekehrt ist die Situation in Haushalten mit Kindern im Alter von unter 18 Jahren: Auf Grund des dort vergleichsweise angespannten Zeitrahmens ist anzunehmen, dass die Auskunftspersonen in diesen ihre finanzielle Lage ad hoc weniger genau darstellen.

Der auf Basis einer Selbsteinstufung berechnete Mittelwert über die gesamte Bevölkerung und die hierdurch ermittelte Armutsschwelle sind – wie beschrieben – niedriger als in der Feinschreibung, nicht jedoch die Einkommensangaben der betrachteten Bevölkerungsgruppe. Wird nun an das gleiche Haushaltsnettoeinkommen ein geringere Armutsschwelle angelegt, so resultiert daraus eine gegenüber der Feinschreibung geringere Armutsquote.

Auf Grund der besseren Überschaubarkeit der Einkommensquellen bei Studierenden mit geringen Einkommen gilt auch für diese, dass sie ihr Einkommen bei Selbsteinstufung genauer angeben; auch dies ist ein Ergebnis der Testauswertungen. Daher wird bei der Selbsteinstufung im Mikrozensus auch bei diesen eine geringere Armutsquote gemessen.

Es ist also davon auszugehen, dass die gruppenspezifische Armutsquote bei Rentnerinnen und Rentnern, Pensionärinnen und Pensionären, in der Bevölkerung im Alter von über 65 Jahren, in Einpersonenhaushalten sowie bei Studierenden etwas unterschätzt wird. Dies führt dazu, dass die Unterschiede der Armutsquoten in den untersuchten Gliederungen in der Regel leicht überschätzt werden. Die qualitative Anordnung der jeweiligen Gruppen zueinander bleibt jedoch stabil. Beispielsweise weist die Bevölkerung im Alter von 65 Jahren und älter nach wie vor die geringste Armutsquote auf. Es werden also die gleichen Bevölkerungsgruppen als besonders von Armut betroffen identifiziert.

Die großen Unterschiede bei den Fünf- und Mehrpersonenhaushalten sind dagegen wohl eher mit einer zu geringen Repräsentanz der einkommensschwachen Haushalte in dieser Haushaltsgröße in der EVS zu begründen.

## 7 Schlussfolgerungen

Der Mikrozensus ist mit Abstand die größte und damit – was den Stichprobenfehler angeht – genaueste Datenquelle für Analysen hinsicht-

lich der sozialen Situation von Bevölkerung und Haushalten. Angesichts der methodischen Zweifel bezüglich der Auswertbarkeit der Frage nach dem Haushaltsnettoeinkommen wird er bisher jedoch kaum zur Analyse der finanziellen Ausstattung der Bevölkerung herangezogen. Zum einen wird die Erhebung des Haushaltsnettoeinkommens in Klassen bemängelt, zum anderen die pauschale Erfragung des Einkommens, da hierdurch kleinere Einkommensbestandteile vergessen werden können. Außerdem sei die Verrechnung unterstellter Mieten bei Wohneigentum nicht realisierbar.

Die in diesem Beitrag vorgelegten Untersuchungen zeigen, dass die Erhebung des Haushaltsnettoeinkommens in Klassen – für sich genommen – nur sehr geringe Auswirkungen auf die Genauigkeit der Berechnung von zentralen Kenngrößen wie dem arithmetischen Mittel der bedarfsgewichteten Haushaltsnettoeinkommen hat.

Deutliche Unterschiede hinsichtlich des durchschnittlichen Einkommensniveaus ergeben sich dagegen im Vergleich einer pauschalen Angabe des Haushaltsnettoeinkommens (Selbsteinstufung) und einer genauen Abfrage aller Einkommensbestandteile über einen längeren Zeitraum (Anschreibung). Die Unterschiede lassen sich mit einer einkommensquellen- und einer personenspezifischen Fokussierung bei der Selbsteinstufung erklären. Durch die Fokussierung auf Einkommensquellen werden vor allem solche Einkommen berücksichtigt, die einen relevanten Anteil am gesamten Haushaltseinkommen haben und regelmäßig eingehen, während unregelmäßige und geringere Einkommensbestandteile eher vergessen werden. Personenspezifische Fokussierung bedeutet, dass gerade bei größeren Haushalten die Neigung besteht, besonders die Einkommen derjenigen Personen zu berücksichtigen, die den größten Teil zum Haushaltseinkommen beitragen, während zusätzliche Quellen der weiteren Personen tendenziell vernachlässigt werden. Im Resultat bedeutet dies, dass die

Selbsteinstufung das tatsächliche Haushaltseinkommen zumeist unterschätzt. Wie die Analyse gezeigt hat, lässt sich diese Unterschätzung jedoch im statistischen Mittel mit dem in diesem Beitrag entwickelten Modell recht gut erklären.

