

# ***Neue Ansätze zur Messung von Armut***

*Dr. Jürgen Faik*

*- Lüneburg, 19.06.2007 -*

## **1. Armutskonzepte**

Ich freue mich, dass Sie mir die Gelegenheit geben, mit Ihnen in den kommenden 90 Minuten über Ansätze zur Messung von Armut zu diskutieren, wobei ich das Schwergewicht auf einen sehr innovativen Ansatz legen möchte, den ich mit dem Begriff „Zerlegungsvariante“ bezeichnen werde. Angesichts der Komplexität des Themas und der Kürze der mir zur Verfügung stehenden Zeit bin ich allerdings gezwungen, das Thema einzugrenzen.

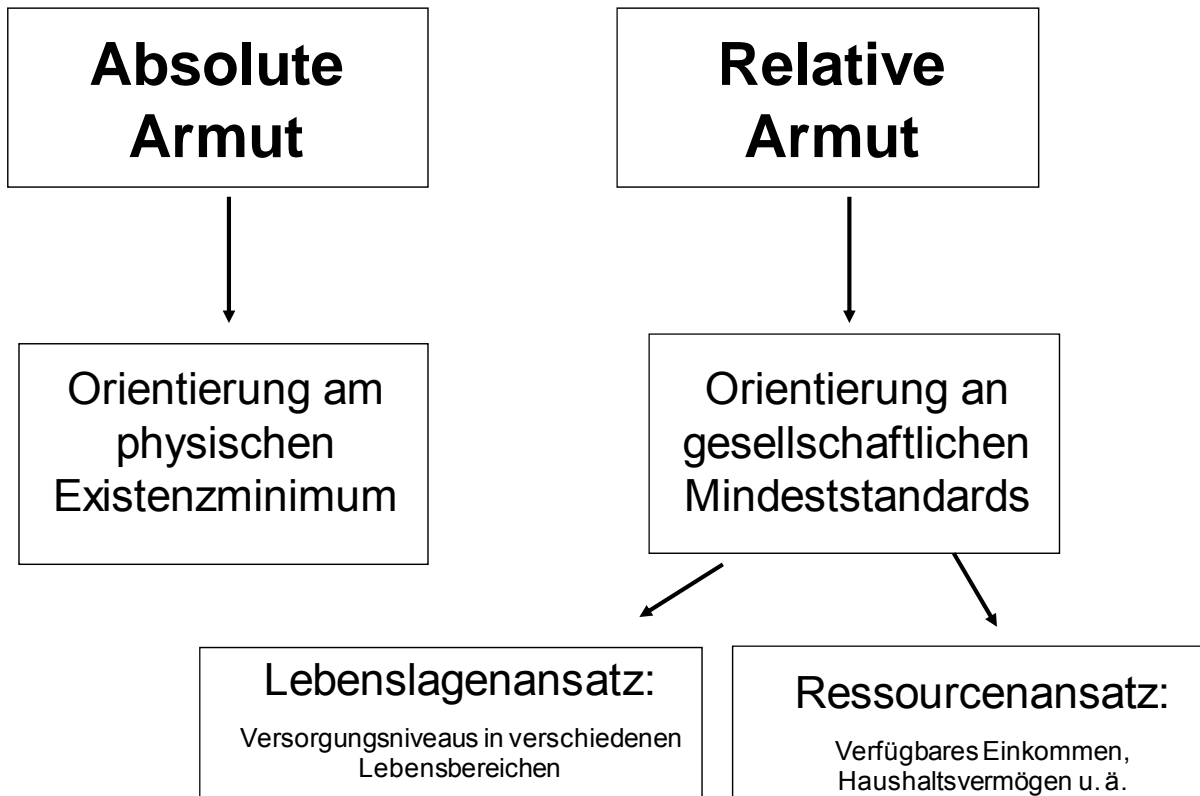
Nach eher grundsätzlichen Bemerkungen zum Armutsbegriff möchte ich auf die Möglichkeiten und Schwierigkeiten der Messung von Armut eingehen, wobei ich insbesondere verschiedene Armutsindikatoren vorstellen möchte. Es folgt die Beschreibung des traditionellen Vorgehens in der Armutsforschung. Dieses habe ich mit dem Terminus „Ganzheitliche Variante“ bezeichnet. Anschließend werde ich mit der eingangs bereits genannten Zerlegungsvariante ein alternatives Vorgehen im Kontext der Armutsforschung vorstellen. Ein Vergleich der beiden erwähnten Ansätze sowie eine kurze Schlussbetrachtung runden meinen Vortrag ab.

Ganz grundsätzlich lässt sich die Messung von Armut in zwei Teilaufgaben zerlegen: Erstens in die Festlegung einer Armutsgrenze und zweitens in die Wahl eines Armutsindikators.

Die Armutsgrenze unterteilt die Gesamtpopulation in Arme und Nichtarme. Sie legt hierbei nicht nur das Niveau, sondern auch die Struktur von

Armut fest. Idealtypisch kommen in diesem Kontext die Fixierung *absoluter* sowie die *relativer* Armutsgrenzen in Betracht.

Übersicht 1: Absolute versus relative Armut



Quelle: Eigene Darstellung nach Neumann/Hertz 1998, S. 17

Absolute Armut orientiert sich am physischen Existenzminimum und definiert Armut entsprechend als einen materiellen Mangelzustand, als dessen Folge die physische Reproduktion dauerhaft nicht sichergestellt werden kann. Der relative Armutsbegriff bezieht sich hingegen auf gesellschaftliche Standards, d. h. auf ein soziokulturelles Existenzminimum.

