

Alternative Verfahren zur Messung von Armut: ganzheitliche Methode versus Zerlegungsansatz

Faik, Jürgen

Erstveröffentlichung / Primary Publication

Arbeitspapier / working paper

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Faik, J. (2009). *Alternative Verfahren zur Messung von Armut: ganzheitliche Methode versus Zerlegungsansatz*. (FaMa-Diskussionspapier, 2/2009). Frankfurt am Main: FaMa - Neue Frankfurter Sozialforschung. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-364262>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer CC BY-NC-ND Lizenz (Namensnennung-Nicht-kommerziell-Keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Nähere Auskünfte zu den CC-Lizenzen finden Sie hier:

<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/deed.de>

Terms of use:

This document is made available under a CC BY-NC-ND Licence (Attribution-Non Commercial-NoDerivatives). For more information see:

<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0>



Jürgen Faik

**Alternative Verfahren zur Messung von Armut:
Ganzheitliche Methode versus Zerlegungsansatz**

FaMa-Diskussionspapier 2/2009

FaMa
Neue Frankfurter Sozialforschung
Nikolausstraße 10
D-65936 Frankfurt/Main

September 2009

Herausgeber und Verlag:

FaMa

Neue Frankfurter Sozialforschung

Nikolausstraße 10

65936 Frankfurt am Main

Tel.: 069/34409710

Fax: 069/34409714

E-Mail: info@fama-nfs.de

<http://www.fama-nfs.de>

ISSN 1869-1935

Zusammenfassung*

In diesem Papier wird ein alternativer Ansatz zur Armutsmessung diskutiert: Der so genannte Zerlegungs-Ansatz. Diese Methode differenziert zwischen verschiedenen sozialen Gruppen in dem Sinne, dass für jede Gruppe eine separate Armutsgrenze bestimmt wird. Beispielsweise könnte die Haushaltgröße ein Kriterium für eine solche soziale Unterscheidung sein. Hierdurch wird die Abhängigkeit der Armutsmessung von Äquivalenzskalen reduziert. Somit hat die „neue“ Methode weniger normative Elemente als die traditionellerweise genutzte Methode mit einer gleich hohen Armutsgrenze für alle Personen. Lediglich unter zwei Bedingungen führen der traditionelle und der neue Ansatz zu denselben Ergebnissen: Erstens, wenn die Relationen aus gruppenspezifischen Armutsgrenzen und gruppenspezifischen Mittelwerten die gleiche Höhe wie auf der Gesamtebene haben, und zweitens, wenn die implizierte Äquivalenzskala bei beiden Ansätzen dieselbe ist.

Summary*

In this paper an alternative approach with regard to poverty measurement is discussed: The so-called decomposition approach. This method differentiates between various social groups in the sense that for each group a separate poverty line is determined. E. g., household size could be a criterion for such a social differentiation. By doing this the dependence of poverty measurement on equivalence scales is reduced. So the "new" method has less normative elements than the traditionally used method with its equal poverty line for all persons. Only under two conditions the traditional and the new approach lead to the same results: Firstly if the relations between group-specific poverty lines and group-specific means have the same amount as on the overall level, and secondly if the implied equivalence scale is the same between the two approaches.

* Dr. Jürgen Faik ist Geschäftsführer von FaMa – Neue Frankfurter Sozialforschung. Im Rahmen eines Forschungskolloquiums von Prof. Dr. Joachim Merz, Forschungsinstitut Freie Berufe und Statistik, Leuphana-Universität Lüneburg, wurde am 19.06.2007 vom Autor ein Vortrag zum Thema „Neue Ansätze zur Messung von Armut“ gehalten, auf dem das vorliegende Diskussionspapier zum Teil basiert. Das Diskussionspapier ist ferner ein Ergebnis der Forschungsarbeit des Autors an der Johann Wolfgang Goethe-Universität Frankfurt/Main, Fachbereich Gesellschaftswissenschaften, Institut für Gesellschafts- und Politikanalyse, bei Prof. Dr. Wolfgang Glatzer im Rahmen des Forschungsprojektes „Untersuchungen zum soziokulturellen und sozioökonomischen Wandel in Deutschland“. Autoren-Kontakt: faik@fama-nfs.de.

Inhalt

1. Einleitung	5
2. Die herkömmliche Methode der Armutsmessung: Die ganzheitliche Methode	6
2.1 Methodisches Konzept	6
2.2 Zum Äquivalenzskaleneinfluss bei der ganzheitlichen Methode	7
3. Ein alternativer Ansatz: Die Zerlegungs-Variante	7
3.1 Grundkonzept	7
3.2 Zu den Zerlegungseigenschaften von Armutsindizes	9
3.3 Zum verminderten systemischen Äquivalenzskaleneinfluss bei der Zerlegungs-Variante	11
3.4 Eine Modifikation der Zerlegungs-Variante	12
4. Vergleich zwischen ganzheitlicher und Zerlegungs-Variante	13
4.1 Zur Vereinbarkeit von ganzheitlicher und Zerlegungs-Variante	13
4.2 Unterschiede zwischen ganzheitlicher und Zerlegungs-Variante	15
5. Empirische Armutsgrenzenfestlegungen und Armutsschätzungen gemäß der Zerlegungs-Variante für Deutschland	17
5.1 Relative Armutsgrenzen	17
5.2 Armutsschätzungen auf Basis der Zerlegungs-Variante im Vergleich zur ganzheitlichen Variante	18
5.2.1 Die originäre Zerlegungs-Variante	18
5.2.2 Die modifizierte Zerlegungs-Variante	20
6. Schlussbetrachtung	22
Anhang	24
Literaturverzeichnis	28
Symbolverzeichnis	29

1. Einleitung¹

Das vorliegende Diskussionspapier setzt sich kritisch mit der Frage auseinander, inwieweit zur gängigen Praxis eine alternative Armutsmessung möglich und sinnvoll ist.

Allgemein gesprochen, unterteilt eine Armutsgrenze die Gesamtpopulation in Arme und Nichtarme. Idealtypisch kommen in diesem Kontext die Fixierung *absoluter* sowie die Festlegung *relativer* Armutsgrenzen in Betracht. 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.

Eine relative Armutsgrenze wird üblicherweise als Relation zu einem vorgegebenen Wohlstandsniveau (in der Regel: zu einem vorgegebenen Einkommensniveau) der Gesamtpopulation ermittelt. Hierbei ist es gängige Praxis, die Armutsgrenze als 40-, 50- oder 60-Prozentanteil am durchschnittlichen (bedarfsgewichteten) Haushaltsnettoeinkommen *relativ* zu fixieren. Zwar ist es die herrschende Meinung, dass diese Form der (Einkommens-) Armut für hochentwickelte Industriestaaten wie die Bundesrepublik Deutschland die angemessenste Form der Armutsmessung darstellt. Letztlich ist eine solche Armutsgrenzenfestlegung aber nur eine spezifische Ausprägung sozialer *Ungleichheit*, und es ist umstritten, inwieweit hierdurch Armut insbesondere im Sinne einer materiellen Notlage gemessen wird.² Krämer etwa schlägt im Zusammenhang mit solchen relativen Festlegungen vor, weniger von „Armut“, sondern eher von „Sozialnot“ o. ä. zu sprechen.³

Es ist mindestens die Berechtigung der durch die prozentuale Grenzziehung implizierten Absolutwerte für die Armutsgrenzen kritisch zu hinterfragen. Dies ist ein Hauptanliegen des vorliegenden Papiers. Es werden auf mikroökonomisch-modelltheoretischer Grundlage Subsistenzausgabenniveaus berechnet und auf ihre Kompatibilität mit gängigen relativen Armut(s)grenzenstandards überprüft.

In Kapitel 2 wird die herkömmliche Praxis der Armutsmessung skizziert, Armut über alle soziodemografischen Gruppen hinweg mittels einer *für alle Gruppen einheitlichen* Bedarfsnormierung (relativ) zu messen (nachfolgend als „ganzheitliche Variante“ bezeichnet). Im Unterschied hierzu ist ein alternativer Ansatz zur Armutsmessung – die in Kapitel 3 vorgestellte „Zerlegungs-Variante“ – dadurch charakterisiert, dass die Armut gruppenweise – d. h. „zerlegt“ – gemessen wird, ehe die Teilwerte der Armutshäufigkeit bzw. der Armutintensität zu den korrespondierenden Gesamtwerten zusammengefügt werden.

Es folgt in Kapitel 4 ein (theoretischer) Vergleich zwischen den beiden genannten Ansätzen, und in Kapitel 5 werden aktuelle empirische Befunde für den Zerlegungs-Ansatz diskutiert. Eine Schlussbetrachtung in Kapitel 6 rundet das vorliegende Diskussionspapier ab.

¹ Ich danke Herrn Prof. Dr. Wolfgang Glatzer, Universität Frankfurt/Main, für die Nutzungsmöglichkeiten der neuesten Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003 an seiner Professur. Ganz allgemein ist ferner dem Forschungsdatenzentrum des Statistischen Bundesamtes und der Statistischen Landesämter für die Überlassung des betreffenden anonymisierten Mikrodatensatzes als Scientific Use File Dank auszusprechen.

² Zu den entsprechenden Problemen vgl. etwa Faik 2005, S. 542, oder Krämer 2000, S. 26-33.

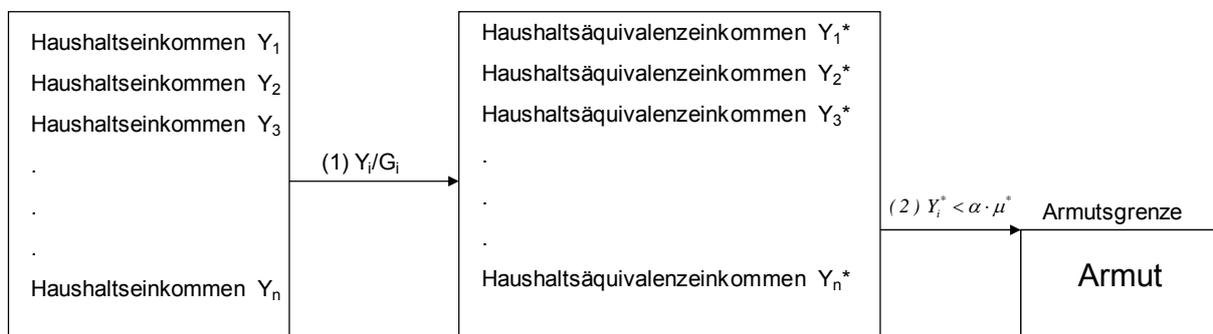
³ Vgl. hierzu Krämer 2000, S. 51.

2. Die herkömmliche Methode der Armutsmessung: Die ganzheitliche Methode

2.1 Methodisches Konzept

Die übliche Vorgehensweise im Bereich der Armutsmessung besteht 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 der Ermittlung relativer Einkommensarmut geschieht dies dadurch, dass die Armutsgrenze als 40-, 50- oder 60-Prozentanteil des durchschnittlichen (bzw. mittleren) Haushaltsnettoäquivalenzeinkommens festgelegt wird und diejenigen Untersuchungseinheiten (Haushalte oder Personen) als arm eingestuft werden, deren Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen unterhalb dieser Grenze liegt. Dieses Verfahren wird nachfolgend als ganzheitliche Variante bezeichnet. Abbildung 1 illustriert deren Vorgehensweise.

Abbildung 1: Die ganzheitliche Methode der Armutsmessung



Y_i : Haushaltseinkommen, G_i : Äquivalenzrelation, Y_i^* : Haushaltsäquivalenzeinkommen, μ^* : durchschnittliches Haushaltsäquivalenzeinkommen, $\alpha \cdot \mu^*$: relative Armutsgrenze ($0 < \alpha \leq 1$), i = Haushaltsnummer ($i = 1, 2, \dots, n$)

Quelle: Eigene Darstellung

Eine *Äquivalenzskala* dient demnach dazu, die unterschiedlichen Haushaltsstrukturen bzw. -größen in Verteilungsanalysen miteinander vergleichbar zu machen. Die erste Person im Haushalt erhält ein Gewicht g in Höhe von 1, alle weiteren Haushaltsmitglieder Gewichte kleiner 1. Die Summe der Gewichte im Haushaltszusammenhang bildet eine *Äquivalenzrelation* G , welche bei der Umrechnung vom Haushaltseinkommen zum Haushaltsäquivalenzeinkommen als Divisor fungiert.⁴

Die durchgängige Verwendung einer *einheitlichen* Äquivalenzskala für das *gesamte* Einkommensspektrum im Rahmen der ganzheitlichen Variante erscheint problematisch. Es erscheint nämlich durchaus plausibel, dass die individuellen Äquivalenzskalengewichte in unterschiedlichen Einkommensbereichen voneinander abweichen. Letzteres kann mit verschiedenartigen Dispositionsspielräumen in den einzelnen Einkommensbereichen begründet werden. Beispielsweise ist es nicht unwahrscheinlich, dass im oberen Einkommensbereich der vorhandene Wohnraum bereits vor der Geburt eines Kindes vergleichsweise großzügig bemessen war, so dass das Hinzukommen des Kindes keinen Zusatzbedarf verursacht (möglicherweise in starkem Gegensatz zum Wohnbedarf im unteren Einkommensbereich).⁵

⁴ Vgl. hierzu z. B. Faik/Hauser 1998, S. 13-15, oder ausführlich Faik 1995.

