

Lebensstandarddefizite bei erwerbstätigen Haushalten ("Working Poor"): Forschungsprojekt des Bundesministeriums für Gesundheit und Soziale Sicherung; Endbericht

Haisken-DeNew, John; Fritzsche, Bernd

Veröffentlichungsversion / Published Version

Abschlussbericht / final report

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:

Bundesministerium für Arbeit und Soziales

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Haisken-DeNew, J., & Fritzsche, B. (2005). *Lebensstandarddefizite bei erwerbstätigen Haushalten ("Working Poor"): Forschungsprojekt des Bundesministeriums für Gesundheit und Soziale Sicherung; Endbericht*. (Forschungsbericht / Bundesministerium für Arbeit und Soziales, A340). Essen: Bundesministerium für Gesundheit und Soziale Sicherung; Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung e.V. (RWI). <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-49138-7>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

FORSCHUNGSPROJEKT

LEBENSSTANDARDDEFIZITE
BEI ERWERBSTÄTIGENHAUSHALTEN

JOHN HAIKEN-DE NEW

Vorbemerkung

Mit Beschluss vom 27. Januar 2000 hat der Deutsche Bundestag die Bundesregierung beauftragt, regelmäßig einen Armuts- und Reichtumsbericht zu erstatten. Am 25. April 2001 hat die Bundesregierung den ersten Armuts- und Reichtumsbericht vorgelegt. Der Bericht und die zeitgleiche Vorlage des „Nationalen Aktionsplanes zur Bekämpfung von Armut und sozialer Ausgrenzung“ (NAP'incl) waren der Beginn einer kontinuierlichen Berichterstattung über Fragen der sozialen Integration und der Wohlstandsverteilung in Deutschland.

Eine zentrale Aufgabe der Armuts- und Reichtumsberichterstattung ist es, auf der Basis wissenschaftlich fundierter Erkenntnisse Armuts- und Reichtumslagen in Deutschland darzustellen und zu analysieren. Hierbei kommt der wissenschaftlichen Forschung zu Fragen der Unterversorgung und der sozialen Ausgrenzung, zu Reichtumsaspekten und zu Ungleichheitstendenzen der Wohlstandsverteilung sowie zu den Möglichkeiten gesellschaftlicher Teilhabe besondere Bedeutung zu. Parallel dazu sollen im Fortgang der Berichterstattung der aktuelle Stand der wissenschaftlichen Diskussion reflektiert und die theoretischen Grundlagen der Armuts- und Reichtumsforschung vertieft werden, Erkenntnisdefizite abgebaut und die Datenlage für die Berichterstattung verbessert werden.

Um die vorliegenden Forschungsergebnisse einer breiteren Öffentlichkeit zugänglich zu machen und der wissenschaftlichen Diskussion zu Armuts- und Reichtumsfragen Impulse zu geben, veröffentlicht das Bundesministerium für Gesundheit und Soziale Sicherung die Forschungsprojekte in dieser Reihe.

Rheinisch-Westfälisches Institut
für Wirtschaftsforschung (Hrsg.)

Lebensstandarddefizite bei erwerbstätigen Haushalten („Working Poor“)

Forschungsprojekt des Bundesministeriums
für Gesundheit und Soziale Sicherung

Endbericht



Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung

Vorstand:

Prof. Dr. Christoph M. Schmidt, Ph.D. (Präsident),

Prof. Dr. Thomas K. Bauer

Prof. Dr. Wim Kösters

Verwaltungsrat:

Dr. Eberhard Heinke (Vorsitzender);

Dr. Dietmar Kuhnt, Dr. Henning Osthues-Albrecht, Reinhold Schulte
(stellv. Vorsitzende);

Prof. Dr.-Ing. Dieter Ameling, Manfred Breuer, Christoph Dänzer-Vanotti,

Dr. Hans Georg Fabritius, Prof. Dr. Harald B. Giesel, Karl-Heinz Herlitschke,

Dr. Thomas Köster, Hartmut Krebs, Tillmann Neinhaus, Dr. Günter Sander-
mann, Dr. Gerd Willamowski

Forschungsbeirat:

Prof. David Card, Ph.D., Prof. Dr. Clemens Fuest, Prof. Dr. Walter Krämer,

Prof. Dr. Michael Lechner, Prof. Dr. Till Requate, Prof. Nina Smith, Ph.D.,

Prof. Dr. Harald Uhlig, Prof. Dr. Josef Zweimüller

Ehrenmitglieder des RWI Essen

Heinrich Frommknecht, Prof. Dr. Paul Klemmer

RWI : Projektberichte

Herausgeber: Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung,
Hohenzollernstraße 1/3, 45128 Essen

Tel. 0201/81 49-0, Fax 0201/81 49-200, e-mail: rwi@rwi-essen.de

Alle Rechte vorbehalten. Essen 2004

Schriftleitung: Prof. Dr. Christoph M. Schmidt, Ph.D.

Lebensstandarddefizite bei erwerbstätigen Haushalten („Working Poor“)

Forschungsprojekt des Bundesministeriums

für Gesundheit und Soziale Sicherung

AZ: 534-52061-15

Endbericht, Juli 2004

Projektteam: Dr. Bernd Fritzsche, Dr. John P. Haisken-DeNew (Projektleiter)

Rheinisch-Westfälisches Institut
für Wirtschaftsforschung (Hrsg.)

Lebensstandarddefizite bei erwerbstätigen Haushalten („Working Poor“)

Forschungsprojekt des Bundesministeriums
für Gesundheit und Soziale Sicherung
AZ: 534-52061-15

Endbericht, Juli 2004

Projektteam:
Dr. Bernd Fritzsche,
Dr. John P. Haisken-DeNew (Projektleiter)



Inhaltsverzeichnis

Executive Summary	9
1. Zielsetzung und Vorgehensweise der Studie	12
1.1. Die Abgrenzung des Armutsbegriffs	13
1.1.1. Die Begründung des gewählten Armutsbegriffs	13
1.1.2. Zur Adäquanz des gewählten Armutsbegriffs.....	18
1.2. Stand der Forschung zur Armut bei Erwerbstätigkeit	24
1.3. Datenquelle: das SOEP	28
2. Armut bei Erwerbstätigkeit in zeitlicher und in gruppenspezifischer Betrachtung.....	30
2.1. Die Entwicklung der Armut in Erwerbshaushalten seit 1992	31
2.1.1. Armutsinzidenz	31
2.1.2. Armutsintensität.....	41
2.2. Gruppenspezifische Armutsquoten	47
2.3. Multivariate Analyse der Risikofaktoren	56
2.3.1. Der Ansatz	56
2.3.2. Gegenüberstellung der Ergebnisse der bi- und der multivariaten Analyse	58
2.3.3. Armutsintensität.....	66
2.4. Eine Zusammenfassung der wesentlichen Befunde	67
3. Individuelle Armutsdynamik	71
3.1. Bewegungen aus der Armut und in die Armut bei Erwerbstätigkeit 1992 bis 2002	71
3.2. Zusammenhänge zwischen dem Erwerbs- und dem Armutsstatus im Zeitablauf	76
3.3. Zusammenfassung der Ergebnisse der individuellen Verlaufsanalysen .	86
4. Das Zusammenspiel von Armut und sozialer Ausgrenzung bei Erwerbstätigkeit im Zeitablauf.....	88
4.1. Operationalisierung	88
4.2. Empirische Resultate.....	95
5. Die zentralen Ergebnisse der Untersuchung und sozialpolitische Optionen.....	99
Literaturverzeichnis	103

Verzeichnis der Tabellen

Tabelle 1.1	Die OECD-Bedarfsskalen im Vergleich zu der impliziten Bedarfsskala des deutschen Sozialrechts	20
Tabelle 2.1	Armutsqoten der Bevölkerung in Haushalten mit einem und mit zwei teilerwerbstätigen Mitgliedern sowie in Haushalten mit einem vollwerbstätigen Mitglied 1992, 1997 und 2002.....	35
Tabelle 2.2	Verteilung der Armutsbevölkerung und der Gesamtbevölkerung auf Nichterwerbs-, Teilerwerbs- und Vollerwerbshaushalte 1992, 1997 und 2002	36
Tabelle 2.3	Armutsqoten der Bevölkerung in Teilerwerbshaushalten und in Nichterwerbshaushalten im Vergleich 1992, 1997 und 2002	37
Tabelle 2.4	Armutsqoten 2002 bei Anwendung der laufenden Armutsschwelle und bei Anwendung der Armutsschwelle von 1992 (jeweils in Preisen von 2000)	41
Tabelle 2.5	Mediane der Armutslücken und deren Volumina 1992, 1997 und 2002.....	42
Tabelle 2.6	Die Einkommensverteilung um die Armutsschwelle nach Erwerbsbeteiligung 1992, 1997 und 2002.....	45
Tabelle 2.7	Armutsschwellen und Armutsqoten bei Anwendung der älteren OECD-Skala 1992, 1997 und 2002.....	46
Tabelle 2.8	Abweichungen der gruppenspezifischen Armutsqoten von der jeweiligen durchschnittlichen Armutsqote im Jahr 2002 in %-Punkten.....	49
Tabelle 2.9	Armutsqoten in Abhängigkeit vom Bezug von Leistungen der Alters-, Invaliditäts- und Hinterbliebenensicherung.....	52
Tabelle 2.10	Erwerbsbeteiligung und Armutsqoten für allein Lebende nach Geschlecht und Altersgruppe 2002.....	55
Tabelle 2.11	Armutsqoten der Haushaltsvorstände von Erwerbshaushalten nach Alter und Zahl der minderjährigen Kinder 2002.	60
Tabelle 2.12	Armutsqoten der Bevölkerung in Haushalten von allein Erziehenden nach Erwerbsbeteiligung und Alter des jüngsten Kindes im Vergleich zu den Armutsqoten der übrigen Bevölkerung in Erwerbshaushalten sowie Verteilung nach Intensität der Erwerbsbeteiligung	61
Tabelle 2.13	Armutsqoten für die Bevölkerung ab 18 Jahren in Erwerbshaushalten nach Dauer ihrer Ausbildung in Ost- und in Westdeutschland	62
Tabelle 2.14	Armutsqoten und Verteilung der Bevölkerung in Familien nach Form der Familie, Erwerbsbeteiligung und Migrationshintergrund	63

Tabelle 2.15	Armutsquoten von Elternpaaren mit Kindern nach Zahl der minderjährigen Kinder, Erwerbsbeteiligung des Partners und ethnischem Hintergrund	64
Tabelle 2.16	Abweichungen im Betrag und der Signifikanz der Koeffizienten der multivariaten Analyse bei unterschiedlichen Grundgesamtheiten	65
Tabelle 2.17	Abweichungen im Betrag und der Signifikanz der Koeffizienten der multivariaten Analyse für die Bevölkerung in Erwerbshaushalten	66
Tabelle 2.18	Übersicht über die Risikofaktoren für Armut bei Erwerbstätigkeit: Armutsquoten und Anteile für die betreffenden Bevölkerungsgruppen.....	69
Tabelle 3.1	Permanent arme Bevölkerung in Haushalten mit Erwerbs-erfahrungen 1998 bis 2002 nach Erwerbsstatus 2002 und ggf. Dauer der Erwerbstätigkeit.....	76
Tabelle 3.2	Verteilung der Bevölkerung in Erwerbshaushalten mit Armuts-erfahrungen 1998 bis 2002 nach dem letzten Jahr in Armut	78
Tabelle 3.3	Verteilung der Bevölkerung in Erwerbshaushalten nach Inten-sität der Erwerbstätigkeit 1998 bis 2002.....	79
Tabelle 3.5	Jahre der Armut bei Erwerbstätigkeit und weitere Jahre der Ar-mut 1998 bis 2002	82
Tabelle 3.6	Erfahrungen von Armut bei Erwerbstätigkeit in Abhängigkeit von höchster erreichter Einkommensposition 1998 bis 2002	83
Tabelle 3.7	Bevölkerung mit Armutserfahrungen bei Erwerbstätigkeit nach höchster erreichter Einkommensposition und Kontinuität der Erwerbstätigkeit.....	84
Tabelle 3.8	Änderungen des Armutsstatus in Abhängigkeit von den Ände-rungen der Erwerbsintensität 2001/2002.....	85
Tabelle 4.1	Anteile der Bevölkerung über 16 in Haushalten mit sozialer Ausgrenzung.....	91

