

Beerlage, Bernhard

Working Paper

An Alternative Attempt to Measure Poverty by Analyzing Relative Income Based Poverty Lines in the Federal Republic of Germany

LIS Working Paper Series, No. 59

Provided in Cooperation with:

Luxembourg Income Study (LIS)

Suggested Citation: Beerlage, Bernhard (1990) : An Alternative Attempt to Measure Poverty by Analyzing Relative Income Based Poverty Lines in the Federal Republic of Germany, LIS Working Paper Series, No. 59, Luxembourg Income Study (LIS), Luxembourg

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/160731>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

Luxembourg Income Study Working Paper Series

Working Paper No. 59

**An Alternative Attempt to Measure Poverty by
Analyzing Relative Income Based Poverty Lines in the
Federal Republic of Germany**

Bernhard Beerlage

September 1990

(scanned copy)



**Ein alternativer Ansatz zur
Charakterisierung von Armutsmaßen
mit einer Analyse
der relativen Einkommensarmut
in der Bundesrepublik Deutschland**

Diplomarbeit

von

Bernhard Beerlage

angefertigt unter Anleitung von

Prof. Dr. Walter Krämer

**Der Abteilung Statistik
an der Universität Dortmund
vorgelegt im September 1990**

This paper written by Bernhard Beerlage is a result of using LIS database. It is submitted for entry into the LIS working paper series. Thank you for access to the data.

Inhaltsverzeichnis

1. Einleitung	1
2. Grundlagen	2
2.1 Definition von Armut	2
2.2 Angleichung der Einkommen an die Haushaltsgröße	4
2.3 Berechnung der Armutsgrenze	6
2.4 Festlegung der Person als Berechnungseinheit	7
3. Eine Klasse von Armutsmaßen	8
3.1 Bezeichnungen und Beispiele	8
3.2 Technische Anforderungen	12
3.3 Inhaltliche Anforderungen	13
3.4 Verhalten bei Einkommensveränderungen	15
3.5 Auswirkung von Veränderung der Grundlagen	24
3.6 Vergleiche zwischen Armutsmaßen dieser Klasse	30
4. Armut in der Bundesrepublik Deutschland	33
4.1 Beschreibung der Daten	33
4.2 Berechnung der relativen Armutsgrenzen	34
4.3 Entwicklung der relativen Einkommensarmut	37
4.4 Anfälligkeit für Armut	43
5. Zusammenfassung	53
6. Anhang	54
Anhang 1: Maßzahlen zur Entwicklung der Armut	54
Anhang 2: Maßzahlen zur Anfälligkeit für Armut	61
7. Literaturverzeichnis	75

1. Einleitung

Unter den Begriff Armut fällt schon lange nicht mehr allein der Kampf gegen Hunger. Der Mangel an Gütern, die zur physischen Existenz notwendig sind, ist heute hauptsächlich ein Problem in den sogenannten Entwicklungsländern. Aber auch in den wirtschaftlich bedeutenden Ländern ist - häufig unter dem Schlagwort "neue Armut" - bei der Unterschreitung eines soziokulturellen Existenzminimums von Armut die Rede. Zu den Auswirkungen von Armut heißt es in der Brockhaus-Enzyklopädie (1987), daß Armut eine "gravierende Beeinträchtigung der physischen (erhöhte Krankheitsanfälligkeit) und psychischen Gesundheit (erhöhte Agressivität, Apathie) bewirken" kann. Sie "führt zu einem Wohlstandsverlust des Staates, weil ein Teil des Produktionsfaktors Arbeit brachliegt und die sozialen Kosten der Armut eine produktive Verwendung finanzieller Mittel in anderen Bereichen verhindern." Dies spiegelt sich auch in der aktuellen sozialpolitischen Diskussion in Europa wieder. Den Grund gibt Geisen (1989) an: "44 Millionen Menschen in den Ländern der Europäischen Gemeinschaft leben von weniger als der Hälfte des in ihrem Land verdienten Durchschnittseinkommens." Daher führte die Europäische Gemeinschaft Armutsbekämpfungsprogramme durch. Wie Geisen (1989) weiter ausführt, unterstützte die Europäische Gemeinschaft von 1986 bis 1989 im Rahmen des zweiten Programms dieser Art 90 Aktionsforschungsprojekte. Um die Wirksamkeit solcher Programme zu überprüfen, muß man Armut messen können. Sinnvoll ist außerdem eine Identifi-

zierung der Gruppen, die besonderer Hilfe bedürfen. Neben der oben erwähnten Anzahl der Armen gibt es dazu eine Vielzahl weiterer Maßzahlen.

In dieser Arbeit wird eine Klasse von Armutsmaßen vorgestellt. Im zweiten Kapitel beschreibe ich die Grundlagen der Armutsmessung. Das dritte Kapitel befaßt sich mit der Charakterisierung von Armutsmaßen. Die Auswertung der aus Einkommensstichproben für die Bundesrepublik Deutschland berechneten Armutsmaße ist Inhalt des vierten Kapitels. Es werden Unterschiede zwischen den Armutsmaßen verdeutlicht und außerdem wird die Entwicklung von Armut und die Anfälligkeit für Armut beschrieben.

2. Grundlagen

2.1 Definition von Armut

In dieser Arbeit stelle ich Möglichkeiten zur Quantifizierung von Armut vor. Da Armut vor allem subjektiv empfundener und erlittener Mangel ist, liegt die erste Schwierigkeit darin, den Ausgangspunkt der Messung zu bestimmen. Daher werde ich zunächst eine Definition von Armut angeben. Hagenaars und de Vos (1987) zeigen dazu drei verschiedene Ansätze auf:

- a) Arm ist, wer weniger hat als ein objektiv definiertes absolutes Minimum.
- b) Arm ist, wer weniger hat als andere in der Gesellschaft.
- c) Arm ist, wer sich arm fühlt.

Da die absolute Armutsgrenze aus Definition a) sehr schwierig wirklich objektiv zu bestimmen ist und sich im Laufe der Zeit und von Staat zu Staat unterschiedliche Auffassungen von einem Minimaleinkommen ergeben, möchte ich diesen Ansatz nicht weiter verfolgen.

Auch den subjektiven Ansatz c) werde ich nicht weiter betrachten, da ein einheitlicher Armutsbegriff in unserem Wertesystem nicht existiert und somit zwei in vollkommen gleichartigen Verhältnissen lebende Personen zu unterschiedlichen Einschätzungen gelangen. Daher wäre bei diesem Ansatz eine spezielle Befragung zur persönlichen Einordnung nötig.

Da häufig Daten über die Einkommensverteilung der Bevölkerung vorliegen oder Einkommensstichproben existieren, wähle ich in dieser Arbeit den mittleren Ansatz.

Definition: (relative Einkommensarmut)

Eine Person lebt in relativer Einkommensarmut genau dann, wenn ihr Einkommen echt unterhalb einer Armutsgrenze liegt. Diese Armutsgrenze ist durch die Einkommen aller in der Gesellschaft bestimmt.

Dies entspricht in der Bezeichnung von Donaldson und Weymark der schwachen Definition von Armut. Nach der starken Definition von Armut bezeichnen diese Autoren dagegen auch Personen mit Einkommen genau in Höhe der Armutsgrenze als arm.

In den folgenden beiden Abschnitten stelle ich die Handhabung des Einkommensbegriffs und die Berechnung der Armutsgrenze vor.

2.2 Angleichung der Einkommen an die Haushaltsgröße

Als Untersuchungseinheit für die Armutsmessung wähle ich den Haushalt, da damit die ökonomischen Vorteile, die Haushalte mit mehreren Personen haben, berücksichtigt werden können. Unter diesen ökonomischen Vorteilen verstehe ich zum Beispiel die Ersparnisse durch gemeinsames Bewohnen einer Wohnung. Nun sind diese ökonomischen Vorteile aber nicht so groß, daß bei gleichem Einkommen einem Mehr-Personen-Haushalt der gleiche Lebensstandard ermöglicht wird wie einem Ein-Personen-Haushalt. Daher berechne ich für jeden Haushalt ein Äquivalenzeinkommen aus dem wahren Haushaltseinkommen. Dieses Äquivalenzeinkommen von Mehr-Personen-Haushalten soll dem Einkommen entsprechen, das ein Ein-Personen-Haushalt zur Erreichung des gleichen Lebensstandards benötigt. Ich berechne also nicht wie beispielsweise Buhmann und andere (1988) Äquivalenzeinkommen für die sogenannte Standardfamilie, bestehend aus Vater, Mutter und einem Kind.

Um solche Äquivalenzeinkommen zu berechnen, bedient man sich zum Beispiel in der Bundesrepublik Deutschland zur Berechnung der Sozialhilfesätze der sogenannten Regelsatzproportionen, die dem Haushaltsvorstand ein Gewicht von 1 und - je nach Lebensalter - weiteren Haushaltsmitgliedern ein Gewicht zwischen 0,45 und 0,9 zuweisen. Das Äquivalenzeinkommen ist dann der Quotient aus Haushaltseinkommen und Summe der Gewichte. In den USA und Kanada beispielsweise wird außerdem davon ausgegangen, daß Haushaltsvorstände, die 65 Jahre oder älter sind einen geringeren Bedarf haben als jüngere Personen.

Buhmann und andere (1988) stellen zur Berechnung des Äquivalenzeinkommens einen anderen Ansatz vor. Das Äqui-

valenzeinkommen eines Haushaltes berechnen sie, indem das Haushaltseinkommen durch die e -te Potenz der Haushaltsgröße dividiert wird. Dem schlieÙe ich mich hier an.

Definition: (Äquivalenzeinkommen)

Das Äquivalenzeinkommen eines Haushalts ist der Quotient aus Haushaltsgesamteinkommen und der e -ten Potenz der Haushaltsgröße. Die Äquivalenzelastizität e soll dabei aus dem Intervall $[0,1]$ sein.

Die Wahl des Parameters e hat damit natürlich großen Einfluß auf das Äquivalenzeinkommen. Wähle ich $e = 0$, so halte ich die Kosten für einen bestimmten Lebensstandard für jede Haushaltsgröße für gleich. Wähle ich $e = 1$, so schätze ich die Kosten für einen Haushalt so hoch ein, daß ein Haushalt mit k Personen, um den selben Lebensstandard zu erreichen, gerade k mal soviel Einkommen haben muß, wie ein Haushalt mit nur einer Person. Das entspricht also einer Nicht-Anpassung des Haushaltseinkommens oder einer Pro-Kopf-Anpassung. Wählt man dagegen e aus dem offenen Intervall $(0,1)$, so ist die Anpassung für ein weiteres Haushaltsmitglied umso geringer, je größer die Anzahl der bereits vorhandenen Haushaltsmitglieder ist.

In ihrem Artikel benutzen Buhmann und andere (1988) vier verschiedene Werte für e , die sie aus den bisher in Anwendungen verwandten Äquivalenzelastizitäten ausgewählt haben. Sie unterscheiden zwei Gruppen von Äquivalenzelastizitäten.

Zum einen die Gruppe der von sogenannten Experten festgesetzten Äquivalenzelastizitäten. Zu dieser Gruppe gehört die hauptsächlich zur Berechnung von Armutsquoten benutzte Äquivalenzelastizität $e = 0,72$. Ebenso in diese

Gruppe gehört der Wert $e = 0,55$, der bisher zur Überprüfung der Wirksamkeit sozialer Programme benutzt wird.

Zum anderen die Gruppe der Äquivalenzelastizitäten, die aufgrund von Umfrageergebnissen ermittelt worden sind. Hierzu gehört mit $e = 0,36$ ein am Verbrauch orientierter Wert und mit $e = 0,25$ ein nach dem Empfinden der Befragten ermittelter Wert.

Je größer der Wert von e gewählt ist, umso mehr verringert sich das Äquivalenzeinkommen gegenüber dem wirklichen Haushaltseinkommen. Ich werde im vierten Kapitel diese vier Äquivalenzelastizitäten betrachten, um die Auswirkung der Wahl dieses Parameters auf Armutsgrenze und Armutsmaß aufzuzeigen.

2.3 Berechnung der Armutsgrenze

Wie schon oben gesagt, bezeichne ich die Personen als arm, die weniger als andere in der Gesellschaft haben. Um einen solchen Vergleichswert für das Einkommen der anderen in der Gesellschaft festzulegen, berechne ich aus den Äquivalenzeinkommen aller Haushalte den Median. Damit erreiche ich, daß eventuellen Ausreißern keine zu große Bedeutung zukommt.

Der Median allein ist aber keine geeignete Armutsgrenze, weil damit Armut nur durch eine vollkommene Gleichverteilung beseitigt werden kann. Außerdem ist durch den Median oder ein anderes Quantil der Einkommensverteilung die Armutsquote von vornherein festgelegt. Daher lege ich die Armutsgrenze folgendermaßen fest.

Definition: (Armutsgrenze)

Die Armutsgrenze ist ein bestimmter Prozentsatz des Medians der Äquivalenzeinkommen aller Haushalte

Kann sich jemand aufgrund seines Einkommens einen Lebensstandard nicht leisten, der halb so hoch ist wie der mittlere Lebensstandard, so ist er mit der 50 Prozent Armutsgrenze arm.

Wegen der großen Bedeutung der Armutsgrenze für ein Armutsmaß betrachte ich in der Anwendung im vierten Kapitel verschiedene Prozentsätze. Wie auch Hauser und andere (1986) wähle ich die Werte 40, 50 und 60 Prozent. Habe ich diese Armutsgrenze einmal festgelegt, so bleibt sie in der weiteren Untersuchung ein fester Wert. Das ist besonders wichtig, wenn ich zur Betrachtung bestimmter Bevölkerungsgruppen übergehe, die natürlich andere mittlere Einkommen haben.

2.4 Festlegung der Person als Berechnungseinheit

Ich gehe davon aus, daß in einem Haushalt die Verteilung der Güter gleichmäßig erfolgt und somit in einem Haushalt jede Person den gleichen Lebensstandard hat. Damit empfindet auch jede Person in diesem Haushalt den gleichen Mangel, beziehungsweise hat die gleiche Wohlfahrtsposition.

Berechne ich das Armutsmaß aus den Äquivalenzeinkommen der Haushalte, so bekommt eine arme Person aus einem Ein-Personen-Haushalt ein größeres Gewicht als eine arme Person aus einem Mehr-Personen-Haushalt. In die Berechnung des Armutsmaßes soll aber jede Person mit dem

gleichen Gewicht eingehen. Daher betrachte ich im folgenden einen Vektor der Wohlfahrtspositionen der Bevölkerung. Jedes Mitglied der Bevölkerung taucht also mit der Höhe des Äquivalenzeinkommens seines Haushaltes in diesem Vektor auf. Ich nenne den Vektor auch einfach Einkommensvektor. Die Länge n des Vektors ist die Mächtigkeit der Bevölkerung .

3. Eine Klasse von Armutsmaßen

3.1 Bezeichnungen und Beispiele

Als Ausgangspunkt für die Messung von Armut wähle ich den geordneten Vektor $y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$ der n positiven Einkommen, $0 < y_1 \leq y_2 \leq \dots \leq y_n$. Aus dem Einkommensvektor ergibt sich die Mächtigkeit der Bevölkerung n . Durch die Berechnung der Armutsgrenze nach dem Verfahren aus Abschnitt 2.3 sind die Armutsgrenze z und die Anzahl der Einkommen unterhalb der Armutsgrenze q festgelegt. Damit bestimme ich ein Armutsmaß folgendermaßen :

Definition: (Armutsmaß)

Ein Armutsmaß P ist eine Abbildung vom Raum der Vektoren mit ausschließlich echt positiven Komponenten in den Raum der positiven reellen Zahlen.

Ich bezeichne mit $r_i = (z - y_i) / z$ den Armutsgrad der Untersuchungseinheit i für $1 \leq i \leq q$. Der Armutsgrad ist also die relative Abweichung des Einkommens von der Armutsgrenze.

Sen (1976) stellt einen Index vor. Er setzt die gewichtete Summe der Armutsgrade ins Verhältnis zu der

Gesamtanzahl der Untersuchungseinheiten. Dabei erfolgt die Gewichtung mit der Rangfolge der Armen und einem Normierungsfaktor. Für Sen (1976) hängt ein Armutsmaß neben dem Einkommensvektor von einer unabhängig festgesetzten Armutsgrenze ab. Doch es läßt sich auch gemäß obiger Definition bestimmen, wenn man die Armutsgrenze entsprechend berechnet. Das Maß hat folgende Gestalt:

$$P_s = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q r_i \frac{2 \cdot (q + 1 - i)}{(q + 1)} .$$

Ich greife diesen Ansatz auf. Damit das Problem der Zuordnung von Rängen bei den gleichhohen Wohlfahrtspositionen eines Haushalts nicht mehr auftreten kann, wähle ich anstelle des Produktes aus Armutsgrad und Gewichtungsfaktor einen Mangelfaktor, der nur von der Größe des Armutsgrades abhängt. Der Mangelfaktor ist also eine Funktion von Armutsgrenze und dem Einkommen einer armen Person i , mit $1 \leq i \leq q$. Ich bezeichne den Mangelfaktor kurz mit $f(r_i)$. Dieser Faktor ist auch inhaltlich für ein Armutsmaß gerechtfertigt. Denn für das Empfinden von Einkommensarmut ist der Mangel an Einkommen ausschlaggebend.

Damit erhalte ich folgendes Armutsmaß:

$$(3.1) \quad P = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q f(r_i) .$$

Im Sinne von Sen (1976) ist ein Armutsmaß der Form (3.1) nicht fokussiert. Danach muß eine Veränderung des Einkommens eines Reichen ohne Einfluß auf die Höhe des Armutsmaßes bleiben. Da ich den relativen Ansatz zur Bestimmung der Armutsgrenze gewählt habe, hat die Änderung des Einkommens eines Reichen nur dann keine Auswir-

kung auf ein Armutsmaß der Form (3.1), wenn dabei der Median aller Einkommen unverändert bleibt.

Im weiteren werde ich nun anhand der Eigenschaften der Funktion f eine Klasse von Armutsmaßen P charakterisieren.

Hier stelle ich einige Beispiele aus dieser Klasse von Armutsmaßen vor, die zum Teil schon aus der Literatur bekannt sind.