⁵ Vgl. Becker/Hauser 2003, S. 183. Zur Einkommensabhängigkeit von Äquivalenzskalen vgl. auch Schröder 2004.

2.2 Zum Äquivalenzskaleneinfluss bei der ganzheitlichen Methode

Die (exogene) Wahl einer *konkreten* Äquivalenzskala bzw. –relation ist bei der ganzheitlichen Methode in hohem Maße ergebnisbestimmend.

So ist die Wahl höherer Äquivalenzrelationenwerte mit einem Sinken 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 steigt, dass bei einer (leichten) Erhöhung der Äquivalenzrelationenwerte ein Teil der zuvor Nichtarmen nunmehr in die Armutspopulation absteigt.

Während diese Einflüsse zu einer Erhöhung der äquivalenten Einkommensarmut – zumindest im Hinblick auf die Anzahl der Armen – tendieren, wirkt die indizierte Armutsgrenzenänderung in die entgegengesetzte Richtung. Steigende Werte für die Äquivalenzrelationen vermindern 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.⁶

Welche Armutseinflüsse letztlich dominieren, bedarf der empirischen Analyse.⁷

3. Ein alternativer Ansatz: Die Zerlegungs-Variante

3.1 Grundkonzept

Um die skizzierten Äquivalenzskaleneinflüsse auf die gemessene Armut zu reduzieren, wird nachfolgend als Alternative zum ganzheitlichen Ansatz die Zerlegungs-Variante vorgeschlagen. Sie ist prinzipiell dadurch gekennzeichnet, dass für vorab gebildete Gruppen zunächst die *gruppenspezifischen* Armutsgrenzen als Geldbeträge berechnet werden. Insofern folgt die hier präsentierte Zerlegungs-Variante tradierten Vorgehensweisen im politischen Transferbereich, etwa in der bundesdeutschen Sozialhilfe-Praxis.

Zur Berechnung der Armutsgrenzen stehen expertenbasierte, subjektive und ausgabenorientierte Verfahren zur Verfügung.⁸

Letzteren wird nachfolgend u. a. deshalb der Vorzug gegeben, weil sie mit ihren intersubjektiv nachprüfbareren Ausgabenniveaus vermutlich eine „härtere“ empirische Grundlage als „reine“ Expertenurteile oder die – quasi schon per Begrifflichkeit – (rein) subjektiven Verfahren bieten.⁹ Beispielhaft wird auf ein mit der Nachfragetheorie kompatibles Ausgabensystem – das so genannte Extended Linear Expenditure System (ELES)¹⁰ – Bezug genommen. Hierdurch werden die soziodemografischen Armutsgrenzen aus einem in sich geschlossenen modelltheoretischen Kontext abgeleitet, und zwar unter Bezug auf die systemimmanenten

⁶ Vgl. Coulter/Cowell/Jenkins 1992, S. 1.075-1.076.

⁷ Zu entsprechenden sensitivitätsanalytischen Betrachtungen vgl. Faik 1995, S. 362-372, oder Faik 2005, S. 545-546.

⁸ Vgl. Faik 1995, insbesondere S. 45-54, S. 105-113 und S. 129-142.

⁹ 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 Armutsgrenzen für die südeuropäischen EU-Mitglieder Portugal, Spanien, Italien und Griechenland – auf Basis des Europäischen Haushaltspanels 1996 – un plausible Armutquoten von über 70 %, was der Autor auf mögliche Fehlinterpretationen der Fragestellung durch die Befragten zurückführt. Gleichwohl haben subjektive Verfahren grundsätzlich durchaus auch ihre Relevanz – u. a. wenn es um die Beurteilung staatlich-institutioneller Bedarfsfestlegungen aus Bevölkerungssicht geht.

¹⁰ Zu soziodemografischen Funktionalisierungen des ELES vgl. insbesondere Merz 1980.

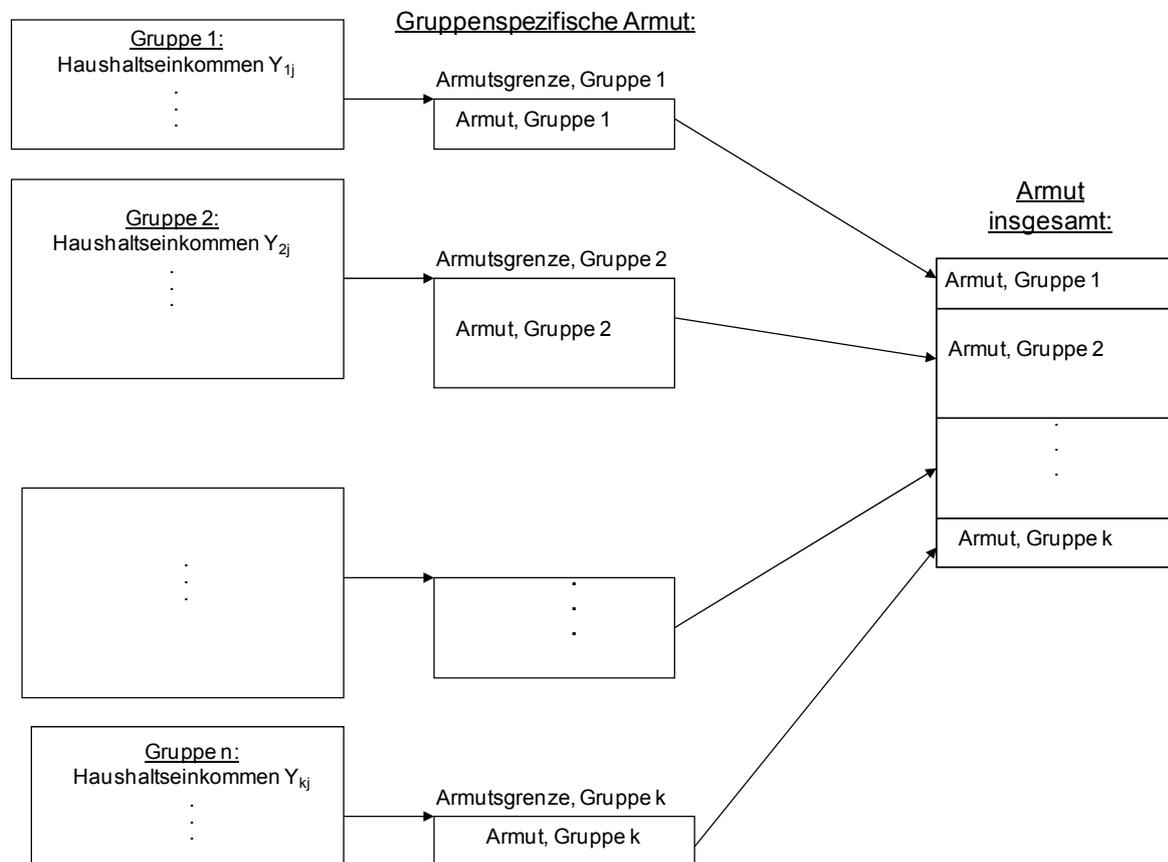
existenzminimalen Ausgaben.¹¹

Das ELES teilt die Ausgaben eines Haushalts in die existenzminimalen und die darüber hinausgehenden Ausgaben auf; es hat – soziodemografisch funktionalisiert – folgende Gestalt, wobei der erste Term die Subsistenz- und der zweite Term die darüber hinausgehenden Ausgaben widerspiegelt:

$$(1) A_i^h = \gamma_i^R \cdot G_i^h + b_i \cdot \left(Y^h - \sum_{j=1}^n \gamma_j^R \cdot G_j^h \right)$$

[mit: h = Haushaltstyp h, R = Referenzhaushaltstyp R, A_i = Ausgabengruppe i, γ_i = Subsistenzausgaben bezüglich der Ausgabengruppe i, G_i^h = güterspezifische Äquivalenzrelation des Haushaltstyps h, b_i = marginale Konsumquote in Bezug auf den gesamten Privaten Verbrauch bei Ausgabengruppe i, Y = Haushaltseinkommen].

Abbildung 2: Die Zerlegungs-Variante



Hinweis: Es wird erkennbarerweise von $j = 1, 2, \dots, n_j$ Untersuchungseinheiten in der Gruppe i ($i = 1, 2, \dots, k$) ausgegangen.

Quelle: Eigene Darstellung

In der vorstehenden Abbildung ist das Grundkonzept der Zerlegungs-Variante dargestellt. Bei diesem Verfahren wird offenkundig für jede vorab definierte Personengruppe eine eigene Armuts Grenze verwendet. Auf dieser Grundlage wird die gruppenbezogene Armut ermittelt, welche anschließend zur Gesamtarmut aggregiert wird.

¹¹ Zu alternativen Berechnungen für Deutschland auf der Grundlage eines nicht-linearen Ausgabensystems – des Quadratic Expenditure System (QES) – vgl. Missong 2004.

3.2 Zu den Zerlegungseigenschaften von Armutsindizes

Die Aggregation der gruppenbezogenen Armut zur Gesamtarmut hat für die verwendeten Armutsindikatoren zur Voraussetzung, dass die Gesamtpopulation additiv in k disjunkte Teilpopulationen zerlegt werden und daher von so genannter Untergruppenkonsistenz der Indikatoren ausgegangen werden kann. Für gebräuchliche Armutsmaße wie z. B. die Armutsquote oder das Armutslückenverhältnis ist diese Bedingung der Untergruppenkonsistenz erfüllt, wie nachfolgend gezeigt wird.¹²

Für die *Armutsquote* (H), die das Verhältnis der Anzahl der Armen p zur Gesamtpopulation n angibt, erhält man mit den k gruppenbezogenen Armutsquoten

$$(2a) \quad H_i = \frac{p_i}{n_i} \quad (i = 1, 2, \dots, k)$$

als gewichtete durchschnittliche Armutsquote:

$$(2b) \quad \bar{H} = \frac{H_1 \cdot n_1 + H_2 \cdot n_2 + \dots + H_k \cdot n_k}{n} = \frac{\frac{p_1}{n_1} \cdot n_1 + \frac{p_2}{n_2} \cdot n_2 + \dots + \frac{p_k}{n_k} \cdot n_k}{n} = \frac{\sum_{i=1}^k p_i}{n}$$

Wegen $\sum_{i=1}^k p_i = p$ reduziert sich Gleichung (2b) zu:

$$(2c) \quad \bar{H} \equiv H = \frac{p}{n} \quad (q.e.d.).$$

Das *Armutslückenverhältnis* (I) ist definiert als:

$$(3a) \quad I = 1 - \frac{\mu_p}{Y_{\min}^*}$$

[mit: Y_{\min}^* = Armutsgrenze; μ_p = arithmetischer Einkommensmittelwert der Armen].

Für die k gruppenspezifischen Armutslückenverhältnisse

$$(3b) \quad I_1 = 1 - \frac{\mu_{p1}}{Y_{\min,1}^*}, \quad I_2 = 1 - \frac{\mu_{p2}}{Y_{\min,2}^*}, \quad \dots, \quad I_k = 1 - \frac{\mu_{pk}}{Y_{\min,k}^*}$$

kann man das folgende gewichtete arithmetische Mittel bilden:

$$(3c) \quad \bar{I} = \frac{I_1 \cdot p_1 + I_2 \cdot p_2 + \dots + I_k \cdot p_k}{p}$$

bzw.

$$(3d) \quad \bar{I} = \frac{\sum_{i=1}^k p_i}{p} - \frac{1}{p} \cdot \left[\frac{\mu_{p1}}{Y_{\min,1}^*} \cdot p_1 + \frac{\mu_{p2}}{Y_{\min,2}^*} \cdot p_2 + \dots + \frac{\mu_{pk}}{Y_{\min,k}^*} \cdot p_k \right]$$

¹² Die Darstellung der Armutsindikatoren ist an Faik 1995, S. 317-321, angelehnt.