Verzeichnis der Tabellen im Anhang

Tabelle B1:	Gesamtdeutschland 1992: Median 1992: Verfügbares Äquivalenzeinkommen (nach dem neuen OECD Äquivalenzskala) Real 2000 €	107
Tabelle B2:	Gesamtdeutschland 1997: Median 1997: Verfügbares Äquivalenzeinkommen (nach dem neuen OECD Äquivalenzskala) Real 2000 €	108
Tabelle B3:	Gesamtdeutschland 2002: Median 2002: Verfügbares Äquivalenzeinkommen (nach dem neuen OECD Äquivalenzskala) Real 2000 €	109
Tabelle B4:	Gesamtdeutschland 1997: Median 1992: Verfügbares Äquivalenzeinkommen (nach dem neuen OECD Äquivalenzskala) Real 2000 €	110
Tabelle B5:	Gesamtdeutschland 2002: Median 1992: Verfügbares Äquivalenzeinkommen (nach dem neuen OECD Äquivalenzskala) Real 2000 €	111
Tabelle C1a:	Gesamtdeutschland 1992: Median 1992: Verfügbares Äquivalenzeinkommen (nach dem neuen OECD Äquivalenzskala) Real 2000 €	112
Tabelle C1b:	Gesamtdeutschland 1992: Median 1992: Teilerwerbshaushalte	113
Tabelle C1c:	Gesamtdeutschland 1992: Median 1992: Vollerwerbshaushalte	114
Tabelle C2a:	Gesamtdeutschland 1997: Median 1997: Verfügbares Äquivalenzeinkommen (nach dem neuen OECD Äquivalenzskala) Real 2000 €	115
Tabelle C2b:	Gesamtdeutschland 1997: Median 1997: Teilerwerbshaushalte	116
Tabelle C2c:	Gesamtdeutschland 1997: Median 1997: Vollerwerbshaushalte	117
Tabelle C3a:	Gesamtdeutschland 2002: Median 2002: Verfügbares Äquivalenzeinkommen (nach dem neuen OECD Äquivalenzskala) Real 2000 €	118
Tabelle C3b:	Gesamtdeutschland 2002: Median 2002: Teilerwerbshaushalte	119
Tabelle C3c:	Gesamtdeutschland 2002: Median 2002: Vollerwerbshaushalte	120
Tabelle C4a:	Gesamtdeutschland 1997: Median 1992: Verfügbares Äquivalenzeinkommen (nach dem neuen OECD Äquivalenzskala) Real 2000 €	121
Tabelle C4b:	Gesamtdeutschland 1997: Median 1992: Teilerwerbshaushalte	122
Tabelle C4c:	Gesamtdeutschland 1997: Median 1992: Vollerwerbshaushalte	123
Tabelle C5a:	Gesamtdeutschland 2002: Median 1992: Verfügbares Äquivalenzeinkommen (nach dem neuen OECD Äquivalenzskala) Real 2000 €	124
Tabelle C5b:	Gesamtdeutschland 2002: Median 1992: Teilerwerbshaushalte	125
Tabelle C5c:	Gesamtdeutschland 2002: Median 1992: Vollerwerbshaushalte	126

Tabelle D1:	Armutsdynamik: 1992-1999 alle Haushalte und Erwerbshaushalte.....	127
Tabelle D2:	Armutsdynamik: 1992-1999 Teil- und Vollerwerbshaushalte....	128
Tabelle E1:	Inzidenz und Intensität der Armut in 1992 in Gesamtdeutschland – Alle Haushalte, alle Erwerbshaushalte.....	129
Tabelle E2:	Inzidenz und Intensität der Armut in 1992 in Gesamtdeutschland – Alle Teilerwerbshaushalte, alle Vollerwerbshaushalte...	130
Tabelle E3:	Inzidenz und Intensität der Armut in 1997 in Gesamtdeutschland nach unterschiedlichen Armutsschwellen – Alle Haushalte, alle Erwerbshaushalte.....	131
Tabelle E4:	Inzidenz und Intensität der Armut in 1997 in Gesamtdeutschland nach unterschiedlichen Armutsschwellen – Alle Teilerwerbshaushalte, alle Vollerwerbshaushalte	132
Tabelle E5:	Inzidenz und Intensität der Armut in 2002 in Gesamtdeutschland nach unterschiedlichen Armutsschwellen – Alle Haushalte, alle Erwerbshaushalte.....	133
Tabelle E6:	Inzidenz und Intensität der Armut in 2002 in Gesamtdeutschland nach unterschiedlichen Armutsschwellen – Alle Teilerwerbshaushalte, alle Vollerwerbshaushalte	134
Tabelle F1:	Dimensionen der sozialen Ausgrenzung	135
Tabelle F2:	Zusammenhang der sozialen Ausgrenzung und Armut nach Erwerbsstatus des Haushalts.....	136

Verzeichnis der Übersichten

Übersicht	Gegenüberstellung der Befunde aus der bi- und der multivariaten Analyse für die Bevölkerung in Erwerbshaushalten.....	59
-----------	---	----

Verzeichnis der Abbildungen

Abbildung 2.1a	Armutsinzidenz: Armutsquoten 1992 bis 2002 aller Haushalte Armutsschwelle jeweils aus dem laufenden Jahr.....	32
Abbildung 2.2b	Armutsinzidenz: Armutsquoten 1992 bis 2002 aller Erwerbshaushalte Armutsschwelle jeweils aus dem laufenden Jahr.....	32
Abbildung 2.1c	Armutsinzidenz: Armutsquoten 1992 bis 2002 aller Vollerwerbshaushalte Armutsschwelle jeweils aus dem laufenden Jahr.....	33
Abbildung 2.1d	Armutsinzidenz: Armutsquoten 1992 bis 2002 aller Teilerwerbstätigenhaushalte Armutsschwelle jeweils aus dem laufenden Jahr	33
Abbildung 2.2a	Armutsinzidenz: Armutsquoten 1992 bis 2002 aller Haushalte Armutsschwelle jeweils aus dem laufenden Jahr und dem Referenzjahr 1992.....	38

Abbildung 2.2b	Armutsinzidenz: Armutsquoten 1992 bis 2002 aller Erwerbshaushalte Armutsschwelle jeweils aus dem laufenden Jahr und dem Referenzjahr 1992	38
Abbildung 2.2c	Armutsinzidenz: Armutsquoten 1992 bis 2002 aller Vollerwerbshaushalte Armutsschwelle jeweils aus dem laufenden Jahr und dem Referenzjahr 1992.....	39
Abbildung 2.2d	Armutsinzidenz: Armutsquoten 1992 bis 2002 aller Teilerwerbshaushalte Armutsschwelle jeweils aus dem laufenden Jahr und dem Referenzjahr 1992.....	39
Abbildung 3.1	Armutsdynamik: Austrittsraten	72
Abbildung 3.2	Armutsdynamik: Armutseintritte und -wiedereintritte.....	72
Abbildung 3.3	Armutsausritt nach Verweildauer	73
Abbildung 3.4	Armutsdynamik: Vollerwerbshaushalte.....	73
Abbildung 3.5	Armutsdynamik: Teilerwerbshaushalte	74
Abbildung 4.1	Ausgrenzungsindex 1997-2002.....	90
Abbildung 4.2	„Soziale Ausgrenzung“ in Anlehnung an DiNardo et al. (1996)	95
Abbildung 4.3	Niedrige Lebenszufriedenheit in Erwerbshaushalten	96
Abbildung 4.4	Soziale Ausgrenzung in Erwerbshaushalten.....	97

Executive Summary

Die Teilhabe am Erwerbsleben ist traditionell das zentrale Element der Sicherung individueller und familiärer Prosperität und der gesellschaftlichen Integration. Daher wäre es zu wünschen, dass ein nennenswertes berufliches Engagement auch heute noch mit einem Einkommen belohnt wird, das eine Teilhabe am allgemeinen Wohlstand ermöglicht. Seit etwa einem Jahrzehnt wird jedoch zunehmend die Frage gestellt, ob die vollständige Einbindung in den Arbeitsmarkt in jedem Fall einen ausreichenden Lebensstandard für die Erwerbstätigen und ihre Familien gewährleistet. Stattdessen besteht die ernsthafte Möglichkeit, dass in Deutschland ein substantieller Teil der erwerbstätigen Bevölkerung mangels finanzieller Ressourcen nicht den Lebensstandard erreichen kann, der von der Mehrheit der Bevölkerung als selbstverständliches Minimum angesehen wird.

Zur Klärung dieser Frage bietet es sich an, unter Zugrundelegung einer „Arbeitsdefinition“ des Armutsbegriffs die Verbreitung der Armut bei Erwerbstätigkeit und ihre Intensität sowohl zeitpunktbezogen als im Zeitablauf zu untersuchen. In Verbindung damit stellt sich die Frage nach den Merkmalen der erwerbstätigen Armutsbevölkerung, nach ihrer sozialen Einbindung bzw. Ausgrenzung und den wirtschafts- und sozialpolitischen Folgerungen. Aufbauend auf den Ergebnissen bisheriger Studien, deren Ansätze entscheidend weiterentwickelt werden, behandelt die vorliegende Studie drei Themenkomplexe:

- das Ausmaß und die Intensität der Armut bei Erwerbstätigkeit, unter detaillierter Berücksichtigung der Charakteristika der betroffenen Bevölkerung,
- die individuellen Verläufe von Armut und eigener Erwerbsbeteiligung bzw. Erwerbsbeteiligung von Mitgliedern des gleichen Haushalts und
- die soziale Ausgrenzung in Abhängigkeit von Erwerbsbeteiligung und Armutsstatus.

Im ersten Untersuchungsschritt wurden auf der Basis der Individualdaten des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP) der Jahre 1992-2002 eine detaillierte zeitpunktbezogene Analyse der Armut bei Erwerbstätigkeit durchgeführt, wobei wir Armutsdefinitionen herangezogen haben, die das Konzept relativer Armut gemäß internationaler Konventionen, der sog. Laeken-Indikatoren operationalisierten. Die Entwicklung der Armutsquoten wie auch der Armutsintensität seit 1992 lässt entgegen einer verbreiteten Vorstellung keine Tendenz zur Verschärfung des Problems der Armut bei Erwerbstätigkeit erkennen. Im Gegenteil: Wird die Armutsquote an der preisbereinigten Armutsschwelle von 1992 gemessen, so lässt sich sogar ein Rückgang der Armutsquote feststellen.

Für die Bevölkerung in Haushalten, in denen wenigstens ein Mitglied voll- oder teil-erwerblich sind, sog. Vollerwerbshaushalte,

liegt die Armutsquote in der Größenordnung von 4 %, für die Bevölkerung in Haushalten mit nur einer Teilerwerbstätigkeit jedoch in einer Größenordnung von 30 %. Während auf die Bevölkerung in Teilerwerbshaushalten nur rund ein Zehntel der Bevölkerung in Erwerbshaushalten entfällt, beläuft sich ihr Anteil an der Armutsbevölkerung in Erwerbshaushalten aufgrund der höheren Armutsquote im Jahr 2002 auf über 50 %. Angesichts der festgestellten Unterschiede zwischen Teil- und Vollerwerbshaushalten überrascht es nicht, dass sich die Intensität der Erwerbsbeteiligung als weitaus wichtigstes Charakteristikum der Armut bei Erwerbstätigkeit erweist. Die drei der Bedeutung nach nächsten Charakteristika beziehen sich auf den Familienstatus: Kinder im Haushalt stellen bereits für sich genommen einen Risikofaktor dar, darüber hinaus erhöht sich das Armutsrisiko zusätzlich für kinderreiche Migrantenfamilien und allein Erziehende. Charakteristika mit geringerem Gewicht sind die regionale Zuordnung, konkret der Wohnort in Ostdeutschland, und eine kurze formale Ausbildung.

Hinsichtlich der Bewegungen in die Armut bei Erwerbstätigkeit und aus ihr heraus bietet sich das Bild einer hohen Mobilität: Etwa die Hälfte der Armutsbevölkerung in Erwerbshaushalten eines Jahres verlässt im folgenden Jahr die Armut, und eine etwa gleich große Gruppe tritt hinzu. Allerdings handelt es sich bei der Hälfte der Zutritte um Personen mit Erfahrungen von Armut in früheren Perioden, und trotz der festgestellten Mobilität ist auch verfestigte Armut bei Erwerbstätigkeit zu beobachten. Deren Anteil an der Bevölkerung in Erwerbshaushalten bewegt sich jedoch lediglich in einer Größenordnung von ca. 1 %.