$P_1 := 0$	trivialer Index mit $f(r_1) = 0$
$P_2 := H = q/n$	Armutsquote mit $f(r_1) = 1$
$P_3 := (q/n) \cdot \bar{F}$	Produkt aus Armutsquote und durchschnittlichem Armutsgrad mit $f(r_1) = r_1$
$P_4 := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q (r_i)^\alpha$	Foster und andere (1984) mit $f(r_1) = (r_1)^\alpha$, α reell
$P_5 := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q -\ln(1 - r_i)$	Blackburn (1989) mit $f(r_1) = -\ln(1 - r_1)$
$P_6 := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q r_i \cdot \exp(r_i)$	hier neu eingeführtes Armutsmaß mit $f(r_1) = r_1 \cdot \exp(r_1)$

Die Armutsquote P_2 ist das in empirischen Untersuchungen am häufigsten verwandte Maß und spiegelt den Anteil der Armen an der Gesamtbevölkerung wieder. Damit ist dieses Maß als Ergebnis anschaulich interpretierbar. Das Maß P_3 berücksichtigt außerdem noch den durchschnittlichen Armutsgrad, läßt aber die Verteilung des Mangels unbe-

rücksichtigt. P_4 beschreibt in Abhängigkeit von dem Parameter α eine ganze Reihe von Armutmaßen, zu denen - mit $\alpha = 0$ beziehungsweise mit $\alpha = 1$ - die Maße P_2 und P_3 schon gehören. In dieser Arbeit betrachte ich P_4 immer in Abhängigkeit von einer reellen Zahl α . Foster und andere (1984) dagegen wählen den Parameter α größer oder gleich Null. Für $\alpha = 2$ geben diese Autoren für das Maß P_4 ebenso wie Blackburn (1989) für das Maß P_5 eine alternative Schreibweise an. Die Maße sind dann Funktionen von Armutsquote H , durchschnittlichem Armutsgrad I und einem Maß für die Ungleichheit unter den Armen. Die Autoren zeigen, daß gilt:

$$P_4 = H \cdot [I^2 + (1 - I)^2 \cdot C^2] \text{ für } \alpha = 2,$$

mit C^2 als Variationskoeffizient der Armen, beziehungsweise:

$$P_5 = H \cdot [T - \ln(1 - I)],$$

mit T als Ungleichheitsmaß der Armen nach Theil. Eine Darstellung dieser Art kann ich für Armutmaße der Form (3.1) im allgemeinen nicht geben. Haben aber alle Armen das gleiche Einkommen und also den gleichen Armutsgrad \bar{F} , so gilt $P = H \cdot f(\bar{F})$.

Dieser Zusammenhang ist eine Verallgemeinerung des Normalitätsaxioms von Sen (1976), das $P = H \cdot I$ verlangt.

Das Maß P_5 habe ich als weiteres Beispiel ausgewählt, weil die Höhe des Armutsgrades exponentiell in die Berechnung des Mangelfaktors eingeht.

Wie die Maße $P_1 - P_4$ hat das Maß P_5 die Eigenschaft, daß die Definition von Armutmaßen ausgedehnt werden kann. Diese Maße können auch Einkommen kleiner oder gleich Null berücksichtigen. Das ist bei dem Maß P_5 nicht möglich. Der Mangelfaktor ist hier nur berechenbar, wenn man ausschließlich echt positive Einkommen zuläßt.

3.2 Technische Anforderungen

Wie ich in Abschnitt 3.1 bereits erwähnt habe, betrachte ich nur positive Einkommen. Da ich außerdem die schwache Definition von Armut wähle, erhalte ich für den Armutsgrad als Wertebereich das offene Intervall $(0,1)$. Daher interessiere ich mich für die Funktion f nur auf dem Intervall $(0,1)$. Nur nichtnegative Mangelfaktoren sind sinnvoll und gewährleisten, daß das Armutsmaß immer positiv ist. Deshalb fordere ich, daß f nur auf den Bereich der nichtnegativen reellen Zahlen abbildet.

Ich nenne ein Armutsmaß normiert, wenn der Wertebereich des Mangelfaktors Teil des geschlossenen Intervalls $[0,1]$ ist. Damit sind die Maße P_5 und P_6 nicht normiert. Für das Maß P_5 gilt sogar, daß es unendlich große Werte annehmen kann. Von den oben vorgestellten Maßen kann nur P_2 beide Grenzen des Intervalls $[0,1]$ annehmen. Alle Maße können die untere Grenze annehmen, und zwar außer P_1 genau dann, wenn niemand arm ist.

Außerdem gilt immer für die Maße P_3 und P_4 , daß die Armutsquote P_2 größer ist, falls es Arme gibt. Daraus wird deutlich, daß der absolute Wert des Armutsmaßes, auch wenn es normiert ist, nicht auf dem ganzen Intervall $[0,1]$ variieren kann.

Interessant sind bei gleichem Armutsmaß P daher die relativen Änderungen zum Beispiel im Zeitablauf oder zwischen Bevölkerungsgruppen oder Staaten.

Um die einfache Überprüfbarkeit der folgenden Eigenschaften zu gewährleisten, soll f auf dem Intervall $(0,1)$ stetig und dreimal differenzierbar sein.

Dies ist nicht zu verwechseln mit dem Stetigkeitsbegriff von Donaldson und Weymark (1986), der allerdings nur bei

der starken Definition von Armut greift. Er sagt aus, daß der Anstieg des Einkommens $y_1 = z$ das Maß P nicht verändert. Hierfür führe ich den Begriff der Stetigkeit an den Armutsgrenze ein, der besagt, daß der Grenzwert für r gegen Null von $f(r)$ Null ist. Dies ist für alle als Beispiel vorgestellten Maße außer der Armutsquote P_2 der Fall, wählt man bei dem Maß P_4 den Parameter α größer als Null.

In der Tabelle 3.1 liste ich für die verschiedenen Beispiele jeweils zu der Funktion f die ersten drei Ableitungen auf.

Tabelle 3.1: Ableitungen der Funktionen f

	$f'(r)$	$f''(r)$	$f'''(r)$
P_1	0	0	0
P_2	0	0	0
P_3	1	0	0
$P_4(\alpha)$	$\alpha r^{\alpha-1}$	$\alpha(\alpha-1)r^{\alpha-2}$	$\alpha(\alpha-1)(\alpha-2)r^{\alpha-3}$
P_5	$(1-r)^{-1}$	$(1-r)^{-2}$	$2(1-r)^{-3}$
P_6	$(r+1)\exp(r)$	$(r+2)\exp(r)$	$(r+3)\exp(r)$

3.3 Inhaltliche Anforderungen

Bisher habe ich Anforderungen an Armutsmaße vorgestellt, die sich inhaltlich nicht begründen lassen. Nun will ich die Anforderungen jeweils durch eine Motivation begründen.

Alle Armutsmaße der hier vorgestellten Form sind symmetrisch. Das heißt, daß die Anordnung der Untersuchungseinheiten für den Wert von P keine Rolle spielt.

Eine Vergrößerung der Population derart, daß der gesamte Einkommensvektor ein- oder mehrfach hinzugefügt wird, hat keine Auswirkung auf den Wert des Armutmaßes P . Diese Maße sind also populationsinvariant.

Außerdem sind alle Maße dieser Art additiv in K Gruppen zerlegbar, und zwar derart, daß gilt:

$$P = \sum_{k=1}^K \frac{n(k)}{n} P(k).$$

Beweis:

Seien $n(k)$ und $P(k)$ die Mächtigkeit beziehungsweise das Armutmaß der Gruppe k für $1 \leq k \leq K$. Außerdem sei $I(k)$ die Menge der Indizes von Einkommen in der Gruppe k , die Unterhalb der Armutsgrenze liegen. Dann gilt:

$$P(k) = \frac{1}{n(k)} \sum_{i \in I(k)} f(r_i).$$

Die Armutsgrenze ist in allen Gruppen gleich z und die Indizes der Armen aus allen Gruppen sind genau die Zahlen von 1 bis q . Die Gruppe k hat an der Gesamtpopulation den Anteil $n(k) / n$. Mit diesem Gewicht versehen ergibt die gewichtete Summe der Armutmaße innerhalb der Gruppe das gesamte Armutmaß, denn es gilt:

$$\begin{aligned} \sum_{k=1}^K \frac{n(k)}{n} P(k) &= \sum_{k=1}^K \frac{n(k)}{n} \cdot \frac{1}{n(k)} \sum_{i \in I(k)} f(r_i) \\ &= \sum_{k=1}^K \frac{1}{n} \sum_{i \in I(k)} f(r_i) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q f(r_i) = P. \end{aligned}$$

■

Damit ist gewährleistet, daß ich die Armut in Gruppen getrennt untersuchen kann. Eine Veränderung des Armutmaßes in einer Gruppe, hat eine dem Gruppengewicht

$n(k) / n$ entsprechende gleichartige Veränderung des Armutsmaßes insgesamt zur Folge.

3.4 Verhalten bei Einkommensveränderungen

In diesem Abschnitt werde ich Armutsmaße durch ihr Verhalten bei Einkommensveränderungen charakterisieren. Die Anzahl der Untersuchungseinheiten n und die Anzahl der Armen q sowie die Armutsgrenze z sollen unverändert bleiben. Zugelassen sind hier also nur solche Einkommensveränderungen, die den Status arm beziehungsweise reich und auch das mittlere Äquivalenzeinkommen nicht berühren. Ich stelle die verschiedenen Anforderungen an Armutsmaße in Axiomen vor und betrachte jeweils die Bedingungen für die Mangelfaktoren. Nachdem ich die Anforderungen allgemein für die Funktion f beschrieben habe, überprüfe ich die Beispiele $P_1 - P_6$ hinsichtlich ihrer Eigenschaften.

Die ersten beiden Axiome gehen auf Sen (1976) zurück. Er fordert in seinem Artikel, daß ein Einkommenszuwachs bei einem Armen das Armutsmaß P vermindern, eine Reduzierung es wachsen lassen soll.

Axiom 1: (Monotonie Axiom)

Jede absolute Veränderung des Einkommens eines Armen verändert das Armutsmaß in der entgegengesetzten Richtung.

Das heißt, eine Veränderung des Armutsgrades soll eine Veränderung des Maßes in der gleichen Richtung bewirken. Dazu muß der Mangelfaktor mit dem Armutsgrad wachsen. Es gilt also folgender Zusammenhang:

Lemma 1: (Gültigkeit des Monotonie Axioms)

Das Monotonie Axiom ist genau dann erfüllt,
wenn f eine auf $(0,1)$ streng monoton wachsende
Funktion ist.

Betrachte ich nun zu den Beispielen von oben die erste
Ableitung f' , so gilt außer bei den Maßen P_1 und P_2 mit
den konstanten Funktionen 0, beziehungsweise 1, daß diese
Ableitung größer Null ist, falls bei dem Maß P_4 der
Parameter $\alpha > 0$ gewählt wurde. Damit genügen $P_3 - P_6$ dem
Monotonie Axiom, wobei der Parameter α größer Null sein
muß.

In dem zweiten Axiom verlangt Sen (1976) eine ähnliche
Eigenschaft von dem Armutsmaß, wenn Einkommen umverteilt
wird.

Axiom 2: (Transfer Axiom)

Jeder Einkommenstransfer von einem Armen zu
einer reicheren Person soll das Armutsmaß
wachsen lassen.

Für diese Art von Einkommenstransfers gibt es zwei
Möglichkeiten bei denen die Armenanzahl q unverändert
bleibt.

Zum einen nämlich den Transfer von einem Armen zu einem
Reichen, was durch das Axiom 1 abgedeckt ist. Durch einen
solchen Transfer wird der Wert des Armutsmaßes nur so
verändert, als würde der Arme Einkommen abgeben.

Die andere Möglichkeit ist der Transfer zwischen Armen,
die auch nach dem Transfer beide arm sind. In dieser
Situation beschreibe ich den Transfergeber mit dem
Armutsgrad r aus dem Intervall $(0,1)$ und den
Transfernehmer mit dem Armutsgrad $(r - h)$. Hierbei liegt
der Unterschied h zwischen den beiden Armutsgraden in dem

Intervall $(0, r)$. Damit ist gewährleistet, daß der Transfernehmer zwar reicher ist als der Transfergeber, aber sein Einkommen noch unterhalb der Armutsgrenze liegt. Die relative Transfersumme wird beschrieben durch den Parameter d aus dem Intervall $(0, \min\{r - h, 1 - r\})$. Durch die Wahl der relativen Transfersumme aus diesem Intervall gibt der Transfergeber weniger als sein gesamtes Einkommen. Außerdem bleibt der Transfernehmer so nach dem Transfer arm.

Lemma 2: (Transfers unter Armen)

Die Veränderung des Armutsmaßes bei einem Transfer unter Personen, die auch nach dem Transfer arm sind, ist genau dann positiv, wenn f eine streng konvexe Funktion ist.

Beweis:

Es ergibt sich die Veränderung des Armutsmaßes zu:

$$1/n \cdot [f(r + d) - f(r) + f(r - h - d) - f(r - h)].$$

Sei f eine auf $(0, 1)$ streng konvexe Funktion, dann gilt für alle $a, b \in (0, 1)$, $a < b$:

$$f(b) - f(a) > f'(a) \cdot (b - a).$$

Äquivalent dazu sind die beiden folgenden Bedingungen an die erste bzw. zweite Ableitung auf dem Intervall $(0, 1)$:

- Die erste Ableitung f' ist streng monoton wachsend.
- Die zweite Ableitung f'' ist größer als Null.

Damit gilt bei der Wahl der Parameter aus den oben angegebenen Intervallen, falls die Funktion f streng konvex ist:

$$f(r + d) - f(r) > f'(r) \cdot d \text{ und}$$

$$f(r - h - d) - f(r - h) > f'(r - h) \cdot (-d), \text{ sowie}$$

$$f'(r) \cdot d > f'(r - h) \cdot d.$$

Also gilt:

$$f(r - h) - f(r - h - d) < f'(r - h) \cdot d < f'(r) \cdot d \\ < f(r + d) - f(r)$$

und somit:

$$f(r) + f(r - h) < f(r + d) + f(r - h - d).$$

Da dies alles Äquivalenzumformungen sind, ist die Behauptung gezeigt.

Zusammenfassend gilt für beide Arten von Transfers:

Lemma 3: (Gültigkeit des Transfer Axioms)

Ein Armutsmaß erfüllt genau dann das Transfer Axiom, wenn die Funktion f streng monoton wachsend und streng konvex ist.

Wegen dieser Beziehung ist der Nachweis nun für die Maße $P_1 - P_6$ sehr einfach. Ich muß nur überprüfen, ob die ersten beiden Ableitungen von f größer als Null sind. Das Transfer-Axiom ist also nur erfüllt für die Beispiele $P_4 - P_6$, wobei α größer als eins gewählt sein muß.

Kakwani (1980) erweitert die Anforderungen an Armutsmaße. Er fordert, daß die Maße sensitiv für die Armen sind. Diese Forderung drücken die beiden folgenden Axiome aus.

Axiom 3: (Monotonie-Sensitivitäts Axiom)

Eine gleichhohe absolute Veränderung des Einkommens eines Armen verändert das Armutsmaß umso mehr in die entgegengesetzte Richtung, je weniger Einkommen der Arme hat.

Das heißt, die gleichhohe Veränderung des Armutsgrades r aus dem Intervall $(0,1)$ hat eine umso größere Auswirkung auf die Veränderung des Armutsmaßes in die gleiche Richtung, je größer der Armutsgrad ist.

Sei die relative Veränderung des Armutsgrades d positiv. Dann ist zu zeigen, daß die Veränderung des Armutsmaßes $f(r + d) - f(r)$ streng monoton wächst.

Diese Forderung ist genau dann erfüllt, wenn die erste Ableitung $f'(r + d) - f'(r)$ größer als Null ist. Das ist gegeben, wenn die Ableitung f' streng monoton wächst.

Entsprechend ergibt sich dieses Ergebnis, wenn die relative Veränderung d negativ ist. Es gilt also folgendes:

Lemma 4: (Gültigkeit des Monotonie-Sensitivitäts Axioms)

Ein Armutsmaß ist genau dann monotonie-sensitiv, wenn die Funktion f streng konvex ist

Wie Kakwani (1980) schon für seine Maße gezeigt hat, habe ich damit das folgende Lemma nachgewiesen:

Lemma 5: (Zusammenhang zwischen den Axiomen 1 - 3)

Genau dann, wenn ein Maß das Monotonie Axiom und das Monotonie-Sensitivitäts Axiom erfüllt, ist das Transfer Axiom 2 erfüllt.

Zum Nachweis der Monotonie-Sensitivität bei den Beispielen, untersuche ich die zweite Ableitung der Funktion f .

Die Maße $P_1 - P_3$ sind nicht monotonie-sensitiv, da hier die Ableitung f'' konstant Null ist. Das Maß P_4 hat eine bemerkenswerte Eigenschaft. Wählt man den Parameter α kleiner als Null, so ist das Maß monotonie-sensitiv, obwohl es nicht monoton ist. Außerdem folgt aus dem Lemma 5, daß die Beispiele $P_4 - P_6$ monotonie-sensitiv sind, falls der Parameter α größer als eins ist.

Mit dem von Kakwani (1980) eingeführtem Begriff der Transfer-Sensitivität wird gefordert, daß ein Armutsmaß bei einem Transfer sensitiv für die Armen ist.

Axiom 4: (Transfer-Sensitivitäts Axiom)

Ein Einkommenstransfer soll bei gleicher Transfersumme und bei gleichem Abstand zwischen Transfergeber und Transfernehmer einen umso größeren Anstieg des Armutsmaßes bewirken, je größer der Armutsgrad des Transfergebers ist.

Auch hier gibt es wieder zwei Möglichkeiten von Transfers.

Erstens verändert der Transfer eines Armen zu einem Reichen ein Armutsmaß wiederum entsprechend dem Transfer-Sensitivitäts Axiom, falls Monotonie-Sensitivität vorliegt.

Im zweiten Fall führe ich den Nachweis genauso, wie bei dem Axiom 2. Aber jetzt zeige ich, daß der folgende Ausdruck:

$$f(r + d) - f(r) + f(r - h - d) - f(r - h)$$

streng monoton wächst in r .

Bei Transfers zwischen Armen ist die Transfer-Sensitivitätseigenschaft eines Armutsmaßes demnach gleichbedeutend mit folgender Eigenschaft der Ableitung der Funktion f :

$$f'(r + d) - f'(r) + f'(r - h - d) - f'(r - h) > 0.$$

Analog zum Beweis des Lemmas 2 erfolgt der Nachweis für diesen Ausdruck. Mit der Konvexität der Ableitung f' habe ich für diesen zweiten Fall die Bedingung an die Funktion f gefunden.

Wegen der Eigenschaften konvexer Funktionen gilt folgender Zusammenhang:

Lemma 6: (Gültigkeit des Transfer-Sensitivitäts Axioms)

Ein Armutsmaß ist genau dann transfer-sensitiv, wenn die Funktion f und die erste Ableitung f' streng konvex sind.

Zur Überprüfung der Beispiele untersuche ich, ob die Ableitungen f'' und f''' größer Null sind. Dies ist nur noch der Fall für die Maße $P_4 - P_6$, wobei $\alpha > 2$ gelten muß.

Bisher habe ich nur absolute Veränderungen betrachtet. Jetzt führe ich eine neue Anforderung an ein Armutmaß ein.