Wegen $\sum_{i=1}^k p_i = p$ gewinnt man aus Gleichung (3d):

$$(3e) \quad I \equiv \bar{I} = 1 - \frac{1}{p} \cdot \left[\frac{\mu_{p1}}{Y_{\min,1}^*} \cdot p_1 + \frac{\mu_{p2}}{Y_{\min,2}^*} \cdot p_2 + \dots + \frac{\mu_{pk}}{Y_{\min,k}^*} \cdot p_k \right].$$

Ersichtlicherweise sind die Gleichungen (3a) und (3e) genau dann miteinander kompatibel, wenn das Verhältnis aus dem allgemeinen Einkommensmittelwert der Armen und der allgemeinen Armutsgrenze nichts anderes ist als der über die k Gruppen berechnete gewichtete arithmetische Mittelwert aus den gruppenbezogenen Verhältnissen aus Armenmittelwerten und Armutsgrenzen.

Ein anderer verbreiteter Armutsindex ist *Sens Armutsindex*:

$$(4) \quad P_S = H \cdot [I + (1 - I) \cdot R_p]$$

[mit: R_p = Gini-Koeffizient innerhalb der Armutspopulation]. Er ist grundsätzlich nicht in der hier beschriebenen Weise nach Teilgruppen zerlegbar. Dies liegt daran, dass sich R_p im Unterschied zu H und I nicht einfach als gewichteter Mittelwert über die k Gruppen hinweg ermitteln lässt. Dennoch lässt sich R_p auch in der Zerlegungs-Variante in praktikabler Weise berechnen. Hierzu müssen allerdings die über die k Gruppen ermittelten Armen „gepoolt“ und deren Einkommen mittels der verschiedenen Äquivalenzrelationen im Sinne der Verhältnisse aus den gruppenbezogenen Armutsgrenzen jeweils zur Armutsgrenze der Referenzgruppe – üblicherweise ein Einpersonenhaushalt – „deflationiert“ werden.

Im Übrigen kann der Sen'sche Armutsindex auch durch einen Armutsindex aus der Klasse additiv-dekomponierbarer bzw. untergruppenkonsistenter Indizes angenähert werden, und zwar durch den Armutsindex von Foster/Greer/Thorbecke

$$(5a) \quad P_{FGT} = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^p \left[\frac{(Y_{\min}^* - Y_i)}{Y_{\min}^*} \right]^\beta \quad [\beta \geq 0]$$

an der Stelle $\beta = 2$ [mit: Y_i = individuelles Einkommen der Einheit i]. Dort nämlich hat P_{FGT} erkennbarerweise eine ähnliche Gestalt wie P_S :

$$(5b) \quad P_{FGT}(\beta = 2) = H \cdot [I^2 + (1 - I)^2 \cdot C_p^2]$$

[mit C_p^2 = quadrierter Variationskoeffizient in der Gruppe der Armen].

Der quadrierte Variationskoeffizient der Armen

$$(5c) \quad C_p^2 = \frac{\sigma_p^2}{\mu_p^2}$$

lässt sich hierbei mittels seiner beiden Komponenten Einkommensvarianz der Armen (σ_p^2) und quadrierten Einkommensmittelwert der Armen (μ_p^2) folgendermaßen in der Zerlegungs-Variante berechnen:

$$(5d) \quad \mu_p^2 = \left[\frac{p_1 \cdot \frac{\mu_{p1}}{G_1} + p_2 \cdot \frac{\mu_{p2}}{G_2} + \dots + p_k \cdot \frac{\mu_{pk}}{G_k}}{\sum_{i=1}^k p_i} \right]^2$$

und

(5e)

$$\sigma_p^2 = \frac{p_1 \cdot \frac{\sigma_{p1}^2}{(G_1)^2} + \dots + p_k \cdot \frac{\sigma_{pk}^2}{(G_k)^2}}{\sum_{i=1}^k p_i} + \frac{p_1 \cdot \left(\frac{\mu_{p1}}{G_1} - \mu_p \right)^2 + \dots + p_k \cdot \left(\frac{\mu_{pk}}{G_k} - \mu_p \right)^2}{\sum_{i=1}^k p_i},$$

wobei $G_i = \frac{Y_{\min,i}^*}{Y_{\min,1}^*}$ ($i = 1, 2, \dots, k$) gilt.

3.3 Zum verminderten systemischen Äquivalenzskaleneinfluss bei der Zerlegungs-Variante

Der systemische Einfluss von Äquivalenzskalen auf die Armutsergebnisse wird in der Zerlegungs-Variante gegenüber dem ganzheitlichen Ansatz dadurch vermindert, dass bei der Gegenüberstellung mit den gruppenbezogenen Armutsgrenzen der k Gruppen nicht die Äquivalenzeinkommen, sondern vielmehr jeweils die *originären* Einkommen zugrunde gelegt werden können. Dies setzt voraus, dass es sich um Personengruppen handelt, welche nach haushaltsstrukturellen Merkmalen wie insbesondere Haushaltsgröße und Alter der Haushaltsmitglieder möglichst gleichartig sind.

In der Zerlegungs-Variante ergeben sich die Äquivalenzrelationen direkt aus den Verhältnissen der soziodemografischen Armutsgrenzen zur Armutsgrenze eines Referenzhaushaltstyps. Sinken die Äquivalenzrelationen bei unveränderter Höhe der Referenz-Armutsgrenze, führt dies – wegen der dadurch verringerten gruppenspezifischen Armutsgrenzenniveaus bei unveränderten Haushaltseinkommen – tendenziell zu einer Verringerung der ausgewiesenen Armenanzahl (et vice versa).¹³ Hier ist der Äquivalenzskaleneinfluss also eindeutiger als in der im vorangegangenen Kapitel 2 diskutierten ganzheitlichen Variante. Es ergibt sich allenfalls dann eine Abweichung von dieser Vorgehensweise, wenn wegen zu kleiner Fallzahlen oder aus Gründen der Übersichtlichkeit vergleichsweise heterogene Gruppen zu „Restgruppen“ zusammengefasst werden müssen. Lediglich in diesen Ausnahmefällen sollten die Haushaltseinkommen in Äquivalenzeinkommen umgerechnet werden.

In der Zerlegungs-Variante wird auf konkrete absolute Wohlstandsniveaus Bezug genommen, was gegenüber der ganzheitlichen Variante als Vorteil angesehen werden kann, bei der – wegen deren (in der Regel) ausschließlich relativer Fixierung – ein gleiches Armutsausmaß bei völlig unterschiedlichen Referenz-Wohlstandsniveaus möglich ist, wenn sich die Relationen der Haushalts(äquivalenz)einkommen nicht verändern. Ein solches Ergebnis wird in der Literatur z. T. heftig kritisiert¹⁴ und bei der Zerlegungs-Variante durch die Bezugnahme auf absolute Einkommenswerte vermieden.¹⁵

¹³ Auch eine Verminderung der Referenz-Armutsgrenze bei unveränderten Äquivalenzrelationen vermindert in der Zerlegungs-Variante tendenziell die ausgewiesene Armenanzahl (et vice versa).

¹⁴ Zu einer entsprechenden, durch Zahlenbeispiele illustrierten Darstellung dieser Kritik vgl. z. B. Faik 2005, S. 542.

¹⁵ Insofern ist die Zerlegungs-Variante in erster Linie für absolute, niveaufixierte Subsistenz- bzw. Armutsbetrachtungen vorteilhaft.

3.4 Eine Modifikation der Zerlegungs-Variante

Wie aus den obigen Ausführungen deutlich wurde, erscheint es als Vorteil der Zerlegungs-Variante, dass sie explizit auf die *Höhe* der Referenz-Armutsgrenze – bzw. auch auf die *Niveaus* der anderen Armutsgrenzen – Bezug nimmt.

Als nachteilig könnte der vergleichsweise große Aufwand der Gruppenbildung und in der Folge jener der separaten, gruppenbezogenen Armutsberechnungen kritisiert werden – gerade wenn es sich um sehr viele Gruppen handelt. Um den Rechenaufwand zu begrenzen, bietet sich eine vereinfachte, idealisierte Zerlegungs-Variante an. Bei dieser werden die interessierenden Gruppen in „nukleare“ Subgruppen aufgespalten und für diese möglichst homogenen Subgruppen anschließend Äquivalenzskalenwerte festgelegt bzw. berechnet. Beispielsweise könnte man sich vorstellen, dass die Subgruppen nach den Kriterien Alter und/oder Geschlecht gebildet werden. Der Haushaltszusammenhang würde demnach nicht direkt, sondern indirekt über die Zusammenführung der genannten „Nuklear-Elemente“ erfasst.¹⁶

Im Rahmen der Zerlegungs-Variante gilt ein Haushalt (bzw. die in ihm lebenden Personen) bekanntlich dann als arm, wenn die gruppenbezogene Armutsgrenze – im Sinne der Multiplikation aus Äquivalenzrelation und Referenz-Armutsgrenze – nicht erreicht wird:

$$(6a) \quad Y_i < G_i \cdot Y_{\min,i}^*$$

Da Ausdruck (6a) zu

$$(6b) \quad \frac{Y_i}{G_i} < Y_{\min,i}^*$$

umgeformt werden kann, wird eine (technische) Berechnungsanalogie zur ganzheitlichen Variante sichtbar, bei der bekanntlich $Y_i/G_i < Y_{\min}^*$ mit $Y_{\min} = \alpha \mu^*$ gilt.

Gegenüber der ursprünglichen Zerlegungs-Variante enthält die beschriebene Modifikation zwar idealisierende Elemente, da vom konkreten Haushaltsgeschehen in gewisser Weise abstrahiert wird. Gleichwohl weist auch diese Subvariante gegenüber der traditionellen, der ganzheitlichen Variante der Armutsmessung den Vorteil auf, keinen stark werturteilsbelasteten Mittelwertanteil α vorgeben zu müssen.

Außerdem beziehen sich die G_i -Werte auch in der modifizierten Zerlegungs-Variante – zumindest näherungsweise – auf den unteren Einkommensbereich, was für Armutsanalysen wesentlich ist. Demgegenüber ist ein solcher Äquivalenzrelationen-Bezug bei der ganzheitlichen Variante vielfach nicht gegeben, was insofern nicht erstaunt, als bei der ganzheitlichen Variante eine Fixierung auf gesamtgesellschaftliche Durchschnittsstandards stattfindet und daher der *gesamte* Einkommensbereich auch bezüglich der Festlegung von Äquivalenzrelationen ins Blickfeld genommen wird.

¹⁶ Entsprechende Gruppierungsverfahren werden von Faik 1995, S. 175-180, unter den Stichwörtern Charakteristika- bzw. Personengruppenkonzept diskutiert.

¹⁷ Wegen $G_i = Y_{\min,i}^*/Y_{\min,1}^*$ in der Zerlegungs-Variante kann Ausdruck (6b) leicht auf die eigentliche Beziehung der Zerlegungs-Variante $Y_i < Y_{\min,i}^*$ zurückgeführt werden.

4. Vergleich zwischen ganzheitlicher und Zerlegungs-Variante

4.1 Zur Vereinbarkeit von ganzheitlicher und Zerlegungs-Variante

In einem Fall ergeben sich aus der ganzheitlichen und der Zerlegungs-Variante die gleichen Armutsbefunde, wenn nämlich die Zerlegungs-Variante hinsichtlich der zentralen „Stellschrauben“ der ganzheitlichen Variante mit Letzterer übereinstimmt.

Konkret ist dies der Fall, wenn

1. die gruppenbezogenen Armutsgrenzen in der Zerlegungs-Variante in Relation zum *gruppenspezifischen* Einkommensdurchschnitt allesamt genauso hoch sind wie der in der ganzheitlichen Variante zur Festlegung der äquivalenten Armutsgrenze genutzte Prozentsatz des gesamt durchschnittlichen Äquivalenzeinkommens
und wenn
2. in beiden Varianten die gleiche Äquivalenzskala verwendet wird.