Die Untersuchung des Zusammenhangs zwischen Armut bei Erwerbstätigkeit und einem Indikator der sozialen Ausgrenzung lässt erkennen, dass Armut bei Erwerbstätigkeit zwar das Risiko der sozialen Ausgrenzung erhöht, aber gleichzeitig die Erwerbstätigkeit für sich genommen dieses Risiko vermindert. Der Erwerbstätigkeit kann daher unabhängig von dem augenblicklichen Einkommen eine sozial integrierende Funktion zugeschrieben werden.

Die vorgelegten Befunde entkräften somit Befürchtungen einer immer weiter um sich greifenden Armut bei Erwerbstätigkeit ebenso wie die einer der Irrelevanz der Erwerbstätigkeit für die gesellschaftliche Integration. Vielmehr verweisen die Befunde darauf, dass ein wesentlicher Teil der Armut bei Erwerbstätigkeit auf eine ungenügende Einbindung in den Arbeitsmarkt beruht. Allerdings wurde auch gezeigt, dass Familien und hierbei in besonderem Maße Familien von Zuwanderern und von allein Erziehenden einem besonderen Risiko der Armut bei Erwerbstätigkeit ausgesetzt sind. Schließlich verweisen die Untersuchungen zum Zusammenhang zwischen Erwerbstätigkeit und sozialer Ausgrenzung, dass der Erwerbstätigkeit unabhängig vom erzielten Einkommen eine sozial integrative Funktion zukommt.

Die in dieser Studie vorgelegten Ergebnisse implizieren, dass Armut und soziale Ausgrenzung nur über eine erfolgreiche Arbeitsmarkt-, Sozial- und Familienpoli-

tik bekämpft werden können. Durch geeignete Maßnahmen in der Arbeitsmarkt- und Sozialpolitik sollten zum einen die Anreize zur Aufnahme einer Erwerbstätigkeit – insbesondere die Aufnahme einer Vollerwerbstätigkeit – verstärkt werden. Derartige Anreize könnten beispielsweise durch eine weitere Verringerung der Abgabenbelastung bei Aufnahme einer geringfügigen oder gering bezahlten Beschäftigung gesetzt werden.

Um die Wiedereintrittsrate in die Armut effektiv zu verringern, sollten die Maßnahmen mit geeigneten Ausbildungsmaßnahmen flankiert werden. Es erscheint schließlich sinnvoll, derartige Modelle durch Veränderungen der Ausgestaltung der Anspruchsregelungen für Transferzahlungen mit einer Erhöhung der Pflichten zur Aufnahme einer Erwerbstätigkeit von erwerbsfähigen Transferempfängern zu ergänzen. Die Wirksamkeit der genannten Maßnahmen hängt entscheidend von der Entwicklung eines Niedriglohnsektors und einer verbesserten Vereinbarkeit von Familie und Beruf ab. Der in Deutschland nur rudimentär entwickelte Niedriglohnsektor könnte beispielsweise durch zeitlich streng befristete Subventionen gestärkt werden. Um dem hohen Armutsrisiko bei Familien mit Kindern und insbesondere allein Erziehenden erfolgreich entgegenzuwirken, müssten diese Maßnahmen mit einer qualitativ and quantitativ stark verbesserten Betreuung von Kleinkindern und einer breiten Einführung von Ganztagschulen begleitet werden.

1. Zielsetzung und Vorgehensweise der Studie

Die Teilhabe am Erwerbsleben ist traditionell das zentrale Element der Sicherung individueller und familiärer Prosperität und der gesellschaftlichen Integration. Daher wäre es zu wünschen, dass ein nennenswertes berufliches Engagement auch heute noch mit einem Einkommen belohnt wird, das eine Teilhabe am allgemeinen Wohlstand ermöglicht. Aus ökonomischer Sicht lässt sich diese sozial-ethische Norm damit begründen, dass die Aussicht auf ein Leben in Ansehen und Komfort einen wichtigen – wenn auch nicht den einzigen – positiven Anreiz zur Ausübung einer Erwerbstätigkeit darstellt.

Seit etwa einem Jahrzehnt wird jedoch zunehmend die Frage gestellt, ob die vollständige Einbindung in den Arbeitsmarkt in jedem Fall einen ausreichenden Lebensstandard für die Erwerbstätigen und ihre Familien gewährleistet. Begriffe wie „Lebensstandarddefizite bei Erwerbstätigen-Haushalten“, „Armut bei Erwerbstätigkeit“ und „Erwerbstätige in prekären Einkommensverhältnissen“ verweisen mit unterschiedlicher Akzentuierung auf die ernsthafte Möglichkeit, dass in Deutschland ein substantieller Teil der erwerbstätigen Bevölkerung mangels finanzieller Ressourcen nicht den Lebensstandard erreichen kann, der von der Mehrheit der Bevölkerung als selbstverständliches Minimum angesehen wird.

Hinter der skizzierten Problemstellung verbirgt sich eine Vielfalt von Fragen, die nur mit Hilfe eines breit angelegten interdisziplinären Forschungsprogramms befriedigend zu beantworten sind. Das breite Spektrum der Fragestellungen und die Unterschiedlichkeit der relevanten Perspektiven sollte die empirische Wirtschaftsforschung jedoch nicht davon abhalten, dieses Thema unter Beschränkung auf die ökonomischen Aspekte Schritt für Schritt zu untersuchen. Dazu bietet es sich an, unter Zugrundelegung einer „Arbeitsdefinition“ des Armutsbegriffs die Verbreitung der Armut bei Erwerbstätigkeit und ihre Intensität sowohl zeitpunktbezogen als im Zeitablauf zu untersuchen. In Verbindung damit stellt sich die Frage nach den Merkmalen der erwerbstätigen Armutsbevölkerung, nach ihrer sozialen Einbindung bzw. Ausgrenzung und den wirtschafts- und sozialpolitischen Folgerungen.

Ein entscheidender Anstoß für Untersuchungen des Phänomens der Armut bei Erwerbstätigkeit ging von der Armuts- und Reichtumsberichterstattung aus. Zu nennen sind insbesondere die für den Ersten Armuts- und Reichtumsbericht (BMAS 2001a und 2001b) angefertigte Studie von Hanesch (2000) über die Einkommenslage von Erwerbstätigen und Arbeitslosen sowie die Monografie von Strengmann-Kuhn (2003).

Die vorliegende Studie baut auf diesen Arbeiten auf und erweitert deren Ansätze in drei Richtungen: Erstens werden – wie in der Studie von Hanesch empfohlen – verstärkt Methoden der schließenden Statistik eingesetzt. Dies gilt sowohl mit

Blick auf die Abschätzung von Stichprobenfehlern als auch hinsichtlich des Einsatzes multivariater Verfahren. Zweitens werden individuelle Verläufe der Einkommensposition über die Zeit untersucht. Bislang vorliegende Befunde (Hanesch 2000: 28-29; Kortmann, Sopp 2000; Kortmann et al. 2002 und Biewen 2003) sprechen dafür, dass dauerhafte Armut bei Erwerbstätigkeit auf Einzelfälle beschränkt ist. Damit rückt die Frage in den Vordergrund, ob Armut bei Erwerbstätigkeit eher innerhalb einer durchgehenden Erwerbsbiographie als zeitlich begrenzte Armutsphase oder eher an den Übergängen zwischen Erwerbstätigkeit und Nichterwerbstätigkeit auftritt. Drittens wird die Lebenslage, genauer gesagt, das Maß der sozialen Ausgrenzung entsprechend dem Ansatz von Tsakloglou und Papadopolous (2001) analysiert.

Die in dieser Studie zu behandelten Themen lassen sich damit zu drei Komplexen bündeln:

- die Analyse des Ausmaßes und der Intensität der Armut bei Erwerbstätigkeit und Charakteristiken der Betroffenen,
- die Untersuchung der individuellen Verläufe der Einkommensposition über die Zeit,
- die Analyse des Zusammenhangs zwischen Armut bei Erwerbstätigkeit und sozialer Ausgrenzung.

Diese Schwerpunkte bilden die Kerne jeweils eines Kapitels des Gutachtens (Kapitel 2 bis 4). Das Einführungskapitel behandelt im weiteren Verlauf die Abgrenzung des verwendeten Armutsbegriffs, den gegenwärtigen Stand der Forschung und die Datenbasis der Studie. Im Anschluss an die Darstellung der empirischen Resultate in den Kapiteln 2 bis 4 arbeitet das abschließende Kapitel 5 die zentralen sozialpolitischen Implikationen der Studie heraus.

1.1. Die Abgrenzung des Armutsbegriffs

1.1.1. Die Begründung des gewählten Armutsbegriffs

Nach verbreiteter Auffassung bezeichnet ökonomische Armut eine Lebenslage, die dadurch charakterisiert ist, dass mangels finanzieller Mittel ein Mindeststandard der materiellen Versorgung und der Teilnahme am gesellschaftlichen Leben nicht gewährleistet ist (Townsend 1979: 32-39). Diesem Armutsbegriff liegt demnach nicht die Vorstellung extremer Armut zu Grunde, bei der der als lebensnotwendig anzusehende Bedarf nicht gesichert ist, sondern die Vorstellung einer nur beschränkten Teilhabe am gesellschaftlichen Leben. Seine Beziehung zum Begriff der sozialen Ausgrenzung ergibt sich daraus, dass finanzielle Armut eine zentrale Dimension dieses breiteren, multidimensionalen Begriffs bezeichnet.

Wegen der individuellen Heterogenität der elementaren Grundbedürfnisse hinsichtlich Nahrung, Kleidung und Wohnraum und erst recht mit Blick auf das Bedürfnis einer Teilnahme am gesellschaftlichen Leben in einer prosperierenden Industriegesellschaft lässt sich dieser Armutsbegriff nicht dadurch objektivieren, dass Armut auf Basis eines konkreten Warenkorb bestimmt wird. Dies erklärt, dass in der existierenden Literatur nahezu ausschließlich „indirekte“ Definitionen der Armut verwendet werden. Entsprechend dieser Definitionen wird ein Haushalt als arm bezeichnet, wenn sein Einkommen unter einer für diesen Haushalt definierten Armutsschwelle liegt. Ausgeblendet wird hierbei grundsätzlich die Verteilung der Ressourcen innerhalb des Haushalts.

Hinsichtlich des über Einkommensschwellen definierten Armutsbegriffes lassen sich zwei Ansätze unterscheiden: der institutionelle Ansatz, der die Einkommensschwelle in Abhängigkeit von Bedürftigkeitsschwellen des Sozialrechts, z.B. den Bedarfssätzen der Sozialhilfe unter Berücksichtigung des Wohngelds, definiert, und der Ansatz der relativen Armut, die durch ein Defizit an materiellen Ressourcen gegenüber einem entsprechenden Referenzwert charakterisiert wird. Dieser Referenzwert ergibt sich aus einem Mittelwert einer Referenzverteilung über alle Haushalte. Im einfachen Falle wäre der Referenzwert ein Bruchteil des arithmetischen Mittels der augenblicklich beobachteten Einkommensverteilung. Allerdings ist die Wahl des Referenzwertes keineswegs auf dieses Beispiel beschränkt.

Für den institutionellen Ansatz spricht das Argument, dass die betreffenden Armutsschwellen, z.B. die der Sozialhilfe, Ausdruck eines gesellschaftlichen Konsenses sind, und ihnen daher ein hohes Maß an normativer Verbindlichkeit zukommt, wenigstens insoweit, wie ein gesellschaftlicher Konsens diese Verbindlichkeit beanspruchen darf. Bei näherer Betrachtung zeigt sich indessen, dass die betreffenden Schwellenwerte keineswegs ausschließlich mit Blick auf einen wie auch immer wahrgenommenen Armutsbegriff festgelegt werden. Vielmehr spiegeln sich in ihm unterschiedliche gesellschaftliche Belange, angefangen mit den Anliegen der Sozialfürsorge über den ökonomischen Zielkonflikt zwischen Einkommenssicherung und Anreizerhaltung bis hin zu den fiskalischen Interessen der Gebietskörperschaften wider. Im Gegensatz dazu ist ein relativer Armutsbegriff nach seiner formalen Festlegung politischen Einflüssen entzogen (Atkinson et al. 2002: 83-84).