Zwar ist es die herrschende Meinung, dass diese letztgenannte Form der Armut für hochentwickelte Industriestaaten wie die Bundesrepublik

die angemessene Form der Armut darstellt. Letztlich ist eine entsprechende Armutsgrenzenfestlegung aber nur eine spezifische Ausprägung sozialer *Ungleichheit*, und es ist umstritten, inwieweit hierdurch Armut insbesondere im Sinne einer materiellen Notlage gemessen wird.<sup>1</sup> Krämer etwa schlägt im Zusammenhang mit solchen relativen Festlegungen vor, weniger von „Armut“, sondern eher von „Sozialnot“ o. ä. zu sprechen.<sup>2</sup>

Die Deprivationsforschung hat beispielsweise drei Typen von Armut hervorgebracht:

1. Die *Einkommensarmut* im oben angedeuteten Sinne,
2. die *Versorgungsarmut* im Sinne sozialer Deprivation und
3. die *doppelte Armut* als Kombination aus Einkommens- und Versorgungsarmut.<sup>3</sup>

Daneben gibt es als Armutsarten mindestens auch noch die so genannte „bekämpfte“ bzw. – als Gegenstück – die nicht-bekämpfte, die „verdeckte“ Armut sowie die subjektive Armut.

Relative Einkommensarmut im Sinne eines bestimmten Prozentsatzes des (normierten) durchschnittlichen Haushaltsnettoeinkommens ist, wie ausgeführt, ein elementarer Bestandteil der Verteilungsforschung. Dies führt dazu, dass – abgesehen von extremen Verteilungskonstellationen – immer ein bestimmtes Niveau an relativer Einkommensarmut existiert. Ein 40-Prozent-Anteil wird als „strenge“, ein 60-Prozent-Anteil als „milde“ Armut bezeichnet. Der Bezug auf die Ressource Einkommen bringt den Ressourcenansatz als konstituierendes Konzept relativer Einkommensarmut zum Ausdruck.<sup>4</sup>

---

<sup>1</sup> Zu den entsprechenden Problemen vgl. etwa Faik 2005, S. 542, oder Krämer 2000, S. 26-33.

<sup>2</sup> Vgl. hierzu Krämer 2000, S.51.

<sup>3</sup> Vgl. Böhnke/Delhey 1999, S. 25.

<sup>4</sup> Vgl. hierzu Faik 2005, S. 542-543.

Im Unterschied hierzu bezieht sich Versorgungsarmut auf den Lebenslagenansatz als Unterversorgung in zentralen Lebensbereichen.<sup>5</sup> Sie geht – in Townsend'scher Tradition<sup>6</sup> – in der Regel über einen „absoluten“ Mangelzustand in Grundbedarfsbereichen wie Ernährung, Bekleidung oder Unterkunft – d. h. über „absolute Armut“ – hinaus und bezieht auch Unterversorgungen in Bereichen wie „Bildung“, „Kultur“ oder „Rechtsschutz“ in die Analyse ein, wodurch sie „soziokulturelle“ bzw. „Teilhabe-Armut“ reflektiert. Schwierig an der Messung von Versorgungsarmut ist die Konstruktion geeigneter Armutsindikatoren, was zum einen die Auswahl der (Unterversorgungs-)Items und zum anderen deren Gewichtung anbelangt.<sup>7</sup>

Die so genannte „bekämpfte“ Armut leitet sich aus der Transferhöhe sozialpolitischer Programme zur Armutsbekämpfung ab – wie z. B. in Deutschland aus den Sozialhilfe-Sätzen. Je nachdem, welche Gütergruppen den Transfers zugrunde gelegt werden, kann man auch hier entweder von „absoluter Armut“ (bei Bezugnahme auf Grundbedarfsgüter) oder von „soziokultureller Armut“ (bei einem weitergehenden Güterbegriff) sprechen.

Das Ausmaß der „bekämpften“ Armut hängt auch von der „Generosität“ der korrespondierenden Transfers ab. Eine Kürzung der Leistungsniveaus resultiert entsprechend in einer verringerten „bekämpften“ Armut (d. h. in einer geringeren Anzahl „bekämpfter“ Armer) et vice versa. Man spricht daher im Zusammenhang mit „bekämpfter“ Armut auch von „politisch-prozessproduzierter Armut“. Hinzu kommt das Problem der „verdeckten Armut“, die sich daraus ergibt, dass Sozialhilfeberechtigte aus

---

<sup>5</sup> Zu einer Übersicht über verbreitete Lebenslagen-Merkmale vgl. etwa Hübinger 1996, S. 105-115.

<sup>6</sup> Vgl. Townsend 1979.

<sup>7</sup> Vgl. Böhnke/Delhey 1999.

Scham, Regressängsten und dergleichen ihre Ansprüche nicht geltend machen.<sup>8</sup>

Die vorstehenden Ansätze sind insoweit „objektiv“, als sie intersubjektiv nachvollziehbaren *externen* Bewertungsmaßstäben unterworfen werden können. Hierdurch unterscheiden sie sich von subjektiven Armutsdefinitionen. Subjektive Armutsbegriffe gründen im Wesentlichen auf Befragungen, in denen nach der individuell empfundenen Armut bzw. nach gesellschaftlichen Armutsgrenzen aus Sicht der interviewten Wirtschaftssubjekte gefragt wird.<sup>9</sup> Das Hauptproblem subjektiver Methoden ist die unzureichende interpersonelle Vergleichbarkeit der Befragungsergebnisse.

Bezieht man sich auf Querschnittsdaten bzw. allenfalls auf den Vergleich von Querschnittsinformationen, liegt eine statische bzw. eine komparativ-statische Armutsbetrachtung vor. Werden demgegenüber im Zeitverlauf die Wohlstands-Stati identischer Untersuchungseinheiten betrachtet, handelt es sich um eine dynamische Armutsanalyse. In meinem Vortrag beschränke ich mich weitgehend auf statische bzw. komparativ-statische Betrachtungen. Eine weitere Vereinfachung besteht darin, dass ich mich auf die Ressource „Einkommen“ konzentrieren werde.

Die Schnittmengen zwischen den einzelnen Armutskonzepten sind nur begrenzt. Tabelle 1 vermittelt einen entsprechenden Eindruck. Es wird auf SOEP-Basis deutlich, dass nur gut zwei Drittel der Sozialhilfe-Empfänger – d. h. der „bekämpft Armen“ – im Jahre 1990 in Westdeutschland auch als relativ einkommensarm galten. Umgekehrt waren nur etwa 15 % der relativ Einkommensarmen zugleich Sozialhilfe-Empfänger.