Der betreffende Sonderfall kann wie nachfolgend demonstriert werden. Hierzu gehen wir zunächst davon aus, dass sich die Armutsgrenze des Referenzhaushaltstyps – wir weisen im Folgenden einem Einpersonenhaushalt diese Rolle zu – und auch die der anderen (k-1) Gruppen jeweils als Anteilswert α_i des Durchschnittseinkommens der betreffenden Gruppe (μ_i) darstellen lassen ($i = 1, 2, \dots, k$):

$$(7a) \quad Y_{\min,i}^* = \alpha_i \cdot \mu_i \quad (i = 1, 2, \dots, k; 0 < \alpha_i \leq 1).$$

Da das Verhältnis aus der Armutsgrenze eines Haushaltstyps i zu derjenigen des Einpersonenhaushaltstyps die Äquivalenzrelation des entsprechenden Mehrpersonenhaushalts angibt:

$$(7b) \quad G_i = \frac{Y_{\min,i}^*}{Y_{\min,1}^*},$$

gelten im Zerlegungs-Fall folgende Zusammenhänge:

$$(7c) \quad Y_{\min,i}^* = G_i \cdot Y_{\min,1}^*$$

bzw.

$$(7d) \quad Y_{\min,i}^* = G_i \cdot \alpha_1 \cdot \mu_1.$$

Bei der ganzheitlichen Variante wird von einer für alle Untersuchungseinheiten einheitlichen äquivalenten Armutsgrenze ausgegangen, welche sich als Prozentanteil α am gesamt durchschnittlichen Äquivalenzeinkommen ergibt:

$$(8a) \quad Y_{\min}^* = \alpha \cdot \mu^* \quad (0 < \alpha \leq 1).$$

Die Mittelwert-Zerlegungseigenschaft impliziert dann [mit n = Anzahl aller Untersuchungseinheiten, n_1 = Anzahl der Einpersonenhaushalte, n_2 = Anzahl z. B. der Zweipersonenhaushalte, ..., n_k = Anzahl z. B. der K-Personenhaushalte]:

$$(8b) \quad Y_{\min}^* = \alpha \cdot \frac{n_1 \cdot \mu_1^* + n_2 \cdot \mu_2^* + \dots + n_k \cdot \mu_k^*}{n}.$$

Da die gruppendurchschnittlichen Äquivalenzeinkommen sich jeweils als Verhältnis aus gruppendurchschnittlichem Einkommen und Äquivalenzrelation darstellen lassen, kann Gleichung (8b) auch geschrieben werden als

$$(8c) \quad Y_{\min}^* = \alpha \cdot \frac{n_1 \cdot \frac{\mu_1}{G_1} + n_2 \cdot \frac{\mu_2}{G_2} + \dots + n_k \cdot \frac{\mu_k}{G_k}}{n}$$

Definiert man die Äquivalenzrelationen analog zur Zerlegungs-Variante in Gleichung (7b) als Verhältnis der Armutsgrenzen der verschiedenen Haushaltstypen zu derjenigen des Einpersonenhaushaltstyps, ändert sich Gleichung (8c) zu

$$(8d) \quad Y_{\min}^* = \alpha \cdot \frac{n_1 \cdot \frac{\mu_1}{\left[\frac{Y_{\min,1}^*}{Y_{\min,1}^*} \right]} + n_2 \cdot \frac{\mu_2}{\left[\frac{Y_{\min,2}^*}{Y_{\min,1}^*} \right]} + \dots + n_k \cdot \frac{\mu_k}{\left[\frac{Y_{\min,k}^*}{Y_{\min,1}^*} \right]}}{n}$$

bzw. [wegen Gleichung (7a)] zu

$$(8e) \quad Y_{\min}^* = \alpha \cdot \frac{n_1 \cdot \frac{1}{\alpha_1} \cdot Y_{\min,1}^* + n_2 \cdot \frac{1}{\alpha_2} \cdot Y_{\min,1}^* + \dots + n_k \cdot \frac{1}{\alpha_k} \cdot Y_{\min,1}^*}{n}$$

Durch Ausklammern von $Y_{\min,1}^*$ sowie von $1/n$ folgt:

$$(8f) \quad Y_{\min}^* = \frac{\alpha}{n} \cdot Y_{\min,1}^* \cdot \left[\frac{n_1}{\alpha_1} + \frac{n_2}{\alpha_2} + \dots + \frac{n_k}{\alpha_k} \right]$$

In dem Sonderfall, in dem $\alpha = \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_k$ gilt, erhält man schließlich (wegen $\sum_{i=1}^k n_i = n$):

$$(8g) \quad Y_{\min}^* = Y_{\min,1}^*$$

In diesem Spezialfall gleicht somit die allgemeine äquivalente Armutsgrenze in der ganzheitlichen Variante (Y_{\min}^*) der Referenzarmutsgrenze in der Zerlegungs-Variante ($Y_{\min,1}^*$).

In Tabelle 1 ergeben sich für die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003 in beiden Varianten gleich hohe Werte für die beispielhaft gewählten Armutssindikatoren. Die Gründe hierfür sind gemäß den oben dargelegten Zusammenhängen, dass a) die gruppenbezogenen Armutsgrenzen für die hier verwendeten Haushaltstypen der Ein- bis Sechspersonenhaushalte¹⁸ jeweils beispielhaft 50 % des arithmetischen Gruppen-Mittelwertes ausmachen und b) die Verhältnisse aus den soziodemografischen Armutsgrenzen und der Referenz-Armutsgrenze die Äquivalenzrelationen bilden.

¹⁸ Wegen – statistisch besehen – zu geringer Fallzahlen in der in dieser Arbeit genutzten Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003 wurden die Siebenpersonenhaushalte (81 Fälle), die Achtpersonenhaushalte (29 Fälle) und die Neunpersonenhaushalte (12 Fälle) von den Berechnungen ausgeschlossen.

Tabelle 1: Übereinstimmung von Zerlegungs- und ganzheitlicher Variante bei der Armutsmessung an Hand ausgewählter Armutsindikatoren in Deutschland auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003

Indikator	Wert
Armutquote ^{1), 2)}	11,1 %
Armutlückenverhältnis ^{1), 3)}	19,4 %
Foster/Greer/Thorbecke-Armutindex, $\beta = 1$ ¹⁾	2,2 %
Foster/Greer/Thorbecke-Armutindex, $\beta = 2$ ¹⁾	0,6 %
<i>Armutsgrenzen:</i> ⁴⁾	
Einpersonenhaushalte	10.049 € ⁵⁾
Zweipersonenhaushalte	18.289 €
Dreipersonenhaushalte	22.309 €
Vierpersonenhaushalte	25.424 €
Fünfpersonenhaushalte	28.238 €
Sechspersonenhaushalte	29.544 €

¹⁾ Gruppenspezifische Bevölkerungsanteile: Einpersonenhaushalte: 17,5 %, Zweipersonenhaushalte: 32,6 %, Dreipersonenhaushalte: 19,8 %, Vierpersonenhaushalte: 20,6 %, Fünfpersonenhaushalte: 7,5 %, Sechspersonenhaushalte: 2,0 %

²⁾ Gruppenspezifische Armutsquoten: Einpersonenhaushalte: 16,0 %, Zweipersonenhaushalte: 13,4 %, Dreipersonenhaushalte: 11,0 %, Vierpersonenhaushalte: 6,1 %, Fünfpersonenhaushalte: 5,7 %, Sechspersonenhaushalte: 5,6 %

³⁾ Gruppenspezifische Armutlückenverhältnisse: Einpersonenhaushalte: 19,9 %, Zweipersonenhaushalte: 20,5 %, Dreipersonenhaushalte: 20,3 %, Vierpersonenhaushalte: 15,7 %, Fünfpersonenhaushalte: 12,5 %, Sechspersonenhaushalte: 18,1 %

⁴⁾ Jeweils 50 % des gruppenspezifischen arithmetischen Haushaltsnettoeinkommens-Mittelwertes

⁵⁾ Entspricht 50 % des arithmetischen Haushaltsnettoäquivalenzeinkommens-Mittelwertes

Quelle: Eigene Berechnungen

Allerdings ist der Begriff Äquivalenzrelation im hier vorliegenden Zusammenhang streng genommen nicht angemessen, da die Skalenwerte nicht an Hand von Wohlstandsgleichverteilungskriterien (wie z. B. an Hand von gleichem Nutzen)¹⁹ ermittelt wurden, sondern einer rein normativen Festlegung der Armutsgrenzen als 50-Prozentanteil des jeweiligen Einkommensdurchschnitts folgten. Letztlich sind die in Tabelle 1 angegebenen „Äquivalenzrelationen“ nichts anderes als die Verhältnisse aus den Einkommensdurchschnitten der Mehrpersonenhaushalte zu jenem eines Einpersonenhaushalts, ohne dass sie Näheres über die einzelnen Bedarfslagen aussagen. Es handelt sich insofern in Tabelle 1 um eine rein technische und keine wohlfahrtstheoretische Betrachtung.

4.2 Unterschiede zwischen ganzheitlicher und Zerlegungs-Variante

Gemäß den vorstehenden Ausführungen wird bei der Zerlegungs-Variante angenommen, dass sich die einzelnen Wirtschaftssubjekte nicht am *allgemeinen* Wohlstandsdurchschnitt, sondern am Wohlstandsdurchschnitt *ihrer Gruppe* orientieren. Diese Sicht der Dinge er-

¹⁹ Vgl. hierzu etwa Faik 1995, S. 42-43.

scheint zumindest nicht abwegig, da derartige, überschaubare Vergleiche für die Wirtschaftseinheiten einfacher zu realisieren sein dürften als komplexere Vergleiche mit anders strukturierten Haushaltstypen.²⁰

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.²¹

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 Zerlegungs-Variante die gruppenbezogene Armutsgrenze und hiermit verbunden das gemessene Armutsausmaß nicht notwendigerweise, da die Armutsgrenzen bei der Zerlegungs-Variante bekanntermaßen absolut determiniert sind.

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

Dies ist im vorliegenden ELES-Zusammenhang auf folgende Gründe zurückzuführen:

Erstens verteilt sich der Einkommensanstieg *statistisch* auf die hier relevanten Mindestbedarfsausgaben *und* die darüber hinausgehenden, in unserem Kontext irrelevanten Ausgaben.

Zweitens liegen den in dieser Arbeit präsentierten Armutsgrenzenabschätzungen, die mittels des vergleichsweise engen Ausgabenkonzepts der so genannten ELES-Basisausgaben ermittelt wurden, Ausgabengruppen mit einer tendenziell geringen Einkommenselastizität zugrunde.²² Die Einkommenssteigerungen werden sich daher vermutlich vorrangig auf hier nicht näher betrachtete Ausgabengruppen mit einer höheren Einkommenselastizität beziehen (d. h. hier vor allem auf die Ausgaben für Körper- und Gesundheitspflege).²³

Hinzu kommen als bereits erwähnte wesentliche Vorteile der Zerlegungs- gegenüber der ganzheitlichen Variante, dass a) auf keine exogenen Äquivalenzrelationen zurückgegriffen und b) kein letztlich willkürlicher Prozentsatz am mittleren (Äquivalenz-)Einkommen als Armutsgrenze festgelegt werden muss.

²⁰ Empirische Evidenz für diese These findet sich in einer Untersuchung von Clark/Oswald 1996. Vgl. auch die Ausführungen in Frey/Stutzer 2002, S. 88-90.

²¹ Zu den Axiomen der Armutsmessung vgl. etwa Faik 1995, S. 315-317.

²² Die ELES-Basisausgaben sind die Summe aus Nahrungs-/Genussmittelausgaben, Bekleidungs-/Schuhausgaben, Wohnkosten und Verkehrs-/Nachrichtenübermittlungsausgaben. Eigene Berechnungen von mir aufgrund der soziodemografisch nicht funktionalisierten ELES-Schätzungen in den Tabellen A.1a und A.1b im Anhang erbrachten folgende Einkommenselastizitäten für das Jahr 2003 (auf dem Niveau des arithmetischen Einkommensmittels): Nahrungs- und Genussmittel: +0,41; Wohnen und Energie (ohne Heizöl): +0,53; Bildung und Unterhaltung: +0,69; Bekleidung und Schuhe: +0,70; Verkehr und Nachrichtenübermittlung: +0,74; Körper- und Gesundheitspflege: +1,39; Sonstige Güter des Privaten Verbrauchs: +0,74. Das arithmetische Einkommensmittel betrug 40.155 € (p. a.). Die jeweilige ELES-Einkommenselastizität berechnet sich als Quotient aus dem Produkt aus Einkommensniveau, marginaler Konsumquote für den gesamten Privaten Verbrauch und dem Ausgabenbudgetanteil b_i im Zähler sowie dem jeweiligen Ausgabeniveau im Nenner (vgl. hierzu Faik 1995, S. 84).

²³ Bei entsprechender ELES-Modellierung der Grenzkonsumneigungen würden diese mit steigendem Einkommensniveau sinken, so dass der Ausgabenanstieg unterproportional zur Einkommenserhöhung sein würde, was sich dämpfend auf die Armutsgrenzen auswirkte. Dies wäre ein dritter Grund dafür, dass das Fokus-Axiom vermutlich bei der Zerlegungs-Variante weniger stark als bei der ganzheitlichen Variante verletzt werden würde.