Für sich genommen ist das Prinzip, Armut als Rückstand zu einem Mittelwert der laufenden Einkommen und anderer Ressourcen aller Haushalte zu definieren, nicht unproblematisch. Würden relative Armutsschwellen unabhängig von der absoluten Armut, d.h. den konkreten Möglichkeiten der Bedarfsdeckung, diskutiert, wäre der Vorwurf berechtigt, dass Armut mit Ungleichheit verwechselt wird (Krämer 2001). Unter bestimmten Bedingungen kann die Fixierung auf eine relative Armutsgrenze sogar in Widerspruch zur Intention des Armutsbegriffs geraten, einen Zustand des Mangels zu beschreiben. Dieser Fall kann in einer allge-

meinen Notlage eintreten, wenn der Mittelwert der Einkommen und erst recht die unterhalb des Mittelwerts festgelegte Armutsschwelle keinen als angemessen zu bezeichnenden Lebensstandard ermöglicht (Sen 1983: 157). Er tritt andererseits auch ein, wenn im Zuge der Pluralisierung der Lebensstile in einer prosperierenden Gesellschaft ein Teil der Bevölkerung zu Gunsten „immaterieller“ Güter nicht alle Erwerbsmöglichkeiten ausnutzt, ohne sich wegen des damit in Kauf genommenen Einkommensrückstands als arm zu empfinden. In diesem Fall kann die Verwendung relativer Armutsschwellen zu Fehlinterpretationen der vorliegenden Daten führen.

In der vorliegenden Studie wird der Gefahr einer Verselbständigung des relativen Armutsbegriffs auf zwei Weisen begegnet: Erstens wird neben einer an die laufende Einkommen anknüpfenden Armutsschwelle eine zeitinvariante Armutsschwelle verwendet (Eurostat 2002: 14) und zweitens berücksichtigt die Analyse explizit den Zusammenhang zwischen finanzieller Armut und sozialer Ausgrenzung. Um den Begriff der relativen Armut zu konkretisieren, müssen außerdem vier grundsätzliche Entscheidungen getroffen werden:

- die Wahl einer Bemessungsgrundlage,
- die Konstruktion von Äquivalenzskalen, um Haushalte unterschiedlicher Größe und Zusammensetzung vergleichbar zu machen,
- die Operationalisierung der Bezugsgröße und
- die Festlegung der Relation zwischen Armutsschwelle und dem Referenzwert.

Als (i) Bemessungsgrundlage bietet sich fast zwangsläufig das verfügbare Einkommen an, da der überwiegende Teil der Bevölkerung seinen Lebensunterhalt weitgehend aus dem laufenden Einkommen, ggf. unter Einschluss des Mietwerts der Eigentumswohnung, bestreitet. Völlig unproblematisch ist diese ausschließliche Bezugnahme auf das laufende Einkommen nicht, da damit nicht alle den Haushalten zur Verfügung stehenden Ressourcen erfasst werden. Dies beinhaltet beispielsweise Vermögensbestände, Anrechte auf staatliche Sachleistungen und die außerhalb des Marktes bzw. in der Eigenproduktion eingesetzten Potenziale bzw. die daraus erworbenen Güter. Auf die Bedeutung dieser zusätzlichen Ressourcen für die zu untersuchende Zielgruppe der Bevölkerung in Erwerbshaushalten mit einem Einkommen unter einer vorgegebenen Armutsgrenze wird im Zusammenhang mit der Diskussion der Adäquanz des gewählten Armutsbegriffes eingegangen (vgl. Abschnitt 1.1.2.)

Um das verfügbare Einkommen als Indikator für den Lebensstandard zu verwenden, muss die Größe der Haushalte berücksichtigt werden. Es ist offensichtlich, dass ein Einkommen, das für einen großen Haushalt als äußerst knapp bemessen erscheint, einem kleinen Haushalt eine durchaus komfortable Lebensführung ermöglichen kann. Daher wird ein (ii) Äquivalenzeinkommen berechnet.

Personen in unterschiedlich großen Haushalten wird bei gleichem Äquivalenzeinkommen der gleiche Lebensstandard zugeschrieben. Am gebräuchlichsten sind Verfahren, bei denen das Einkommen des Haushalts durch die Anzahl von Verbrauchereinheiten dividiert wird. Maßgeblich für die vorliegende Studie ist in erster Linie die so genannte modifizierte OECD-Skala (Atkinson et al. 2002). Danach werden Personen ab 14 Jahren 0,5 Verbrauchereinheiten, jüngeren Personen 0,3 Verbrauchereinheiten und dem Haushalt insgesamt zusätzlich 0,5 Verbrauchereinheiten zugeordnet.

Neben der modifizierten Skala wird in der Studie auch die ältere OECD-Skala verwendet, nach der Personen ab 14 Jahren 0,7, jüngeren Personen 0,5 und dem Haushalt insgesamt 0,3 Verbrauchereinheiten zugerechnet werden. Ökonomisch können beide Ansätze dahingehend interpretiert werden, dass den Personen entsprechend ihres vom Alter abhängigen individuellen Bedarfs persönliche Gewichte zugeordnet werden. Dem Gesamthaushalt wird entsprechend ein mit der Größe des Haushalts abnehmender Budget-Anteil für so genannte Clubgüter des Haushalts zugewiesen. Letztere sind Güter, die von den Mitgliedern des Haushalts gemeinsam genutzt werden, wie etwa die Wohnung oder der PKW. Für 1-Personen-Haushalte ist diese Interpretation selbstverständlich in dem Sinne zu verstehen, dass es sich hierbei um Ausgaben für Güter handelt, die ggf. in einen neuen Haushalt zur gemeinsamen Nutzung eingebracht werden könnten.

Als Mittelwerte der Einkommen pro Verbrauchereinheit und damit als (iii) Bezugsgrößen der Armutsschwelle kommen im Prinzip sowohl das arithmetische Mittel und der Median als die bekanntesten Arten von Mittelwerten in Frage. Noch im Ersten Armuts- und Reichtumsbericht wurden beide Größen neben einander verwendet (BMAS 2001a: 26). In den nachfolgenden Diskussionen wurden jedoch die Vorzüge des Medians gegenüber dem arithmetischen Mittel schärfer herausgearbeitet. Da der Median einer Einkommensverteilung als die Einkommenshöhe definiert ist, die von der einen Hälfte der Einkommensbezieher erreicht wird, während das Einkommen der anderen Hälfte darunter bleibt, ist er für eine mittlere Einkommenslage repräsentativer als das arithmetische Mittel.

Folglich schlagen sich die Sonderbewegungen in den höchsten Einkommensquantitäten (an der Einkommensspitze), wie sie beispielsweise in den letzten Jahren auf Grund der Volatilität der Aktienkurse zu beobachten waren, zwar im arithmetischen Mittel, kaum aber im Median nieder. Es liegt auf der Hand, dass für einen Armutsbegriff, der auf der Vorstellung eines Ausschlusses der Betroffenen von der in der Gesellschaft üblichen Lebensführung basiert, Sonderbewegungen in der Einkommensspitze irrelevant sein sollten. Ferner wird der Median, der im wesentlichen von den Einkommen im mittleren Bereich, kaum aber von den Einkommen in den Randbereichen abhängt, nicht von den im oberen Einkommensbereich bestehenden erheblichen Unsicherheiten der Konzeptionalisierung

und Erfassung dieser Einkommen tangiert. Daher ist er im statistischen Sinn robuster als das arithmetische Mittel (Atkinson et al. 2002: 94).

Entscheidend für die Definition der Armutsquote ist naturgemäß die (iv) Relation zwischen der Armutsschwelle und dem Median des verfügbaren Einkommens pro Verbrauchereinheit. Bei der Festlegung dieses kritischen Wertes besteht ein erheblicher Ermessensspielraum. Begrenzt wird dieser Spielraum durch zwei Erfordernisse der Praxis: Erstens soll die Armutsschwelle hinreichend niedrig sein, um eine tatsächliche Bedarfslage zu markieren. Zweitens sollte sie aber nicht so tief angesetzt sein, dass sich das Phänomen der Armut im statistischen Sinn verflüchtigt, und ein empirischer Zugang nur über Einzelbeobachtungen möglich wäre. Nicht zuletzt mit Blick auf die Vergleichbarkeit der verschiedenen Untersuchungen wird daher in der vorliegenden Studie der Laeken-Standard von 60 % des Medianeinkommens als relevante Armutsgrenze definiert.

In der vorliegenden Studie wird also zusammenfassend die Armutsbevölkerung gemäß allgemein akzeptierter Kriterien – den Laeken-Indikatoren (Eurostat 2002 und Atkinson et al. 2002) – definiert als der Teil der Bevölkerung, der in Haushalten lebt, dessen verfügbares Einkommen pro Verbrauchereinheit gemäß der modifizierten OECD-Skala unter der Armutsschwelle liegt. Diese wird mit 60 % des Medians des entsprechenden Einkommens der in Privathaushalten lebenden Bevölkerung gleichgesetzt. Daraus werden die allgemeine Armutsquote sowie die verschiedenen spezifischen Armutsquoten als zahlenmäßige Anteile der Armutsbevölkerung an der jeweiligen Gesamtheit berechnet.

Ergänzt werden die an das laufende Einkommen zu den Preisen des Jahres 2000 anknüpfenden Armutsschwellen durch die Armutsschwelle des Jahres 1992 (in Preisen des Jahres 2000). Zusätzlich werden Quoten für die 40 %-, 50 %- und die 70 %-Schwelle (Atkinson et al. 2002: 96) ausgewiesen, um die Sensitivität der aus der empirischen Analyse bei Verwendung der Standard-Armutsschwelle zu prüfen. Ferner werden, wie erwähnt, zum Vergleich auch Armutsquoten auf Basis der älteren OECD-Skala herangezogen. Die vorliegende Studie konzentriert sich auftragsgemäß auf die Frage der Armut bei Erwerbstätigkeit. Das Konzept der Armut bei Erwerbstätigkeit bezieht sich nicht nur auf die erwerbstätigen Personen, sondern auch auf die im gleichen Haushalt lebenden nicht erwerbstätigen Angehörigen. Grundgesamtheit der Untersuchung ist daher die Bevölkerung in Erwerbshaushalten, d.h. in Haushalten, in denen mindestens ein Mitglied erwerbstätig ist. Unterschieden werden dabei Teil- und Vollerwerbshaushalte. Bei Teilerwerbshaushalten beschränkt sich die Erwerbsbeteiligung darauf, dass lediglich eine Person im Haushalt einer Teilerwerbstätigkeit oder Nebentätigkeit nachgeht, während in Vollerwerbshaushalten mindestens eine Person voll-erwerbstätig ist oder aber mindestens zwei Mitglieder einer Teil- oder Nebenerwerbstätigkeit nachgehen.

1.1.2. Zur Adäquanz des gewählten Armutsbegriffs

Bei der Festlegung der Laeken-Indikatoren zur Messung sozialer Ausgrenzung standen drei Aspekte im Vordergrund (Atkinson et al. 2002: 21-24). Erstens sollen die Indikatoren einen relevanten Aspekt des Problems der Ausgrenzung erfassen und eine eindeutige und normativ akzeptierte Interpretation ermöglichen. Zweitens sollen die Indikatoren zwar als Zielgröße der Politik geeignet, aber nicht in dem Sinn manipulierbar sein, dass bei unveränderter Problemlage allein durch politisch veranlasste Umdefinitionen von Bemessungsgrößen und -grenzen Erfolge vorgespiegelt werden können. Drittens sollen die Indikatoren eine Reihe von Praktikabilitätskriterien erfüllen wie Zuverlässigkeit, Robustheit, Zeitnähe, internationale Vergleichbarkeit und vertretbarer Aufwand der Ermittlung.