---

<sup>8</sup> Zu entsprechenden (Dunkelziffer-)Studien vgl. etwa Neumann/Hertz 1998 oder Hauser/Becker 2003. Vgl. auch Neumann 1999, insbesondere S. 71-83, S. 88-93 und S. 102-107.

Tabelle 1: „Deckungsgrad“ verschiedener Armutsarten  
in Westdeutschland 1990

Armutsart	Be- kämpfte Armut	Ver- deckte Armut	Relative Einkommens- armut an der 50-%-Grenze (inklusive Wohnkosten)	Relative Einkommens- armut an der 50-%-Grenze (ohne Wohnkosten)
Bekämpfte Armut	100	0	69	69
Verdeckte Armut	0	100	68	89
Relative Einkommensarmut an der 50-%-Grenze (inklusive Wohnkosten)	15	22	100	66
Relative Einkommensarmut an der 50-%-Grenze (ohne Wohnkosten)	13	25	81	100

Quelle: Eigene Darstellung nach Neumann 1999, S. 55

Auch für die in Tabelle 1 nicht betrachteten Armutsarten der Versorgungs- und der subjektiven Armut sind quotierte Schnittmengen mit den anderen Armutsarten zu vermuten, welche mehr oder weniger deutlich unterhalb der 100-Prozent-Marke liegen. Für sozialpolitische Schlussfolgerungen ist es also nicht unerheblich, auf welches Armutskonzept man sich stützt. Je nach zugrunde gelegtem Armutskonzept ergeben sich mehr oder weniger deutliche Unterschiede in der Zusammensetzung der Zielgruppen für betreffende sozialpolitische Maßnahmen.

Auch wenn im Folgenden die statische bzw. die komparativ-statische Armutsanalyse im Vordergrund stehen wird, seien mir bitte in Form der Tabelle 2 und der Übersicht 2 kurze Aussagen auch zur dynamischen Armut erlaubt.

Für den in Tabelle 2 dargestellten Vergleich der Verteilungssituationen 1999 versus 2002 ergibt sich, dass in Gesamtdeutschland fast 60 % der 1999 Armen 2002 auch arm waren. Im unteren Einkommensbereich wa-

<sup>9</sup> Vgl. etwa die Ausführungen in Andreß 1999.

ren überdies 2002 über vier Fünftel der im Ausgangsjahr 1999 Armen angesiedelt. Insgesamt ergibt sich eine starke Evidenz dafür, dass in kurzer bzw. mittlerer Frist eine Armutslage in hohem Maße mit dem Verharren in dieser Lage bzw. mit allenfalls moderaten Aufstiegen in der Einkommenshierarchie einhergeht.

Tabelle 2: Einkommensmobilität in Deutschland 1999/2002

1999	2002			
	Armutsbereich	Niedrigeinkommensbereich	Mittlerer Einkommensbereich	Oberer Einkommensbereich
Armutsbereich	<b>58</b>	26	15	1
Niedrigeinkommensbereich	12	<b>55</b>	31	2
Mittlerer Einkommensbereich	3	15	<b>71</b>	11
Oberer Einkommensbereich	2	3	22	<b>73</b>

Anmerkungen: Bereichsabgrenzungen als Vielfache des Haushaltsnettoäquivalenzeinkommens-Medians, neue OECD-Skala; Armutsbereich: 0 % bis unter 50 %, Niedrigeinkommensbereich: 50 % bis unter 80 %, mittlerer Einkommensbereich: 80 % bis unter 150 %, oberer Einkommensbereich: 150 % und mehr; die Zeilenwerte addieren sich jeweils zu 100 %

Quelle: SVR 2004, Tabelle 120, und eigene Berechnungen

Stellt sich des Weiteren die Versorgungssituation des inaktiven Teils der Bevölkerung als vergleichsweise prekär dar, sind die zugrunde liegenden Sicherungsformen kritisch zu hinterfragen.

Altersarmut hat in diesem Zusammenhang auf der individuellen Ebene eine deutlich andere Qualität als Armuterscheinungen für jüngere Bevölkerungskohorten. Dies folgt daraus, dass für die Gruppe der Älteren – im Unterschied zur Gruppe der Jüngeren – nur noch eingeschränkte Möglichkeiten existieren, aus eigener Kraft – etwa durch die Aufnahme einer Erwerbstätigkeit – die eigene materielle Lage zu verbessern.<sup>10</sup> Ge-

<sup>10</sup> Vgl. Schmähl/Fachinger 1998, S. 39.

staltungsmöglichkeiten ergeben sich für die Älteren in erster Linie über die Einkommens*verwendung*.<sup>11</sup>

### Übersicht 2: Armuts-Zugangs- und -Verbleibsrisiko

Zugangsrisiko zu Armut	Verbleibsrisiko in Armut	
	Hoch	Niedrig
Hoch	A	B
Niedrig	C	D

Quelle: Eigene Darstellung nach Andreß 1994, S. 77

Man kann sich dies an Hand eines Vierfelder-Schemas verdeutlichen, bei dem zwischen dem Zugangs- und dem Verbleibsrisiko der Armut unterschieden wird (siehe Übersicht 2).

Arme Rentner haben aus den oben genannten Gründen ein hohes Verbleibsrisiko in Armut. Je nachdem, ob sie – letztlich als Folge der bestehenden gesetzlichen Regelungen bzw. der gesellschaftlichen Rahmenbedingungen – dem Armutsbereich in hohem oder geringem Maße „zugehen“, finden sie sich demnach vorrangig in den Feldern A bzw. C wieder.

Auf der Grundlage von Bielefelder Sozialhilfe-Akten stellte Andreß – für den allerdings schon etwas zurückliegenden Zeitraum 1977 bis 1990 – u. a. fest, dass von den betrachteten Sozialhilfehaushalten Haushalte mit Renteneinkommensbezug im Vergleich zu Haushalten ohne Renteneinkommensbezug eine um fast ein Drittel längere Bezugsdauer von Sozialhilfe hatten.<sup>12</sup>

<sup>11</sup> Vgl. Schmähl/Fachinger 1998, S. 7.

<sup>12</sup> Vgl. Andreß 1994, S. 101.