Ausgangspunkt für meine Untersuchungen ist ja der Armutgrad. Daher ist es interessant auch die Auswirkungen einer relativen Veränderung des Armutgrades zu betrachten. Es werde die Situation eines Armen dadurch verbessert, daß der Armutgrad auf einen bestimmten Prozentsatz $v \cdot 100$ abgesenkt wird. Der Parameter v sei aus dem Intervall $(0,1)$. Die Höhe des Armutgrades r nimmt also um $(1 - v) \cdot 100$ Prozent auf den Wert $v \cdot r$ ab.

Anders als bei den absoluten Veränderungen betrachte ich jetzt nicht die relative Veränderung des Wertes vom Armutmaß P . Die relative Veränderung hängt von der Größe des Armutmaßes insgesamt ab. Damit kann eine gleichartige relative Veränderung eines Armutgrades in verschiedenen Populationen unterschiedliche relative Veränderungen der Werte der Armutmaße zur Folge haben. Daher untersuche ich die relative Veränderung des Mangelfaktors $f(r)$.

Eine Verringerung des Armutgrades zieht bei monotonen Armutmaßen auch eine Verringerung des Mangelfaktors nach sich. Wie verhält sich aber nun die relative Verringerung des Mangelfaktors? Ist sie gleich für alle r oder ist sie sensitiv für die Armen? In dem nächsten Axiom ist diese Anforderung formuliert.

Axiom 5: (Relatives Monotonie-Sensitivitäts Axiom)

Eine relative Verringerung des Armutsgrades soll eine umso größere relative Verringerung des Mangelfaktors bewirken, je größer der Armutsgrad ist.

Bei einer relativen Verringerung des Armutsgrades auf den Wert $v \cdot r$ ergibt sich die relative Verringerung des Mangelfaktors zu $[1 - f(v \cdot r)/f(r)] \cdot 100$ Prozent. Es gilt also folgendes:

Lemma 7: (Gültigkeit des relativen Monotonie-Sensitivitäts Axioms)

Ein Armutsmaß erfüllt genau dann das relative Monotonie-Sensitivitäts Axiom, wenn der Quotient $f(v \cdot r)/f(r)$ in r streng monoton fallend ist.

Bei homogenen Funktionen f ist der Quotient $f(v \cdot r)/f(r)$ konstant. Denn eine Funktion f ist homogen vom Grad k , wenn für jede reelle Zahl $v > 0$ gilt, $f(v \cdot r) = v^k \cdot f(r)$. Daher ist klar, daß Armutsmaße nur dann dem relativen Monotonie-Sensitivitäts Axiom genügen können, wenn sie auf einer nicht homogenen Funktion f basieren.

Also können von den Beispielen nur noch die Maße P_5 und P_6 dem relativen Monotonie-Sensitivitäts Axiom genügen. Dies ist bei beiden Maßen der Fall. Zur Überprüfung des Steigungsverhaltens betrachte ich die Ableitung des Quotienten $f(v \cdot r) / f(r)$ für den Parameter r aus dem Intervall $(0,1)$.

Um die Anforderungen zu bestätigen, muß gelten:

$$(3.2) \quad v \cdot f'(v \cdot r) \cdot f(r) - f(v \cdot r) \cdot f'(r) < 0.$$

Nachweis für das Maß P_5 :

Die Ungleichung (3.2) lautet hier:

$$(3.3) \quad v \cdot \frac{1}{1-v \cdot r} \cdot [-\ln(1-r)] < [-\ln(1-v \cdot r)] \cdot \frac{1}{1-r} .$$

Sei $x := 1 - r$, $y := 1 - v \cdot r$, so gilt $v = (1-y) / (1-x)$ und für alle v und r ist $1 > y > x > 0$. Damit ist (3.3) äquivalent zu:

$$\frac{1-y}{1-x} \cdot \frac{1}{y} \cdot \ln(x) > \ln(y) \cdot \frac{1}{x} .$$

$$\Leftrightarrow \frac{x \cdot \ln(x)}{1-x} > \frac{y \cdot \ln(y)}{1-y} .$$

Es genügt also zu zeigen, daß auf $(0,1)$ die Funktion $g(x) := x \cdot \ln(x) / (1-x)$ streng monoton fallend ist. Da aber $g'(x) = [1 + \ln(x) - x] / (1-x)^2 < 0$ gilt, erfüllt P_5 das relative Monotonie-Sensitivitäts Axiom.

Nachweis für das Maß P_6 :

Die Ungleichung (3.2) lautet hier:

$$v \cdot (1+v \cdot r) \cdot \exp(v \cdot r) \cdot r \cdot \exp(r) < v \cdot r \cdot \exp(v \cdot r) \cdot (1+r) \cdot \exp(r)$$

$$\Leftrightarrow 1 + v \cdot r < 1 + r .$$

Das Maß P_6 erfüllt also das relative Monotonie-Sensitivitäts Axiom.

Nachdem ich diese vier Axiome vorgestellt habe, fasse ich nun die Charakterisierung der Armutmaße abschließend in einem Satz zusammen:

Satz: (Eine Klasse von Armutsmaßen)

Die Armutsmaße der Form (3.1) lassen sich durch die Gestalt der Funktion f eindeutig charakterisieren. Um die Axiome 1 - 4 zu erfüllen, muß die erste Ableitung von f positiv, streng monoton wachsend und streng konvex sein.

Um die relative Monotonie-Sensitivität zu gewährleisten, muß zusätzlich $f(v \cdot r)/f(r)$ monoton fallend sein.

Hiermit habe ich eine Klasse von Armutsmaßen mittels der Funktion f gebildet. Aber wie schon die Überprüfung der Beispiele gezeigt hat, gibt es verschiedene Funktionen f , die in diese Klasse gehören. Somit hebe ich hier nicht ein spezielles Maß hervor, sondern berechne in den Anwendungen im vierten Kapitel mehrere Beispiele .

3.5 Auswirkung von Veränderung der Grundlagen

Bisher habe ich nur solche Einkommensveränderungen betrachtet, bei denen sich die Parameter q , n und z nicht verändert haben. Als ersten Aspekt betrachte ich hier das Verhalten bei Veränderung der Anzahl der Armen q , ohne jedoch die Parameter n und z zu ändern. Diese Änderung kann durch eine Einkommensveränderung oder durch einen Einkommenstransfer vonstatten gehen.

Eine Einkommenssteigerung bei einem Armen, der arm bleibt, soll nach dem Monotonie Axiom das Armutsmaß fallen lassen. Wie verhält sich das Armutsmaß nun bei einer Einkommenssteigerung, die einen Armen reich macht? Solange der Median aller Einkommen unverändert bleibt, wird wegen der Fokussierung das Einkommen eines

Neureichen nicht berücksichtigt. Das entspricht der Überlegung dem Neureichen den Mangelfaktor Null zu geben. Damit fällt das Armutsmaß nach Anheben des Einkommens eines Armen über die Armutsgrenze genau dann, wenn der Mangelfaktor größer Null ist. Ebenso steigt das Armutsmaß unter dieser Bedingung an, falls das Einkommen eines Reichen unter die Armutsgrenze fällt. Wegen der schwachen Definition von Armut, die ich hier gewählt habe, ist diese Bedingung $f(r) > 0$ für alle vorgestellten Armutsmaße außer bei dem trivialen Maß P_1 erfüllt.

Hätte ich die starke Definition von Armut gewählt, bei der man auch arm ist, wenn man Einkommen genau in Höhe der Armutsgrenze besitzt, dann wäre diese stärkere Version des Monotonie Axioms nur für P_2 erfüllt.

Die Verschärfung des Monotonie-Sensitivitäts Axioms ist für alle monotonen Maße erfüllt. Denn für monotone Maße ist die Funktion f streng monoton wachsend. Damit ist bei gleichem Einkommenszuwachs, der Arme reich macht, die Verringerung des Armutsmaßes umso größer, je größer der Armutsgrad ist. Entsprechendes gilt für den Anstieg des Armutsmaßes bei Absenken eines Einkommens unter die Armutsgrenze.

Schwieriger ist der Nachweis der Verschärfung des Transfer Axioms. Ich muß noch den Transfer betrachten, der einen armen Transfernehmer reich macht. Auch hierbei soll der Median aller Einkommen und damit die Armutsgrenze unverändert bleiben.

In diesem Fall sei der Armutsgrad r des Transfergebers aus dem Intervall $(0,1)$ und der Armutsgrad des Transfernehmers $(r - h)$. Hierbei wähle ich den Parameter h aus dem Intervall $(\max\{0, 2r - 1\}, r)$. Nur auf diesem Bereich ist es mit dem Einkommen des Transfergebers

möglich den Transfernehmer reich zu machen. Um den Transfernehmer reich zu machen, ist eine genügend große Transfersumme nötig. Daher muß die relative Transfersumme d aus dem Intervall $[r - h, 1 - r)$ sein. Bei einem solchen Transfer wird der Mangelfaktor des Transfernehmers wegen der Fokussierung Null. Somit ist die Veränderung des Armutmaßes gerade:

$$1/n \cdot [f(r + d) - f(r) - f(r - h)].$$

Ist dieser Term größer Null für alle r , h und d aus den obigen Definitionsbereichen, so gilt also auch die Verschärfung des Transfer Axioms.

Für das Beispiel P_1 gilt diese Verschärfung natürlich nicht. Bei dem Maß P_2 wird die Anforderung sogar noch umgekehrt. Das heißt ein solcher Transfer läßt dieses Armutmaß sinken, weil ja die Armutsquote durch den Transfer verringert wird. Das Maß P_3 erfüllt diese Verschärfung des Transfer Axioms, obwohl das Transfer Axiom selbst verletzt wird. Bei dem Maß P_4 betrachte ich die Verschärfung des Transfer Axioms nur für die Parameter α , die das Transfer Axiom selbst erfüllen. Die Verschärfung ist hier erfüllt, wenn $\alpha > 1$ gewählt wird. Dann gilt:

$$(r + d)^\alpha > (r + r - h)^\alpha > r^\alpha + (r - h)^\alpha.$$

Ebenso ist die Eigenschaft bei den beiden letzten Beispielen P_5 und P_6 gegeben.

Nachweis für das Maß P_5 :

Wegen der Voraussetzungen ist

$d > r - h > 0$. Also gilt :

$$\begin{aligned} & (1 - r) \cdot (1 - r + h) > 1 - r - d \quad \text{und damit} \\ & -\ln(1 - r - d) + \ln(1 - r) + \ln(1 - r + h) \\ & = \ln [(1 - r) \cdot (1 - r + h) / (1 - r - d)] \\ & > 0. \end{aligned}$$

■

Nachweis für das Maß P_6 :

Es ist $d > r-h > 0$ und damit gilt:

$$\begin{aligned} & (r+d) \cdot \exp(r+d) - r \cdot \exp(r) - (r-h) \cdot \exp(r-h) \\ &= r \cdot \exp(r) \cdot [\exp(d) - 1] + d \cdot \exp(r+d) - (r-h) \cdot \exp(r-h) \\ &> (r-h) \cdot [\exp(r+r-h) - \exp(r-h)] \\ &> 0. \end{aligned}$$

■

Ebenso betrachte ich noch die Verschärfung des Transfer-Sensitivitäts Axioms. Das Armutsmaß wächst umso mehr bei einem solchen Transfer, wenn der Ausdruck $[f(r+d) - f(r) - f(r-h)]$ streng monoton wächst in r . Dabei darf der Armutsgrad r in dem folgendem Intervall $(h, \min\{1-d, d+h\})$ liegen, wenn man die Parameter d und h größer Null festgesetzt hat. Die Parameter müssen festgesetzt werden, damit nur gleichartige Transfers betrachtet werden. Das Intervall gewährleistet, daß der Transfergeber nicht sein ganzes Einkommen geben muß, aber trotzdem die relative Transfersumme d ausreicht, den armen Transfernehmer reich zu machen.

Ich überprüfe die Ableitung $f'(r+d) - f'(r) - f'(r-h)$.

Bei den Beispielen $P_1 - P_3$ ist der Term nicht größer Null und die Eigenschaft somit nicht erfüllt. Bei dem Maß P_4 muß entsprechend der obigen Begründung $\alpha > 2$ gewählt sein. Die Behauptung von Blackburn (1989), daß sein Maß P_5 die Anforderung erfüllt, widerlege ich mit einem Gegenbeispiel. Ebenso verfare ich bei P_6 .

Seien $h = 0,14$ und $d = 0,35$.

Für P_6 gilt mit $r = 0,15$:

$$\begin{aligned} & f'(r+d) - f'(r) - f'(r-h) \\ &= 1 / 0,5 - 1 / 0,85 - 1 / 0,99 \\ &\approx -0,187. \end{aligned}$$

Und für P_0 gilt ebenso mit $r = 0,48$:

$$\begin{aligned} & f'(r+d) - f'(r) - f'(r-h) \\ &= 1,83 \cdot \exp(0,83) - 1,48 \cdot \exp(0,48) - 1,34 \cdot \exp(0,34) \\ &\approx -0,078 . \end{aligned}$$

Nun werde ich das Verhalten der Maße bei Veränderungen aller Einkommen und der Armutsgrenze betrachten.

Verändere ich alle Einkommen, verändert sich wegen der Relativität der Armutsgrenze auch diese. Ist die Veränderung aller Einkommen relativ gleich hoch, so ändert sich der Armutsgrad r nicht. Damit bleibt auch das Armutsmaß unverändert. Diese Invarianz gegenüber äquiproportionalen Änderungen ist eine sehr wünschenswerte Eigenschaft, will man Vergleiche zwischen verschiedenen Währungen oder verschiedenen Zeitpunkten betrachten. Ist die Änderung des Einkommens absolut, so ändert sich Armutsgrad in der entgegengesetzten Richtung. Damit hat bei monotonen Armutsmaßen eine absolute Änderung aller Einkommen und die damit verbundene Änderung der Armutsgrenze eine Änderung des Armutsmaßes in der entgegengesetzten Richtung zur Folge. Das heißt eine bei vielen Tarifverhandlungen geforderte absolute Lohnerhöhung, verringert ein monotonen Armutsmaß.

Ändert man nur die Armutsgrenze, so ändert sich der Armutsgrad in der gleichen Richtung. Somit hat eine Erhöhung des Prozentsatzes, den man vom mittleren Äquivalenzeinkommen als Armutsgrenze festsetzt, bei monotonen Armutsmaßen eine Erhöhung des Armutsmaßes zur Folge.

Kundu und Smith (1983) stellen in ihrem Artikel zwei andere Aspekte der Veränderung in den Vordergrund. Sie betrachten das Verhalten der Armutsmaße bei Vergrößerung

der Population ohne Veränderung der anderen Einkommen und der Armutsgrenze. Hier unterscheide ich zwei mögliche Fälle. Zum einen kann eine arme Person hinzukommen, zum anderen kann eine reiche Person hinzukommen.

Nach den Axiomen von Kundu und Smith (1983) soll im ersten Fall das Armutmaß wachsen, im zweiten Fall sinken. Unberücksichtigt lasse ich hierbei die Veränderung der Armutsgrenze, die mit der Veränderung der Population vonstatten gehen kann. Es können hier nämlich für monotone Armutmaße gegenläufige Forderungen auftreten, wenn zum Beispiel ein hinzukommendes Einkommen die Armutsgrenze absenkt, die hinzukommende arme Person aber das Maß steigen lassen soll.

Kommt eine arme Person hinzu, so wird ein weiterer Mangelfaktor aufsummiert aber gleichzeitig erhöht sich die Mächtigkeit der Population.

Lemma 8: (Verhalten bei Hinzukommen eines Armen)

Bei Vergrößerung der Population durch eine arme Person steigt der Wert von Armutmaßen der Form (3.1) genau dann, wenn der hinzukommende Mangelfaktor größer ist als der Wert des Armutmaßes in der ursprünglichen Population.

Beweis:

Seien $f(r_+)$ der Mangelfaktor des neuen Armen, P_n der Wert des Armutmaßes in der ursprünglichen Population der Mächtigkeit n und entsprechend P_{n+1} der Wert des Maßes nach Hinzukommen des neuen Armen. Es gilt :

$$f(r_+) > P_n$$

$$\Leftrightarrow f(r_+) > P_n \cdot (n + 1) - P_n \cdot n$$

$$\Leftrightarrow [P_n \cdot n + f(r_+)] / (n + 1) > P_n$$

$$\Leftrightarrow P_{n+1} > P_n .$$

Damit ist die Behauptung gezeigt.

Unabhängig von der Höhe des Armutsgrades des neuen Armen ist bei den Beispielen die Bedingung für den ersten Fall also nur für P_2 erfüllt, falls es in der Population Reiche gibt.

Die zweite Bedingung ist erfüllt, sobald die Summe der Mangelfaktoren ungleich Null ist. Daher erfüllt das triviale Maß P_1 diese Bedingung nicht. Aber auch die anderen Beispiele erfüllen diese Bedingung nicht immer. Es muß vielmehr in der Gesellschaft schon Arme geben, was in der Praxis aber im allgemeinen der Fall ist.