Damit wurden bereits wichtige Interpretationshilfen für Analysen auf der Basis einer Einkommensselbsteinstufung entwickelt, so dass die damit verbundenen Messeffekte kein grundsätzliches Hindernis mehr darstellen. Ein multivariates Prognosemodell, welches die unterschiedliche wirtschaftliche Situation der Haushalte berücksichtigt, könnte in der Lage sein, noch deutlich präzisere Erkenntnisse über das Antwortverhalten bei der Einkommensselbsteinstufung zu produzieren. Im günstigsten Fall könnte es gelingen, auf der Grundlage von Zusatzinformationen über die Haushalte aus der Selbsteinstufung eine adäquate Schätzung des tatsächlichen Einkommens abzuleiten.

Außerdem konnte gezeigt werden, dass sich bei der Einkommenserfassung weder die pauschale Selbstausskunft, noch die Einstufung in Einkommensklassen wesentlich auf Maßzahlen der relativen Einkommensverteilung auswirken. Der Gini-Koeffizient und die relative Einkommensarmut werden hierdurch kaum beeinflusst.

Allerdings lassen sich Armutsquoten auf Basis klassierter Angaben nur dann mit hinreichender Genauigkeit bestimmen, wenn man unter Annahme der Gleichverteilung zunächst die Armutswahrscheinlichkeit in jenen Einkommensklassen bestimmt, in der die jeweiligen Armutsschwellen liegen. Es wurde aber auch deutlich, dass die Armutsquote anfällig auf zufallsbedingte stichprobenspezifische Schwankungen der Armutsschwellen und damit des zu Grunde liegenden arithmetischen Mittels reagiert. Extreme Ausreißer, die sich stark auf die Berechnung des Durchschnitts auswirken, werden durch die nach oben hin offene Einkommensklasse jedoch abgefangen.

Wendet man das beschriebene Verfahren an, um die Armutsquoten in

sozialstrukturell relevanten Subpopulationen zu vergleichen, so sind zwar einige Unterschiede zwischen den Ergebnissen auf Basis des Mikrozensus und auf Basis der EVS zu erkennen. Mit beiden Datenquellen lassen sich jedoch weitgehend die gleichen strukturellen Unterschiede zwischen den Subpopulationen abbilden; allerdings wird insbesondere die Armutsquote der älteren Bevölkerung auf Basis des Mikrozensus etwas unterschätzt.

Angesichts der festgestellten Anfälligkeit der Armutsquote für geringe Schwankungen des durchschnittlichen Einkommens spricht einiges dafür, dass Berechnungen auf der Grundlage des Mikrozensus trotz der Kritik am Erhebungsinstrument sogar zuverlässiger sein können als solche auf der Basis von Befragungen mit aufwändigeren Instrumenten. Der große Stichprobenumfang und die Teilnahmepflicht vermindern diese Schwankungen. Daraus resultiert insbesondere eine größere Zuverlässigkeit bei Zeitreihenbetrachtungen.

Abschließend lassen sich die folgenden Schlussfolgerungen ziehen:

- Analysen der *relativen* Einkommensverteilung können auf der Basis der klassierten Einkommensmessung im Mikrozensus mit hinreichender Genauigkeit durchgeführt werden.
- Die Berechnung von Armutsquoten mit den klassierten Einkommen des Mikrozensus ist hinreichend genau, wenn innerhalb der Klassen Armutswahrscheinlichkeiten (auf der Basis einer Gleichverteilungsannahme) ermittelt werden. Dies gilt sowohl für die gesamte Bevölkerung als auch – wegen der Effekte der Selbsteinstufung mit leichten Einschränkungen – für Subpopulationen.
- Das *Niveau* der durchschnittlichen Einkommen fällt aufgrund einer tendenziellen Einkommensunterschätzung in der Selbsteinstufung zu niedrig aus. Da dieser Effekt jedoch in der gesamten Verteilung weitgehend gleichmäßig auftritt, sind hiervon im Wesentlichen die

absoluten Beträge der Einkommen, aber kaum die Relationen der Verteilung betroffen.