Wegen der Erfordernisse der Praktikabilität müssen Abstriche an der Aussagefähigkeit der Indikatoren hingenommen werden, so dass die Indikatoren nicht genau das widerspiegeln, was mit ihnen gemeint ist, und sie in diesem Sinne inadäquat sind (Grohmann 1985). Bezüglich der Armutsschwelle bzw. der Abgrenzung von Armut können zwei Arten von Inadäquanzen unterschieden werden: Unschärfen und Verzerrungen. Von Unschärfen kann gesprochen werden, wenn sich eine Zuordnung bei Anwendung eines genaueren Armutsbegriffes zwar als inkorrekt erweist, doch der Unterschied in dem Sinn graduell ist, dass die Abstände zur Armutsgrenze vor und nach der Korrektur gering sind. Beispielsweise kann das Einkommen eines Haushalts, der sich zum Teil aus den Erträgen eines Kleingartens versorgt, ohne Berücksichtigung dieser Erträge unter der Armutsschwelle liegen, bei deren Einbeziehung jedoch darüber. Da aber das um besagte Erträge erweiterte Einkommen die Armutsschwelle nur wenig übersteigen dürfte, kann der Haushalt immer noch als armutsnah eingestuft werden.

Eine Verzerrung liegt hingegen vor, wenn auf Grund der Inadäquanz des verwendeten Armutsbegriffs Personen, die im ökonomischen Sinne auf keinen Fall als arm zu bezeichnen sind, als arm eingestuft werden, oder umgekehrt. Für den ersten Fall lässt sich das banale Beispiel anführen, dass das Einkommen eines vermögenden Haushalts auf Grund von Um- und Neubewertungen seiner Vermögenstitel in einem Jahr negativ ausfällt, ohne dass davon seine Lebensführung beeinträchtigt wird, für den umgekehrten Fall das Beispiel, dass ein Haushalt mit gehobenem Einkommen mit erheblichen Zahlungsverpflichtungen belastet ist.

Um die Bedeutung der Inadäquanzen abzuschätzen, können die erkennbaren Unschärfen auf individueller Ebene eingegrenzt und damit Konstellationen, die mit Verzerrungen auf individueller Ebene verbunden sind, identifiziert werden. Da sich die Verzerrungen auf individueller Ebene bei der Bildung der Armutsquote in Unschärfen auf aggregierter Ebene niederschlagen, können im Nachhinein die aus den identifizierten Verzerrungen resultierenden Unschärfen der Armutsquoten abgeschätzt werden.

Neben Messfehlern sind drei potenzielle Schwachstellen des verwendeten Armutsbegriffs als wesentliche Ursachen von Verzerrungen und Unschärfen erkennbar:

- Mit der ausschließlichen Verwendung des laufenden Einkommens werden die materiellen Ressourcen eines Haushalts unter Umständen nur unvollständig erfasst (vgl. Abschnitt 1.1.1.)
- Die für diese Untersuchung verwendeten OECD-Skalen (alte und modifizierte Version) unterscheidet lediglich zwischen Personen ab 14 Jahren und solchen unter 14 Jahren. Weitere altersabhängige Differenzierungen und Sonderbedarfe bleiben außer Betracht.
- Die gemäß den Laeken-Indikatoren vorrangig verwendete modifizierte OECD-Skala scheint dem impliziten Armutsbegriffs des deutschen Sozialrechts im Allgemeinen weniger gut zu entsprechen als die ältere OECD-Skala (Faik 1997) (vgl. Tabelle 1.1).

Grundsätzlich wird sich die Vernachlässigung des Vermögens bei der Abgrenzung der Armutsbevölkerung mit wachsender Bedeutung der privaten Alterssicherung und der damit verbundenen Finanzierung des Lebensunterhalts im Alter durch Veräußerung von Vermögenstiteln zunehmend als inadäquat erweisen. Für die vorliegende Untersuchung der erwerbstätigen Armutsbevölkerung dürfte jedoch dieser Einwand nur für die Gruppe der Erwerbstätigen im fortgeschrittenen Alter relevant sein. Immerhin führt die Vernachlässigung des Vermögens zu zwei offensichtlichen Verzerrungen: Erstens, der bereits erwähnte Fall, dass Vermögensverluste das laufende Einkommen übersteigen, und zweitens, dass bei Selbständigen Verluste eintreten, die in späteren Jahren ausgeglichen werden.

Wie weit diese Verzerrungen für die Untersuchung relevant sind, lässt sich dadurch überprüfen, dass der Wohnwert der Eigentumswohnung zum verfügbaren Einkommen in Beziehung gesetzt wird. Ein verhältnismäßig hoher Anteil als Indikator für eine „uneigentliche“ Armut herangezogen werden. Tatsächlich lassen sich bei einer Auswertung der dieser Untersuchung zu Grunde gelegten Daten des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP; näheres in Abschnitt 1.3) für die Jahre 1992 bis 2002 nur vereinzelte Fälle feststellen, bei dem für einen als arm eingestuften Haushalt von Erwerbstätigen der Anteil des Mietwerts der selbst genutzten Wohneigentums 50 % des verfügbaren Einkommens überstieg. Konkret waren dies für die Jahre 1992 und 1997 jeweils 1 Haushalt von 384 bzw. 450 Haushalten von erwerbstätigen Armen und 3 von 581 Haushalten im Jahr 2002. Für die vorliegende Studie erscheint die dargestellte Komplikation empirisch nahezu irrelevant.

Tabelle 1.1

Die OECD-Bedarfsskalen im Vergleich zu der impliziten Bedarfsskala des deutschen Sozialrechts

Rechtsstand 2001

Haushaltstyp	Alter der Kinder ¹	Deutsches Sozialrecht			OECD-Skalen		
		Monatl. Betrag in € ²			Implizite Bedarfsskala ⁵	Modifizierte Skala	Alte Skala
		Sozialhilfe ³	Wohn-geld ⁴	Insgesamt			
Allein Lebende(r)	/	430	260	690	1,0	1,0	1,0
Kinderloses Paar	/	660	340	1 000	1,4	1,5	1,7
Allein Erziehende(r); 1 Kind	Unter 7 J.	700	340	1 040	1,5	1,3	1,5
	7 bis 13 J.	620	340	960	1,4	1,3	1,5
	14 bis 17 J.	690	340	1 030	1,5	1,5	1,7
Allein Erziehende(r); 2 Kinder	Unter 7 J.	860	400	1 260	1,8	1,6	2,0
	7 bis 13 J.	920	400	1 320	1,9	1,6	2,0
	14 bis 17 J.	1 060	400	1 460	2,1	2,0	2,4
Elternpaar; 1 Kind	Unter 7 J.	800	400	1 200	1,7	1,8	2,2
	7 bis 13 J.	850	400	1 250	1,8	1,8	2,2
	14 bis 17 J.	920	400	1 320	1,9	2,0	2,4
Elternpaar; 2 Kinder	Unter 7 J.	950	450	1 400	2,0	2,1	2,7
	7 bis 13 J.	1 030	450	1 480	2,1	2,1	2,7
	14 bis 17 J.	1 180	450	1 630	2,4	2,5	3,1
Elternpaar; 3 Kinder	Unter 7 J.	1 090	510	1 600	2,3	2,4	3,2
	7 bis 13 J.	1 220	510	1 730	2,5	2,4	3,2
	14 bis 17 J.	1 430	510	1 940	2,8	3,0	3,8

Eigene Berechnungen nach Angaben des Statistischen Bundesamts. – ¹Bei mehreren Kindern gehören alle Kinder der gleichen Altersstufe an. – ²Jeweils auf volle 10 € auf- oder abgerundet. – ³Regelsätze zuzüglich des maximalen Abzugsbetrags vom Einkommen aus Erwerbstätigkeit zuzüglich des Mehrbedarfzuschlags für allein Erziehender; Sätze des Landes Nordrhein-Westfalen im 2. Halbjahr 2001. – ⁴Durchschnittliches Wohngeld für Bezieher von Sozialhilfe in Form des „Besonderen Mietzuschusses“ in Abhängigkeit von der Anzahl der Personen im Haushalt im Jahr 2001. – ⁵Gesamtleistung des betreffenden Haushalts dividiert durch die Gesamtleistungen an einen 1-Personen-Haushalt.

Nennenswerte Einkommen aus informellen Transaktionen und aus Eigenproduktion sind bei Erwerbstätigen im Allgemeinen wegen ihres begrenzten Zeitbudgets nicht zu erwarten. Aus dem gleichen Grund können Erwerbstätige nicht stärker als andere Gruppen der Bevölkerung die Preisdifferenzierungen im Einzelhandel ausnutzen. Vorstellbar ist jedoch, dass eine Teilzeitbeschäftigung als Plattform für eine schattenwirtschaftliche Tätigkeit im Bereich handwerklicher Dienstleistungen genutzt wird. Der Natur der Sache nach sind die Möglichkeiten, solche Fälle an Hand der verfügbaren Daten aufzudecken, begrenzt. Als Indiz für nicht-triviale Einkommenszuflüsse aus der Schattenwirtschaft kommt wiederum ein für

das angegebene Einkommen ungewöhnlich hoher Wohnwert der Eigentumswohnung bzw. ein entsprechender Aufwand für Wohnungsmieten in Betracht, allerdings nur in dem unwahrscheinlichen Fall einer – gemessen am deklarierten Einkommen – chronischen Armut verbunden mit einer Teilzeitbeschäftigung.

Das Problem von Verzerrungen durch Nichtberücksichtigung der Inanspruchnahme staatlicher Infrastruktur stellt sich in erster Linie bei internationalen Vergleichen der Lebenslagen bei finanzieller Armut (Tsakoglou, Papadopolous 2002), allerdings in gewissem Umfang auch bei intertemporalen Vergleichen innerhalb eines Landes. Für die vorliegende Studie erscheinen in nennenswertem Umfang lediglich einkommensabhängige Gebühren und Kostenbeteiligungen als mögliche spezifische Vorteile einkommensschwacher Haushalte relevant, konkret die Ermäßigungen bei Kindergartengebühren und die möglichen Mietvorteile einer Sozialwohnung.

Die Ermäßigungen für Kindergartengebühren können in der Tat beträchtlich sein. Beispielsweise beläuft sich in Berlin der Höchstsatz für eine erweiterte Ganztags-Betreuung auf 466 € im Monat (Senatsverwaltung für Bildung, Jugend und Sport Berlin 2004.) Demnach wird bei Nichtberücksichtigung der Ermäßigung für eine Familie mit drei Kindern potenziell ein Transfer von fast 1 400 € im Monat vernachlässigt.

Abgesehen von Schwierigkeiten der Umsetzung sprechen gegen eine Erweiterung des Einkommensbegriffs um diese Realtransfers zwei Argumente. Erstens wird die Ermäßigung graduell abgebaut, wobei bei mehreren Kindern der Betreuungsbetrag unabhängig vom Einkommen zusätzlich plafondiert wird. Daher ist die Fehleinschätzung bei Vernachlässigung der Ermäßigung in dem für die Armutsquote relevanten Einkommensbereich äußerst begrenzt.

Zweitens müssten bei Einbeziehung dieses Bedarfs, der für bedürftige Familien durch staatliche Zuschüsse gedeckt wird, die Bedarfsgewichte zur Bestimmung der Verbrauchereinheiten für untere Einkommensgruppen neu bestimmt werden, da bei Berücksichtigung dieses Bedarfs zumindest im unteren Einkommensbereich der Bedarf für Kinder deutlich höher zu veranschlagen wäre als der für Erwachsene. Aus praktischer Sicht wäre also mit einer Erweiterung des Einkommensbegriffs um die Ermäßigungen für Kindergartengebühren wenig gewonnen, denn, was dort dem Einkommen zugefügt würde, wäre durch die geänderte Bedarfsgewichtung ungefähr auszugleichen. Durch die Nichtberücksichtigung von Kindergartengebühren entsteht also auf individueller Ebene lediglich eine begrenzte Unschärfe, die sich zwar auf die Armutsquoten überträgt, aber insgesamt wenig relevant sein dürfte.

Wenn die allgemeinen Tarife für die Ausgleichsabgabe zu Grunde gelegt werden (Stadt Köln 2004), ergeben sich für den Mietvorteil einer Sozialwohnung rechnerische Werte in einer Größenordnung von bis 400 € im Monat. Allerdings zeigte

sich in der Praxis, dass die auf dieser Basis ermittelten Mietvorteile zusammen mit der Miete zum Teil den tatsächlichen Marktwert der Miete vermutlich überzeichnen, und die mit der Fehlbelegungsabgabe belasteten Mieter nach Einführung der Fehlbelegungsabgabe trotz der finanziellen und anderer Belastungen eines Wohnungswechsel die Sozialwohnung zu Gunsten einer am Markt finanzierten Wohnung aufgegeben haben. Um einer dadurch forcierten sozialen Segregation entgegenzuwirken, wurde beispielsweise in Berlin ab September 2002 und in Niedersachsen ab 2004, sowie in den übrigen Bundesländern in zahlreichen Kommunen auf die Erhebung der Ausgleichsabgabe verzichtet bzw. die Abgabe vermindert (Mieterschutzbund Berlin 2004, Niedersächsisches Ministerium für Soziales, Frauen, Familie und Gesundheit 2004). Angesichts der Unsicherheiten hinsichtlich des tatsächlichen Mietwerts ist eine Berücksichtigung des Mietvorteils von Sozialwohnungen für die Zwecke der vorliegenden Studie wenig praktikabel.