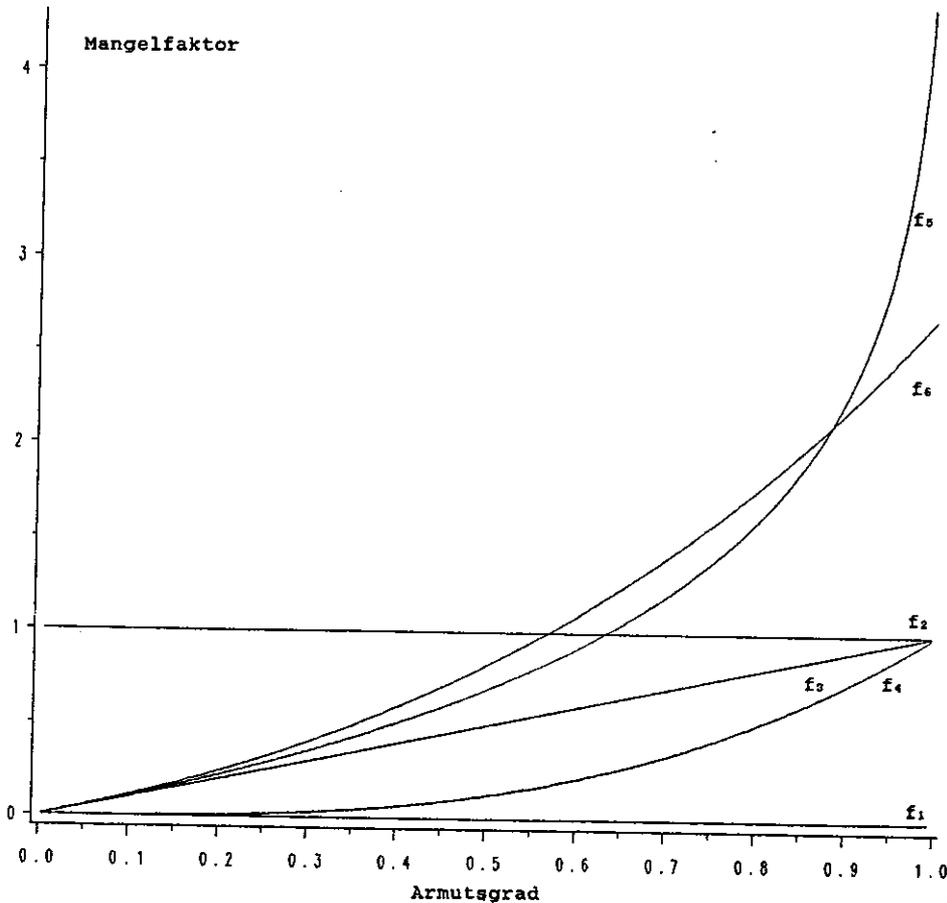
3.6 Vergleiche zwischen Armutsmaßen dieser Klasse

Auch wenn ich zum Vergleich der Armut zu verschiedenen Zeitpunkten oder in verschiedenen Staaten immer das gleiche Armutsmaß benutze, so ist es doch interessant zu wissen, wie sich die einzelnen Armutsmaße zueinander verhalten. Am einfachsten ist ein solcher Vergleich möglich, wenn ich die verschiedenen Mangelfaktoren vergleiche. Dazu betrachte ich das folgende Schaubild 3.1, in dem die Graphen der Funktionen f auf dem Intervall $(0,1)$ für die Beispiele $P_1 - P_6$ eingezeichnet sind. Liegt eine Kurve immer oberhalb einer anderen, so kann auch das zugehörige Armutsmaß nie größer sein. Also gilt folgende Rangfolge für die Beispiele:

$$0 = P_1 \leq P_4 (\alpha > 1) \leq P_3 \leq P_2 \leq 1.$$

Außerdem liegen die Beispiele P_3 und $P_4 (\alpha > 1)$ immer unterhalb von P_5 und P_6 . Während P_5 nach oben nicht beschränkt ist, muß P_6 immer kleiner sein als das Produkt aus Armutsquote q / n und der Eulerschen Zahl e .

Schaubild 3.1: Graphen der Funktionen f zu den Armutsmaßen $P_1 - P_6$ ($\alpha = 3$)



Interessant ist aber der Vergleich der Kurven, die sich schneiden. Wie schon gezeigt sind P_5 und P_6 sensitiv für die Armen. Liegt der Wert von P_5 oder P_6 oberhalb von P_1 , so ist der Mangelfaktor im arithmetischen Mittel größer als eins. Dies spricht dafür, daß die Verteilung der Einkommen unter den Armen viele sehr arme aufweist. Ist P_5 größer als P_6 so ist dies noch stärker der Fall.

Abschließend fasse ich die in diesem Kapitel beschriebenen Eigenschaften der Beispiele in der Tabelle 3.2 zusammen.

Tabelle 3.2: Eigenschaften der Armutsmaße

	P ₁	P ₂	P ₃	P ₄ (α)	P ₅	P ₆
Fokussierung	+1)	+1)	+1)	+1)	+1)	+1)
Normiertheit	++	++	++	++	--	--
Stetigkeit an der Grenze	++	--	++	$\alpha > 0$	++	++
Symmetrie	++	++	++	++	++	++
Populationsinvarianz	++	++	++	++	++	++
Additive Zerlegbarkeit	++	++	++	++	++	++
Monotonie Axiom	--	--	++	$\alpha > 0$	++	++
Transfer Axiom	--	--	--	$\alpha > 1$	++	++
Monot.-Sensitiv. Axiom	--	--	--	α^{**}	++	++
Transf.-Sensitiv. Axiom	--	--	--	$\alpha > 2$	++	++
rel. Mon.-Sensitiv. Axiom	--	--	--	--	++	++
starke Monotonie	--	++	++	++	++	++
starke Transfer	--	--	++	$\alpha > 1$	++	++
starke Transf.-Sensitiv.	--	--	--	$\alpha > 2$	--	--
Invarianz bei rel. Änder.	++	++	++	++	++	++
Varianz bei abs. Änderung	--	--	++	$\alpha > 0$	++	++
Sensitivität der Grenze	--	--	--	++	++	++
Sensit. bei Zuwachs Armer	--	+2)	+3)	+3)	+3)	+3)
Sens. bei Zuwachs Reicher	--	+4)	+4)	+4)	+4)	+4)

Zeichenerklärung: ++ erfüllt

+1) erfüllt nur, falls Median der Einkommen unverändert bleibt

+2) erfüllt nur, falls es Reiche gibt

+3) erfüllt nur, falls neuer Mangel-faktor größer als P ursprünglich

+4) erfüllt nur, falls es Arme gibt

$\alpha > x$ erfüllt nur für $\alpha > x$

α^{**} erfüllt für α nicht aus $[0,1]$

-- nicht erfüllt

4. Armut in der Bundesrepublik Deutschland

4.1 Beschreibung der Daten

Die Luxembourg Income study (LIS) Daten, die der folgenden Untersuchung zugrunde liegen, wurden mir durch das CEPS Research Center in Luxembourg zugänglich gemacht. Näheres über die Zugangsmöglichkeiten beschreiben Buhmann und andere (1988).

Aus den Daten über die zehn beteiligten Staaten, habe ich mir die Datensätze der Bundesrepublik Deutschland von 1981 und 1984 für eine genauere Analyse der relativen Einkommensarmut ausgesucht. Es handelt sich allerdings bei den zugrundeliegenden Stichproben um zwei recht unterschiedliche Erhebungen.

Die Erhebung von 1981 ist die Transferumfrage, die der Sonderforschungsbereich 3 der Universitäten Frankfurt und Mannheim durchführte. Der Datensatz besteht aus über 2500 Interviews auf Haushaltsebene. Grundgesamtheit waren alle Privathaushalte in der Bundesrepublik Deutschland 1981 außerhalb des Anstaltsbereichs mit deutschem Haushaltsvorstand. Einzelheiten über das Zustandekommen der Stichprobe und die Erstellung des Hochrechnungsfaktors beschreibt Engel (1985) in seinem Artikel. Der Untersuchung liegen 2717 Haushalte zugrunde, die entsprechend dem Hochrechnungsfaktor gewichtet in die Berechnung eingehen.

Bei der Erhebung von 1984 hingegen handelt es sich um die erste Welle des sozioökonomischen Panels. Hanefeld (1987) beschreibt Einzelheiten dieses Panels. Die Auswahl der Stichprobe wurde bei dem Panel aus einer gegenüber der Transferumfrage vergrößerten Grundgesamtheit getroffen.

Genauer wurden zwei Stichproben gezogen, deren wesentlicher Aufbau im folgenden beschrieben wird. Wie bei der Transferumfrage wurde eine erste Stichprobe aus allen Privathaushalten mit deutschem Haushaltsvorstand einschließlich einem Teil der Anstaltsbewohner gezogen. Die zweite Stichprobe wurde aus allen Haushalten mit ausländischem Haushaltsvorstand gezogen. Beide Stichproben wurden mit einem Hochrechnungsfaktor versehen, so daß die Stichproben repräsentativ sind für alle Privathaushalte und einen Teil der Anstaltsbevölkerung in der Bundesrepublik Deutschland 1984.

In meiner Untersuchung berücksichtige ich diesen unterschiedlichen Aufbau der Datensätze. Zum Vergleich der Jahre 1981 und 1984 betrachte ich jeweils nur die Haushalte mit einem deutschen Haushaltsvorstand. Damit enthält der Datensatz von 1984 die 3983 Haushalte aus der ersten Stichprobe. In der gezielteren Analyse der relativen Einkommensarmut in der Bundesrepublik Deutschland beziehe ich mich auf den kompletten Datensatz von 1984, der dann 5174 Haushalte umfaßt.

4.2 Berechnung der relativen Armutsgrenzen

Die für die folgende Untersuchung verwandten Armutsgrenzen habe ich entsprechend der in Kapitel 2 vorgestellten Verfahren aus den mit dem Hochrechnungsfaktor versehenen Datensätzen berechnet. In der Tabelle stehen die gewichteten Mediane der verschiedenen ermittelten Äquivalenzeinkommen. Der Berechnung liegt als Einkommen die Summe aller Nettoeinkommen von im Haushalt lebenden Personen zugrunde.

Tabelle 4.1: Mediane der Äquivalenzeinkommen

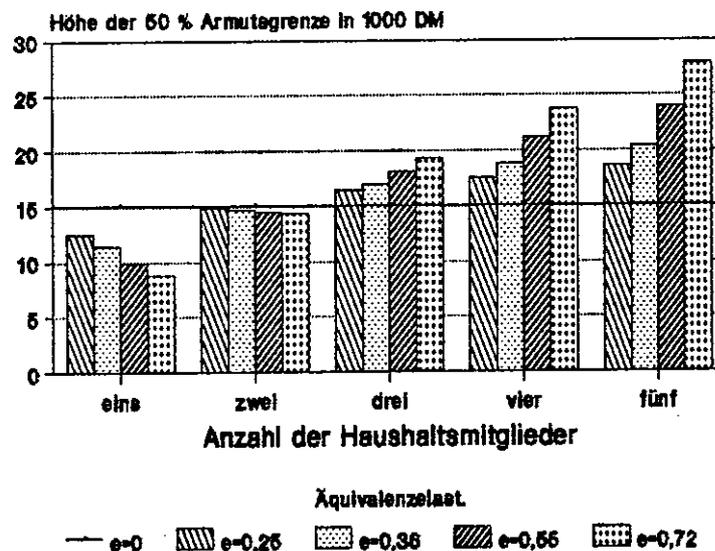
e	1981	1984 (deutsch)	1984 (alle)
0	28500	30400	30200
0,25	23370	25173	24975
0,36	21303	23163	22907
0,55	18305	19892	19780
0,72	16100	17618	17501

Es zeigt sich, wie nicht anders zu erwarten, daß die mittleren Einkommen 1984 gegenüber 1981 gestiegen sind. Der Anstieg bei den mittleren Äquivalenzeinkommen der deutschen Haushalte ist relativ umso höher, je größer die Äquivalenzelastizität e gewählt wird. Der Grund dafür ist, daß der Anteil der Mehr-Personen-Haushalte zurückgegangen ist. Weil die Einkommen der Haushalte mit ausländischem Haushaltsvorstand im Durchschnitt niedriger sind, liegen die mittleren Äquivalenzeinkommen aller Haushalte 1984 niedriger liegen als die der deutschen Haushalte alleine.

Den Armutsgrad berechne ich aus einer Armutsgrenze z und dem durch Haushaltsgröße G und Äquivalenzelastizität e bestimmten Äquivalenzeinkommen $y(G,e) := y / (G^e)$. Aber die Berechnung kann genauso mit dem wahren Haushaltseinkommen y und entsprechend der Haushaltsgröße G angepaßten Armutsgrenzen $z(G,e) := z \cdot (G^e)$ erfolgen, ohne den Armutsgrad zu verändern. In der Tabelle 4.1 stehen nur die mittleren Äquivalenzeinkommen. Die hieraus berechneten Armutsgrenzen entsprechen der angepaßten Armutsgrenze für Ein-Personen-Haushalte. Vergleicht man die entsprechend der Haushaltsgröße angepaßten Armutsgrenzen auch für andere Haushaltsgrößen, so kann sich für

Mehr-Personen-Haushalte durchaus eine andere Reihenfolge ergeben. Dies verdeutlicht das Schaubild 4.1, in dem für alle Haushalte 1984, die für das wahre Haushaltseinkommen ausschlaggebenden Armutsgrenzen dargestellt sind. Entsprechend der Äquivalenzelastizität e habe ich die 50 Prozent Armutsgrenze für verschiedene Haushaltsgrößen berechnet. Zum Vergleich habe ich auch die 50 Prozent Armutsgrenze eingetragen, die sich ergibt, wenn man die Haushaltsgröße außer acht läßt, beziehungsweise auf die Berechnung von Äquivalenzeinkommen verzichtet.

Schaubild 4.1: Angepaßte Armutsgrenzen für 1984 in Abhängigkeit von der Äquivalenzelastizität



Aus der Tabelle 4.1 ist ersichtlich, daß bei $e = 0,72$ die Armutsgrenzen für Ein-Personen-Haushalte niedriger sind als bei allen anderen Äquivalenzelastizitäten. Dagegen zeigt das Schaubild 4.1, daß die Armutsgrenzen 1984 für Drei-Personen-Haushalte bei dieser Äquivalenzelastizität schon höher liegen als mit den niedrigeren Werten für e . Außerdem wird deutlich, daß für Zwei-Personen-Haushalte die Berücksichtigung der Haushaltsgröße am wenigsten Einfluß auf den Status arm oder reich hat. Für diese

Haushaltsgröße liegen die mittels der Äquivalenzeinkommen berechneten Armutsgrenzen alle sehr nahe bei der aus den Netto-Haushaltseinkommen berechneten Armutsgrenze. Dieses Verhalten der Armutsgrenzen ist 1981 und auch bei der zweiten Berechnung für 1984 genauso.

Zusammenfassend kann ich sagen, daß die mit hoher Äquivalenzelastizität berechneten Armutsgrenzen sensitiv sind bezüglich Armut in Mehr-Personen-Haushalten und die mit niedriger Äquivalenzelastizität berechneten Maße sensitiv sind bezüglich Armut in Ein-Personen-Haushalten.

Mit den in der Tabelle 4.1 aufgelisteten mittleren Äquivalenzeinkommen und den drei ausgewählten Prozentsätzen erhalte ich für jeden Datensatz 12 Armutsgrenzen. Damit kann ich zur Berechnung der einzelnen Armutsmäße in den nächsten Abschnitten übergehen.

4.3 Entwicklung der relativen Einkommensarmut

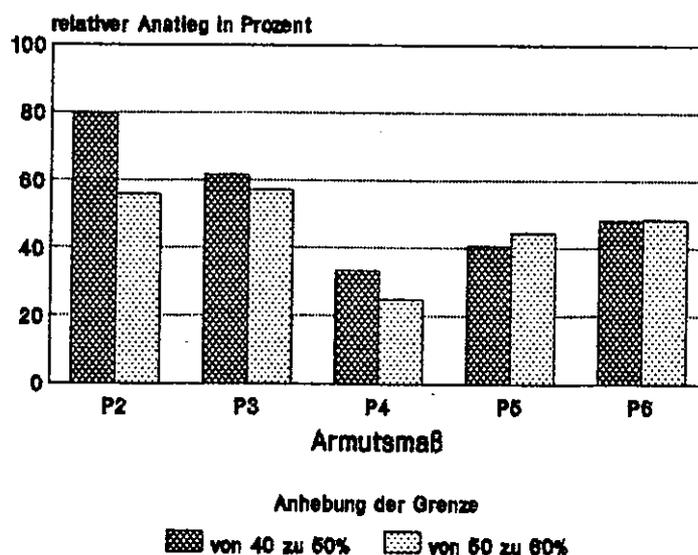
Den Berechnungen in diesem Abschnitt lege ich - wie im ersten Abschnitt dieses Kapitels beschrieben - die gewichteten Daten aller Haushalte in der Bundesrepublik Deutschland 1981 und 1984 mit deutschem Haushaltsvorstand zugrunde. Im folgenden berechne ich das Maß P_4 immer mit dem Parameter $\alpha = 3$. Da ich durch die Berechnung der fünf Armutsmäße $P_2 - P_6$ zu jeweils vier Äquivalenzelastizitäten und drei Armutsgrenzen bei jeder Betrachtung sechzig Maßzahlen für die Armut erhalte, verzichte ich hier auf eine Auflistung aller Zahlen an sich. Diese Zahlen sind im Anhang vertafelt. In diesem Abschnitt hingegen stelle ich die Ergebnisse zusammenfassend graphisch und verbal vor. Außerdem führe ich die Analyse so durch, daß ich häufig das Verhältnis der Maßzahlen zueinander

betrachte, denn außer der Armutsquote P_2 sind die Maße nur schwer interpretierbar. Insbesondere gilt dies bei dem Maß P_5 , das auf dem Intervall $[0, \infty)$ variieren kann.

Bevor ich die Entwicklung der Armut im Zeitablauf betrachte, verdeutliche ich jetzt die Auswirkungen, die die unterschiedlichen Armutsgrenzen und Äquivalenzelastizitäten haben. Die Zahlen, die dieser Berechnung zugrunde liegen, sind in Anhang 1.1 und Anhang 1.2 vertafelt.

Wie oben gezeigt, muß bei allen Maßen - außer bei P_2 - ein Anheben der Armutsgrenze auch das Armutsmaß wachsen lassen. Um das Ausmaß dieses Anstiegs zu verdeutlichen, habe ich den relativen Anstieg der Armutsmaße bei Anheben der Armutsgrenze von 40 auf 50 Prozent beziehungsweise von 50 auf 60 Prozent des mittleren Äquivalenzeinkommens betrachtet. Im allgemeinen ist der relative Anstieg der Armutsmaße bei der Veränderung von 40 auf 50 Prozent größer als bei der Veränderung von 50 auf 60 Prozent. Nur 1984 ist das Verhalten teilweise genau umgekehrt - insbesondere bei den relativ Monotonie-sensitiven Maßen P_5 und P_6 . Dies Verhalten wird beispielhaft durch das Schaubild 4.2 dargestellt.