5. Empirische Armutsgrenzenfestlegungen und Armutsabschätzungen gemäß der Zerlegungs-Variante für Deutschland

5.1 Relative Armutsgrenzen

Die aus dem ELES hervorgegangenen Subsistenzausgaben und damit auch die Armutsgrenzen (bei ausschließlicher Gliederung nach der Haushaltsgröße) finden sich in Tabelle 2.²⁴ Im Anhang sind zudem in den Tabellen A.2a und A.2b die haushaltsgrößendifferenzier-ten ELES-Regressionsschätzungen (zuzüglich ELES-Subsistenzausgaben) dokumentiert.

Tabelle 2: Die soziodemografischen Armutsgrenzen absolut (p. a.) und im Vergleich zum gruppenbezogenen Einkommensmedian bzw. zum gruppenbezogenen arithmetischen Einkommensmittelwert bei Zugrundelegung der ELES-Subsistenzausgaben/-Basisausgaben für Deutschland auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003

Haushaltsgröße	Armutsgrenze, ELES-SUB	Armutsgrenze, ELES-BASIS	SUB/ MED	SUB/ MEAN	BASIS/ MED	BASIS/ MEAN
1 Person	14.394 €	10.129 €	0,86	0,72	0,61	0,50
2 Personen	23.810 €	16.405 €	0,75	0,65	0,52	0,45
3 Personen	25.608 €	18.759 €	0,63	0,57	0,47	0,42
4 Personen	27.674 €	20.252 €	0,59	0,54	0,44	0,40
5 Personen	30.588 €	22.524 €	0,60	0,54	0,45	0,40
6 Personen	31.142 €	23.380 €	0,58	0,53	0,44	0,40

ELES: Extended Linear Expenditure System, SUB: Summe aus den Subsistenzausgaben aller Ausgabenkategorien des Privaten Verbrauchs, BASIS: Summe aus den Subsistenzausgaben der Nahrungs-/Genussmittelausgaben, Bekleidungs-/Schuhausgaben, Wohnkosten und Verkehrs-/Nachrichtenübermittlungsausgaben, MED: Einkommens-Median, MEAN: arithmetischer Einkommens-Mittelwert

Quelle: Eigene Berechnungen

Es sind in Tabelle 2 neben den auf ELES-Grundlage erfassten Subsistenzausgaben-Armutsgrenzen auch die so genannten ELES-Basisausgaben-Armutsgrenzen ausgewiesen, welche im Armutszusammenhang besser als die ELES-Subsistenzausgaben geeignet erscheinen. Die Basisausgaben sind enger als die Subsistenzausgaben definiert und bestehen lediglich aus den Ausgabengruppen „Nahrungs- und Genussmittel“, „Bekleidung und Schuhe“, „Wohnkosten“ sowie „Verkehr und Nachrichtenübermittlung“.²⁵

Aus Tabelle 2 wird deutlich, dass bei den Einpersonenhaushalten die ELES-Subsistenzausgaben gut 70 % des arithmetischen Einkommensmittelwertes und gut 85 % des Medianeinkommens ausmachen. Sie sind daher in einem Bereich angesiedelt, welcher von Hübinger als „prekärer Wohlstandsbereich“ klassifiziert wurde.²⁶ Bei den Mehrpersonenhaushalten offenbaren sich demgegenüber – bei mit der Haushaltsgröße abnehmender Ten-

²⁴ Unter Berücksichtigung der für ausgabenorientierte Skalenschätzungen bekannten „Differenzen-Problematik“ (vgl. Faik/Hauser 1998, S. 16-17) ließe sich gegebenenfalls eine (allerdings normativ geprägte) Aufstockung der ausgewiesenen Bedarfsgewichte um x Prozentpunkte rechtfertigen. Die „Differenzen-Problematik“ resultiert aus der für Wohlstandsanalysen typischen, gleichwohl problematischen Annahme eines unveränderten Lebensstils von Erwachsenen nach der Geburt von Kindern.

²⁵ Vgl. hierzu die Diskussion in Faik/Hauser 1998, S. 27-29. Zu den Definitionen der Subsistenz- und der Basisausgaben vgl. auch die Legenden in den Tabellen A.1b, A.2b und A.3b im Anhang.

²⁶ Vgl. Hübinger 1996.

denz – markant niedrigere Quoten. Eine Bedingung für die Gleichheit zwischen Zerlegungs- und ganzheitlicher Variante – nämlich die Gleichheit der gruppenbezogenen Prozentwerte – ist also nicht annähernd erfüllt.

Bei den ELES-Basisausgaben machen die Armutsgrenzen zwischen 40 und 50 % des arithmetischen Einkommensmittelwertes und ca. 45-60 % des Einkommensmedians aus. Auch hier sind die Anteilswerte für die Mehrpersonenhaushalte niedriger (um etwa 10-15 Prozentpunkte), so dass erneut eine aus Kapitel 4.1 bekannte Bedingung für die Gleichheit zwischen Zerlegungs- und ganzheitlicher Variante nicht erfüllt ist.

5.2 Armutsabschätzungen auf Basis der Zerlegungs-Variante im Vergleich zur ganzheitlichen Variante

5.2.1 Die originäre Zerlegungs-Variante

Tabelle 3 enthält auf Basis der in Abschnitt 5.1 dargelegten Werte für die haushaltsgrößen-differenzierten Armutsgrenzen die in der Zerlegungs-Variante ermittelten Armutsquoten und Armutslückenverhältnisse für Deutschland 2003. Zugleich werden diese Berechnungsergebnisse mit Befunden zur Entwicklung von Armutsquote und Armutslückenverhältnis auf Basis der ganzheitlichen Variante verglichen.²⁷

Die präsentierten Armutsquoten liegen bei der ganzheitlichen Variante viel näher als bei der Zerlegungs-Variante zusammen.²⁸ Beträgt im Jahre 2003 die Armutsquote in der Zerlegungs-Variante bei Bezugnahme auf die ELES-Subsistenzausgaben immerhin 21,3 %, so reduziert sich dieser Wert bei Zugrundelegung der ELES-Basisausgaben auf 7,8 % – mithin um beachtliche 13,5 Prozentpunkte. Bei der ganzheitlichen Variante ergeben sich in den in Tabelle 3 angegebenen Fällen Werte in einem vergleichsweise engen Ergebniskorridor um die Zwölf-Prozent-Marke herum.

Bezüglich der Armutslückenverhältnisse ist festzuhalten, dass hier die Unterschiede zwischen Zerlegungs-Variante und ganzheitlichem Ansatz deutlich weniger gravierend sind. 2003 beträgt das Armutslückenverhältnis in der Zerlegungs-Variante 24,0 % bzw. 18,3 % und in der ganzheitlichen Variante 21,6 % bzw. 21,1 %.

Wie bereits angedeutet, sind bei Zugrundelegung der ELES-Subsistenzausgaben die Armutsquoten der Zerlegungs-Variante höher und bei Verwendung der ELES-Basisausgaben niedriger als in der ganzheitlichen Variante. Das erstgenannte Ergebnis liegt darin begründet, dass gegenüber der ganzheitlichen Variante, für die der 50-Prozentanteil am arithmetischen Mittelwert zugrunde gelegt wurde, die in Tabelle 2 ausgewiesenen Prozentsätze am arithmetischen Mittelwert bei der ELES-Subsistenzausgaben-Skala tendenziell bzw. mindestens bei den Ein- und Zweipersonenhaushalten markant oberhalb der 50-Prozent-Grenze liegen. Der zweitgenannte Fall einer höheren Armutsquote in der ganzheitlichen Variante resultiert demgegenüber aus – gleichfalls in Tabelle 2 enthaltenen – gruppenspezifischen Prozentsätzen unterhalb der 50-Prozent-Marke, wobei die Diskrepanz bei den größeren Mehrpersonenhaushalten besonders ausgeprägt ist.

²⁷ Um den Grad der Vergleichbarkeit zwischen beiden Varianten zu erhöhen, wurden jeweils gleiche Äquivalenzrelationen unterstellt. Diese ergeben sich gemäß dem Konzept der Zerlegungs-Variante jeweils als Relation aus der Armutsgrenze eines Mehrpersonenhaushalts zur Armutsgrenze eines Einpersonenhaushalts.

²⁸ Dies ist kein Widerspruch zur obigen Aussage einer geringeren systemischen Äquivalenzskalenabhängigkeit der Zerlegungs- gegenüber der ganzheitlichen Variante, sondern das Ergebnis unterschiedlicher Festlegungen des (sozio-kulturellen) Existenzminimums des Referenzhaushaltstyps: Während dieses in der ganzheitlichen Variante sowohl bei Verwendung der SUB- als auch der BASIS-Äquivalenzrelationen hier jeweils 50 % des jeweiligen, eng beieinander liegenden arithmetischen Mittelwertes beträgt, variiert es bei der Zerlegungs-Variante je nach konkreter absoluter Höhe der Subsistenz- bzw. der Basisausgaben des Referenzhaushaltstyps, wobei sich in dem hier relevanten Fall beide Ausgabengruppen vergleichsweise stark voneinander unterscheiden.

Tabelle 3: Allgemeine Armutsquoten und Armutslückenverhältnisse nach der Zerlegungs- und nach der ganzheitlichen Variante für Deutschland auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003

Indikator	Wert
<i>Armutsquote:</i>	
<i>Zerlegungs-Variante:</i>	
- Subsistenzausgaben-Skala ^{1), 2), 3)}	21,3 %
- Basisausgaben-Skala ^{1), 2), 4)}	7,8 %
<i>Ganzheitliche Variante:</i>	
- Subsistenzausgaben-Skala ^{1), 5)}	12,2 %
- Basisausgaben-Skala ^{1), 5)}	11,9 %
<i>Armutslückenverhältnis:</i>	
<i>Zerlegungs-Variante:</i>	
- Subsistenzausgaben-Skala ^{1), 2), 6)}	24,0 %
- Basisausgaben-Skala ^{1), 2), 7)}	18,3 %
<i>Ganzheitliche Variante:</i>	
- Subsistenzausgaben-Skala ^{1), 5)}	21,6 %
- Basisausgaben-Skala ^{1), 5)}	21,1 %

¹⁾ Äquivalenzrelationen gemäß Tabelle 2 als Relationen aus den Armutsgrenzen der Mehrpersonenhaushalte jeweils zur Armutsgrenze der Einpersonenhaushalte

²⁾ Gruppenspezifische Bevölkerungsanteile: Einpersonenhaushalte: 17,5 %, Zweipersonenhaushalte: 32,6 %, Dreipersonenhaushalte: 19,8 %, Vierpersonenhaushalte: 20,6 %, Fünfpersonenhaushalte: 7,5 %, Sechspersonenhaushalte: 2,0 %

³⁾ Gruppenspezifische Armutsquoten: Einpersonenhaushalte: 37,5 %, Zweipersonenhaushalte: 27,1 %, Dreipersonenhaushalte: 16,4 %, Vierpersonenhaushalte: 9,0 %, Fünfpersonenhaushalte: 9,6 %, Sechspersonenhaushalte: 6,1 %

⁴⁾ Gruppenspezifische Armutsquoten: Einpersonenhaushalte: 16,4 %, Zweipersonenhaushalte: 9,6 %, Dreipersonenhaushalte: 6,4 %, Vierpersonenhaushalte: 1,8 %, Fünfpersonenhaushalte: 1,3 %, Sechspersonenhaushalte: 2,4 %

⁵⁾ 50 % des arithmetischen Haushaltsnettoäquivalenzeinkommens

⁶⁾ Gruppenspezifische Armutslückenverhältnisse: Einpersonenhaushalte: 20,1 %, Zweipersonenhaushalte: 18,1 %, Dreipersonenhaushalte: 16,6 %, Vierpersonenhaushalte: 14,6 %, Fünfpersonenhaushalte: 10,2 %, Sechspersonenhaushalte: 10,7 %

⁷⁾ Gruppenspezifische Armutslückenverhältnisse: Einpersonenhaushalte: 27,1 %, Zweipersonenhaushalte: 25,0 %, Dreipersonenhaushalte: 22,7 %, Vierpersonenhaushalte: 16,4 %, Fünfpersonenhaushalte: 13,0 %, Sechspersonenhaushalte: 20,7 %

Quelle: Eigene Berechnungen (auf Basis der ELES-Schätzungen im Anhang in den Tabellen A.2a und A.2b)

Die ELES-Basisausgaben machen über die einzelnen Haushaltstypen hinweg nur etwa 70 bis 75 % der ELES-Subsistenzausgaben aus. Dies bedingt in der Zerlegungs-Variante eine Verminderung der Armutsquoten bei Zugrundelegung der Basis- anstelle der Subsistenz-

ausgaben als Bezugsgröße. Allerdings stellt die in Tabelle 3 ausgewiesene ELES-Basisausgaben-Armutquote in der Zerlegungs-Variante weit weniger als die Hälfte, lediglich fast ein Drittel der ELES-Subsistenzausgaben-Armutquote dar. Diese Diskrepanz ergibt sich daraus, dass relativ viele Personen ein Einkommen zwischen dem Basis- und dem Subsistenzausgaben-Niveau aufweisen. Es sind dies immerhin ca. 13,5 % der Gesamtpopulation. Bei den Armutlückenverhältnissen sind die Unterschiede in der Zerlegungs-Variante nicht ganz so gravierend wie bei den Armutquoten.