Unschärfen entstehen nicht nur dadurch, dass die verfügbaren Einkommen die Ressourcen unvollständig wiedergeben, sondern auch dadurch, dass in dem verwendeten Einkommensbegriff die Werbungskosten von Arbeitnehmern nicht berücksichtigt werden. Eine Ermittlung der tatsächlichen Werbungskosten kommt wegen des damit verbundenen Aufwands und der Unsicherheiten für die folgende Untersuchung nicht in Betracht, während die Einbeziehung eines pauschalen Abschlags die Vergleichbarkeit der Ergebnisse der Untersuchung mit anderen Arbeiten beeinträchtigen würde, ohne dass dem ein für die zu untersuchende Fragestellung relevanter Gewinn an Genauigkeit gegenübergestellt werden könnte.

Generell besteht das Problem, dass das verfügbare Einkommen nach Abzug der Steuern und Beiträge zur Sozialversicherung in jedem Einzelfall nur unvollkommen dem tatsächlich disponiblen Einkommen entspricht. Zu denken ist vor allem an Unterhaltsverpflichtungen und an Verpflichtungen aus früheren Ratenkäufen. Bei näherer Betrachtung zeigt sich, dass die dahinter stehende Vorstellung, das verfügbare Einkommen als den Betrag zu definieren, der einem Haushalt nach Abzug aller unumgänglichen Ausgaben zur Disposition bleibt, für Untersuchungen der gesamten Bevölkerung in Erwerbshaushalten ungeeignet ist, da bei Befolgung dieses Ansatzes für fast jede Gruppe spezifische Besonderheiten, die die Disponibilität ihres Einkommens einschränken, zu beachten wären. Mit anderen Worten: Modifikationen des Einkommensbegriffs, die für Untersuchungen einzelner Gruppen – etwa der Geschiedenen – sinnvoll oder sogar notwendig sind, können wegen der Vielzahl und Heterogenität der einzelnen Gruppen nicht in einem für alle Gruppen gleichermaßen geeigneten Einkommensbegriff übernommen werden.

Aus diesen Überlegungen kann gefolgert werden, dass – entgegen dem ersten Eindruck – für die vorliegende Studie die Verwendung des Einkommens als Indikator der dem Haushalt zur Verfügung stehenden Ressourcen relativ wenig

Probleme aufwirft, da für die Zielgruppe von Erwerbshaushalten mit geringem Einkommen die Unschärfen auf individueller Ebene begrenzt sind und größere Verzerrungen ggf. im Nachhinein identifiziert werden können.

Als weitere Ursachen von Inadäquanzen kommt die gewählte Skalierung nach der modifizierten OECD-Skala in Betracht. Erstens erscheint die Differenzierung nach nur zwei Altersgruppen als verhältnismäßig grob, zweitens wird der älteren OECD-Skala eine adäquatere Abbildung der Bedarfsrelationen zugeschrieben als der modifizierten OECD-Skala (Faik 1997). Als Vergleichsmaßstab zur Abschätzung der behaupteten Inadäquanzen wird im Folgenden auf die Regelsätze der Sozialhilfe zurückgegriffen. Diese werden ergänzt um Mehrbedarfzuschläge für Alleinerziehende, den Einkommensfreibetrag für Erwerbstätige nach § 76 Abs 2a Nr. 1 BSHG, der 1994 an die Stelle eines Freibetrags für Erwerbstätige trat (Sell 1998), und die von den Empfängern der Sozialhilfe geleisteten tatsächlichen Mieten (Statistisches Bundesamt 2003: 46), die nicht durch Regelsätze abgedeckt sind.

Das Argument, dass die Bedürftigkeitsschwellen der Sozialhilfe unabhängig von den faktischen Bedarfslagen einer direkten politischen Einflussnahme unterliegen, ist im Zusammenhang mit Gewichtungsschemata kaum relevant, da die politische Einflussnahme in erster Linie das Niveau und weniger die Relationen zwischen verschiedenen Haushaltstypen betrifft. Daher dürften die Relationen zwischen dem gesellschaftlich anerkannten Grundbedarf unterschiedlich großer Haushalte durch das Sozialrecht mit gewissen Einschränkungen relativ zutreffend abgebildet sein, da bei deren Festlegung die unterschiedlichen Sichtweisen und Erfahrungen der Vertreter der im Sozialbereich tätigen staatlichen und privaten Institutionen zur Geltung kommen (Deutscher Verein für öffentliche und private Fürsorge 1989; Behrendt 2002: 105).

Der aus dem Sozialrecht abgeleitete Maßstab wird sowohl an die modifizierte als auch an die ältere OECD-Skala angelegt. Das Ergebnis des Vergleichs für verschiedene Haushaltstypen (vgl. Tabelle 1.1) zeigt für Haushalte von Erwerbstätigen nicht nur eine überraschend gute Approximation der Bedarfsgewichte der modifizierten OECD-Skala an die impliziten Bedarfsgewichte von Sozialhilfe und Wohngeld, sondern auch deutliche Abweichungen der Bedarfsgewichte der alten OECD-Skala. Zu einem wesentlichen Teil ist dieser Befund auf die Berücksichtigung des Einkommensfreibetrags für Erwerbstätige zurückzuführen. Sofern für erwerbstätige Empfänger von Sozialhilfe ein tatsächlicher Mehrbedarf gegenüber Nichterwerbstätigen auf Grund geringerer zeitlicher Ressourcen unterstellt werden kann, erscheint für die Untersuchung von Armut bei Erwerbstätigkeit die modifizierte Skala adäquater als die ältere OECD-Skala. Sicherem Aufschluss zu diesem Punkt würde allerdings erst eine spezielle empirische Untersuchung geben, die im Rahmen dieser Studie nicht geleistet werden kann.

1.2. Stand der Forschung zur Armut bei Erwerbstätigkeit

Der Beginn der neueren Armutsforschung in Deutschland lässt sich auf etwa 1980 datieren, als sich die Arbeitslosigkeit auf relativ hohem Niveau zu verfestigen begann. Vor dem Hintergrund der Arbeitslosigkeit in Ostdeutschland verstärkte sich dieses Interesse nach 1990. Armut wurde daher in erster Linie als Problem der aus dem Erwerbsleben ausgeschiedenen oder verdrängten Gruppen wahrgenommen. Als Problemgruppen wurden von der Armutsforschung die Arbeitslosen, die Behinderten und chronisch Kranken, die Senioren und die allein Erziehenden sowie – als besondere Problemgruppe – die Obdachlosen identifiziert (Hanesch et al. 1994: 280-363).

Die erste bekanntere Untersuchung über Armut bei Erwerbstätigkeit wurde im Rahmen eines Forschungsprojekts zur Einkommenslage bei Erwerbstätigkeit und Arbeitslosigkeit für den Ersten Armuts- und Reichtumsbericht vorgelegt (Hanesch 2000 sowie BMAS 2001a und 2001b). Untersucht wurde für den Zeitraum von 1985 bis 1995 unter Einbeziehung Ostdeutschlands ab 1990 die Abhängigkeit der Armutsquote von demografischen Merkmalen (Geschlecht, Alter, Größe des Haushalts), vom Erwerbsstatus der Bezugsperson und ihres Partners, von der beruflichen Qualifikation und von der Branchenzugehörigkeit. Untersucht wurde ferner der Zusammenhang zwischen Niedriglohn und Armut bei Erwerbstätigkeit.

Belegt wird mit dieser Untersuchung, dass eine nicht vernachlässigbare Zahl von Erwerbstätigenhaushalten tatsächlich einen Einkommensrückstand aufweisen, der sie als arm qualifiziert. Gemessen an der Armutsschwelle von 60 % des Medians des verfügbaren Einkommens pro Verbrauchereinheit (nach der modifizierten Skala) wird für Haushalte von Erwerbstätigen im Jahr 1998 eine Armutsquote von etwas unter 10% festgestellt. Bei Differenzierung zwischen Ost- und Westdeutschland ergibt sich für Ostdeutschland eine um etwa zwei Prozentpunkte höhere, für Westdeutschland und eine um etwa einen halben Prozentpunkt geringere Armutsquote (Hanesch 2000: 104).

Diese auf alle Erwerbshaushalte bezogenen Quoten verdecken eine ausgeprägte Dichotomie zwischen Personen in Haushalten von Normalarbeitnehmern, d.h. Arbeitnehmern in einem Vollzeitbeschäftigungsverhältnis auf der einen Seite und den Sonstigen Arbeitnehmern und Selbständigen auf der anderen Seite. Beispielsweise liegt in Westdeutschland die Armutsquote für erstere bei weniger als 6 %, für Personen in sonstigen Arbeitnehmerhaushalten hingegen bei über 17 % und für Personen in Selbständigen-Haushalten bei 14 % (Hanesch 2000: 105). Hinsichtlich der zeitlichen Entwicklung wurde entgegen einem in der Öffentlichkeit verbreiteten Eindruck keine trendmäßige Zunahme festgestellt.

Die Untersuchung der Abhängigkeit der Armutsquote von demografischen Merkmalen und der beruflichen Qualifikation lieferte die erwarteten Ergebnisse:

es ergibt sich ein mit dem Alter abnehmendes Armutsrisiko, ein höheres Armutsrisiko für Familien und hierbei insbesondere für allein Erziehende, und eine Verringerung des Armutsrisikos bei höherer beruflicher Qualifikation. Eingeschränkt wird die Aussagekraft dieser Aufstellungen dadurch, dass jeweils die Abhängigkeit der Armutsquote von nur einem Merkmal untersucht wird, und damit die Zusammenhänge zwischen den Merkmalen außer Betracht bleiben (Hanesch 2000: 94-98). So betont auch der Verfasser dieses Berichts die Wichtigkeit einer Einbeziehung multivariater Analysemethoden (Hanesch 2000: 60).

Hinsichtlich der Beziehung zwischen individuellen Niedriglöhnen und Armut bei Erwerbstätigkeit wird der nicht unerwartete Zusammenhang bestätigt, dass zwar die Beschäftigung zu einem niedrigen Lohnsatz bzw. in Teilzeit das Armutsrisiko erhöht. Gleichwohl gehören 90 % der Bezieher niedriger Erwerbseinkommen nicht zur Armutsbevölkerung, da sie durch Angehörige - im allgemeinen den Ehepartner - versorgt werden (Hanesch 2000: 25).

Schließlich wurden in dem Forschungsprojekt Ergebnisse eines Vergleiches der Einkommensposition der gleichen Haushalte im Jahr 1991 und 1997 vorgelegt. Als Einkommensbegriff wurde für diese Untersuchung das Bruttoerwerbseinkommen des Haushalts zu Grunde gelegt. Nach der Untersuchung verbesserten rund zwei Drittel der Haushalte, die 1991 über höchstens 50 % des Bruttoerwerbseinkommens des Referenzhaushalts verfügten, ihr relatives Einkommen. Ob das restliche Drittel über den gesamten Zeitraum von 1991 bis 1998 zwischenzeitlich ebenfalls über ein höheres relatives Einkommen verfügte, bleibt in dieser Untersuchung offen.

In der Monografie von Strengmann-Kuhn (2003), die aus seiner Dissertation hervorging, wird die Zusammensetzung der Erwerbstätigenhaushalte mit einem Einkommen unterhalb der Armutsgrenze nach Intensität der Erwerbsbeteiligung, Bildungsstand, beruflicher Qualifikation, ausgeübter Tätigkeit, Alter, Höhe des Erwerbseinkommens vor Abgaben und Steuern und Typ des Haushalts untersucht. Soweit möglich werden hierzu internationale Vergleiche herangezogen. Bestätigt wird u.a. der nicht unbeachtliche Anteil von Personen in Erwerbstätigenhaushalten an der Armutsbevölkerung, das vergleichsweise hohe Armutsrisiko bei partieller Erwerbstätigkeit und von Elternpaaren mit nur einem Einkommensbezieher.