Schaubild 4.2: Veränderung des Armutsmaßes bei Anheben der Armutsgrenze

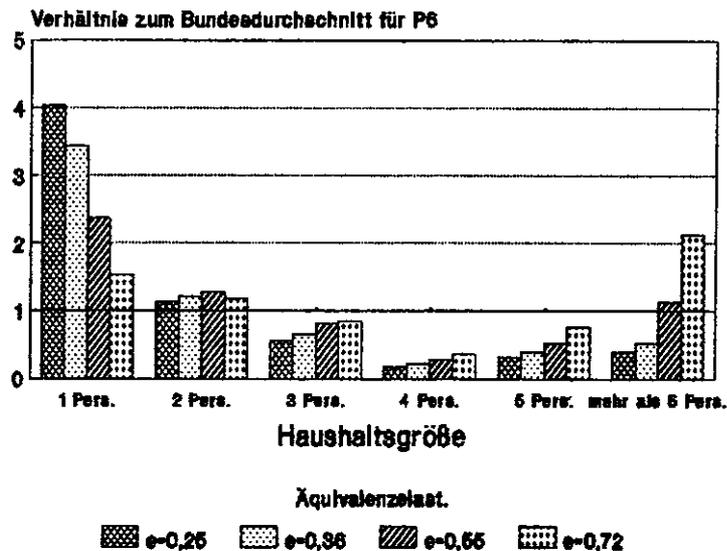


Betrachtet man den relativen Anstieg bei Erhöhung der Armutsgrenze von 40 auf 60 Prozent, so ist zu erkennen, daß die Armutsquote P_2 auf eine solche Veränderung immer am stärksten reagiert. Hier ist das Maß nach der Erhöhung der Armutsgrenze von 40 auf 60 Prozent des Medians der Äquivalenzeinkommen in einem Fall sogar mehr als fünf mal so hoch wie vorher. Das ist bemerkenswert, weil die Armutsquote auf ein Anheben der Armutsgrenze nicht reagieren muß und ich intuitiv von den monotonen Maßen eine stärkere Auswirkung erwarte. Aber ich kann es damit begründen, daß die in diesem Einkommensbereich lebenden Personen einen relativ kleinen Armutsgrad haben. Somit liegt der Mangelfaktor beim Maß P_2 mit dem Wert eins vergleichsweise hoch gegenüber den sensitiven Maßen. Den größten relativen Anstieg der Armutsmaße beobachte ich bei allen Maßen, wenn der Berechnung die Äquivalenzelastizität $e = 0,72$ zugrunde liegt. Der Grund hierfür ist, daß der relative Anstieg der Armutsgrenze sich absolut besonders stark für Mehr-Personen-Haushalte bemerkbar macht, wenn die Äquivalenzelastizität groß ist. Verschiedene Armutsgrenzen haben sofort starke Veränderungen der Armutsmaße bei gleicher Äquivalenzelastizität zur Folge. Bei gleicher Armutsgrenze ist der Unterschied zwischen den mit verschiedenen Äquivalenzelastizitäten berechneten Armutsmaßen gering. Es besteht lediglich die Tendenz, daß die Maßzahlen für die extremen Werte der Äquivalenzelastizität - nämlich $e = 0,25$ und $e = 0,72$ - etwas größer sind. Daß sich die verschiedenen Äquivalenzelastizitäten auf den Bundesdurchschnitt der Armutsmaße nur geringfügig auswirken, kann ich folgendermaßen begründen. In beiden Jahren leben jeweils etwa ein Drittel der Bevölkerung in Ein-Personen-Haushalten, Zwei-

Personen-Haushalten beziehungsweise Haushalten mit drei oder mehr Personen. Damit heben sich die Sensitivitäten bezüglich der Haushaltsgröße, die ich im vorigen Abschnitt beschrieben habe gegenseitig auf. Um den Einfluß der Wahl der Äquivalenzelastizität e zu verdeutlichen, habe ich die Population in Gruppen aufgeteilt. Die Gruppierungsvariable ist in diesem Fall die Haushaltsgröße, da die e -te Potenz der Haushaltsgröße das Äquivalenzeinkommen beeinflusst. Sowohl aus den Zahlen für 1981 wie auch für 1984, die in Anhang 1.3 bis 1.14 ver-
tafelt sind, erhalte ich tendenziell die gleichen Ergebnisse. In Ein-Personen-Haushalten sind die Armutsmaße relativ umso mehr größer als der Bundesdurchschnitt, je kleiner die Äquivalenzelastizität e gewählt wurde. So ist 1981 für $e = 0,72$ die höchste Vervielfachung etwa 1,7, während für $e = 0,25$ die Armutsquote zum Beispiel sich bei allen drei Armutsgrenzen mindestens vervierfacht. Bei den Mehr-Personen-Haushalten ist der Trend gerade umgekehrt. In den Zwei-Personen-Haushalten ist die Entwicklung nicht eindeutig. Doch in allen Haushalten mit noch mehr Personen ist das Verhältnis der Armutsmaße in den Gruppen gegenüber dem Bundesdurchschnitt umso größer, je größer die Äquivalenzelastizität e gewählt wurde. Dies habe ich beispielhaft in dem Schaubild 4.3 dargestellt. Es wird deutlich, daß die Wahl der Äquivalenzelastizität bei der Betrachtung von Gruppen, deren Gruppierungsvariable eng mit der Haushaltsgröße zusammenhängt, starken Einfluß auf die Höhe des Armutsmaßes hat. Zum Beispiel sind 1981 Haushalte mit sechs und mehr Personen für die beiden größeren Äquivalenzelastizitäten überdurchschnittlich arm. Für die beiden kleineren Äquivalenzelastizitäten sind hingegen diese Haushalte unterdurchschnittlich

arm. Ich verzichte an dieser Stelle auf die Deutung der Ergebnisse, da die Haushaltsgröße zur inhaltlichen Analyse von relativer Einkommensarmut wenig geeignet ist.

Schaubild 4.3: Auswirkung der Äquivalenzelastizität für das Maßes P_6 bei der 50 Prozent Armutsgrenze 1981 nach Haushaltsgröße getrennt

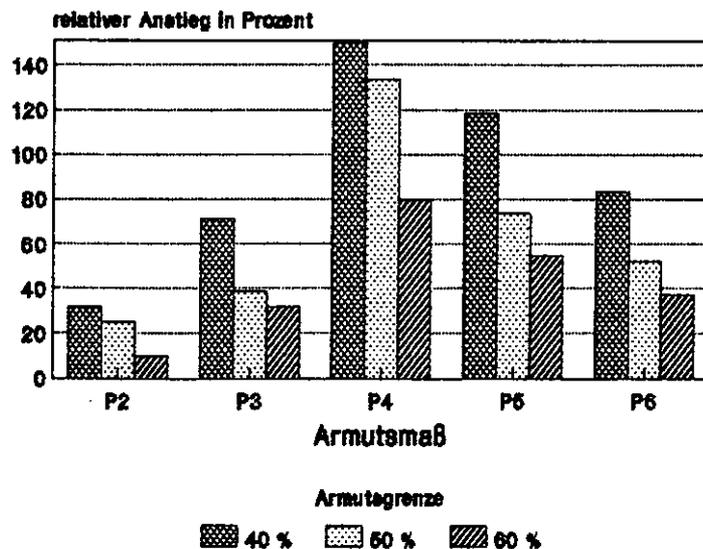


Auf die Analyse der Armut nach demographischen Merkmalen gehe ich im nächsten Abschnitt dieses Kapitels ein.

Nachdem ich den Einfluß der Wahl von Armutsgrenze und Äquivalenzelastizität auf die Berechnung der Armutsmäße bei diesen Daten verdeutlicht habe, beschreibe ich noch die Entwicklung der verschiedenen Armutsmäße im Zeitablauf. Hierzu habe ich die Quotienten aus den Armutsmäßen von 1984 und den Armutsmäßen für 1981 berechnet. Zu allererst erkenne ich, daß bei allen Mäßen ein Anstieg der Armut zu verzeichnen ist. Bei dem Anstieg kann ich keine Tendenz erkennen, wenn ich die Werte der verschiedenen Äquivalenzelastizitäten betrachte. Vergleicht man jedoch die verschiedenen Armutsgrenzen, so ist zu sehen, daß eine größere Armutsgrenze ein geringeren Anstieg der Armut bewirkt. Das heißt, daß insbesondere in den Haushalten mit sehr geringem Einkommen ein Zuwachs von Armut

vorliegt. Nun vergleiche ich noch die Höhe des relativen Anstiegs zwischen den verschiedenen Maßen. Das Maß P_2 , das die Monotonie-Eigenschaft nicht besitzt, hat den niedrigsten Anstieg. Das monotone Maß P_3 zeigt einen etwas höheren Anstieg. Jedoch die Maße $P_4 - P_6$, die zusätzlich sensitiv bezüglich der Größe des Armutsgrades sind, weisen einen noch größeren Anstieg auf. Das heißt, daß 1984 neben dem Anstieg der Armutsquote eine Verschlechterung der Situation der Armen - ausgedrückt durch den Armutsgrad - stattgefunden hat. Für die einzelnen Maße ergeben sich folgende Größenordnungen des Anstiegs der Armut. Die Armutsquote P_2 liegt 1984 zwischen 8 und 37 Prozent höher als 1981. Das Maß P_3 weist einen Anstieg zwischen 23 und 72 Prozent nach. Am stärksten wird der Anstieg der Armut durch das Maß P_4 deutlich, das sich zwischen 66 und 150 Prozent erhöht. Nicht ganz so hoch, aber dennoch drastisch, sind die Veränderungen bei den Maßen P_5 und P_6 , die eine Erhöhung zwischen 44 und 119 beziehungsweise 32 und 92 Prozent anzeigen. Dieses Anstiegsverhalten stelle ich beispielhaft mit der Äquivalenzelastizität $e = 0,55$ in dem Schaubild 4.4 dar.

Schaubild 4.4: Entwicklung der Armutsmaße mit $e = 0,55$



4.4 Anfälligkeit für Armut

In diesem Abschnitt werde ich verdeutlichen, wie man mit den additiv zerlegbaren Maßen Gruppen kennzeichnet, die besonders stark von Armut betroffen sind.

Diese Untersuchung soll aber auf einer größeren Datenbasis beruhen, damit in den Stichprobengruppen nicht zu wenig Haushalte sind. Aufgrund der mir zu Verfügung stehenden Daten von 1984 umfaßt die Grundgesamtheit jetzt mit den ausländischen Haushalten insgesamt 5174 Haushalte. Da ich diese Haushalte nach demographischen Variablen aufteile, ergeben sich unterschiedlich große Stichprobengruppen. Die Anzahl der berücksichtigten Haushalte habe ich für jede Gruppe im Anhang angegeben.

Wie schon in Abschnitt 4.2 erwähnt, muß ich also für diese Untersuchung andere Armutsgrenzen berücksichtigen, die allesamt etwas niedriger liegen. Trotzdem sind die Werte aller in Anhang 2.1 vertafelten Armutsmaße, die ich mit der erweiterten Datenbasis berechnet habe, höher als die entsprechenden Maße für 1981.

Bei den gleichen Daten muß ein Absenken der Armutsgrenze zumindest die Maße P_3 - P_6 sinken lassen. Die erweiterte Datenbasis läßt die Maße aber bei den beiden größeren Äquivalenzelastizitäten anwachsen gegenüber den Ergebnissen von 1984, die nur aus den Daten der deutschen Haushalte berechnet worden sind. Deshalb ist es interessant zu untersuchen, wie sich Armutsmaße in den einzelnen Nationalitäten im Vergleich zum Bundesdurchschnitt verhalten. Als erstes betrachte ich die in Anhang 2.2 und Anhang 2.3 aufgelisteten Maßzahlen für die Gruppe der Personen in Haushalten mit deutschem und die neu hinzugekommene Gruppe mit ausländischem Haushaltsvorstand. Durch das große Gewicht, mit dem die deutschen Haushalte

in die Maße für die gesamte Population eingehen, ist die Abweichung vom Durchschnitt in dieser Gruppe natürlich nicht so groß wie bei den Ausländern. Aber die verschiedenen Berechnungen lassen doch Unterschiede erkennen. Es zeigt sich, daß bei den Deutschen die sensitiven Maße P_4 - P_6 mit den beiden kleineren Äquivalenzelastizitäten immer oberhalb des Bundesdurchschnitts liegen. Andererseits sind bei den Maßen P_2 und P_3 mit den größeren Äquivalenzelastizitäten die Zahlen kleiner als der Bundesdurchschnitt. Auch sind die Quotienten aus den Zahlen der Deutschen und des Bundesdurchschnitts für die sensitiven Maße immer größer als die Quotienten bei den anderen Maßen. Das heißt, daß bei den Deutschen im Verhältnis zum Bundesdurchschnitt häufiger sehr große Abweichungen der Einkommen von der Armutsgrenze vorliegen. Aufgrund der additiven Zerlegbarkeit der Armutsmasse ist dieses Verhalten natürlich bei den Ausländern genau umgekehrt. Das heißt, daß insbesondere die Armutsquote bei den Ausländern fast immer oberhalb des Bundesdurchschnitts liegt. Den Einfluß der Äquivalenzelastizität kann ich damit erklären, daß die Deutschen häufiger als Ausländer in Ein-Personen-Haushalten und weniger häufig in größeren Haushalten leben.

Da es sich bei den Ausländern aber nicht um eine homogene Gruppe handelt, unterscheide ich diese Gruppe jetzt bezüglich der Herkunftsländer des Haushaltsvorstandes.

Aus Anhang 2.4 ist ersichtlich, daß bei den Türken außer bei der niedrigsten Äquivalenzelastizität und der niedrigsten Armutsgrenze die Maßzahlen immer überdurchschnittlich sind. So ist die Armutsquote mit der größten Äquivalenzelastizität und der niedrigsten Armutsgrenze mehr als 4,6 mal so hoch wie der Bundesdurchschnitt.

Wählt man die größte Armutsgrenze, dann ist auch das sensitive Maß P_6 über 3,3 mal so hoch wie der Bundesdurchschnitt. Das heißt, auch hier liegt bei vielen Personen ein überdurchschnittlich hoher Armutsgrad vor. Die Abhängigkeit von der Äquivalenzelastizität rührt daher, daß weniger als 20 Prozent der Türken in Ein-Personen-Haushalten leben.

Ebenfalls überdurchschnittlich sind die Maßzahlen aus Anhang 2.5 für die Gruppe der Personen mit einem Haushaltsvorstand spanischer Herkunft. Anders als bei den Türken liegt hier keine Tendenz bezüglich der Äquivalenzelastizität vor, da die Haushaltgrößen fast genauso verteilt sind wie im Bundesdurchschnitt. Für die meisten Maßzahlen gilt, daß sie zwischen 1,5 und 2,5 mal so hoch sind wie der Durchschnitt.

Demgegenüber weisen die Armutsmaße Italiener nur dann als überdurchschnittlich arm aus, wenn man die Maße, die in Anhang 2.6 stehen, mit den beiden höheren Äquivalenzelastizitäten berechnet. Außerdem sind die Verhältnisse der Maßzahlen der Italiener zum Bundesdurchschnitt, umso größer, je größer ich den Prozentsatz des mittleren Äquivalenzeinkommens wähle. Das heißt, für die Italiener wirkt sich ein Anheben der Armutsgrenze überdurchschnittlich aus.

Bei den Yugoslawen und Griechen läßt sich gleichermaßen aus Anhang 2.7 und Anhang 2.8 ablesen, daß tendenziell nur bei den nicht sensitiven Maßen, die mit den größeren Äquivalenzelastizitäten und Armutsgrenzen berechnet wurden, die Armut überdurchschnittlich ist. Die Armut in diesen beiden Gruppen ist insbesondere geprägt durch Personen aus großen Haushalten, deren Äquivalenzeinkommen knapp unter der niedrigsten Armutsgrenze, beziehungs-

weise in dem Bereich zwischen den verschiedenen Armutsgrenzen liegt.

Die Personen aus Haushalten mit einem Haushaltsvorstand einer sonstigen Nationalität sind demgegenüber von Armut nur unterdurchschnittlich stark betroffen, wie Anhang 2.9 zeigt. Hierbei bleibt jedoch zu bemerken, daß beispielsweise Asylanten und Aussiedler, solange sie zur Anstaltsbevölkerung zählen, unterrepräsentiert sind.

Um diese Ergebnisse zu veranschaulichen, stelle ich sie in zwei Schaubildern dar. An den Beispielen der Äquivalenzelastizität $e = 0,55$ mit der höchsten Armutsgrenze in Schaubild 4.5 und der Äquivalenzelastizität $e = 0,36$ mit der niedrigsten Armutsgrenze in Schaubild 4.6 wird das unterschiedliche Verhalten der Armutsmäße für die einzelnen Nationalitäten bei den verschiedenen Berechnungen deutlich.

Schaubild 4.5: Anfälligkeit für Armut bei verschiedenen Nationalitäten des Haushaltsvorstandes ($e=0,55$, höchste Armutsgrenze)

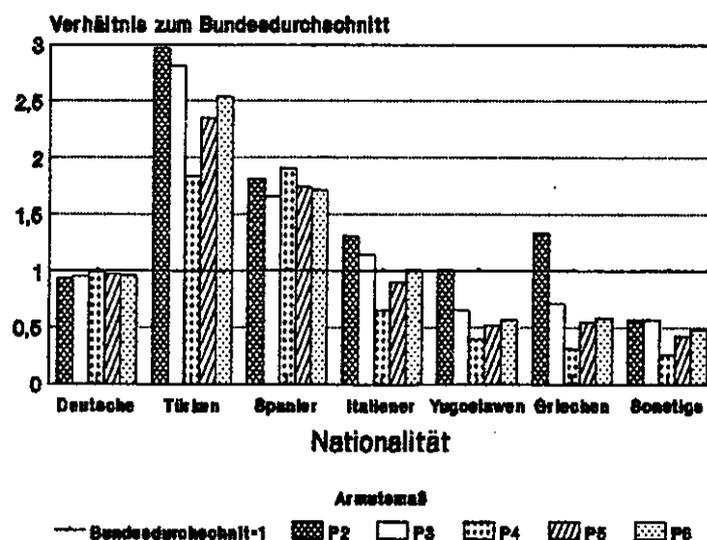
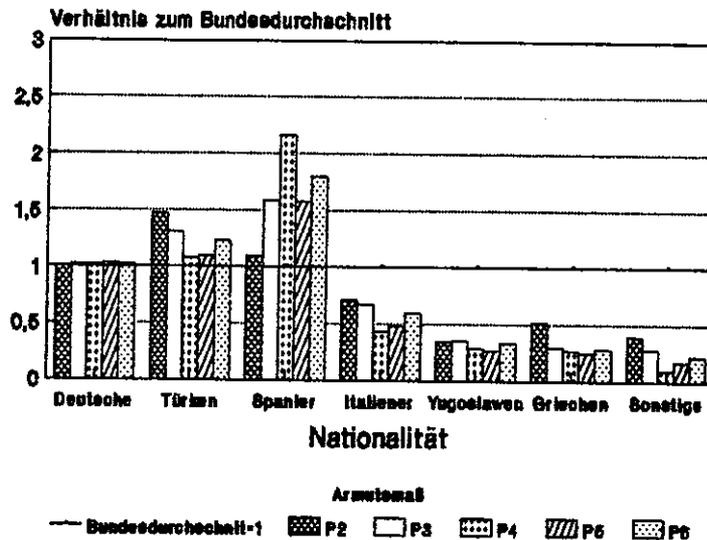


Schaubild 4.6: Anfälligkeit für Armut bei verschiedenen Nationalitäten des Haushaltsvorstandes ($e=0,36$, niedrigste Armutsgrenze)



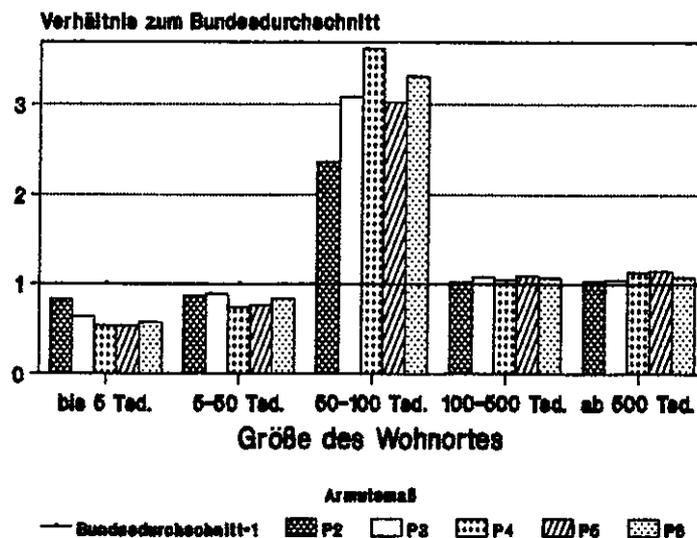
Ein ganz anderer Aspekt zur Untersuchung der Anfälligkeit für Armut ist die Herkunft der Haushalte. Ich unterscheide fünf Gruppen, die sich in der Größe der Wohnorte unterscheiden. Die Maßzahlen hierzu stehen in Anhang 2.10 bis Anhang 2.14. Es zeigt sich, daß bis auf wenige Ausnahmen Personen in Städten mit 50000 oder mehr Einwohnern und deren Umlandgemeinden überdurchschnittlich arm sind. Entsprechend ist in Kleinstädten (5000 - 50000 Einwohner) und Orten mit einer Einwohnerzahl unter 5000 Armut unterdurchschnittlich. Im Einzelnen erhalte ich folgende Ergebnisse.