Auch diese exemplarischen Befunde zeigen die Verstetigungstendenzen des Problems der Armut allgemein bzw. hier speziell: die der Altersarmut.

## 2. Zur Armutsmessung

In Wohlstandsanalysen im Allgemeinen sowie in ökonomischen Armutsanalysen im Besonderen stehen die Haushaltsressourcen bzw. ihr Indikator „Haushaltseinkommen“ im Fokus, so auch in meinem Vortrag. Da aber Haushalte in ihrer Größe und/oder ihrer Zusammensetzung voneinander abweichen, ist es notwendig, ihre Einkommen zu normieren.

Derartige Normierungen werden mit Hilfe des Äquivalenzskalenkonzepts bewerkstelligt. Im Rahmen dieses Konzepts werden den verschiedenen Haushaltstypen bzw. den sie konstituierenden Haushaltsmitgliedern *relative* Bedarfsgewichte zugewiesen.

In der Höhe der individuellen Gewichte spiegeln sich zum einen die Einsparungen bei einer gemeinsamen Haushaltsführung (die so genannten Economies of scale) sowie zum anderen Bedarfsunterschiede zwischen den Haushaltsmitgliedern etwa als Folge unterschiedlichen Alters.

Die Berücksichtigung von Economies of scale und von Bedarfsunterschieden zwischen den Haushaltsmitgliedern ist durch die Zuweisung individueller Gewichte, die kleiner als Eins sind, möglich. Derartige Gewichte bilden eine *Äquivalenzskala*. Inhaltlich misst das einem weiteren Haushaltmitglied zugeordnete Gewicht das zusätzlich erforderliche Haushaltseinkommen – üblicherweise ausgedrückt als Bruchteil des Einkommens eines Einpersonenhaushalts – unter der Bedingung, dass

das Wohlstandsniveau des Haushalts gerade aufrecht erhalten bleibt.<sup>13</sup> Die *Äquivalenzrelation* eines Untersuchungshaushalts stellt das Verhältnis des haushaltsbezogenen Äquivalenzskalenwerts dieses Untersuchungshaushalts zum Äquivalenzskalenwert des Referenzhaushalts, üblicherweise eines Einpersonenhaushalts mit einem Äquivalenzskalenwert von Eins, dar.

Nachfolgend soll exemplarisch eine ganz simple Äquivalenzskala genutzt werden: Die erste Person im Haushalt erhält stets ein Gewicht von 1,00, alle anderen Haushaltsmitglieder indes nur ein solches in Höhe von 0,50. Für einen Einpersonenhaushalt erhält man folglich eine Äquivalenzrelation von 1,00, für einen Zweipersonenhaushalt eine solche in Höhe von  $1,00 + 0,50 = 1,50$ , für einen Dreipersonenhaushalt eine solche in Höhe von  $1,00 + 2 * 0,50 = 2,00$  usw. Dividiert man die Haushaltseinkommen durch die genannten Äquivalenzrelationen, erhält man die in Wohlstandsanalysen zentralen Haushaltsäquivalenzeinkommen.

Diese Äquivalenzeinkommen werden üblicherweise zur Abgrenzung zwischen „arm“ und „nicht arm“ genutzt. Haushalte mit einem Äquivalenzeinkommen unterhalb der Armutsgrenze gelten entsprechend als arm et vice versa.

Für die numerische Erfassung des Armutsphänomens bzw. des Armutsausmaßes stehen dabei verschiedene Armutsindikatoren zur Verfügung.

Einen vergleichsweise einfach zu berechnenden Armutsindex stellt die Armutsquote (H) dar. Sie ist als das Verhältnis der Anzahl der Armen p zur Gesamtpopulation n definiert.

Wie aus dieser Definition hervorgeht, ist H vollständig insensitiv in Bezug auf Änderungen in der *Armutsintensität*, d. h. der Abstand des individuel-

---

<sup>13</sup> Vgl. Hauser/Stubig 1985, S. 48.

len Wohlstandsniveaus der Armutspopulation zur Armutsgrenze spielt für die Höhe der Armutsquote keine Rolle.

Im Unterschied zur Armutsquote betont eine auf der aggregierten Armutslücke aufbauende Messziffer gerade diesen Aspekt der Intensität von Armut. Unter der aggregierten Armutslücke versteht man hierbei die Summe der Differenzen zwischen der Armutsgrenze und den Wohlstandsniveaus der Armutspopulation.

Inhaltlich kann das zugehörige Armutslückenverhältnis  $I$  als prozentuales Zurückbleiben des durchschnittlichen Wohlstandsniveaus der Armen hinter der Armutsgrenze interpretiert werden. Offenkundig ist es daher – bei gegebenem durchschnittlichen Wohlstandsniveau der Armen – vollständig insensitiv in Bezug auf die Anzahl der Armen.

Die Schwachpunkte von  $H$  (vollständige Insensitivität gegenüber der Armutsintensität) und  $I$  (Unabhängigkeit von der Größe der Armutspopulation ebenso wie fehlende Berücksichtigung der Einkommensstreuung innerhalb der Armutspopulation) versucht der Armutsindex von Sen durch „geschickte“ Kombination von  $H$  und  $I$  zu vermeiden. Der Wertebereich des Sen-Indexes beträgt  $[0,1]$ ; d. h. er „geht“ von „keiner Armut“ bis hin zur maximalen Armut aller Gesellschaftsmitglieder mit einem Einkommensniveau in Höhe von 0 Geldeinheiten.

Einen normativen Armutsindex stellt schließlich jener von Foster/Greer/Thorbecke insofern dar, als über einen Parameter  $\alpha$  das (gesellschaftliche) Ausmaß der Aversion gegenüber einer wachsenden Armutsintensität festgelegt werden kann. Für  $\alpha = 0$  gleicht dieser Index der Armutsquote und für  $\alpha = 1$  dem Armutslückenverhältnis. Für  $\alpha = 2$  ähnelt der betreffende Index dem Sen'schen Armutsindikator, wobei allerdings anstelle von  $I$  bzw.  $(1 - I)$  die entsprechenden quadrierten Ausdrücke genutzt werden und für die Armenpopulation anstelle des Gini-Koeffizienten der quadrierte Variationskoeffizient Verwendung findet.