Besondere Aufmerksamkeit widmet die Arbeit der Frage, inwieweit Armut bei Erwerbstätigkeit bereits durch das Primäreinkommen präjudiziert wird, und inwieweit es durch die Abgabenbelastung und den Haushaltskontext (den Verpflichtungen gegenüber der Familie) verursacht wird. Der Autor gelangt zu dem Ergebnis, dass die Abgabenbelastung rechnerisch nur einen kleinen Teil der Armut bei Erwerbstätigkeit verursacht, während der weitaus größte Teil zu fast gleichen Teilen einem Primäreinkommen unter dem „Armutslohn“ und dem Haushaltskontext zugerechnet werden kann (Strengmann-Kuhn 2003: 103).

Die Untersuchung des Verlaufsaspekts wurde inzwischen durch drei Arbeiten vertieft, die sich mit der Armutbevölkerung insgesamt befassen (Kortmann, Sopp 2000, Kortmann et al. 2002 und Biewen 2003). Insgesamt bestätigen diese Arbeiten die bereits von Hanesch an Hand einer methodisch einfachen Untersuchung gestützten These einer hohen Einkommensmobilität im unteren Einkommensbereich. Beispielsweise stieg das verfügbare Einkommen aller Haushalte in Deutschland zwischen Frühjahr 1998 bis Ende 2002 um etwa 9 %, das der Haushalte im Niedrigeinkommenspanel hingegen um 31 % (Kortmann et al. 2002: 18).

Dieser Befund besagt keineswegs, dass die Einkommen im untersten Bereich stark angestiegen sind, sondern erklärt sich daraus, dass ein großer Teil der Haushalte, die am Anfang des Untersuchungszeitraums im unteren Bereich der Einkommensverteilung standen, am Ende dieses Zeitraums eine günstigere Position erlangt haben und andere Haushalte an ihre Stelle getreten sind. Allerdings überrascht es, dass die Aufstiegsrate von Erwerbstätigenhaushalten höher ausfällt als die der Haushalte von Arbeitslosen (Kortmann et al. 2002: 36). Zu erwarten gewesen wäre eher das umgekehrte Ergebnis, da Aufwärtsmobilität für Arbeitslose im Allgemeinen die Aufnahme einer Erwerbstätigkeit bedeutet, während bereits Erwerbstätige ihre Position lediglich durch eine Erhöhung des Arbeitsentgelts verbessern können. Dies scheint darauf hinzudeuten, dass sich für die Betroffenen Armut bei Erwerbstätigkeit auf vorübergehende Phasen beschränkt.

In diese Richtung weisen auch die Befunde zur Beendigung von Armutphasen von allein Erziehenden. Als die beiden wichtigsten Gründe werden die Änderung der familiären Situation – im Allgemeinen durch Begründung einer Partnerschaft – und die Aufnahme einer Erwerbstätigkeit genannt, wobei eine neue familiäre Situation oft die Aufnahme einer Erwerbstätigkeit erleichtert (Kortmann et al. 2002: 189). Allerdings ist die Rate für den Ausstieg aus dem Niedrigeinkommensbereich für allein Erziehende etwas geringer als für Elternpaare (Kortmann, Sopp 2000: 111).

Der Befund einer relativ ausgeprägten Einkommensmobilität der Erwerbstätigen im Niedrigeinkommensbereich wird durch die methodisch anspruchsvolle Untersuchung von Biewen (2003) über chronische Armut weitgehend bestätigt. Danach setzt sich die chronisch arme Bevölkerung im Wesentlichen aus Personen zusammen, die sich endgültig oder – im Fall von allein Erziehenden – für einen längeren Zeitabschnitt aus dem Erwerbsleben zurückgezogen haben.

Mit der Definition einkommensbezogener Armutsschwellen stellte sich die Frage nach der Korrelation zwischen Einkommensarmut und der Verfügbarkeit bestimmter zum Mindeststandard gerechneter Güter. Es zeigte sich, dass zwar positive Korrelationen zwischen einem Index der Entbehungen (Deprivation) und der an Armutsschwellen gemessenen Armut bestehen, doch bleibt ihr Ausmaß hinter den Erwartungen zurück (Nolan, Whelan 1996: 113). Zudem scheint Ein-

kommensarmut bei Selbständigen, und hierbei insbesondere bei Landwirten, sowie bei Ruheständlern die an einem Index der Entbehrungen gemessene Armut zu überzeichnen.

Dieser Befund sollte nicht überraschen, da gerade für diese Gruppen das laufende Einkommen ein wenig geeigneter Maßstab der materiellen Ressourcen ist, weil das Vermögen und darüber hinaus die Möglichkeiten der Selbständigen und Landwirte, Konsum formal aus anderen Quellen als dem laufenden Einkommen zu bestreiten (vgl. Abschnitt 1.2.), außer Betracht gelassen werden. Weniger leicht erklären lässt sich die in der gleichen Untersuchung festgestellte Unterschätzung der Entbehrungen bei Behinderten und allein Erziehenden. Sofern dieser Befund nicht vorwiegend auf die Besonderheiten der Untersuchung, die sich auf Irland bezieht, zurückzuführen ist, kann eine mögliche Ursache darin liegen, dass spezielle Belastungen dieser Gruppen bei der Definition der Armutsschwellen nicht ausreichend berücksichtigt sind.

Unter Verwendung einer Faktorenanalyse wurden von Ponthieux (2002) Differenzierungen der Lebenslagen innerhalb der Armutsbevölkerung auf Basis eines Index der Entbehrungen analysiert. Danach ist Armut bei nichtselbständiger Erwerbstätigkeit häufiger als bei Nichterwerbstätigkeit oder bei Selbständigkeit durch finanzielle Engpässe charakterisiert. Sie unterscheiden sich damit von Gruppen der Armutsbevölkerung, die mit strukturellen Engpässen in Form geringer Qualität der Wohnung und ihrer Ausstattung (Ruheständler) oder mit akuten Einschränkungen des laufenden Konsums (Landwirte und Selbständige) konfrontiert sind.

Die für die vorliegende Studie wesentlichen Ergebnisse der angeführten Arbeiten können wie folgt zusammengefasst werden:

- es gibt eine quantitativ bedeutsame Armut bei Erwerbstätigkeit,
- ein nennenswerter Teil dieser Armut ist auf den lediglich partiellen Charakter der Erwerbstätigkeit zurückzuführen,
- die chronische Armut bei Erwerbstätigkeit ist eher die Ausnahme,
- möglicherweise schlägt sich Armut bei Erwerbstätigen anders in der Lebensführung nieder als bei anderen Gruppen der Armutsbevölkerung.

In der vorliegenden Studie werden daher folgende Aspekte hervorgehoben:

- der Unterschied zwischen Armut bei voller und bei partieller Erwerbstätigkeit,

- Episoden von Armut bei Erwerbstätigkeit über einen längeren Zeitraum und Charakterisierung der betroffenen Haushalte bzw. Personen mit Untersuchungen zu den Erwerbs- und Einkommensverläufen dieser Gruppe und
- die Konsequenzen der Armut bei Erwerbstätigkeit für die Selbsteinschätzung der Betroffenen.

1.3. Datenquelle: das SOEP

Das Sozio-ökonomische Panel (SOEP) ist eine repräsentative Wiederholungsbefragung privater Haushalte in Deutschland und wird in jährlichem Rhythmus seit 1984 bei denselben Personen und Familien in der Bundesrepublik durchgeführt (vgl. Haisken-DeNew, Frick 2003 und Wagner et al. 1993). Das Erhebungsgebiet beinhaltet West- und seit 1990 Ostdeutschland. Die Stichprobe wurde mehrmals in den folgenden Jahren erweitert, um die langfristige Repräsentativität der Erhebung zu gewährleisten. Das SOEP deckt ein weites Themenspektrum ab und liefert kontinuierlich Informationen u.a. über Haushaltszusammensetzung, Wohnsituation, Erwerbs- und Familienbiographien, Erwerbsbeteiligung und berufliche Mobilität, Einkommensverläufe, Gesundheit, gesellschaftliche Partizipation und Lebenszufriedenheit. Ein wichtiger Vorteil dieser Erhebung ist die Ablehnung von Proxy-Interviews, d.h. alle erwachsenen Personen werden persönlich befragt und liefern eine Fülle von subjektiven Informationen, die sonst über einen längeren Zeitraum kaum zu erhalten wären.

Das SOEP ist die geeignetste Datenquelle, um Eintritte aus bzw. in finanzielle Armut in Deutschland zu modellieren. Ein wichtiger Vorteil des SOEP ist das „Cross-National Equivalent File (CNEF)“ (Burkhauser et al. 2001). In diesem File werden die fehlenden Werte der erhaltenen Einkommenskomponenten im Haushaltskontext nach dem Verfahren von Little und Su (1989) ersatzweise berechnet („imputiert“). Von besonderem Interesse für diese Studie ist, dass auf Grund von Abwesenheit einer Person im Haushalt oder wegen Auskunftsverweigerung fehlende Werte des Haushaltsnettoeinkommens *nach* etwaigen Transfers imputiert werden. Dies beinhaltet beispielsweise Weihnachtsgeld, Urlaubsgeld, Kindergeld und Nettosteuer. Zusätzlich werden imputierte Mieten bei Haus- und Wohnungsbesitzern nach der Methode von Frick und Grabka (2002) berücksichtigt.

Das in dieser Studie verwendete Einkommensmaß bezieht sich auf das vergangene Kalenderjahr, d.h. im Frühjahr des Jahres t werden die Befragten über das abgeschlossene Jahr $t-1$ detailliert befragt. Alle Indikatoren bezüglich Haushaltsstruktur, Beschäftigungsstatus usw. beziehen sich auf das laufende Kalenderjahr t . Alle Einkommensmaße werden mit dem Preisdeflator, des jeweiligen Jahres versehen, auf das sich das Einkommen bezieht. Um Kaufkraftunterschiede zwischen West- und Ostdeutschland zu berücksichtigen, werden dabei regional-spezifische Preisdeflatoren (Jahr 2000=100) nach Angaben des Statistischen

Bundesamtes benutzt. Alle Einkommensangaben werden in Euro zum Basisjahr 2000 ausgewiesen.

Datenorganisatorisch ist das SOEP eine Sammlung von Teilstichproben (Stichproben A-G), wobei die verschiedenen Komponente zu verschiedenen Zeiten in die Gesamtstichprobe integriert wurden. Dies kann bei unkritischer Nutzung aller jeweils verfügbaren Daten zu statistischen Artefakten in der Einkommensverteilung führen. Aus diesem Grund wurden die erste Wellen aller „neuen“ Stichproben (C-F) in der folgenden empirischen Analyse nicht berücksichtigt. Dies erfolgte auf expliziten Vorschlag des Datenanbieters *DIW Berlin* und erforderte eine höhere Gewichtung der verbleibenden Beobachtungen. In der Analyse wurden folgende SOEP-Stichproben benutzt:

Jahr	SOEP-Stichproben 1992-2002
1992-94	Stichproben A-C ohne Änderung
1995	Stichprobe D („Zuwanderer“) nicht berücksichtigt – Restliche Beobachtungen mit dem Faktor 1,056 höher gewichtet
1996-99	Stichproben A-D ohne Änderung
1998	Stichprobe E („Auffrischung“) nicht berücksichtigt – Restliche Beobachtungen mit dem Faktor 1,250 höher gewichtet
1999	Stichproben A-E ohne Änderung
2000	Stichprobe F („Innovation“) nicht berücksichtigt – vordefinierter Gewichtungsfaktor (A-E) benutzt
2001	Stichproben A-F ohne Änderung
2002	Stichprobe G („Hohes Einkommen“) nicht berücksichtigt

Die Analyse bezieht sich insgesamt auf die Jahre 1992 bis 2002 basierend auf der SOEP-Datendistribution vom Herbst 2003.

Für die Analyse der sozialen Ausgrenzung der „Working Poor“ in Kapitel 4 ist eine Reihe von subjektiven Indikatoren (z.B. die allgemeine Lebenszufriedenheit der Befragten) von Bedeutung. Da diese Fragen nur Erwachsenen im Sinne der Definition des SOEP (d.h. Personen über 16 Jahre) gestellt wurden, reduziert sich die für die Analyse in Kapitel 4 zur Verfügung stehende Stichprobe. Deskriptive Statistiken werden mit Hilfe des „Random Group“-Schätzers von Kohler und Kreuter (2001) nach der Methode von Wolter (1985) ausgewiesen.