- Auf Grund der hohen Anfälligkeit der Armutsquote gegenüber stichprobenspezifischen Schwankungen des durchschnittlichen Einkommens sollten nur große und eindeutige Unterschiede zwischen zwei Armutsmessungen (entweder in Zeitreihen oder zwischen Subpopulationen) auch wirklich als solche interpretiert werden.

## Literatur

Andreß, Hans-Jürgen / Güllner, Miriam (2001): Scheidung als Armutsrisiko. In: Barlösius, Eva / Ludwig-Mayerhofer, Wolfgang (Hrsg.) (2001): Die Armut der Gesellschaft. Opladen: Leske + Budrich, S. 169 – 197

Becker, Irene (2000): Einkommensverteilung in Deutschland. Strukturanalyse der Ungleichheit nach Einkommenskomponenten. Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik 220/4, S. 400 – 418

Bortz, Jürgen (1999): Statistik für Sozialwissenschaftler. Berlin/Heidelberg: Springer

Bundesregierung (Hrsg.) (2000a): Lebenslagen in Deutschland. Der erste Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung. [http://www.bmgs.bund.de/deu/gra/publikationen/publ\\_ausgabe.cfm?gruppe=19&lang=deu](http://www.bmgs.bund.de/deu/gra/publikationen/publ_ausgabe.cfm?gruppe=19&lang=deu)

Bundesregierung (Hrsg.) (2000b): Lebenslagen in Deutschland – Daten und Fakten. Materialband zum ersten Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung. [http://www.bmgs.bund.de/deu/gra/publikationen/publ\\_ausgabe.cfm?gruppe=19&lang=deu](http://www.bmgs.bund.de/deu/gra/publikationen/publ_ausgabe.cfm?gruppe=19&lang=deu)

Emmerling, Dieter / Riede, Thomas (1997): 40 Jahre Mikrozensus. In: Wirtschaft und Statistik 3/1997, S. 160 – 174

Euler, Manfred (1983): Genauigkeit von Einkommensangaben in Abhängigkeit von der Art der statistischen

Erfassung. Dargestellt am Beispiel der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1978. In: Wirtschaft und Statistik. 10/1983, S. 813 – 818

Faik, Jürgen (1997): Institutionelle Äquivalenzskalen als Basis von Verteilungsanalysen – Eine Modifizierung der Sozialhilfeskala. In: Becker, Irene / Hauser, Richard (Hrsg.) (1997): Einkommensverteilung und Armut: Deutschland auf dem Weg zur Vier-Fünftel-Gesellschaft? Frankfurt a. M./New York: Campus, S. 13 – 42

Hauser, Richard (1989): Zur Bedeutung des Mikrozensus für die Sozialpolitikforschung. In: Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Inhaltliche Fragen bevölkerungstatistischer Stichproben am Beispiel des Mikrozensus. Bericht zur Konferenz vom 21. und 22. Oktober 1988, Wiesbaden, S. 153 – 174

Hauser, Richard (2000): Landessozialberichterstattung im Kontext zum Armuts- und Reichtumsbericht des Bundes. Vortrag bei der Fachtagung „Weiterentwicklung der Sozialberichterstattung in NRW. Ergebnisse und Konsequenzen“ am 2. 11. 2000

Krug, Walter / Nourney, Martin / Schmidt, Jürgen (2001): Wirtschafts- und Sozialstatistik. Gewinnung von Daten. München/Wien: Oldenbourg

Kühnen, Carola (2001): Das Stichprobenverfahren der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1998. Statistisches Bundesamt: Methodenberichte 1/2001

Lohmann, Henning (2001): Äquivalenzskalen und haushaltsspezifisches Armutsrisiko. Bedarfsmessung auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1993. In: Wirtschaft und Statistik 6/2001, S. 483 – 493

Ministerium für Arbeit, Soziales und Stadtentwicklung, Kultur und Sport (MASSKS) des Landes Nordrhein-Westfalen (1999): Sozialbericht '98 für das Land Nordrhein-Westfalen. Düsseldorf

Riede, Thomas / Emmerling, Dieter (1994): Analysen zur Freiwilligkeit der Auskunftserteilung im Mikrozensus.