In den kleinen Orten und den Kleinstädten ist die Armut nur dann überdurchschnittlich, wenn man die Armutsgrenze und Äquivalenzelastizität groß wählt. Beide Faktoren begünstigen ja größere Haushalte. Außerdem liegt auch dann nur die Armutsquote über dem Bundesdurchschnitt. In diesen Orten weisen weniger Personen große Abweichung von der Armutsgrenze auf als im Bundesdurchschnitt, da die

sensitiven Maße entsprechend unterdurchschnittlich sind. Dies ist den kleinen Orten noch ausgeprägter als in den Kleinstädten.

Zwischen den Städten mit mehr als 50000 Einwohnern und deren Umlandgemeinden sind auch Unterschiede erkennbar. Besonders ausgeprägt ist die Anfälligkeit für Armut in den Mittelstädten bis 100000 Einwohnern. Hier ist die Armut bei allen Maßen mindestens zweimal so hoch wie im Bundesdurchschnitt. Tendenziell weichen die Armutsmaße relativ umso mehr vom Bundesdurchschnitt ab, je kleiner die Äquivalenzzelatzität ist. Sehr weit über dem Durchschnitt muß der Anteil der sehr Armen liegen, da die sensitiven Maße zwischen 2,5 und 3,5 mal so große Ergebnisse liefern. Weniger eindeutig, aber fast immer überdurchschnittlich ist dagegen Armut in Großstädten (mehr als 100000 Einwohner) und deren Umlandgemeinden. Auch hier sind die sensitiven Maße mehr als Maße P_2 und P_3 überdurchschnittlich. Zur Verdeutlichung dieser Ergebnisse dient das Schaubild 4.7.

Schaubild 4.7: Anfälligkeit für Armut nach regionalen Merkmalen ($e=0,36$; niedrige Armutsgrenze)



Abschließend nehme ich eine umfangreiche Aufteilung in Gruppen vor, die sich auf die Zusammensetzung des Haushaltes beziehen. Ich unterscheide Ein- und Mehr-Personen-Haushalte, ob in diesen Haushalten Kinder leben und jeweils, ob der Haushaltsvorstand das Rentenalter erreicht hat oder noch nicht.

Zuerst zu den sogenannten Singles. Hier weist fast jede Berechnung auf überdurchschnittliche Armut hin. Dabei ist die angesprochene Abhängigkeit von der Äquivalenzelastizität deutlich erkennbar. Auch verringert eine hohe Armutsgrenze die Anfälligkeit für Armut, da sich die Erhöhung der Armutsgrenze für Ein-Personen-Haushalte weniger auswirkt. Außerdem liegen die sensitiven Maße verhältnismäßig höher über dem Bundesdurchschnitt als die nicht sensitiven Maße P_2 und P_3 , so daß es bei den Einkommen der Singles größere Abweichungen von der Armutsgrenze gibt als im allgemeinen. Dieser hohe Anteil von sehr Armen wird zusätzlich dadurch bestätigt, daß das Maß P_5 absolut immer oberhalb der Werte des Maßes P_6 liegt und teilweise die beiden Maße P_5 und P_6 einen größeren Wert haben als die Armutsquote P_2 . Ich habe die Ein-Personen-Haushalten getrennt nach Geschlecht und Alter betrachtet. In Anhang 2.15 bis Anhang 2.18 stehen die für jede Gruppe berechneten Maßzahlen. Im Einzelnen sind männliche Singles unter 65 Jahren weniger anfällig wie gleichaltrige Weibliche. Das Gleiche gilt für Personen im Rentenalter. Außerdem liegen die Maßzahlen für die älteren Personen unter denen der weiblichen jungen Singles und zumindest bei den sensitiven Maßen über den Werten der männlichen jungen Singles.

Anders ist die Situation in den Haushalten, in denen Ehepaare leben. Hat der Haushaltsvorstand das Rentenalter

noch nicht erreicht, so ist die Anfälligkeit für Armut etwa nur halb so hoch wie im Bundesdurchschnitt. Dabei kann man keine Tendenzen bezüglich der Maße, Äquivalenzelastizitäten oder Armutsgrenzen aus Anhang 2.19 erkennen. Ist der Haushaltsvorstand im Rentenalter, so liegen zumindest die Werte der Maße P_2 , P_3 und P_6 in Anhang 2.20 über dem Bundesdurchschnitt. Dagegen liegen erstaunlicherweise bei der niedrigen Armutsgrenze die Maße P_4 und P_5 nicht über dem Durchschnitt. Mit der Äquivalenzelastizität $e = 0,36$ und der mittleren Armutsgrenze habe ich dieses Verhalten in dem Schaubild 4.8a dargestellt. Die im folgenden beschriebenen Gruppen sind dementsprechend in Schaubild 4.8b zu sehen.

Leben neben dem Haushaltsvorstand im Rentenalter und - falls vorhanden - dem Ehepartner noch weitere Personen im Haushalt, läßt sich ein ähnliches Verhalten aus Anhang 2.21 ablesen. Auch hier liegen die Maße P_4 und P_5 immer unter dem Bundesdurchschnitt, während die anderen Maße zumindest bei hoher Armutsgrenze darüber liegen.

Wie Anhang 2.22 und Anhang 2.23 verdeutlichen, ist die Anfälligkeit für Armut in Haushalten mit weiteren volljährigen Personen neben dem Haushaltsvorstand unter 65 Jahren und eventuell dem Ehepartner geringer als im Bundesdurchschnitt.

Ähnlich verhalten sich die Armutsmasse in Partnerhaushalten mit Kindern unter 18 Jahren. In Anhang 2.24 ist die Abhängigkeit von Äquivalenzelastizität und Armutsgrenze - wie bei den Single-Haushalten - erkennbar, aber die Tendenz ist wegen der vielen Haushaltsmitglieder natürlich entgegengesetzt. Nur bei der Äquivalenzelastizität $e = 0,72$ und hoher Armutsgrenze sind die Werte der Maße P_2 und P_3 überdurchschnittlich. Leben neben dem

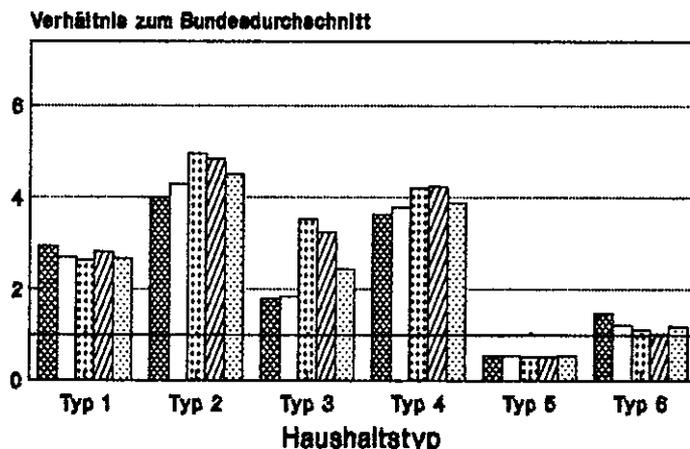
Haushaltsvorstand unter 65 Jahren und dessen Ehepartner weitere volljährige Personen im Haushalt, so ist das Verhältnis zum Bundesdurchschnitt noch günstiger und es liegt überhaupt keine überdurchschnittliche Armut vor. Die entsprechenden Zahlen sind in Anhang 2.25 vertafelt. Haushalte Alleinerziehender weisen große Unterschiede hinsichtlich des Geschlechts des Haushaltsvorstandes auf. Während weibliche Alleinerziehende eine gegenüber dem Bundesdurchschnitt bis zu achtmal so hohe Anfälligkeit für Armut aufweisen, gibt es nur mit der größten Äquivalenzelastizität bei allen drei Armutsgrenzen überhaupt männliche Alleinerziehende, deren Einkommen unterhalb der Armutsgrenze liegt. Die Ergebnisse hierzu stehen in Anhang 2.26 und Anhang 2.27.

In diesem Abschnitt habe ich anhand einiger Gruppierungsvariablen verdeutlicht, wo besondere Anfälligkeit für Armut vorliegt.

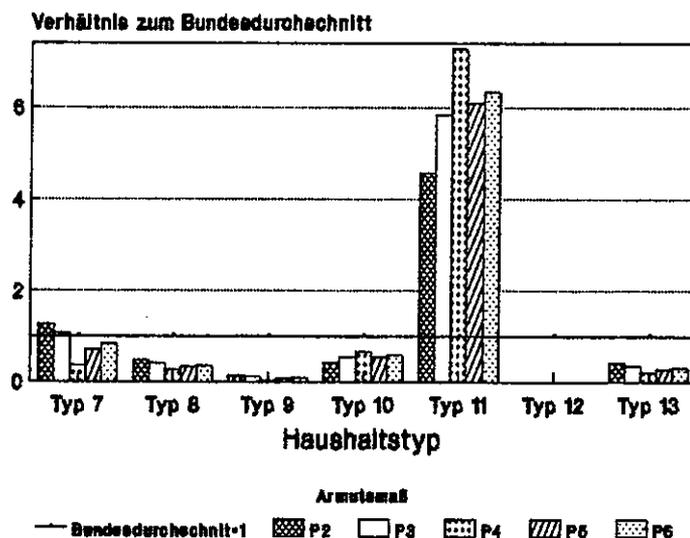
Neben dem Einfluss der Wahl der Äquivalenzelastizität und der Höhe der Armutsgrenze lieferten auch die Maße teilweise sehr voneinander abweichende Ergebnisse. Beschränkt man sich bei der Messung von Armut auf nur eine Art der Berechnung, so muß man sich darüber im Klaren seien, daß dadurch die Ergebnisse auch einseitige Schwerpunkte aufweisen.

Schaubild 4.8: Anfälligkeit für Armut bei verschiedenen Haushaltstypen
($e=0,36$, mittlere Armutsgrenze)

- a) Haushaltstyp 1: männl. Singles unter 65 Jahre
- Typ 2: weibl. Singles unter 65 Jahre
- Typ 3: männl. Singles ab 65 Jahre
- Typ 4: weibl. Singles ab 65 Jahre
- Typ 5: Ehepaare, Haushaltsvorstand unter 65 J
- Typ 6: Ehepaare, Haushaltsvorstand ab 65 J.



- b) Haushaltstyp 7: sonstige Haushalte ab 65 Jahre
- Typ 8: Ehepaare unter 65 mit Kindern
- Typ 9: Ehepaare unter 65 mit Kindern und weiteren volljährigen Personen
- Typ 10: Ehepaare unter 65 ohne Kinder, aber mit weiteren volljährigen Personen
- Typ 11: weibl. Alleinerziehende unter 65 J.
- Typ 12: männl. Alleinerziehende unter 65 J.
- Typ 13: sonstige Haushalte unter 65 Jahre



5. Zusammenfassung

Durch die Art der Klassifizierung von Armutsmaßen in Abhängigkeit von den Eigenschaften einer Funktion, hat man die Möglichkeit eine Vielzahl von Armutsmaßen zu konstruieren und einzuordnen. Vorteilhaft ist die einfache Überprüfbarkeit von inhaltlichen Anforderungen an Armutsmaße. Solche inhaltlichen Anforderungen, wie sie Sen (1976) erstmals an die Armutsmessung stellt, sind gerechtfertigt. Für weniger sinnvoll halte ich es, mit Hilfe von solchen Anforderungen und einer bestimmten Form Armutsmaße vor anderen hervorzuheben, sie als einzigartig zu charakterisieren. Der in dieser Arbeit gewählte Ansatz relativiert diese Einzigartigkeit eines bestimmten Maßes. Man muß sich bei der Festlegung auf nur ein Maß zur Quantifizierung von Armut bewußt sein, daß hierdurch von vornherein Prioritäten gesetzt werden.

Wie die Auswertung der Daten in Kapitel vier zeigt, sind neben den verschiedenen inhaltlichen Anforderungen an Armutsmaße zwei weitere Faktoren relevant. Die Wahl der Armutsgrenze und die Berechnung eines der Haushaltsgröße angepaßten Einkommens beeinflussen den Wert einer Maßzahl für relative Einkommensarmut ebenso stark.

**Anhang 1.1: Maßzahlen für Armut in der Bundesrepublik
Deutschland 1981 (ohne Ausländer)**

Äquiva- lenz- elast.	Armuts- grenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.025	0.007	0.002	0.011	0.012
	50	0.058	0.013	0.004	0.020	0.022
	60	0.129	0.026	0.005	0.036	0.040
e=0.55	40	0.025	0.007	0.002	0.011	0.012
	50	0.048	0.013	0.003	0.019	0.021
	60	0.101	0.022	0.005	0.031	0.035
e=0.36	40	0.027	0.008	0.002	0.012	0.013
	50	0.053	0.014	0.004	0.021	0.023
	60	0.089	0.023	0.006	0.033	0.037
e=0.25	40	0.031	0.009	0.003	0.013	0.015
	50	0.059	0.016	0.004	0.023	0.026
	60	0.089	0.026	0.006	0.037	0.041

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 2717
repräsentativ für Personen (in Tsd.): 56033.69

**Anhang 1.2: Maßzahlen für Armut in der Bundesrepublik
Deutschland 1984 (ohne Ausländer)**

Äquiva- lenz- elast.	Armuts- grenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.032	0.012	0.005	0.024	0.023
	50	0.068	0.019	0.007	0.034	0.033
	60	0.140	0.032	0.009	0.052	0.053
e=0.55	40	0.033	0.012	0.005	0.024	0.022
	50	0.060	0.018	0.007	0.033	0.032
	60	0.111	0.029	0.009	0.048	0.048
e=0.36	40	0.037	0.013	0.005	0.025	0.024
	50	0.063	0.020	0.007	0.036	0.035
	60	0.107	0.031	0.010	0.052	0.052
e=0.25	40	0.039	0.013	0.001	0.027	0.025
	50	0.070	0.021	0.008	0.038	0.037
	60	0.109	0.033	0.010	0.055	0.055

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 3983
repräsentativ für Personen (in Tsd.): 54476.20

**Anhang 1.3: Maßzahlen für Armut in der Bundesrepublik
Deutschland 1981 in Ein-Personen-Haushalten**

Äquiva- lenz- elast.	Armuts- grenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.039	0.011	0.003	0.016	0.018
	50	0.088	0.022	0.005	0.030	0.034
	60	0.158	0.038	0.008	0.052	0.058
e=0.55	40	0.067	0.016	0.004	0.023	0.026
	50	0.133	0.032	0.007	0.045	0.050
	60	0.237	0.057	0.012	0.077	0.087
e=0.36	40	0.115	0.026	0.006	0.036	0.040
	50	0.212	0.052	0.011	0.070	0.079
	60	0.327	0.090	0.018	0.121	0.136
e=0.25	40	0.139	0.034	0.007	0.048	0.053
	50	0.277	0.069	0.014	0.093	0.105
	60	0.380	0.113	0.024	0.154	0.174

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 588
repräsentativ für Personen (in Tsd.): 7016.82

**Anhang 1.4: Maßzahlen für Armut in der Bundesrepublik
Deutschland 1981 in Zwei-Personen-Haushalten**

Äquiva- lenz- elast.	Armuts- grenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.031	0.009	0.003	0.014	0.015
	50	0.059	0.016	0.004	0.024	0.026
	60	0.099	0.026	0.006	0.037	0.042
e=0.55	40	0.031	0.009	0.003	0.014	0.016
	50	0.059	0.017	0.004	0.024	0.027
	60	0.102	0.027	0.007	0.039	0.043
e=0.36	40	0.031	0.010	0.003	0.015	0.017
	50	0.064	0.017	0.005	0.026	0.028
	60	0.109	0.028	0.007	0.041	0.045
e=0.25	40	0.035	0.010	0.003	0.016	0.017
	50	0.065	0.018	0.005	0.027	0.029
	60	0.112	0.030	0.007	0.042	0.047

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 786
repräsentativ für Personen (in Tsd.): 13569.83

**Anhang 1.5: Maßzahlen für Armut in der Bundesrepublik
Deutschland 1981 in Drei-Personen-Haushalten**

Äquiva- lenz- elast.	Armuts- grenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.021	0.007	0.002	0.011	0.012
	50	0.028	0.011	0.003	0.017	0.019
	60	0.070	0.017	0.005	0.037	0.038
e=0.55	40	0.020	0.006	0.002	0.010	0.011
	50	0.026	0.010	0.003	0.015	0.017
	60	0.056	0.014	0.004	0.022	0.024
e=0.36	40	0.017	0.006	0.002	0.009	0.010
	50	0.026	0.009	0.003	0.014	0.015
	60	0.039	0.012	0.004	0.019	0.021
e=0.25	40	0.014	0.005	0.002	0.008	0.009
	50	0.026	0.008	0.003	0.013	0.014
	60	0.036	0.012	0.004	0.018	0.020

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 574
repräsentativ für Personen (in Tsd.): 12144.36

**Anhang 1.6: Maßzahlen für Armut in der Bundesrepublik
Deutschland 1981 in Vier-Personen-Haushalten**

Äquiva- lenz- elast.	Armuts- grenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.009	0.003	0.001	0.004	0.005
	50	0.035	0.005	0.001	0.007	0.008
	60	0.141	0.018	0.002	0.022	0.024
e=0.55	40	0.007	0.002	0.001	0.003	0.004
	50	0.012	0.004	0.001	0.005	0.006
	60	0.065	0.009	0.002	0.011	0.013
e=0.36	40	0.004	0.002	0.001	0.003	0.003
	50	0.009	0.003	0.001	0.004	0.005
	60	0.021	0.004	0.001	0.006	0.007
e=0.25	40	0.004	0.002	0.001	0.003	0.003
	50	0.007	0.002	0.001	0.004	0.004
	60	0.012	0.004	0.001	0.005	0.006