### 3. Ganzheitliche Variante der Armutsmessung

Die übliche Vorgehensweise im Bereich der Armutsmessung besteht nun darin, dass sowohl die Armutsgrenzen als auch die betrachteten Einkommenswerte der verschiedenen Haushalte mittels einer über den *gesamten* Einkommensbereich hinweg *einheitlichen* Äquivalenzskala „deflationiert“ werden. In der Praxis geschieht dies dadurch, dass die Armutsgrenze als 40-, 50- oder 60-Prozentanteil des durchschnittlichen Haushaltsnettoäquivalenzeinkommens festgelegt wird und diejenigen Untersuchungseinheiten (Haushalte oder Personen) als arm eingestuft werden, deren Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen unterhalb dieser Grenze liegt. Dieses traditionelle Verfahren bezeichne ich nachfolgend als „ganzheitliche Variante“.

Neben dem Problem, dass die Vorgabe eines konkreten Prozentwertes nicht mit letzter wissenschaftlicher Stringenz begründet werden kann, ist die Wahl einer *konkreten* Äquivalenzskala Ergebnis bestimmend. Dies wird später noch demonstriert werden. Die normative Problematik ergibt sich in diesem Zusammenhang daraus, dass in der Regel in Armutsstudien auf eine mehr oder weniger beliebige Äquivalenzskala Bezug genommen wird.

Üblicherweise geschieht dies in Form der durchgängigen Verwendung einer *einheitlichen* Äquivalenzskala für das *gesamte* Einkommensspektrum. Dies erscheint deshalb problematisch, weil es durchaus plausibel ist anzunehmen, dass die individuellen Äquivalenzskalengewichte in unterschiedlichen Einkommensbereichen voneinander abweichen.<sup>14</sup> Letzteres kann mit verschiedenartigen Dispositionsspielräumen in den einzelnen Einkommensbereichen begründet werden. Beispielsweise habe ich in früheren Untersuchungen für das Jahr 1983 in Deutschland höhere

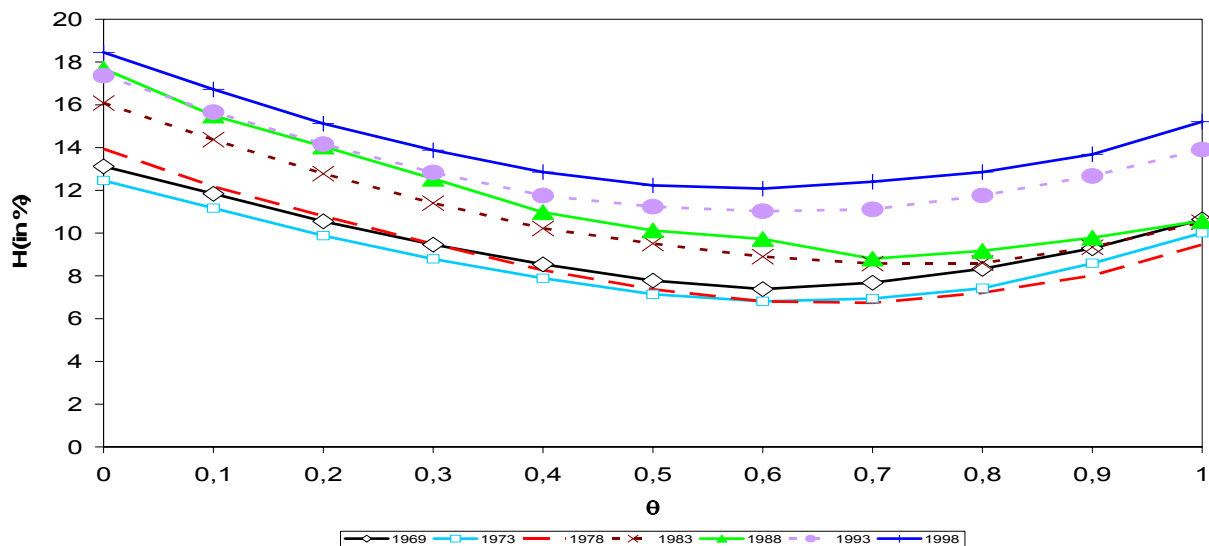
---

<sup>14</sup> Vgl. Stolz 1983, S. 184, sowie Seneca/Taussig 1971, S. 255.

Gewichte für den unteren als für den oberen Einkommensbereich fest-  
gestellt.<sup>15</sup>

Besonders gut lassen sich die genannten Äquivalenzskaleneinflüsse mit-  
tels einer wohlstandsäquivalenten Sensitivitätsanalyse nachweisen. In  
einem derartigen Rahmen werden die haushaltsbezogenen Äquivalenz-  
relationen und somit das *äquivalente* Haushaltseinkommen schrittweise  
variiert. Auf diese Weise kann eruiert werden, inwieweit die Entschei-  
dung für eine konkrete Äquivalenzskala prägend auf den Armutsgrad  
und die Armutsstruktur einwirkt. Die Variation der Äquivalenzrelationen  
entspringt hierbei parametrischen Veränderungen der Äquivalenzrelatio-  
nen-Formulierung.<sup>16</sup>

Abbildung 1: Empirische Äquivalenzskalen-Sensitivitätsbefunde  
für die Armutsquote, Westdeutschland 1969-1998



Quelle: Faik 2005, S. 546

<sup>15</sup> Vgl. Faik 1995, S. 285-289.

<sup>16</sup> Vgl. in diesem Kontext Coulter/Cowell/Jenkins 1992a, S. 110.

Ohne dies allzu weit auszuführen, wurde in Abbildung 1 ein der Haushaltsgröße zugeordneter Parameter  $\theta$  von Null bis Eins variiert. Mit steigendem Parameterwert nimmt der Economies-of-scale-Gehalt der betreffenden Äquivalenzrelationen ab bzw. steigen – anders formuliert – die Äquivalenzrelationen an.