Sind Stichprobenergebnisse bei freiwilliger Auskunftserteilung verzerrt? In: *Wirtschaft und Statistik* 9/1994, S. 733 – 742

Schräpler, Jörg-Peter (2003): Gross Income Non-Response in the German Socio-Economic Panel – Refusal or Don't Know? In: *Schmollers Jahrbuch* 123, S. 109 – 124

Statistisches Bundesamt (2002a): Wirtschaftsrechnungen: Einkommens- und Verbrauchsstichprobe. Aufgabe, Methode und Durchführung der EVS 1998. Fachserie 15 / Heft 7. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt

Statistisches Bundesamt (2002b): Datenreport 2002. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt

Strengmann-Kuhn, Wolfgang (1997): Erwerbs- und Arbeitsmarktbeteiligung der Armutspopulation in der Bundesrepublik Deutschland. In: Becker, Irene / Hauser, Richard (Hrsg.) (1997): *Einkommensverteilung und Armut: Deutschland auf dem Weg zur Vierfünftel-Gesellschaft?* Frankfurt a. M./New York: Campus, S. 113 – 134

Strengmann-Kuhn, Wolfgang (1999): Armutsanalysen mit dem Mikrozensus? In: *ZUMA-Nachrichten Spezial*,

Band 6: Sozialstrukturanalysen mit dem Mikrozensus, S. 376 – 402

Strengmann-Kuhn, Wolfgang (2001): Armut trotz Erwerbstätigkeit in Deutschland – Folge der „Erosion des Normalarbeitsverhältnisses?“ In: Barlösius, Eva / Ludwig-Mayerhofer, Wolfgang (Hrsg.) (2001): *Die Armut der Gesellschaft*. Opladen: Leske + Budrich, S. 131 – 150

Strengmann-Kuhn, Wolfgang (2003): Armut trotz Erwerbstätigkeit. Analysen und sozialpolitische Konsequenzen. Frankfurt a. M.: Campus







**Index 2002 - 2003**

**Ausgaben des Jahres 2003**

- Band 12**  
Z 08 1 2003 56  
3,00 EUR
- Europäische Umfrage zur Nutzung von Informations- und Kommunikationstechnologien in privaten Haushalten 2002**  
Heike Schrankel
- Arbeitslosigkeit, Erwerbslosigkeit, Stille Reserve  
– unterschiedliche Messkonzepte zur Beschreibung der Beschäftigungslücke**  
Dr. Wolfgang Seifert
- Der Verbraucherpreisindex – Inflationsmessung in NRW und in der EU**  
Dipl.-Kfm. Brend Kreuels
- Rentner sein und Rentner werden: Rentnereinkommen  
und private Altersvorsorge – Ergebnisse des Mikrozensus**  
Dr. Olivia Wüthrich-Martone
- Band 11**  
Z 08 1 2003 55  
3,00 EUR
- Räumliche Mobilität und Familienzyklus  
– Eine Analyse auf der Basis des Sozio-oekonomischen Panels**  
Dr. Johannes Stauder
- Lebenslagen älterer Menschen**  
Dr. Johannes Stauder
- Entwicklung des Gastgewerbes 1998 bis 2002**  
Dipl.-Soziologin Petra Rose
- Band 10**  
Z 08 1 2003 54  
3,50 EUR
- Ausgaben im Schulwesen – Eine schulformbezogene Untersuchung**  
Dipl.-Volkswirt Heinz-Peter Emmerich, Werner Fleischmann, Joachim Hohmeyer,  
Gerd Körner, Frank Breuers
- Band 9**  
Z 08 1 2003 53  
4,00 EUR
- Soziale und wirtschaftliche Situation allein Erziehender**  
Dipl.-Sozialwiss. Gerhard Lenz, Yvonne Bergmann
- Band 8**  
Z 08 1 2003 52  
2,00 EUR
- Strukturdaten zur Entstehung der Gewerbesteuer 1998  
– Ergebnisse der Gewerbesteuerstatistik**  
Dipl.-Ökonom Lars Stegenwaller
- Die Arbeitsmarktintegration ausländischer Selbstständiger**  
Veysel Özcan, Dr. Wolfgang Seifert
- Empfängerinnen und Empfänger von Hilfe zum Lebensunterhalt  
am Jahresende 2001 im Querschnitt**  
Dipl.-Volkswirt Klaus Joggerst