5.2.2 Die modifizierte Zerlegungs-Variante

Wie in Kapitel 3.4 ausgeführt, lässt sich die Zerlegungs-Variante auch etwas flexibler als vorstehend beschrieben anwenden. Zu diesem Zweck wurde ein altersdifferenziertes ELES geschätzt (siehe Anhangtabellen A.3a und A.3b). Ausgangspunkt der nachfolgenden Berechnungen für die modifizierte Zerlegungs-Variante ist das entsprechend für den Referenzhaushaltstypus – einen Alleinstehenden-Haushalt – berechnete Armutsgrenzeniveau gemäß der ELES-Basisausgaben in Höhe von 11.246 € p. a.

Als Subgruppen wurden zwei Altersgruppen verwendet: Erwachsene und Kinder. Die Gewichte, welche auf ELES-Basis den weiteren Haushaltsmitgliedern zugewiesen werden, sind 0,40 (für die weiteren Erwachsenen) und 0,13 (für die Gruppe der Kinder). Gerade für die Gruppe der Kinder erscheint das genannte Gewicht sehr niedrig und dürfte der in Fußnote 24 angedeuteten Problematik der systematischen Bedarfsunterschätzung in Ausgabenanalysen geschuldet sein.²⁹

Der Betrag der Referenz-Armutsgrenze wird bei der Zerlegungsvariante jeweils um das Produkt aus der Anzahl der weiteren Haushaltsmitglieder in den einzelnen Altersgruppen³⁰ und dem altersspezifischen Gewicht erhöht. Auf diese Weise erhält man die haushaltsbezogenen Armutsgrenzen. Methodisch gleichwertig, können die Einkommenswerte der einzelnen Haushalte mittels der zugehörigen Äquivalenzrelation „deflationiert“ werden. Unterschreiten sie den oben genannten Betrag in Höhe von 11.246 €, ist der betreffende Haushalt (bzw. sind die in ihm lebenden Personen) als arm einzustufen.

Tabelle 4 gibt die entsprechenden Berechnungsergebnisse an. Da sich Zerlegungs- und ganzheitliche Variante lediglich in der Höhe der Bezugs-Armutsgrenze unterscheiden, ist hinsichtlich der Armutquote jeweils die Variante mit der höheren Bezugs-Armutsgrenze mit einem höheren Armutsniveau verbunden. Im vorliegenden ELES-Fall gilt dies bei Zugrundelegung der ELES-Skala für die ganzheitliche Variante.³¹ Bezüglich des Armutlückenverhältnisses weist die ganzheitliche Variante einen über zwei Prozentpunkte höheren Wert auf.³²

²⁹ Alternativ wurden in weiteren Berechnungsvarianten die nicht unähnlichen Gewichte der „neuen OECD-Skala“ (0,5 für weitere Erwachsene, 0,3 für Kinder) sowie die höheren Skalengewichte der alten OECD-Skala (0,7 für weitere Erwachsene, 0,5 für Kinder) verwendet (siehe hierzu Tabelle A.4 im Anhang). Dadurch, dass in den entsprechenden Berechnungen unterschiedliche, zum Teil *exogene* Äquivalenzskalen zugrunde gelegt werden, geht gewissermaßen ein Vorteil der Zerlegungs- gegenüber der ganzheitlichen Variante verloren. Es verbleibt aber der Vorteil, dass die Referenz-Armutsgrenze modellhaft-intrinsisch berechnet und kein allgemeiner Anteil am durchschnittlichen Äquivalenzeinkommen als allgemeine Armutsgrenze vorgegeben wird.

³⁰ In Anlehnung an die genannten „OECD-Skalen“ wurden die Altersgruppen „Bis 14 Jahre“ (Kinder) und „15 Jahre und älter“ („Erwachsene“) voneinander unterschieden.

³¹ Auch bei Zugrundelegung der neuen OECD-Skala ist dies der Fall; bei Verwendung der alten OECD-Skala ergibt sich indes eine umgekehrte Reihung (siehe Tabelle A.4 im Anhang).

³² Unterstellt man die neue OECD-Skala, liegt das Armutlückenverhältnis in der ganzheitlichen Variante um 0,3 Prozentpunkte höher als in der Zerlegungs-Variante. Demgegenüber ist bei Einkommensnormierung durch die alte OECD-Skala das Armutlückenverhältnis der Zerlegungs-Variante um 0,5 Prozentpunkte höher als in der ganzheitlichen Variante (siehe erneut Tabelle A.4 im Anhang).

Tabelle 4: Allgemeine Armutsquoten und Armutslückenverhältnisse nach der modifizierten Zerlegungs- und nach der ganzheitlichen Variante für Deutschland auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003 bei alternativer Zugrundelegung der ELES-Äquivalenzskala

Indikator	ELES-Skala*
<i>Modifizierte Zerlegungs-Variante:</i>	
Bezugs-Armutsgrenze (p. a.)	11.246 €
Armutsquote	7,6 %
Armutslückenverhältnis	19,4 %
<i>Ganzheitliche Variante:</i>	
Bezugs-Armutsgrenze (p. a.)	12.858 €
Armutsquote	11,5 %
Armutslückenverhältnis	21,5 %

* Haushaltsvorstand: 1,0; weitere Haushaltsmitglieder im Alter von 15 Jahren oder älter: 0,40; weitere Haushaltsmitglieder im Alter bis einschließlich 14 Jahren: 0,13

Quelle: Eigene Berechnungen (auf Basis der ELES-Schätzungen im Anhang in den Tabellen A.3a und A.3b)

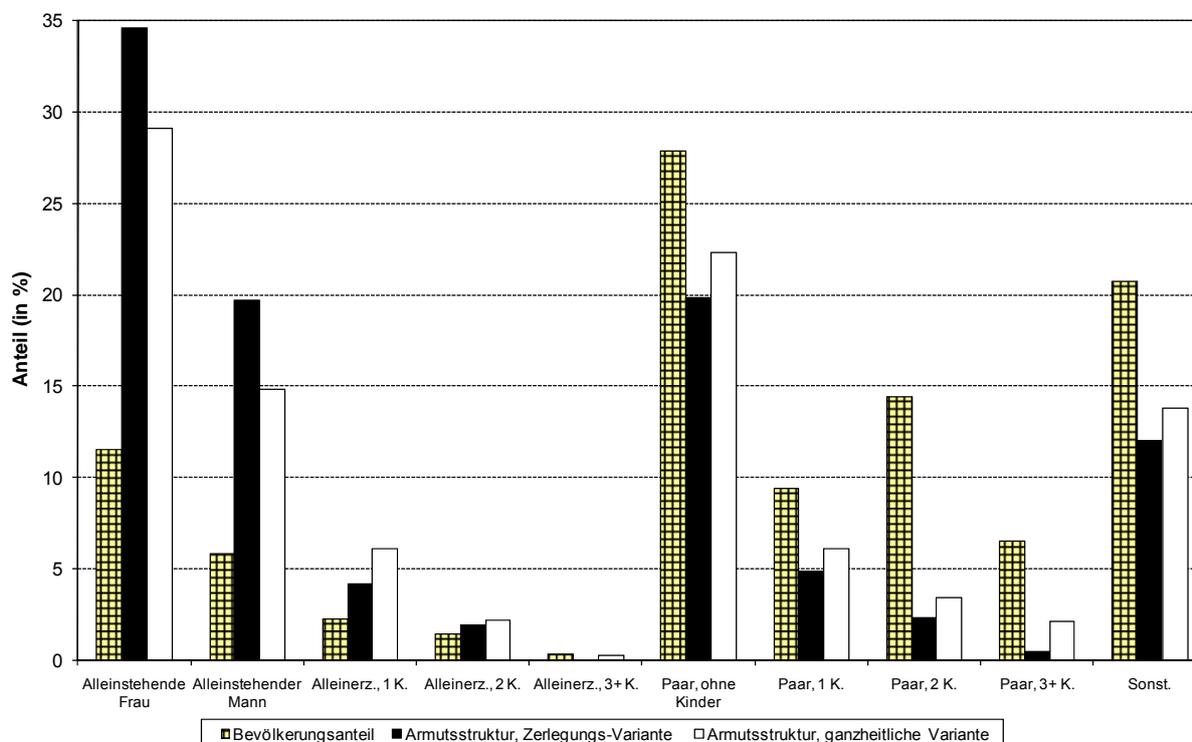
Abbildung 3 gibt die haushaltstypenspezifischen Strukturen der Armutspopulation in der Zerlegungs-Variante an und vergleicht diese Strukturen mit denen der ganzheitlichen Variante. Dabei wird deutlich, dass – verglichen mit den jeweiligen Bevölkerungsanteilen – Alleinstehenden-Haushalte und Alleinerziehenden-Haushalte jeweils ein überdurchschnittliches Armutsrisiko haben. Demgegenüber sind Paarhaushalte ohne Kinder³³ (bis 18 Jahre) in allen betrachteten Fällen unterproportional von Armut betroffen.

Grundsätzlich zeigt Abbildung 3 für beide Varianten eine ähnliche Struktur. Während dabei im Detail die Armuts-Anteile der Alleinstehenden-Haushalte in der Zerlegungs- größer als in der ganzheitlichen Variante sind, gilt für alle anderen Haushaltstypen das Umgekehrte.³⁴

³³ Auf Grund von datenbezogenen Restriktionen beinhaltet die Kategorie „Kinder“ hier und im Folgenden nur nicht-erwachsene Kinder.

³⁴ Tendenziell ist dies auch bei Verwendung der neuen OECD-Skala der Fall, wenngleich die Unterschiede zwischen beiden Varianten hier (noch) weniger ausgeprägt sind als bei Verwendung der ELES-Skala. Noch enger beisammen sind die Armutsstrukturen zwischen Zerlegungs- und ganzheitlicher Variante bei Zugrundelegung der alten OECD-Skala; die entsprechenden Unterschiede sind überwiegend vernachlässigenswert. Hinsichtlich der ausgewiesenen soziodemografisch differenzierten Armut sind – ungeachtet der quantitativen Differenzen – deren *Strukturen* zwischen den beiden unterschiedenen Varianten der Zerlegungs- und der ganzheitlichen Variante zumindest nicht unähnlich zueinander (siehe hierzu die Abbildungen A.1a und A.1b im Anhang).

Abbildung 3: Bevölkerungs- und Armutsstruktur 2003 in Deutschland nach dem Haushaltstyp in der Zerlegungs- und der ganzheitlichen Variante bei Zugrundelegung der ELES-Äquivalenzskala



Quelle: Eigene Berechnungen

6. Schlussbetrachtung

Es ist in der Literatur die Meinung vertreten worden, Bedarfsanpassungen der Haushaltseinkommen via Äquivalenzskalen stellten lediglich eine „Marginalie“ dar.³⁵ 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 – zumindest in der herkömmlichen ganzheitlichen Variante – vernachlässigt.

Hierdurch könnte nämlich der Boden für eine Pro-Haushalt-Normierung, bestenfalls für eine Pro-Kopf-Normierung der Haushaltseinkommen in Wohlstandsuntersuchungen bereitet werden, was insofern problematisch wäre, als in beiden Fällen Haushaltsgrößenersparnisse unangemessen berücksichtigt werden. Bei der Pro-Haushalt-Variante werden Haushaltsgrößenersparnisse in Höhe von 100 %, bei der Pro-Kopf-Variante in Höhe von 0 % unterstellt. Die Alltagserfahrung lehrt, dass sowohl die eine als auch die andere Variante unrealistisch ist: Ziehen zwei zuvor alleinlebende Erwachsene zusammen, so benötigen sie etwa keine zwei Waschmaschinen wie zuvor, sie verbrauchen auch nicht die doppelte Menge elektrischen Stroms im Vergleich zu vorher usw.; die Haushaltsgrößenersparnisse sind also größer als 0 %. Andererseits wird einer der beiden Erwachsenen nach dem Zusammenziehen auch nicht gleich vollständig „bedarfslos“. Er hat weiterhin – seien es auch nur minimale, existenzielle – Bedürfnisse, um weiterhin als vergesellschaftetes Wesen weiterleben zu können; die Haushaltsgrößenersparnisse betragen daher auch nicht 100 %.

³⁵ Vgl. Krämer 2000, S. 94.