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 508
repräsentativ für Personen (in Tsd.): 13238.31

**Anhang 1.7: Maßzahlen für Armut in der Bundesrepublik
Deutschland 1981 in Fünf-Personen-Haushalten**

Äquiva- lenz- elast.	Armuts- grenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.013	0.004	0.003	0.010	0.010
	50	0.064	0.010	0.003	0.017	0.017
	60	0.179	0.027	0.005	0.037	0.038
e=0.55	40	0.009	0.003	0.003	0.008	0.008
	50	0.026	0.005	0.003	0.011	0.011
	60	0.076	0.013	0.003	0.020	0.020
e=0.36	40	0.004	0.003	0.003	0.008	0.008
	50	0.009	0.004	0.003	0.009	0.009
	60	0.030	0.006	0.003	0.012	0.012
e=0.25	40	0.004	0.003	0.002	0.007	0.008
	50	0.004	0.003	0.003	0.008	0.008
	60	0.013	0.004	0.003	0.010	0.010

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 171
repräsentativ für Personen (in Tsd.): 6110.59

**Anhang 1.8: Maßzahlen für Armut in der Bundesrepublik
Deutschland 1981 in Haushalten mit mehr als
fünf Personen**

Äquiva- lenz- elast.	Armuts- grenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.059	0.015	0.003	0.021	0.023
	50	0.161	0.031	0.006	0.041	0.047
	60	0.238	0.060	0.010	0.078	0.088
e=0.55	40	0.033	0.006	0.003	0.009	0.011
	50	0.074	0.015	0.003	0.022	0.024
	60	0.161	0.030	0.006	0.040	0.043
e=0.36	40	0.007	0.005	0.002	0.008	0.009
	50	0.033	0.006	0.003	0.010	0.012
	60	0.074	0.013	0.003	0.019	0.020
e=0.25	40	0.007	0.004	0.002	0.007	0.009
	50	0.007	0.005	0.003	0.009	0.010
	60	0.033	0.008	0.003	0.013	0.014

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 90
repräsentativ für Personen (in Tsd.): 3953.78

**Anhang 1.9: Maßzahlen für Armut in der Bundesrepublik
Deutschland 1984 in Ein-Personen-Haushalten**

Äquiva- lenz- elast.	Armuts- grenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.061	0.030	0.020	0.082	0.067
	50	0.114	0.041	0.022	0.100	0.084
	60	0.172	0.058	0.026	0.126	0.109
e=0.55	40	0.085	0.035	0.021	0.090	0.074
	50	0.151	0.051	0.024	0.116	0.099
	60	0.230	0.075	0.029	0.151	0.135
e=0.36	40	0.126	0.045	0.023	0.106	0.089
	50	0.218	0.070	0.028	0.144	0.128
	60	0.346	0.107	0.036	0.197	0.185
e=0.25	40	0.154	0.052	0.025	0.118	0.101
	50	0.289	0.085	0.031	0.165	0.150
	60	0.409	0.128	0.041	0.228	0.219

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 993
repräsentativ für Personen (in Tsd.): 7661.70

**Anhang 1.10: Maßzahlen für Armut in der Bundesrepublik
Deutschland 1984 in Zwei-Personen-Haushalten**

Äquiva- lenz- elast.	Armuts- grenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.040	0.014	0.006	0.025	0.025
	50	0.068	0.021	0.008	0.036	0.038
	60	0.112	0.032	0.010	0.052	0.055
e=0.55	40	0.040	0.014	0.006	0.025	0.026
	50	0.068	0.021	0.008	0.036	0.038
	60	0.112	0.033	0.010	0.052	0.055
e=0.36	40	0.040	0.015	0.006	0.026	0.026
	50	0.071	0.022	0.008	0.038	0.039
	60	0.115	0.034	0.011	0.055	0.058
e=0.25	40	0.041	0.015	0.006	0.026	0.027
	50	0.071	0.023	0.008	0.038	0.040
	60	0.115	0.035	0.011	0.055	0.059

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 1227
repräsentativ für Personen (in Tsd.): 13434.73

**Anhang 1.11: Maßzahlen für Armut in der Bundesrepublik
Deutschland 1984 in Drei-Personen-Haushalten**

Äquiva- lenz- elast.	Armuts- grenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.028	0.011	0.004	0.017	0.019
	50	0.060	0.017	0.005	0.027	0.029
	60	0.113	0.028	0.008	0.041	0.046
e=0.55	40	0.028	0.010	0.003	0.015	0.017
	50	0.048	0.015	0.005	0.023	0.025
	60	0.092	0.023	0.007	0.035	0.039
e=0.36	40	0.026	0.009	0.003	0.014	0.015
	50	0.040	0.013	0.004	0.020	0.023
	60	0.067	0.020	0.006	0.030	0.034
e=0.25	40	0.022	0.008	0.003	0.013	0.014
	50	0.033	0.012	0.004	0.019	0.021
	60	0.064	0.018	0.006	0.028	0.031

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 782
repräsentativ für Personen (in Tsd.): 12402.80

**Anhang 1.12: Maßzahlen für Armut in der Bundesrepublik
Deutschland 1984 in Vier-Personen-Haushalten**

Äquiva- lenz- elast.	Armuts- grenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.016	0.004	0.001	0.005	0.006
	50	0.050	0.009	0.002	0.012	0.013
	60	0.127	0.024	0.003	0.029	0.033
e=0.55	40	0.009	0.003	0.001	0.004	0.005
	50	0.026	0.005	0.001	0.008	0.008
	60	0.080	0.012	0.002	0.016	0.018
e=0.36	40	0.008	0.002	0.001	0.003	0.003
	50	0.014	0.004	0.001	0.006	0.006
	60	0.040	0.007	0.002	0.010	0.011
e=0.25	40	0.006	0.002	0.001	0.003	0.003
	50	0.010	0.003	0.001	0.005	0.005
	60	0.026	0.005	0.001	0.008	0.008

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 696
repräsentativ für Personen (in Tsd.): 12440.15

Anhang 1.13: Maßzahlen für Armut in der Bundesrepublik Deutschland 1984 in Fünf-Personen-Haushalten

Aquivalenz- elast.	Armuts- grenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.018	0.004	0.001	0.005	0.006
	50	0.059	0.010	0.001	0.013	0.014
	60	0.127	0.024	0.003	0.029	0.033
e=0.55	40	0.011	0.002	0.000	0.003	0.003
	50	0.025	0.005	0.001	0.006	0.007
	60	0.072	0.012	0.002	0.014	0.016
e=0.36	40	0.008	0.001	0.000	0.002	0.002
	50	0.012	0.003	0.000	0.004	0.004
	60	0.028	0.006	0.001	0.007	0.007
e=0.25	40	0.002	0.001	0.000	0.001	0.001
	50	0.009	0.002	0.000	0.003	0.003
	60	0.018	0.004	0.001	0.005	0.006

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 212
 repräsentativ für Personen (in Tsd.): 6095.60

Anhang 1.14: Maßzahlen für Armut in der Bundesrepublik Deutschland 1984 in Haushalten mit mehr als fünf Personen

Aquiva- lenz- elast.	Armuts- grenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.035	0.009	0.001	0.010	0.015
	50	0.073	0.019	0.003	0.024	0.027
	60	0.247	0.041	0.005	0.051	0.058
e=0.55	40	0.021	0.004	0.000	0.004	0.005
	50	0.057	0.009	0.001	0.013	0.023
	60	0.073	0.018	0.003	0.023	0.026
e=0.36	40	0.015	0.001	0.000	0.001	0.001
	50	0.021	0.004	0.000	0.004	0.005
	60	0.057	0.008	0.001	0.010	0.011
e=0.25	40	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	50	0.015	0.002	0.000	0.002	0.002
	60	0.021	0.005	0.000	0.006	0.006

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 73
 repräsentativ für Personen (in Tsd.): 2441.22

**Anhang 2.1: Maßzahlen für Armut in der Bundesrepublik
Deutschland 1984 (inkl. Ausländer)**

Aquiva- lenz- elast.	Armuts- grenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.035	0.012	0.005	0.024	0.023
	50	0.074	0.020	0.007	0.035	0.035
	60	0.150	0.035	0.009	0.054	0.056
e=0.55	40	0.033	0.012	0.005	0.023	0.022
	50	0.064	0.018	0.007	0.033	0.032
	60	0.116	0.030	0.009	0.049	0.049
e=0.36	40	0.036	0.012	0.005	0.024	0.023
	50	0.063	0.019	0.007	0.035	0.034
	60	0.106	0.030	0.009	0.050	0.051
e=0.25	40	0.037	0.013	0.005	0.025	0.024
	50	0.068	0.021	0.007	0.037	0.036
	60	0.109	0.032	0.010	0.053	0.054

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 5174
repräsentativ für Personen (in Tsd.): 59103.76

**Anhang 2.2: Maßzahlen für Armut in der Bundesrepublik
Deutschland 1984 in Haushalten mit deutschem
Haushaltsvorstand**

Aquiva- lenz- elast.	Armuts- grenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.031	0.012	0.005	0.024	0.022
	50	0.066	0.019	0.007	0.034	0.033
	60	0.137	0.032	0.009	0.051	0.052
e=0.55	40	0.032	0.012	0.005	0.024	0.022
	50	0.059	0.018	0.007	0.033	0.032
	60	0.108	0.028	0.009	0.048	0.048
e=0.36	40	0.036	0.012	0.005	0.025	0.023
	50	0.062	0.019	0.007	0.035	0.034
	60	0.104	0.030	0.009	0.050	0.051
e=0.25	40	0.038	0.013	0.006	0.026	0.025
	50	0.069	0.021	0.007	0.038	0.037
	60	0.108	0.032	0.010	0.054	0.054

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 3983
repräsentativ für Personen (in Tsd.): 54476.20

**Anhang 2.3: Maßzahlen für Armut in der Bundesrepublik
Deutschland 1984 in Haushalten mit
ausländischem Haushaltsvorstand**

Äquiva- lenz- elast.	Armuts- grenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.076	0.017	0.004	0.025	0.027
	50	0.165	0.038	0.007	0.052	0.057
	60	0.296	0.069	0.013	0.092	0.103
e=0.55	40	0.043	0.011	0.004	0.018	0.020
	50	0.123	0.024	0.006	0.034	0.037
	60	0.205	0.047	0.009	0.064	0.070
e=0.36	40	0.031	0.010	0.003	0.016	0.017
	50	0.070	0.017	0.005	0.026	0.028
	60	0.141	0.032	0.007	0.045	0.049
e=0.25	40	0.025	0.009	0.003	0.015	0.016
	50	0.063	0.016	0.005	0.025	0.027
	60	0.123	0.028	0.007	0.040	0.044

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 1191
repräsentativ für Personen (in Tsd.): 4627.56

**Anhang 2.4: Maßzahlen für Armut in der Bundesrepublik
Deutschland 1984 in Haushalten mit türkischem
Haushaltsvorstand**

Äquiva- lenz- elast.	Armuts- grenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.161	0.033	0.009	0.049	0.052
	50	0.302	0.073	0.015	0.101	0.111
	60	0.421	0.122	0.025	0.168	0.187
e=0.55	40	0.081	0.021	0.007	0.034	0.036
	50	0.223	0.044	0.010	0.064	0.068
	60	0.345	0.084	0.016	0.115	0.126
e=0.36	40	0.052	0.016	0.006	0.027	0.028
	50	0.114	0.029	0.008	0.045	0.048
	60	0.223	0.051	0.012	0.074	0.080
e=0.25	40	0.035	0.014	0.005	0.024	0.025
	50	0.101	0.025	0.007	0.039	0.041
	60	0.171	0.043	0.010	0.063	0.068

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 324
repräsentativ für Personen (in Tsd.): 1729.30

**Anhang 2.5: Maßzahlen für Armut in der Bundesrepublik
Deutschland 1984 in Haushalten mit spanischem
Haushaltsvorstand**

Äquiva- lenz- elast.	Armuts- grenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.047	0.022	0.012	0.043	0.046
	50	0.098	0.034	0.015	0.061	0.063
	60	0.148	0.049	0.018	0.084	0.088
e=0.55	40	0.047	0.020	0.012	0.040	0.043
	50	0.083	0.030	0.014	0.055	0.058
	60	0.211	0.049	0.017	0.085	0.085
e=0.36	40	0.039	0.019	0.012	0.038	0.041
	50	0.160	0.032	0.014	0.056	0.059
	60	0.192	0.054	0.017	0.086	0.091
e=0.25	40	0.042	0.019	0.011	0.037	0.040
	50	0.158	0.037	0.014	0.061	0.064
	60	0.166	0.058	0.018	0.091	0.097

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 155
repräsentativ für Personen (in Tsd.): 184.75

**Anhang 2.6: Maßzahlen für Armut in der Bundesrepublik
Deutschland 1984 in Haushalten mit
italienischem Haushaltsvorstand**

Äquiva- lenz- elast.	Armuts- grenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.048	0.010	0.002	0.013	0.015
	50	0.116	0.024	0.004	0.031	0.035
	60	0.232	0.048	0.007	0.061	0.069
e=0.55	40	0.021	0.007	0.002	0.010	0.012
	50	0.077	0.016	0.003	0.022	0.025
	60	0.152	0.034	0.006	0.044	0.050
e=0.36	40	0.025	0.008	0.002	0.012	0.014
	50	0.060	0.014	0.004	0.020	0.023
	60	0.104	0.026	0.006	0.035	0.040
e=0.25	40	0.027	0.009	0.003	0.013	0.015
	50	0.041	0.014	0.004	0.021	0.024
	60	0.088	0.023	0.006	0.033	0.038

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 247
repräsentativ für Personen (in Tsd.): 768.57

**Anhang 2.7: Maßzahlen für Armut in der Bundesrepublik
Deutschland 1984 in Haushalten mit
jugoslawischem Haushaltsvorstand**

Aquiva- lenz- elast.	Armuts- grenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.012	0.005	0.002	0.008	0.009
	50	0.069	0.012	0.003	0.017	0.018
	60	0.375	0.040	0.004	0.049	0.053
e=0.55	40	0.012	0.005	0.002	0.007	0.008
	50	0.066	0.007	0.002	0.011	0.012
	60	0.117	0.019	0.004	0.025	0.028
e=0.36	40	0.012	0.004	0.002	0.006	0.007
	50	0.026	0.006	0.002	0.010	0.011
	60	0.086	0.015	0.003	0.020	0.022
e=0.25	40	0.010	0.004	0.001	0.006	0.007
	50	0.034	0.007	0.002	0.010	0.011
	60	0.087	0.012	0.003	0.017	0.020

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 245
repräsentativ für Personen (in Tsd.): 802.54

**Anhang 2.8: Maßzahlen für Armut in der Bundesrepublik
Deutschland 1984 in Haushalten mit
griechischem Haushaltsvorstand**

Aquiva- lenz- elast.	Armuts- grenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.013	0.003	0.001	0.005	0.005
	50	0.120	0.013	0.002	0.016	0.017
	60	0.259	0.041	0.004	0.049	0.053
e=0.55	40	0.013	0.003	0.001	0.005	0.005
	50	0.068	0.007	0.002	0.011	0.011
	60	0.156	0.021	0.003	0.027	0.029
e=0.36	40	0.019	0.004	0.001	0.006	0.006
	50	0.019	0.007	0.002	0.010	0.011
	60	0.106	0.015	0.003	0.021	0.022
e=0.25	40	0.019	0.004	0.002	0.007	0.007
	50	0.026	0.007	0.002	0.011	0.012
	60	0.106	0.015	0.003	0.017	0.020

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 164
repräsentativ für Personen (in Tsd.): 315.77

Anhang 2.9: Maßzahlen für Armut in der Bundesrepublik Deutschland 1984 in Haushalten mit einem Haushaltsvorstand sonstiger Nationalität

Äquivalenz- elast.	Armuts- grenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.019	0.004	0.000	0.005	0.005
	50	0.051	0.011	0.001	0.013	0.015
	60	0.066	0.020	0.003	0.025	0.029
e=0.55	40	0.023	0.003	0.000	0.004	0.004
	50	0.043	0.009	0.001	0.011	0.012
	60	0.066	0.017	0.002	0.021	0.024
e=0.36	40	0.014	0.003	0.001	0.004	0.005
	50	0.028	0.007	0.001	0.009	0.011
	60	0.058	0.014	0.002	0.018	0.020
e=0.25	40	0.014	0.004	0.001	0.005	0.006
	50	0.028	0.007	0.002	0.009	0.011
	60	0.085	0.014	0.002	0.018	0.021

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 56
 repräsentativ für Personen (in Tsd.): 826.63

Anhang 2.10: Maßzahlen für Armut in Orten mit weniger als 5000 Einwohnern in der Bundesrepublik Deutschland 1984

Äquiva- lenz- elast.	Armuts- grenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.031	0.008	0.002	0.013	0.014
	50	0.076	0.017	0.004	0.024	0.026
	60	0.181	0.035	0.006	0.046	0.051
e=0.55	40	0.027	0.007	0.002	0.012	0.013
	50	0.053	0.014	0.004	0.021	0.022
	60	0.123	0.026	0.005	0.037	0.040
e=0.36	40	0.029	0.008	0.003	0.013	0.013
	50	0.046	0.014	0.004	0.021	0.022
	60	0.100	0.023	0.006	0.034	0.037
e=0.25	40	0.030	0.008	0.003	0.014	0.014
	50	0.048	0.014	0.004	0.022	0.023
	60	0.091	0.024	0.006	0.035	0.038

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 525
 repräsentativ für Personen (in Tsd.): 7541.86

Anhang 2.11: Maßzahlen für Armut in Kleinstädten mit 5000-50000 Einwohnern in der Bundesrepublik Deutschland 1984

Äquivalenz-elast.	Armuts-grenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ (α=3)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.026	0.011	0.004	0.019	0.019
	50	0.070	0.018	0.006	0.029	0.030
	60	0.162	0.033	0.008	0.048	0.052
e=0.55	40	0.026	0.010	0.004	0.018	0.019
	50	0.054	0.016	0.006	0.026	0.028
	60	0.112	0.026	0.007	0.040	0.043
e=0.36	40	0.031	0.011	0.004	0.019	0.019
	50	0.050	0.016	0.006	0.027	0.028
	60	0.091	0.025	0.008	0.039	0.042
e=0.25	40	0.031	0.011	0.004	0.019	0.020
	50	0.056	0.017	0.006	0.028	0.030
	60	0.088	0.026	0.008	0.041	0.044