noch: **Ausgaben des Jahres 2003**

**Band 7**

Z 08 1 2003 51  
4,70 EUR

**Arbeitszeitflexibilisierung und Normalarbeitsverhältnis  
– Entwicklungen und Trends 1998 bis 2001**

Dipl.-Sozialwiss. Alfred Hullmann, Dr. Wolfgang Seifert und Bertram Cloos

**Arbeitsplatzstrukturen und Tätigkeiten der Erwerbstätigen  
– Ergebnisse des Mikrozensus 2000**

Dipl.-Mathematiker Paul Berke, Günter Scheibel

**Ausgaben des Jahres 2002**

**Band 6**

Z 08 1 2002 56  
1,30 EUR

**Datenbedarf der Wissenschaft – Ein Bericht des Forschungsdatenzentrums  
der statistischen Landesämter über die erste Nutzerbefragung**

Dr. Sylvia Zühlke und Uwe Hetke

**Band 5**

Z 08 1 2002 55  
2,30 EUR

**Die neue Insolvenzstatistik im Licht der Ergebnisse 1999 – 2001**

Dipl.-Ökonom Lars Stegenwaller

**Neue Typisierungen von Haushalten und Lebensformen für den Mikrozensus**

Dr. Johannes Stauder

**Wenn sich Paare trennen – die Bedeutung der Arbeitsteilung  
in Beruf und Haushalt für die Ehestabilität**

Dr. Johannes Stauder

**Treibhausgase und ozonschichtschädigende Stoffe**

Erik Lungen

**Band 4**

Z 08 1 2002 54  
4,50 EUR

**Die Mehrfachfallprüfung um Zensusfest 2001 – Konzeption und Ablaufplan**

Dr. Marco Scharmer

**Die Statistikauglichkeit der Einwohnermelderegister  
– Untersuchungen im Rahmen des Zensusfestes 2001**

Dr. Michael Forster

**Postalische Gebäude- und Wohnungszählung im Zensusfest 2001  
– Erfahrungen in NRW**

Dipl.-Sozialwirt Sebastian Scharnhorst und Dr. Henrik Egbert

**Die Haushaltegenerierung im Zensusfest 2001  
– Eine neue Methode in der amtlichen Statistik**

Dr. Marco Scharmer

**Die Rolle der Haushaltebefragung im Zensusfest 2001**

Dipl.-Statistiker Josef Schäfer

noch: **Ausgaben des Jahres 2002**

**Band 3**

Z 08 1 2002 53  
10,00 EUR

**Mobilität und Verkehrsverhalten  
der Ausbildungs- und Berufspendlerinnen und -pendler**

Dipl.-Sozialwiss. Alfred Hullmann und Bertram Cloos

**Band 2**

Z 08 1 2002 52  
2,50 EUR

**Testerhebung 2000: „Statistische Erfassung von Wohnungslosigkeit“  
– Erfahrungsbericht**

Dipl.-Statistikerin Katharina Götz und Bernd Goritzka

**Anpassung der Kreisberechnungen der Bruttowertschöpfung  
an das neue Europäische System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen**

Dipl.-Volkswirt Hans-Jürgen Treeck

**Band 1**

Z 08 1 2002 51  
3,20 EUR

**Haushaltstypisierung im Rahmen des registergestützten Zensusstests**

Dr. Marco Scharmer

**Die Ermittlung des Wohnungsinhabers im Rahmen der Gebäude- und  
Wohnungszählung (GWZ) und deren Bedeutung für die Haushaltegenerierung**

Dr. Henrik Egbert und Dr. Marco Scharmer

**Räumliche Mobilität und Arbeitsmarktprozesse  
– Eine Analyse auf der Basis des Sozio-oekonomischen Panels**

Dr. Sylvia Zühlke und Uwe Hetke

**Sicherung persönlicher Angaben in Tabellendaten**

Dipl.-Physiker Rüdiger Dietz Repsilber

**Das Personal des Landes am 30. Juni 2000  
– Regionalisierte Ergebnisse der Personalstandstatistik**

Dipl.-Volkswirt Heinz-Peter Emmerich