Die Erhöhung von  $\theta$  ist mit einem Absinken der Äquivalenzeinkommenswerte verbunden. Bei gegebener Armutsgrenze erhöht sich also die Einkommensarmut. Dieser Effekt wird noch verstärkt, wenn die Häufigkeitsverteilung der Äquivalenzeinkommen in der Nähe der Armutsgrenze vergleichsweise dicht ist, da hierdurch die Wahrscheinlichkeit ansteigt, dass bei einer weiteren  $\theta$ -Erhöhung ein Teil der zuvor Nichtarmen nunmehr der Armutspopulation zugehörig wird. Während die genannten Einflüsse hin zu einer Erhöhung der äquivalenten Einkommensarmut – zumindest im Hinblick auf die Anzahl der Armen – tendieren, wirkt als weiterer Effekt die Äquivalenzskalenvariation der Armutsgrenze in die entgegengesetzte Richtung. Ein steigendes  $\theta$  vermindert nämlich nicht nur das mittlere Äquivalenzeinkommen, sondern auch die im Rahmen der „ganzheitlichen Variante“ als Anteil am durchschnittlichen Äquivalenzeinkommen – relativ – definierte Armutsgrenze, was erkennbarerweise ceteris paribus mit einer Absenkung der äquivalenten Einkommensarmut verbunden ist.<sup>17</sup> Welche Armutseinflüsse letztlich dominieren bzw. welche sensitivitätsanalytische Verlaufsform der Einkommensarmut sich ergibt, kann an Hand der vorstehenden theoretischen Ausführungen nicht eindeutig beantwortet werden, sondern bedarf der empirischen Analyse.

Unter Bezugnahme auf die Armutsquote (und einer unterstellten 50%-Armutsgrenze, gemessen am arithmetischen Mittelwert der Haushalts-

---

<sup>17</sup> Vgl. Coulter/Cowell/Jenkins 1992b, S. 1075-1076.

nettoäquivalenzeinkommen), indiziert Abbildung 1 für den  $\theta$ -Bereich  $< 0,3$  in Bezug auf die jahresbezogene Einkommensarmut die Reihenfolge  $1973 < 1969 < 1978 < 1983$ . Demgegenüber ergibt sich ab  $\theta > 0,9$  die korrespondierende Jahresabfolge  $1978 < 1973 < 1983 < 1969$ . Die zugehörigen Schnittstellen der verschiedenen Kurven deuten die Äquivalenzskalen-Problematik im Kontext der „traditionellen“ Armutsmessung an.

#### **4. Zerlegungsvariante der Armutsmessung**

Um derartige Äquivalenzskaleneinflüsse auf die gemessene Armut zu reduzieren, wird im Rahmen der nachfolgend behandelten „Zerlegungsvariante“ vorgeschlagen, dass zunächst für vorab definierte ( $k$ ) Gruppen zunächst die gruppenbezogenen Armutsgrenzen ermittelt werden. Ich empfehle, die gruppenbezogenen Armutsgrenzen mittels mikroökonomischer Ausgabensysteme wie dem Functionalized Extended Linear Expenditure System (FELES) oder dem Functionalized Quadratic Expenditure System (FQES) aus den jeweiligen Modellen heraus – also endogen – unter Nutzung empirischer Einkommens- und Verbrauchsdaten zu bestimmen. Hierdurch mindert man die bei der ganzheitlichen Variante verbreitete Willkür in Bezug auf die Verwendung von Äquivalenzrelationen.

Es wird hier deshalb für die Nutzung mikroökonomischer Ausgabensysteme plädiert, weil diese m. E. mit ihren intersubjektiv nachprüfaren Ausgabenniveaus eine „härtere“ empirische Grundlage als „reine“ Expertenurteile oder (rein) subjektive Verfahren bieten.<sup>18</sup>

---

<sup>18</sup> Diese Einschätzung wird in Bezug auf die subjektiven Verfahren durch eine Untersuchung von Strengmann-Kuhn 2003, insbesondere S. 61-63, erhärtet. Ihr zufolge ergaben sich bei Verwendung subjektiver Armutsabgrenzungen für die südeuropäischen EU-Mitglieder Portugal, Spanien, Italien

Der Einfluss von Äquivalenzskalen auf die Armutsergebnisse wird in der Zerlegungsvariante gegenüber der ganzheitlichen Variante dadurch vermindert, dass für die verschiedenen Haushaltstypen bei geeigneter Gruppenbildung im Vergleich mit den im obigen Sinne ermittelten soziodemografischen Armutsgrenzen nicht die Äquivalenzeinkommen, sondern vielmehr jeweils die *originären* Einkommen zugrunde gelegt werden können. Die allgemeine Armut wird demnach insofern gruppenbezogen zerlegt, als das Armutsausmaß für jeden Haushaltstyp *separat* über den Vergleich zwischen gruppenbezogener Armutsgrenze und jeweiligem originären Einkommen bestimmt wird. Anschließend wird die für jede Gruppe gemessene Armut – additiv – zur Gesamtarmut aggregiert.

In der Zerlegungsvariante ergeben sich die Äquivalenzrelationen direkt aus den Verhältnissen der soziodemografischen Armutsgrenzen zur Armutsgrenze des Referenzhaushaltstyps. Sinken die Äquivalenzrelationen, führt dies – wegen der dadurch verringerten soziodemografischen Armutsgrenzen bei unveränderten Haushaltseinkommen – zu einer Verringerung der ausgewiesenen Armenanzahl (et vice versa). Hier ist der Äquivalenzskaleneinfluss also eindeutiger als in der ganzheitlichen Variante mit den beiden vorhin skizzierten gegenläufigen Einflüssen.