Realistisch betrachtet, liegen also die mittels einer Äquivalenzskala ausgewiesenen Haushaltsgrößensparnisse oberhalb von 0 % und unterhalb von 100 %. Damit ist immer noch ein weites Spektrum an möglichen Skalenwerten gegeben, und es ist die Aufgabe des Forschers, mittels ihm geeignet erscheinender Methoden das Entscheidungsfeld einzuengen. Dass hier natürlich normative Elemente – etwa das Werturteil, welche Methode der Forscher für „angemessen“ erachtet – eine Rolle spielen, ist unbestritten, gleichwohl aber unumgänglich.

In dieser Arbeit wurden Äquivalenzrelationen und soziodemografisch differenzierte Armutsgrenzen auf ausgabenanalytischer Basis mittels des so genannten Erweiterten Linearen Ausgabensystems (ELES) berechnet. Ein bedeutsames Ergebnis war hierbei, dass die empirisch-modellbezogen gewonnenen Armutsgrenzen für Deutschland z. T. deutlich von den in Studien zur relativen Einkommensarmut häufig genutzten Armutsgrenzen „60 % des Einkommensmedians“ bzw. „50 % des arithmetischen Einkommensmittelwertes“ abweichen – gerade bei den Mehrpersonenhaushalten.

Der Krämer'sche „Frontalangriff“ auf die relative Armutsmessung³⁶ scheint zwar in seiner Schärfe³⁷ nicht nachvollziehbar, zumal die 50-Prozent-Armutsgrenze in Deutschland (in Bezug auf den arithmetischen Einkommensmittelwert) immerhin bei den Ein- und Zweipersonenhaushalten eine (näherungsweise) materielle Entsprechung in den bundesdeutschen Sozialhilfe-Sätzen hat.³⁸

Gleichwohl bleibt die Kritik an herkömmlichen relativen Armutsanalysen bestehen, dass die verwendeten Äquivalenzrelationen *exogen* gesetzt werden. Daher wurde in dieser Arbeit ein von der konventionellen Armutsmessung abweichender Weg beschritten. Konkret wurde der Vorschlag der Zerlegungs-Variante unterbreitet. Er beinhaltet den Vorteil einer größeren Unabhängigkeit von (exogenen) Äquivalenzrelationen und damit in dieser Hinsicht eine größere Werturteilsfreiheit der (Armut-)Analyse.³⁹

Die Zerlegungs-Methode hat zudem die Vorteile, dass das Fokus-Axiom der Armutsmessung in höherem Maße als bei der ganzheitlichen Variante erfüllt ist und – vor allem – dass kein letztlich willkürlicher Prozentsatz am durchschnittlichen (Äquivalenz-)Einkommen als Armutsgrenze festgelegt werden muss.

Alles in allem lassen daher m. E. einige Gründe die Zerlegungs-Variante als ernsthafte Alternative zur traditionellen, zur ganzheitlichen Form der Armutsmessung erscheinen.

³⁶ Vgl. Krämer 2000, vor allem S. 26-33.

³⁷ 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).

³⁸ Vgl. z. B. Strengmann-Kuhn 2003, S. 29.

³⁹ Gleichwohl ist bei der Zerlegungs-Variante die Definition der existenzminimalen Ausgaben normativ, wie oben bei der Diskussion des BASIS- versus des SUB-Konzeptes ersichtlich wurde.

Anhang:

Tabelle A.1a: OLS-Schätzungen für das soziodemografisch nicht differenzierte ELES:*

Ausgabenkategorie	Konstante (€ p. a.)	Grenzkonsumquote	R ²
NAHR	2.427,1	0,042	0,23
KLEID	476,5	0,028	0,20
WOHN	4.394,3	0,121	0,23
VERK	1.383,8	0,099	0,04
KOERP	-490,03	0,044	0,08
BILD	1.220,3	0,069	0,17
SONST	1.193,3	0,085	0,16

NAHR: Nahrungs- und Genussmittel, KLEID: Bekleidung und Schuhe, WOHN: Miete und Energie, VERK: Verkehr und Nachrichtenübermittlung, KOERP: Körper- und Gesundheitspflege, BILD: Bildung und Unterhaltung, SONST: Sonstige Ausgaben des Privaten Verbrauchs

* alle Parameter signifikant bei Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 %, R²: korrigiertes Bestimmtheitsmaß

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle A.1b: OLS-abgeleitete Subsistenz- bzw. Basisausgaben (in € p. a.):

Ausgabenkategorie	(Güter-spezifische) Subsistenzausgaben, Basisausgaben
NAHR	3.290,4
KLEID	1.056,0
WOHN	6.899,4
VERK	3.429,7
KOERP	415,5
BILD	2.649,8
SONST	2.962,3
SUB	20.703,1
BASIS	14.675,5

NAHR: Nahrungs- und Genussmittel, KLEID: Bekleidung und Schuhe, WOHN: Miete und Energie, VERK: Verkehr und Nachrichtenübermittlung, KOERP: Körper- und Gesundheitspflege, BILD: Bildung und Unterhaltung, SONST: Sonstige Ausgaben des Privaten Verbrauchs, SUB: Subsistenzausgaben, BASIS: Basisausgaben

SUB = NAHR + KLEID + WOHN + VERK + KOERP + BILD + SONST

BASIS = NAHR + KLEID + WOHN + VERK

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle A.2a: OLS-Schätzungen für das nach der Haushaltsgröße differenzierte ELES:¹⁾

Ausgaben-kategorie	Konstante (€ p. a.)	Grenzkonsumquote	2-PHH	3-PHH	4-PHH	5-PHH	6-PHH	R ²
NAHR	1.632,6	0,019	1.645,0	2.459,3	3.083,7	3.741,3	4.456,3	0,45
KLEID	329,1	0,023	300,1	475,2	671,8	715,1	944,7	0,22
WOHN	3.859,3	0,106	1.146,3	1.526,2	1.933,0	2.562,6	3.274,1	0,24
VERK	898,3	0,088	954,7	1.577,9	1.434,5	1.640,5	761,6*	0,05
KOERP	-364,2	0,052	-169,7	-839,4	-1.272,9	-1.241,8	-1.481,4	0,10
BILD	949,1	0,061	619,8	596,0	1.141,2	1.446,2	1.722,0	0,18
SONST	840,0	0,084	831,6	397,4	1.75,0*	60,7*	-565,6*	0,16

¹⁾ Einpersonenhaushalte als Referenzhaushaltstypus

NAHR: Nahrungs- und Genussmittel, KLEID: Bekleidung und Schuhe, WOHN: Miete und Energie, VERK: Verkehr und Nachrichtenübermittlung, KOERP: Körper- und Gesundheitspflege, BILD: Bildung und Unterhaltung, SONST: Sonstige Ausgaben des Privaten Verbrauchs, PHH: Personenhaushalt

* nicht-signifikant bei Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 %, Parameter ansonsten signifikant, R²: korrigiertes Bestimmtheitsmaß

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle A.2b: OLS-abgeleitete Subsistenz- bzw. Basisausgaben (in € p. a.):

Ausgaben-kategorie	1-PHH	2-PHH	3-PHH	4-PHH	5-PHH	6-PHH
NAHR	1.910,1	3.736,5	4.580,4	5.237,9	5.955,5	6.676,8
KLEID	665,6	1.185,9	1.396,7	1.633,5	1.749,4	1.986,8
WOHN	5.385,0	7.529,3	8.071,0	8.660,7	9.619,2	10.366,1
VERK	2.167,9	3.952,9	4.711,1	4.719,5	5.199,5	4.349,9
KOERP	384,4	704,4	384,4 ^x	384,4 ^x	384,4 ^x	384,4 ^x
BILD	1.830,2	3.026,4	3.096,1	3.746,6	4.241,9	4.538,0
SONST	2.050,7	3.674,2	3.368,7	3.291,0	3.438,0	2.839,6
SUB	14.393,9	23.809,7	25.608,4	27.673,6	30.587,9	31.141,5
BASIS	10.128,6	16.404,7	18.759,2	20.251,6	22.523,6	23.379,5

NAHR: Nahrungs- und Genussmittel, KLEID: Bekleidung und Schuhe, WOHN: Miete und Energie, VERK: Verkehr und Nachrichtenübermittlung, KOERP: Körper- und Gesundheitspflege, BILD: Bildung und Unterhaltung, SONST: Sonstige Ausgaben des Privaten Verbrauchs, SUB = NAHR + KLEID + WOHN + VERK + KOERP + BILD + SONST; BASIS = NAHR + KLEID + WOHN + VERK, PHH: Personenhaushalt; x: (wegen der Einhaltung der ELES-Budgetrestriktion nicht ganz unproblematische) Setzung des Wertes auf den des Referenzhaushaltstyps als Folge eines unplausiblen Schätzwertes

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle A.3a: OLS-Schätzungen für das nach dem Alter differenzierte ELES:¹⁾

Ausgabenkategorie	Konstante (€ p. a.)	Grenzkonsumquote	Erwachsene	Kinder	R ²
NAHR	1.886,6	0,018	1.271,9	599,0	0,46
KLEID	365,7	0,023	240,4	154,6	0,22
WOHN	4.069,1	0,107	703,9	503,0	0,24
VERK	1.068,6	0,085	965,4	-168,7*	0,05
KOERP	-302,9	0,052	-365,9	-406,9	0,09
BILD	1.059,0	0,063	271,3	367,4	0,18
SONST	1.178,7	0,085	117,4	-230,8	0,16

¹⁾ Einpersonenhaushalte als Referenzhaushaltstypus

NAHR: Nahrungs- und Genussmittel, KLEID: Bekleidung und Schuhe, WOHN: Miete und Energie, VERK: Verkehr und Nachrichtenübermittlung, KOERP: Körper- und Gesundheitspflege, BILD: Bildung und Unterhaltung, SONST: Sonstige Ausgaben des Privaten Verbrauchs, Erwachsene: Weitere Haushaltsmitglieder im Alter von 15 Jahren oder älter, Kinder: Weitere Haushaltsmitglieder im Alter bis einschließlich 14 Jahre

* nicht-signifikant bei Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 %, Parameter ansonsten signifikant, R²: korrigiertes Bestimmtheitsmaß

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle A.3b: OLS-abgeleitete Subsistenz- bzw. Basisausgaben (in € p. a.):

Ausgabenkategorie	1-PHH	Erwachsene	Kinder
NAHR	2.190,7	1.376,4	625,7
KLEID	751,1	372,8	188,4
WOHN	5.832,7	1.310,0	657,3
VERK	2.471,8	1.447,5	0 ^x
KOERP	556,4	0 ^x	0 ^x
BILD	2.093,5	626,8	458,1
SONST	2.586,5	601,1	0 ^x
SUB	16.482,6	5.734,6	1.929,4
BASIS	11.246,3	4.506,7	1.471,4

NAHR: Nahrungs- und Genussmittel, KLEID: Bekleidung und Schuhe, WOHN: Miete und Energie, VERK: Verkehr und Nachrichtenübermittlung, KOERP: Körper- und Gesundheitspflege, BILD: Bildung und Unterhaltung, SONST: Sonstige Ausgaben des Privaten Verbrauchs, SUB: Subsistenzausgaben, BASIS: Basisausgaben, 1-PHH: Einpersonenhaushalt, Erwachsene: Weitere Haushaltsmitglieder im Alter von 15 Jahren oder älter, Kinder: Weitere Haushaltsmitglieder im Alter bis einschließlich 14 Jahre; SUB = NAHR + KLEID + WOHN + VERK + KOERP + BILD + SONST; BASIS = NAHR + KLEID + WOHN + VERK, x: (wegen der Einhaltung der ELES-Budgetrestriktion nicht ganz unproblematische) Setzung des Wertes auf den des Referenzhaushaltstyps als Folge eines unplausiblen Schätzwertes

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle A.4: Allgemeine Armutsquoten und Armutslückenverhältnisse nach der modifizierten Zerlegungs- und nach der ganzheitlichen Variante für Deutschland auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003 bei alternativer Zugrundelegung der neuen versus der alten OECD-Äquivalenzskala