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 1071
 repräsentativ für Personen (in Tsd.): 14898.85

Anhang 2.12: Maßzahlen für Armut in Städten mit 50000-100000 Einwohnern und deren Umlandgemeinden in der Bundesrepublik Deutschland 1984

Äquivalenz-elast.	Armuts-grenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ (α=3)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.077	0.033	0.018	0.066	0.067
	50	0.192	0.051	0.022	0.093	0.094
	60	0.292	0.081	0.027	0.135	0.140
e=0.55	40	0.068	0.034	0.018	0.068	0.070
	50	0.159	0.048	0.022	0.091	0.093
	60	0.253	0.075	0.027	0.129	0.133
e=0.36	40	0.084	0.037	0.019	0.073	0.075
	50	0.179	0.053	0.024	0.099	0.101
	60	0.257	0.081	0.030	0.139	0.143
e=0.25	40	0.084	0.040	0.020	0.077	0.079
	50	0.211	0.059	0.025	0.107	0.110
	60	0.259	0.087	0.032	0.149	0.155

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 142
 repräsentativ für Personen (in Tsd.): 1230.19

Anhang 2.13: Maßzahlen für Armut in Großstädten mit 100000-500000 Einwohnern und deren Umlandgemeinden in der Bundesrepublik Deutschland 1984

Äquivalenz- elast.	Armuts- grenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.042	0.012	0.005	0.025	0.023
	50	0.078	0.022	0.007	0.038	0.037
	60	0.147	0.035	0.010	0.059	0.059
e=0.55	40	0.034	0.012	0.005	0.025	0.023
	50	0.073	0.019	0.007	0.036	0.034
	60	0.129	0.032	0.009	0.052	0.052
e=0.36	40	0.036	0.013	0.006	0.027	0.024
	50	0.060	0.020	0.007	0.037	0.036
	60	0.111	0.031	0.010	0.053	0.053
e=0.25	40	0.041	0.014	0.006	0.028	0.026
	50	0.069	0.022	0.008	0.040	0.038
	60	0.115	0.033	0.010	0.056	0.056

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 852
repräsentativ für Personen (in Tsd.): 9324.89

Anhang 2.14: Maßzahlen für Armut in Großstädten mit mehr als 500000 Einwohner und deren Umlandgemeinden in der Bundesrepublik Deutschland 1984

Äquiva- lenz- elast.	Armuts- grenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.037	0.013	0.006	0.027	0.025
	50	0.068	0.021	0.006	0.038	0.037
	60	0.128	0.032	0.010	0.055	0.055
e=0.55	40	0.036	0.012	0.006	0.027	0.024
	50	0.065	0.019	0.007	0.037	0.035
	60	0.105	0.030	0.010	0.053	0.051
e=0.36	40	0.037	0.013	0.006	0.028	0.024
	50	0.070	0.020	0.008	0.039	0.036
	60	0.109	0.032	0.010	0.055	0.054
e=0.25	40	0.038	0.013	0.006	0.029	0.026
	50	0.074	0.022	0.008	0.042	0.039
	60	0.117	0.034	0.011	0.059	0.058

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 2584
repräsentativ für Personen (in Tsd.): 26107.96

Anhang 2.15: Maßzahlen für Armut in der Bundesrepublik Deutschland 1984 in Haushalten bestehend aus einem männl. Single unter 65 Jahren

Äquivalenz- elast.	Armuts- grenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.044	0.019	0.012	0.049	0.041
	50	0.094	0.027	0.014	0.063	0.054
	60	0.132	0.042	0.016	0.083	0.075
e=0.55	40	0.059	0.023	0.013	0.056	0.047
	50	0.119	0.036	0.015	0.076	0.067
	60	0.183	0.056	0.019	0.104	0.097
e=0.36	40	0.102	0.031	0.014	0.067	0.058
	50	0.182	0.051	0.018	0.097	0.090
	60	0.226	0.076	0.024	0.133	0.130
e=0.25	40	0.121	0.037	0.015	0.077	0.068
	50	0.194	0.063	0.021	0.113	0.107
	60	0.248	0.090	0.028	0.154	0.153

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 395
repräsentativ für Personen (in Tsd.): 2193.91

Anhang 2.16: Maßzahlen für Armut in der Bundesrepublik Deutschland 1984 in Haushalten bestehend aus einem weibl. Single unter 65 Jahren

Äquiva- lenz- elast.	Armuts- grenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.082	0.038	0.023	0.097	0.081
	50	0.119	0.051	0.027	0.120	0.102
	60	0.208	0.068	0.031	0.148	0.131
e=0.55	40	0.110	0.044	0.025	0.108	0.091
	50	0.165	0.031	0.030	0.137	0.120
	60	0.261	0.088	0.036	0.177	0.161
e=0.36	40	0.129	0.054	0.028	0.125	0.108
	50	0.249	0.082	0.034	0.168	0.151
	60	0.340	0.118	0.043	0.222	0.209
e=0.25	40	0.166	0.062	0.030	0.139	0.121
	50	0.295	0.097	0.038	0.191	0.176
	60	0.387	0.138	0.049	0.253	0.243

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 348
repräsentativ für Personen (in Tsd.): 2275.01

Anhang 2.17: Maßzahlen für Armut in der Bundesrepublik Deutschland 1984 in Haushalten bestehend aus einem männl. Single ab 65 Jahren

Aquivalenz-elast.	Armutsgrenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.034	0.026	0.022	0.086	0.064
	50	0.034	0.028	0.023	0.094	0.061
	60	0.076	0.032	0.024	0.103	0.074
e=0.55	40	0.034	0.027	0.022	0.090	0.066
	50	0.076	0.029	0.023	0.099	0.071
	60	0.138	0.040	0.025	0.116	0.086
e=0.36	40	0.034	0.028	0.023	0.095	0.069
	50	0.111	0.035	0.024	0.112	0.082
	60	0.259	0.063	0.027	0.146	0.115
e=0.25	40	0.076	0.030	0.023	0.100	0.071
	50	0.179	0.047	0.025	0.124	0.094
	60	0.327	0.082	0.029	0.172	0.142

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 71
 repräsentativ für Personen (in Tsd.): 563.66

Anhang 2.18: Maßzahlen für Armut in der Bundesrepublik Deutschland 1984 in Haushalten bestehend aus einem weibl. Single ab 65 Jahren

Aquivalenz-elast.	Armutsgrenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.057	0.031	0.020	0.083	0.068
	50	0.129	0.041	0.023	0.101	0.085
	60	0.184	0.060	0.026	0.129	0.113
e=0.55	40	0.089	0.035	0.021	0.091	0.075
	50	0.162	0.053	0.025	0.119	0.102
	60	0.245	0.078	0.030	0.155	0.140
e=0.36	40	0.142	0.045	0.023	0.107	0.091
	50	0.225	0.072	0.029	0.147	0.131
	60	0.418	0.115	0.037	0.207	0.196
e=0.25	40	0.163	0.054	0.025	0.121	0.104
	50	0.340	0.089	0.032	0.171	0.156
	60	0.512	0.144	0.042	0.246	0.239

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 348
 repräsentativ für Personen (in Tsd.): 3066.86

Anhang 2.19: Maßzahlen für Armut in der Bundesrepublik Deutschland 1984 in Haushalten bestehend aus einem Paar (Haushaltsvorstand unter 65)

Äquivalenz- elast.	Armuts- grenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.018	0.006	0.002	0.012	0.011
	50	0.032	0.010	0.003	0.017	0.018
	60	0.044	0.015	0.005	0.024	0.025
e=0.55	40	0.018	0.006	0.002	0.012	0.012
	50	0.032	0.010	0.003	0.017	0.018
	60	0.046	0.015	0.005	0.024	0.025
e=0.36	40	0.019	0.007	0.002	0.012	0.012
	50	0.034	0.010	0.004	0.018	0.018
	60	0.049	0.015	0.005	0.025	0.026
e=0.25	40	0.019	0.007	0.002	0.012	0.012
	50	0.034	0.011	0.004	0.018	0.019
	60	0.050	0.016	0.005	0.025	0.027

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 868
repräsentativ für Personen (in Tsd.): 7677.09

Anhang 2.20: Maßzahlen für Armut in der Bundesrepublik Deutschland 1984 in Haushalten bestehend aus einem Paar (Haushaltsvorstand ab 65)

Äquivalenz- elast.	Armuts- grenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.039	0.014	0.005	0.022	0.025
	50	0.076	0.022	0.007	0.034	0.038
	60	0.151	0.037	0.010	0.054	0.060
e=0.55	40	0.039	0.014	0.005	0.022	0.026
	50	0.075	0.022	0.007	0.034	0.038
	60	0.151	0.038	0.010	0.055	0.061
e=0.36	40	0.039	0.015	0.005	0.023	0.026
	50	0.092	0.023	0.008	0.035	0.040
	60	0.151	0.039	0.011	0.057	0.064
e=0.25	40	0.039	0.015	0.005	0.023	0.027
	50	0.092	0.024	0.008	0.036	0.041
	60	0.153	0.040	0.011	0.059	0.065

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 335
repräsentativ für Personen (in Tsd.): 4532.09

Anhang 2.21: Maßzahlen für Armut in der Bundesrepublik Deutschland 1984 in sonstigen Haushalten mit einem Haushaltsvorstand ab 65 Jahre

Aquivalenz-elast.	Armutsgrenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.056	0.012	0.001	0.014	0.015
	50	0.083	0.023	0.003	0.029	0.033
	60	0.187	0.038	0.007	0.049	0.057
e=0.55	40	0.053	0.011	0.000	0.012	0.013
	50	0.078	0.021	0.003	0.026	0.030
	60	0.147	0.036	0.006	0.046	0.053
e=0.36	40	0.053	0.010	0.000	0.011	0.012
	50	0.078	0.020	0.002	0.025	0.028
	60	0.143	0.035	0.005	0.044	0.051
e=0.25	40	0.053	0.009	0.000	0.010	0.011
	50	0.070	0.020	0.002	0.024	0.027
	60	0.138	0.035	0.005	0.044	0.051

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 100
repräsentativ für Personen (in Tsd.): 2012.63

Anhang 2.22: Maßzahlen für Armut in der Bundesrepublik Deutschland 1984 in Haushalten bestehend aus einem Paar und anderen Haushaltsmitgliedern über 18 Jahre (Haushaltsvorstand unter 65)

Aquivalenz-elast.	Armutsgrenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.021	0.010	0.004	0.017	0.019
	50	0.045	0.014	0.005	0.024	0.026
	60	0.067	0.021	0.007	0.034	0.037
e=0.55	40	0.018	0.009	0.004	0.015	0.017
	50	0.039	0.012	0.005	0.021	0.023
	60	0.062	0.018	0.007	0.029	0.032
e=0.36	40	0.018	0.009	0.003	0.014	0.016
	50	0.026	0.010	0.004	0.019	0.020
	60	0.045	0.015	0.006	0.026	0.028
e=0.25	40	0.018	0.008	0.003	0.014	0.015
	50	0.020	0.010	0.004	0.018	0.019
	60	0.045	0.014	0.005	0.024	0.026

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 432
repräsentativ für Personen (in Tsd.): 6725.32

Anhang 2.23: Maßzahlen für Armut in der Bundesrepublik Deutschland 1984 in Haushalten bestehend aus unverheiratetem Haushaltsvorstand unter 65 und anderen Haushaltsmitgliedern über 18

Äquivalenz- elast.	Armuts- grenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.017	0.003	0.001	0.005	0.005
	50	0.035	0.009	0.002	0.012	0.013
	60	0.174	0.021	0.003	0.026	0.029
e=0.55	40	0.013	0.003	0.001	0.005	0.005
	50	0.035	0.008	0.002	0.011	0.011
	60	0.065	0.014	0.002	0.018	0.020
e=0.36	40	0.013	0.003	0.001	0.005	0.005
	50	0.026	0.007	0.002	0.009	0.010
	60	0.053	0.012	0.002	0.017	0.018
e=0.25	40	0.013	0.004	0.001	0.005	0.006
	50	0.022	0.007	0.002	0.009	0.010
	60	0.053	0.012	0.002	0.016	0.018

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 189
repräsentativ für Personen (in Tsd.): 2866.29

Anhang 2.24: Maßzahlen für Armut in der Bundesrepublik Deutschland 1984 in Haushalten bestehend aus einem Paar und Kindern unter 18 Jahren (Haushaltsvorstand unter 65 Jahren)

Äquiva- lenz- elast.	Armuts- grenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.031	0.008	0.002	0.011	0.012
	50	0.083	0.017	0.003	0.023	0.025
	60	0.208	0.037	0.006	0.047	0.052
e=0.55	40	0.023	0.005	0.001	0.008	0.009
	50	0.052	0.011	0.002	0.015	0.016
	60	0.114	0.022	0.004	0.029	0.032
e=0.36	40	0.015	0.004	0.001	0.006	0.006
	50	0.029	0.007	0.002	0.011	0.012
	60	0.065	0.014	0.003	0.019	0.021
e=0.25	40	0.011	0.003	0.001	0.005	0.006
	50	0.023	0.006	0.002	0.009	0.010
	60	0.049	0.011	0.002	0.015	0.017

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 1446
repräsentativ für Personen (in Tsd.): 18242.43

Anhang 2.25: Maßzahlen für Armut in der Bundesrepublik Deutschland 1984 in Haushalten bestehend aus einem Paar, Kindern unter 18 Jahren und anderen Haushaltsmitgliedern (Haushaltsvorstand unter 65 Jahren)

Äquivalenz- elast.	Armuts- grenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.021	0.004	0.000	0.004	0.005
	50	0.046	0.009	0.001	0.011	0.012
	60	0.098	0.020	0.002	0.024	0.027
e=0.55	40	0.008	0.002	0.000	0.002	0.002
	50	0.023	0.004	0.000	0.005	0.005
	60	0.057	0.010	0.001	0.012	0.013
e=0.36	40	0.008	0.000	0.000	0.000	0.000
	50	0.009	0.002	0.000	0.002	0.003
	60	0.016	0.004	0.000	0.004	0.005
e=0.25	40	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	50	0.008	0.001	0.000	0.002	0.002
	60	0.011	0.003	0.000	0.003	0.004

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 436
 repräsentativ für Personen (in Tsd.): 6241.01

Anhang 2.26: Maßzahlen für Armut in der Bundesrepublik Deutschland 1984 in Haushalten bestehend aus einem weibl. Alleinerziehendem unter 65 und weiteren Haushaltsmitgliedern

Äquivalenz- elast.	Armuts- grenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.237	0.093	0.042	0.176	0.178
	50	0.401	0.136	0.055	0.244	0.250
	60	0.483	0.189	0.070	0.326	0.339
e=0.55	40	0.204	0.087	0.041	0.167	0.168
	50	0.334	0.122	0.052	0.225	0.229
	60	0.476	0.172	0.065	0.301	0.310
e=0.36	40	0.192	0.083	0.040	0.161	0.162
	50	0.285	0.111	0.050	0.211	0.214
	60	0.446	0.157	0.062	0.281	0.287
e=0.25	40	0.182	0.082	0.039	0.160	0.160
	50	0.273	0.108	0.049	0.207	0.209
	60	0.443	0.149	0.061	0.271	0.275

Anzahl der ausgewerteten Haushalte: 145
 repräsentativ für Personen (in Tsd.): 1097.26

Anhang 2.27: Maßzahlen für Armut in der Bundesrepublik Deutschland 1984 in Haushalten bestehend aus einem männl. Alleinerziehendem unter 65 und weiteren Haushaltsmitgliedern

Äquivalenz- elast.	Armutsgrenze (%)	P ₂	P ₃	P ₄ ($\alpha=3$)	P ₅	P ₆
e=0.72	40	0.008	0.001	0.000	0.001	0.001
	50	0.046	0.006	0.000	0.006	0.007
	60	0.125	0.021	0.001	0.024	0.027
e=0.55	40	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	50	0.008	0.001	0.000	0.001	0.001
	60	0.081	0.008	0.000	0.008	0.009
e=0.36	40	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	50	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	60	0.008	0.001	0.000	0.001	0.001
e=0.25	40	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	50	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	60	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Anzahl der ausgewerteten Haushalte:
repräsentativ für Personen (in Tsd.):

61
1610.2

Literaturverzeichnis

- Blackburn, McKinley L. (1989): "Poverty measurement: An index related to Theil measure of Inequality", *Journal of Business & Economics Statistics*, Vol.7, No.4, S. 475-481
- Brockhaus-Enzyklopädie (1987): 19. Aufl., Bd. 2, Mannheim (Brockhaus), S. 131-133
- Buhmann, B., Rainwater, L., Schmaus, G. und Smeeding, T.M. (1988): "Equivilance scales, well-beeing, inequality, and poverty: sensitivity estimates across ten countrys using the Luxembourg income study (LIS) database", *Review of Income and Wealth*, 34, S. 115-142
- Donaldson, D. und Weymark, J.A. (1986): "Properties of fixed-population poverty indices", *International Economic Review*, Vol. 27, No 3, S. 667-688
- Engel, B. (1985): "Die Transferumfrage als Datenquelle - Ihre Möglichkeiten und Grenzen zur empirischen Analyse der Einkommensverteilung und des Transfersystems" in *Soziale Sicherung und Einkommensverteilung*, Hrsg. Hauser, R. und Engel, B., Frankfurt/Main u.a. (Campus), S. 21-40
- Foster, J., Greer, J. und Thorbecke, E. (1984): "A class of decomposable poverty measures", *Econometrica*, Vol.3, No.3, S. 761-766
- Geisen, B. (1989): "Armut in Süd-Limburg: EG-Programm mit bescheidenen Erfolgen", *EG Magazin*, Nr. 4, 1989, S. 9-10
- Hanefeld, U. (1987): *Das Sozio-ökonomische Panel: Grundlagen und Konzeption*, Frankfurt/Main u.a (Campus)
- Hauser, R., Cremer-Schäfer, H., Nouvertné, U. (1986): *Armut, Niedrigeinkommen und Unterversorgung in der Bundesrepublik Deutschland: Bestandsaufnahme und sozialpolitische Perspektiven*, 2. Aufl., Frankfurt/Main u.a. (Campus)

- Hagenaars, A. and de Vos, K., (1987): "The definition and measurement of poverty", *The Journal of Human Resources*, 23, S. 211-221
- Kakwani, N. (1980): "On a class of poverty measures", *Econometrica*, Vol.48, No.2, S. 437-446
- Kundu, A. und Smith, T.E., (1983) : "An impossibility theorem on poverty indices", *International Economic Review*, 24, Seite 423-434
- Sen, A., (1976): "Poverty: An ordinal approach to measurement", *Econometrica*, Vol.44, S. 219-231

Erklärung

Hiermit erkläre ich, daß ich die vorliegende Arbeit selbstständig verfaßt habe und keine anderen als die angegebenen Quellen verwendet habe.

Dortmund, im September 1990

Berly