Des Weiteren wirkt sich die Höhe der Referenz-Armuts Grenze (z. B. eines Einpersonenhaushalts) in der Zerlegungsvariante auf die ausgewiesene Armenanzahl dergestalt aus, dass eine Verminderung dieser Grenze *ceteris paribus* – d. h. bei unveränderten Äquivalenzrelationen – alle soziodemografischen Armutsgrenzen und damit auch die Anzahl der Armen insgesamt reduziert et vice versa. In der Zerlegungsvariante wird demnach auf konkrete absolute Wohlstandsniveaus Bezug genommen, was gegenüber der ganzheitlichen Variante als Vorteil angesehen wer-

---

und Griechenland – auf Basis des Europäischen Haushaltspanels 1996 – unplausible Armutsquoten von über 70 %, was der Autor auf mögliche Fehlinterpretationen der Fragestellung durch die Befragten zurückführt.



den kann, bei der – wegen deren ausschließlich relativen Fixierung – ein gleiches Armutsausmaß bei völlig unterschiedlichen Referenz-Wohlstandsniveaus möglich ist; dies wird in der Literatur z. T. heftig kritisiert.<sup>19</sup>

Um die Armutsberechnungen in der Zerlegungsvariante praktikabel zu halten, wird vorgeschlagen, die Armutsgrenzen nach einem möglichst allgemeinen Kriterium – wie z. B. nach der Haushaltsgröße – zu differenzieren. Auf dieser Basis sind dann spezifischere Armutsuntergliederungen – z. B. nach dem Alter der Haushaltsmitglieder oder nach deren Erwerbsstati – vergleichsweise leicht möglich.

Die Aggregation der gruppenbezogenen Armut zur Gesamtarmut hat für die verwendeten Armutsindikatoren zur Voraussetzung, dass sie additiv in  $k$  disjunkte Teilpopulationen zerlegt werden können. Mit Hilfe von einfachen mathematischen Operationen, welche ich Ihnen hiermit aber aus Zeitgründen ersparen möchte, kann gezeigt werden, dass zwar nicht das Sen'sche Armutsmaß, aber die anderen drei vorhin behandelten Maße Armutsquote, Armutslückenverhältnis sowie Foster/Greer/Thorbecke-Index in der genannten Weise dekomponierbar sind. Für die Ausprägungen  $\alpha = 0$  (Armutsquote),  $\alpha = 1$  (Armutslückenverhältnis) und  $\alpha = 2$  (Näherungsformel für das Sen'sche Armutsmaß) kann die ausgewiesene Armut als Durchschnitt aus den gruppenbezogenen Werten bzw. Durchschnitten aufgefasst werden.

## 5. Ganzheitliche versus Zerlegungsvariante

Wie skizziert, sind ganzheitliche und Zerlegungsvariante von ihrer jeweiligen Konzeption her recht unterschiedliche Ansätze. In einem Fall stim-

---

<sup>19</sup> Zu einer entsprechenden, durch Zahlenbeispiele illustrierten Kritik vgl. z. B. Faik 2005, S. 542.

men sie jedoch überein. Dies gilt dann, wenn a) die gruppenbezogenen Armutsgrenzen in der Zerlegungsvariante in Relation zum gruppenspezifischen Einkommensdurchschnitt allesamt genau so hoch sind wie der in der ganzheitlichen Variante zur Festlegung der äquivalenten Armutsgrenze genutzte Prozentsatz des Gesamtdurchschnittlichen Äquivalenzeinkommens und wenn b) in beiden Varianten die gleiche Äquivalenzskala verwendet wird. Die Zerlegungsvariante bietet aber in der hier präsentierten Form *auf jeden Fall* den Vorzug, dass ihre beiden Parameter (Referenz-Armutsgrenze und Äquivalenzskala) auf einer empirischen Datengrundlage modellendogen, quasi „werturteilsfrei“ bestimmt werden. Für die Jahre 1993 und 1998 und Gesamtdeutschland finden sich in Tabelle 3 unter beispielhafter Nutzung der Armutsquote und des Armutslückenverhältnisses empirische Ergebnisse für beide Varianten. In beiden Fällen wurde eine aus einem FELES für verschiedene Grundbedarfsgüter wie Nahrungsmittel, Bekleidung oder Wohnraum abgeleitete Äquivalenzskala genutzt; der Äquivalenzskaleneinfluss wurde also kontrolliert. Für die ganzheitliche Variante wurde darüber hinaus auf einen 50%-Anteil am arithmetischen Haushaltsnettoäquivalenzeinkommensmittelwert abgestellt.

Tabelle 3: Armutsquote und Armutslückenverhältnis  
gemäß ganzheitlicher und Zerlegungsvariante,  
Deutschland 1993 und 1998

<b>Armutsquote (in %)</b>	1993	1998
Zerlegungsvariante (FELES-Basisausgaben)	3,7	4,8
Ganzheitliche Variante (FELES-Basisausgaben-Skala), 50%-Armutsabgrenzung	9,4	12,5
<b>Armutslückenverhältnis (in %)</b>	1993	1998
Zerlegungsvariante (FELES-Basisausgaben)	16,3	17,1
Ganzheitliche Variante (FELES-Basisausgaben-Skala), 50%-Armutsabgrenzung	18,7	20,5

Quelle: Eigene ältere Berechnungen auf Basis von Faik/Hauser 1998 (für 1993) bzw. auf Basis der „Frankfurter EVS-Datenbank“ (für 1998)

Empirisch ergeben sich markante Unterschiede zwischen beiden Varianten, was darauf schließen lässt, dass die gruppenbezogenen Anteilswerte der einzelnen Armutsgrenzen an den jeweiligen gruppenbezogenen Einkommensdurchschnitten zumindest in einigen Fällen ungleich 50 % sind. Die Armutsquoten der Zerlegungsvariante sind um 5,4 Prozentpunkte (1993) bzw. gar um 7,7 Prozentpunkte (1998) geringer als in der ganzheitlichen Variante. Beim Armutslückenverhältnis sind die Werte der Zerlegungsvariante um 2,4 Prozentpunkte (1993) bzw. um 3,4 Prozentpunkte (1998) niedriger als im Falle der ganzheitlichen Variante.

Die skizzierte Richtung der Unterschiede spricht dafür, dass die gruppenbezogenen Relationen aus Armutsgrenze und Einkommensdurchschnitt tendenziell niedriger als 50 % sind. Ergänzende Berechnungen von mir für die einzelnen Haushaltsgrößen zeigen in der Tat, dass die betreffenden Anteile in einem Range zwischen ca. 30 % und ca. 45 % liegen, also allesamt niedriger als 50 % sind.