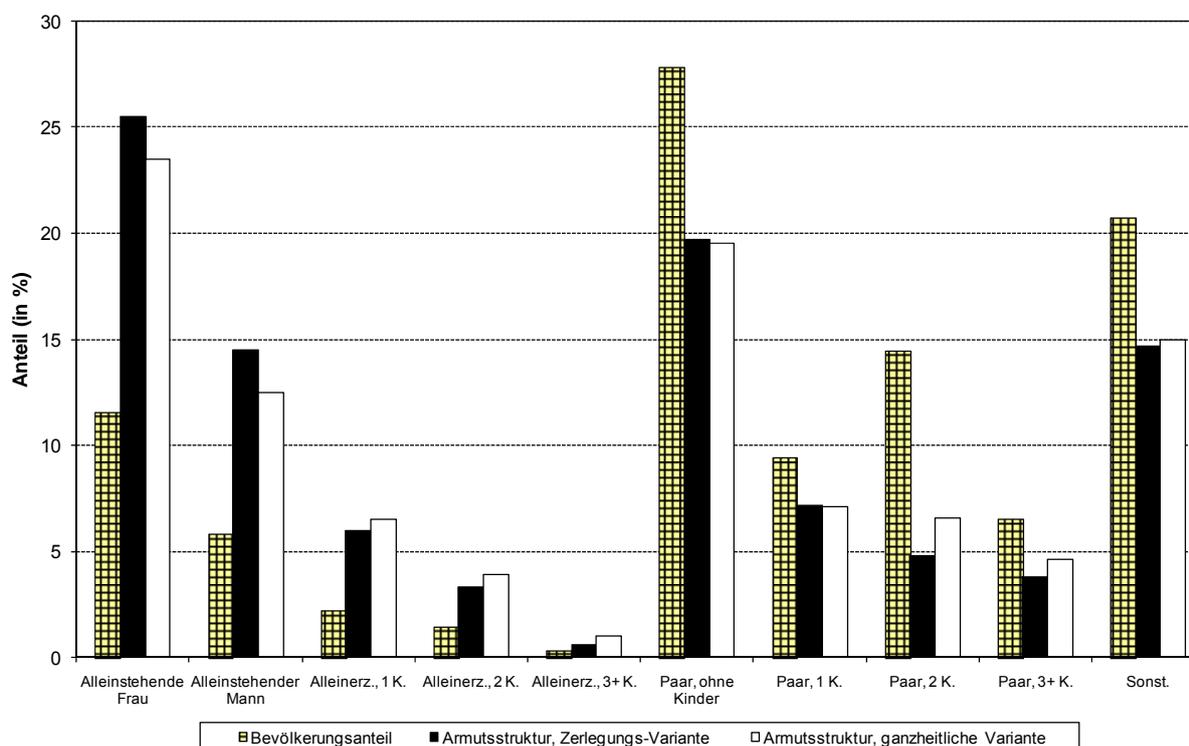
Indikator	Neue OECD-Skala ^{a)}	Alte OECD-Skala ^{b)}
<i>Modifizierte Zerlegungs-Variante:</i>		
Bezugs-Armutsgrenze (p. a.)	11.246 €	11.246 €
Armutsquote	10,2 %	12,1 %
Armutslückenverhältnis	19,4 %	18,8 %
<i>Ganzheitliche Variante:</i>		
Bezugs-Armutsgrenze (p. a.)	11.414 €	9.791 €
Armutsquote	10,7 %	10,7 %
Armutslückenverhältnis	19,7 %	18,3 %

a) Haushaltsvorstand: 1,0; weitere Haushaltsmitglieder im Alter von 15 Jahren oder älter: 0,50; weitere Haushaltsmitglieder im Alter bis einschließlich 14 Jahren: 0,30

b) Haushaltsvorstand: 1,0; weitere Haushaltsmitglieder im Alter von 15 Jahren oder älter: 0,70; weitere Haushaltsmitglieder im Alter bis einschließlich 14 Jahren: 0,50

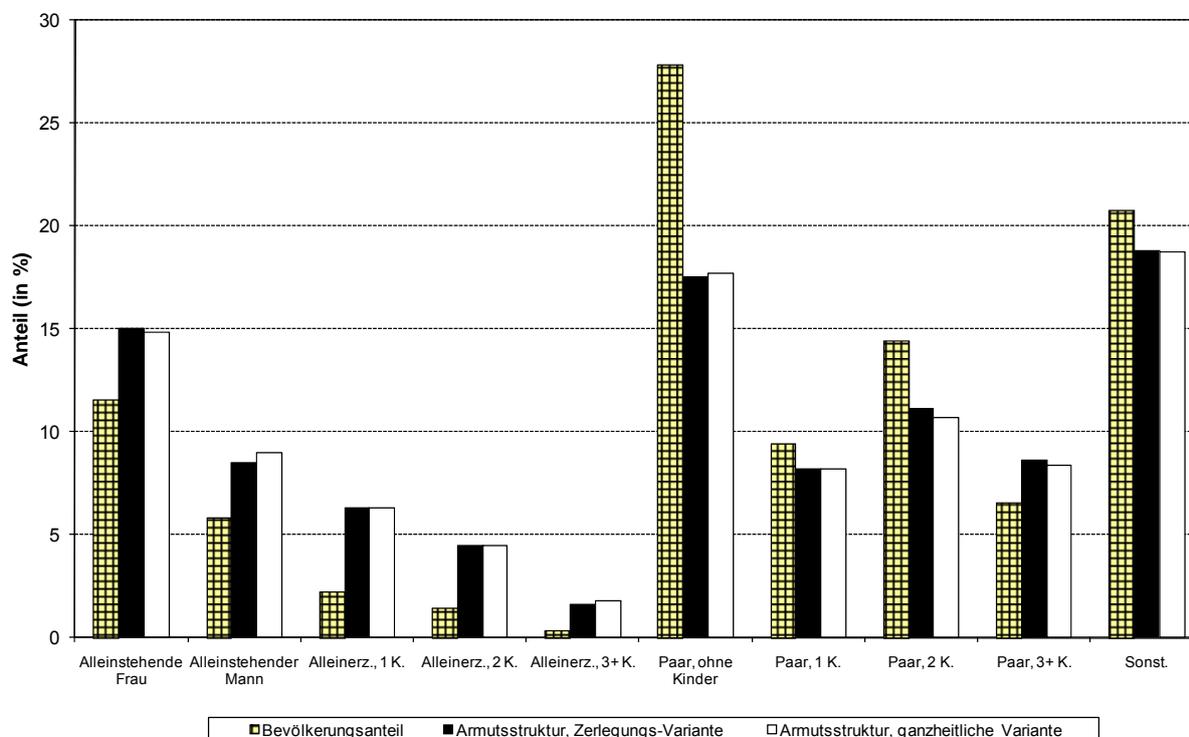
Quelle: Eigene Berechnungen

Abbildung A.1a: Bevölkerungs- und Armutsstruktur 2003 in Deutschland nach dem Haushaltstyp in der Zerlegungs- und der ganzheitlichen Variante bei Zugrundelegung der neuen OECD-Äquivalenzskala



Quelle: Eigene Berechnungen

Abbildung A.1b: Bevölkerungs- und Armutsstruktur 2003 in Deutschland nach dem Haushaltstyp in der Zerlegungs- und der ganzheitlichen Variante bei Zugrundelegung der alten OECD-Äquivalenzskala



Quelle: Eigene Berechnungen

Literaturverzeichnis

Becker, I./Hauser, R. (2003): Anatomie der Einkommensverteilung. Ergebnisse der Einkommens- und Verbrauchsstichproben 1969-1998, Berlin.

Clark, A. E./Oswald, A. J. (1996): Satisfaction and Comparison Income. In: Journal of Public Economics, Jg. 61, S. 359-381.

Coulter, F. A. E./Cowell, F. A./Jenkins, S. P. (1992): Equivalence Scale Relativities and the Extent of Inequality and Poverty. In: Economic Journal, Jg. 102, S. 1.067-1.082.

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

Faik, J. (1997): Institutionelle Äquivalenzskalen als Basis von Verteilungsanalysen – Eine Modifizierung der Sozialhilfeskala. In: Becker, I./Hauser, R. (Hrsg.): Einkommensverteilung und Armut. Deutschland auf dem Weg zur Vierfünftel-Gesellschaft? Frankfurt am Main/New York, S. 13-42.

Faik, J. (2005): Armut ökonomisch betrachtet. In: WiSt – Wirtschaftswissenschaftliches Studium, Heft 10, S. 542-547.

Faik, J./Hauser, R. (1998): Untersuchung der notwendigen Ausgaben größerer Haushaltsgemeinschaften, Gutachten im Auftrag des Bundesministeriums für Gesundheit, Frankfurt am Main, 30.04.1998 (mimeo).

Frey, B. S./Stutzer, A. (2002): Happiness & Economics. How the Economy and Institutions Affect Human Well-Being, Oxford.

Hübinger, W. (1996): Prekärer Wohlstand. Analysen zu einer neuen Perspektive der Armutsdiskussion, Freiburg.

Krämer, W. (2000): Armut in der Bundesrepublik. Zur Theorie und Praxis eines überforderten Begriffs, Frankfurt am Main/New York.

Merz, J. (1980): Die Ausgaben privater Haushalte. Ein mikroökonomisches Modell für die Bundesrepublik Deutschland, Frankfurt am Main/New York.

Missong, M. (2004): Demographisch gegliederte Nachfragesysteme und Äquivalenzskalen für Deutschland. Eine empirische Überprüfung neoklassischer Ansätze anhand der Daten der Einkommens- und Verbrauchsstichproben, Berlin.

Schröder, C. (2004): Variable Income Equivalence Scale. An Empirical Approach, Heidelberg/New York.

Strengmann-Kuhn, W. (2003): Armut trotz Erwerbstätigkeit. Analysen und sozialpolitische Konsequenzen, Frankfurt am Main/New York.

Symbolverzeichnis

Symbol	Bedeutung
A_i	Ausgaben der i-ten Gütergruppe
α	Allgemeiner (Einkommens-)Mittelwertanteil
α_i	(Einkommens-)Mittelwertanteil der i-ten Personengruppe
b_i	Marginale ELES-Konsumquote der i-ten Gütergruppe in Bezug auf den Privaten Verbrauch
β	Sensitivitäts-Parameter des Armutsindex nach Foster/Grear/Thorbecke
C_p^2	Quadrierter (Einkommens-)Variationskoeffizient in der Gruppe der Armen
g_i	Äquivalenzskalengewicht der i-ten Untersuchungseinheit
G_i	Äquivalenzrelation der i-ten Untersuchungseinheit bzw. der i-ten Personengruppe
γ_i	ELES-Subsistenzausgaben der i-ten Gütergruppe
H	Allgemeine Armutsquote
H_i	Armutsquote der i-ten Personengruppe
\bar{H}	Durchschnittliche Armutsquote
I	Allgemeines Armutslückenverhältnis
I_i	Armutslückenverhältnis der i-ten Personengruppe
\bar{I}	Durchschnittliches Armutslückenverhältnis
μ^*	Arithmetischer Mittelwert des Haushaltsäquivalenzeinkommens (bzw. durchschnittliches Haushaltsäquivalenzeinkommens)

μ_i	Arithmetischer Einkommensmittelwert (bzw. durchschnittliches Einkommen) der i-ten Personengruppe
μ_i^*	Arithmetischer Äquivalenzeinkommensmittelwert (bzw. durchschnittliches Äquivalenzeinkommen) der i-ten Personengruppe
μ_p	Arithmetischer Einkommensmittelwert (bzw. durchschnittliches Einkommen) der Armen
μ_{pi}	Arithmetischer Einkommensmittelwert (bzw. durchschnittliches Einkommen) der Armen in der i-ten Personengruppe
n_i	Populationsgröße der i-ten Personengruppe
p	Armenanzahl insgesamt
P_{FGT}	Armutsindex nach Foster/Grear/Thorbecke
p_i	Armenanzahl in der i-ten Personengruppe
P_S	Sen'scher Armutsindex
R_p	Ginikoeffizient der Armen
σ_p^2	Einkommensvarianz in der Gruppe der Armen
Y_i	Haushaltseinkommen der i-ten Untersuchungseinheit
Y_i^*	Haushaltsäquivalenzeinkommen der i-ten Untersuchungseinheit
Y_{min}^*	Allgemeine Armutsgrenze
$Y_{min,i}^*$	Armutsgrenze der i-ten Personengruppe

Folgende FaMa-Diskussionspapiere sind bisher erschienen (Stand: 15. September 2009):

FaMa-Diskussionspapier 1/2009: Is the German Personal Income Distribution Constant or Variable over Time? Cross-section Analyses for Germany 1969-2003 (Jürgen Faik).

FaMa-Diskussionspapier 2/2009: Alternative Verfahren zur Messung von Armut: Ganzheitliche Methode versus Zerlegungsansatz (Jürgen Faik).

Alle vorgenannten Diskussionspapiere stehen unter <http://www.fama-nfs.de> zum Download als PDF-Files zur Verfügung.



Nikolausstraße 10
D-65936 Frankfurt/Main
<http://www.fama-nfs.de>
info@fama-nfs.de
Tel. +49(0)69-34409710
Fax: +49(0)69-34409714