## 6. Schlussbetrachtung

Es ist in der Literatur von dem Dortmunder Statistiker Walter Krämer die Meinung vertreten worden, Bedarfsanpassungen der Haushaltseinkommen via Äquivalenzskalen stellten lediglich eine „Marginalie“ dar.<sup>20</sup> Eine solche Sicht der Dinge ist m. E. in keiner Weise zielführend, da sie den großen Einfluss von Äquivalenzskalen auf die gemessene Ungleichheit bzw. Armut vernachlässigt.

Der Krämer'sche „Frontalangriff“ auf die relative Armutsmessung<sup>21</sup> scheint zwar in seiner Schärfe<sup>22</sup> nicht nachvollziehbar, zumal die 50-

---

<sup>20</sup> Vgl. Krämer 2000, S. 94.

<sup>21</sup> Vgl. Krämer 2000, vor allem S. 26-33.

Prozent-Armutsgrenze in Deutschland (in Bezug auf den arithmetischen Einkommensmittelwert) immerhin eine (näherungsweise) materielle Entsprechung in den bundesdeutschen Sozialhilfe-Sätzen hat<sup>23</sup> – zumindest bei den kleineren Personenhaushalten.

Gleichwohl bleibt als Kritik an herkömmlichen relativen Armutsanalysen immerhin bestehen, dass die verwendeten Äquivalenzrelationen *exogen* gesetzt werden. Daher wurde hier ein von der konventionellen Armutsmessung etwas abweichender Weg beschritten. Konkret wurde der Vorschlag der Zerlegungsvariante unterbreitet. Er beinhaltet den Vorteil einer größeren methodischen Unabhängigkeit von Äquivalenzrelationen-Festlegungen und damit einer größeren Werturteilsfreiheit der (Armut-)Analyse.

Auch dürfte die Orientierung an den Durchschnittswerten „verwandter“ Vergleichsgruppen realistischer sein als die Orientierung an den allgemeinen Durchschnittswerten, d. h. auch an den Einkommenswerten völlig anderer Schichten und Milieus.

Die Zerlegungs-Methode hat daher den Vorteil, dass das Fokus-Axiom der Armutsmessung in höherem Maße als bei der ganzheitlichen Variante erfüllt ist. Das Fokus-Axiom besagt, dass Einkommensveränderungen seitens der Nicht-Armen die gemessene Armut nicht beeinflussen sollen.<sup>24</sup>

Steigen beispielsweise ausschließlich die Einkommen der Nicht-Armen, führt dies im Rahmen der ganzheitlichen Variante zu einem Anstieg der *allgemeinen* Armutsgrenze und damit zu einer Erhöhung der gemessenen (relativen Einkommens-)Armut. Demgegenüber beeinflussen die Einkommenserhöhungen bei den Nicht-Armen im Kontext der hier skiz-

---

<sup>22</sup> Krämer tätigt in Bezug auf die relative Armutsmessung Aussagen wie „(...) a-theoretische, rein politisch-willkürliche Definition der ‚Armut‘ (...)“ (Krämer 2000, S. 29) oder „stupide x-%-Regel“ (Krämer 2000, S. 104).

<sup>23</sup> Vgl. z. B. Strengmann-Kuhn 2003, S. 29.

zierten Zerlegungsvariante die gruppenbezogene Armutsgrenze und hiermit verbunden das gemessene Armutsausmaß nicht notwendigerweise, weil die Armutsgrenzen eben nicht relativ als Prozentsatz am allgemeinen Durchschnitt, sondern aus einem Modell heraus als absolute Niveaus ermittelt werden.

Eine Verletzung des Fokus-Axioms setzt daher bei der Zerlegungsvariante in der hier präsentierten (FELES-)Ausgestaltung voraus, dass die steigenden Einkommen der Nicht-Armen die gruppenbezogenen Subsistenzniveaus beeinflussen. Die betreffenden Effekte dürften, wenn sie faktisch überhaupt auftreten, nur mäßig sein.

Fassen wir zusammen: Die grundlegenden Vorteile der Zerlegungs- gegenüber der ganzheitlichen Variante sind, dass a) auf keine exogenen Äquivalenzrelationen zurückgegriffen und b) kein letztlich willkürlicher Prozentsatz am durchschnittlichen (Äquivalenz-)Einkommen als Armutsgrenze festgelegt werden muss.

Alles in allem sprechen daher m. E. gewichtige Gründe für eine Neuausrichtung der Armutsmessung in Richtung Zerlegungsvariante.

### **Literaturhinweise:**

*Andreß, H.-J.:* Steigende Sozialhilfezahlen. Wer bleibt, wer geht und wie sollte die Sozialverwaltung darauf reagieren? In: Zwick, M. M. (Hrsg.): Einmal arm, immer arm? Neue Befunde zur Armut in Deutschland, Frankfurt am Main/New York 1994, S. 75-105.

*Faik, J.:* Äquivalenzskalen. Theoretische Erörterung, empirische Herleitung und verteilungsbezogene Anwendung für die Bundesrepublik Deutschland, Berlin 1995.

---

<sup>24</sup> Zu den Axiomen der Armutsmessung vgl. etwa Faik 1995, S. 315-317.

*Faik, J.:* Armut ökonomisch betrachtet. In: Wirtschaftswissenschaftliches Studium, Heft 10/2005, S. 542-547.

*Faik, J./Hauser, R.:* Untersuchung der notwendigen Ausgaben größerer Haushaltsgemeinschaften, Gutachten im Auftrag des Bundesministeriums für Gesundheit, Frankfurt am Main, 30.04.1998 (unveröffentlicht).

*Neumann, U.:* Struktur und Dynamik von Armut. Eine empirische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland, Freiburg 1999.

*Neumann, U./Hertz, M.:* Verdeckte Armut in Deutschland, Forschungsbericht des Instituts für Sozialberichterstattung und Lebenslagenforschung (ISL) im Auftrag der Friedrich-Ebert-Stiftung, Frankfurt am Main 1998.

*Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (SVR):* Jahresgutachten 2004/05 „Erfolge im Ausland – Herausforderungen im Inland“, Wiesbaden 2004.