2. Armut bei Erwerbstätigkeit in zeitlicher und in gruppenspezifischer Betrachtung

Ziel dieses Kapitels ist die Beantwortung zweier Fragen:

- Wie stellt sich über die Höhe der Armutsquoten und die Armutsintensität der Bevölkerung in Erwerbshaushalten im zeitlichen Verlauf dar?
- Welche Gruppen sind stärker und welche Gruppen schwächer von Armut bei Erwerbstätigkeit betroffen als der Durchschnitt der Gesamtbevölkerung in Erwerbshaushalten?

Dazu sei zunächst an die entscheidenden Konzepte zur Operationalisierung dieser Fragen kurz erinnert.

Wie in Kapitel 1 diskutiert, entspricht die Armutsquote oder das Armutsrisiko dem Anteil der Armutsbevölkerung, d.h. dem Anteil der Bevölkerung die in Haushalten mit einem individualisierten Einkommen unter der Armutsgrenze lebt, an der Gesamtbevölkerung. Armut bei Erwerbstätigkeit bezieht sich daher nicht nur auf die erwerbstätigen Personen, sondern auch auf die im gleichen Haushalt lebenden nicht erwerbstätigen Angehörigen. Grundgesamtheit der Untersuchung ist daher die Bevölkerung in Erwerbshaushalten, d.h. in Haushalten, in denen mindestens ein Mitglied erwerbstätig ist. Unterschieden werden dabei Teil- und Vollerwerbshaushalte. Bei Teilerwerbshaushalten beschränkt sich die Erwerbsbeteiligung darauf, dass lediglich eine Person im Haushalt einer Teilerwerbstätigkeit oder Nebentätigkeit nachgeht, während in Vollerwerbshaushalten mindestens eine Person vollerwerbstätig ist oder aber mindestens zwei Mitglieder einer Teil- oder Nebenerwerbstätigkeit nachgehen.

Der zu Grunde gelegte Einkommensbegriff entspricht dem Einkommen nach Abzug der staatlichen Abgaben und der Hinzufügung öffentlicher (monetärer) Transferleistungen. Dem Einkommen zugerechnet wird ggf. der Mietwert des selbstgenutzten Wohneigentums, nach Abzug der Unterhaltskosten, Hypothekenzinsen und der Grundsteuern. Dieses Einkommen wird durch die Anzahl der Verbrauchereinheiten gemäß der modifizierten OECD-Skala (vgl. Abschnitt 1.1.2.) dividiert („äquivalisiert“). Als arm im Sinne dieser Studie gelten Personen, die zu einem Haushalt gehören, dessen verfügbares Einkommen pro Verbrauchereinheit weniger als 60 % des Medians der Einkommen pro Verbrauchereinheit beträgt. Dieser Wert wird auch als Armutsschwelle bezeichnet.

2.1. Die Entwicklung der Armut in Erwerbshaushalten seit 1992

2.1.1. Armutsinzidenz

Die Abbildungen 2.1a bis 2.1d fassen die empirischen Ergebnisse hinsichtlich der Armutsquoten in unterschiedlichen Teilbevölkerungen und im Zeitablauf zusammen. Abbildung 2.1a dokumentiert, dass die Armutsquote in der Gesamtbevölkerung über die Jahre hinweg gemäß der Punktschätzung um etwas über 12 % bis zu leicht unter 16 % gestiegen ist. Allerdings lässt sich eine signifikante Differenz lediglich für das Jahr 2002 und einige der vorausgegangenen Jahre konstatieren. Bei der Interpretation von Konfidenzintervallen für zeitlich aufeinander folgende Armutsquoten ist jedoch zu beachten, dass sich wegen der möglichen Korrelation der Zufallsfehler in Paneldaten die Konfidenzintervalle für die verschiedenen Perioden auch dann überschneiden können, wenn tatsächlich in der Erwerbsbevölkerung eine Veränderung der Armutsquote im Zeitablauf vorliegt.

Die Armutsquoten in Erwerbshaushalten insgesamt (Abbildung 2.1b) liegen deutlich unter den jeweiligen Werten für die Gesamtbevölkerung, zwischen etwas über 6 % in 1992 und etwas über 8 % in 2002. Dieses Ergebnis bestätigt die allgemeine Erkenntnis, dass in unserer Gesellschaft eine erfolgreiche Erwerbsbeteiligung ein wichtiger, wenn nicht gar der entscheidende Schlüssel zur Vermeidung finanzieller Armut darstellt. Das zeitliche Verlaufsmuster der Armutsquoten der Erwerbsbevölkerung folgt – sogar noch etwas gedämpft – weitgehend dem Muster der Gesamtbevölkerung. Die Armutsquoten für die Bevölkerung in Vollerwerbshaushalten (Abbildung 2.1c) liegen nochmals klar unter denen der Erwerbsbevölkerung insgesamt, insbesondere gegen Ende des Beobachtungszeitraums, bei etwa 4 % und ohne nennenswerte zeitliche Dynamik.

Gänzlich anders sieht dieses Bild für die Bevölkerung in Teilerwerbshaushalten aus. Hier schwanken die geschätzten Armutsquoten um 30 %. Zwar lassen die kleinen Stichproben eine präzise Schätzung nicht zu, so dass hier keine weiteren Aussagen zum zeitlichen Verlauf getroffen werden sollen. Die Punktschätzer zeigen allerdings den gleichen Aufwärtstrend gegen Ende des Beobachtungszeitraums wie bei Armutsquoten der anderen Teilbevölkerungen.

Der Befund, dass die Armutsquote der Bevölkerung in Teilerwerbshaushalten deutlich über derjenigen der Bevölkerung in Vollerwerbshaushalten liegt, mag auf den ersten Blick trivial erscheinen, denn es scheint auf der Hand zu liegen, dass das Einkommen von Haushalten, die nur rund die Hälfte der Arbeitsleistung eines Vollerwerbshaushalts anbieten, diesen gegenüber einen deutlichen Einkommensrückstand aufweisen. Diese Aussage beruht indessen auf der impliziten Annahme, dass die Erwerbstätigen aus Teilerwerbshaushalten pro Leistungseinheit nicht überdurchschnittlich hoch entgolten werden oder diese Haushalte nicht neben dem Einkommen aus Teilerwerbstätigkeit nennenswerte Transfer- oder

Abbildung 2.1a

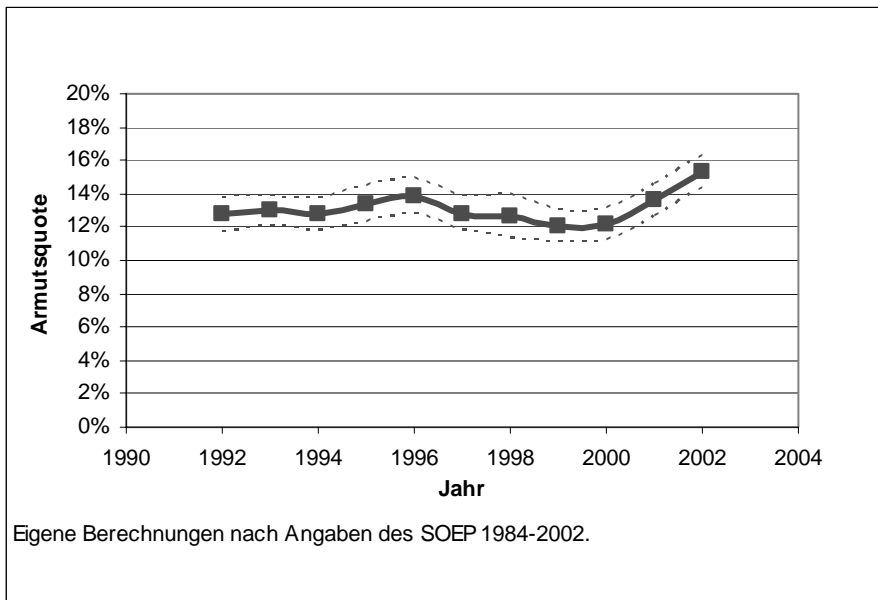
Armutsinzidenz: Armutsquoten 1992 bis 2002 aller Haushalte
Armutsschwelle jeweils aus dem laufenden Jahr

Abbildung 2.2b

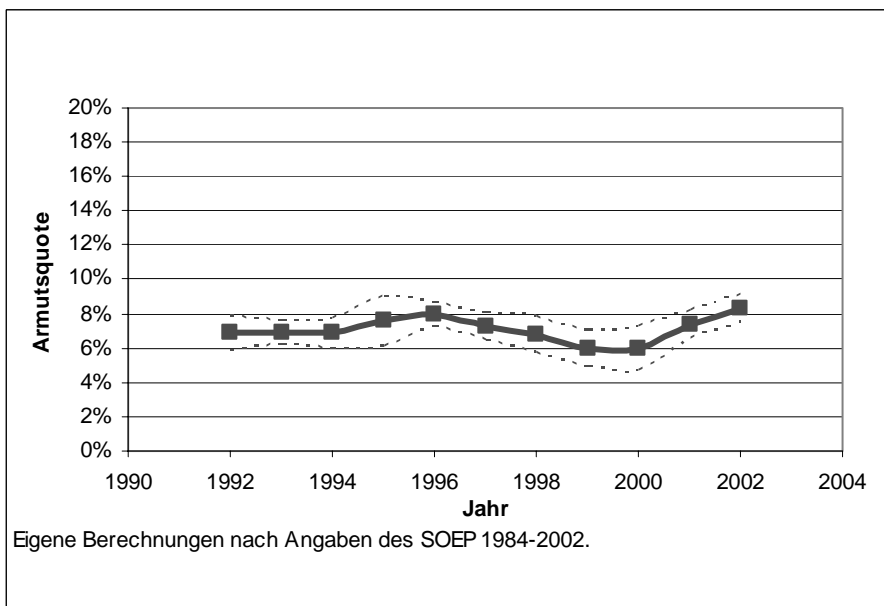
Armutsinzidenz: Armutsquoten 1992 bis 2002 aller Erwerbshaushalte
Armutsschwelle jeweils aus dem laufenden Jahr

Abbildung 2.1c

Armutsinzidenz: Armutsquoten 1992 bis 2002 aller Vollerwerbshaushalte
 Armutsschwelle jeweils aus dem laufenden Jahr

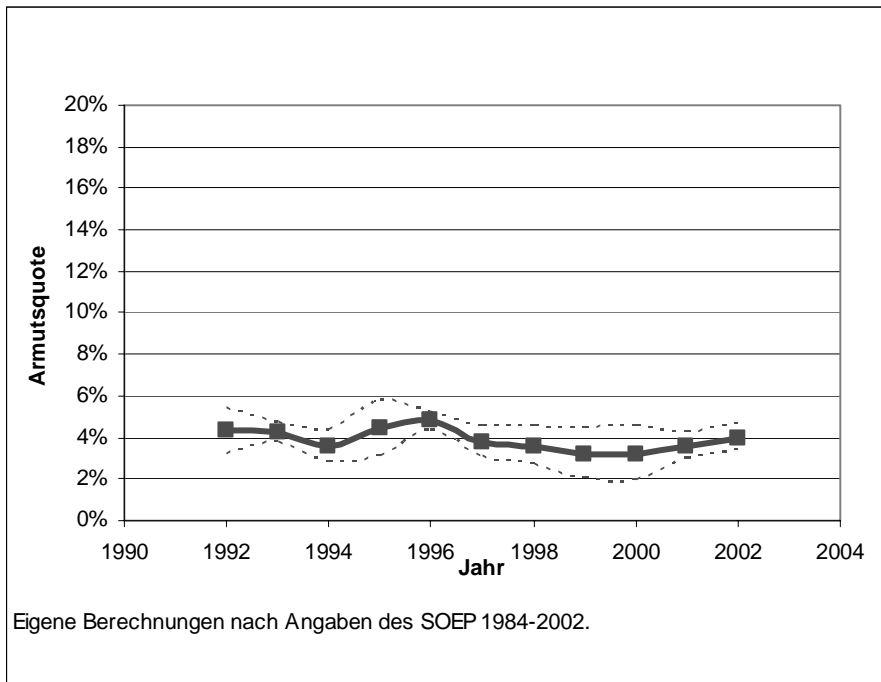
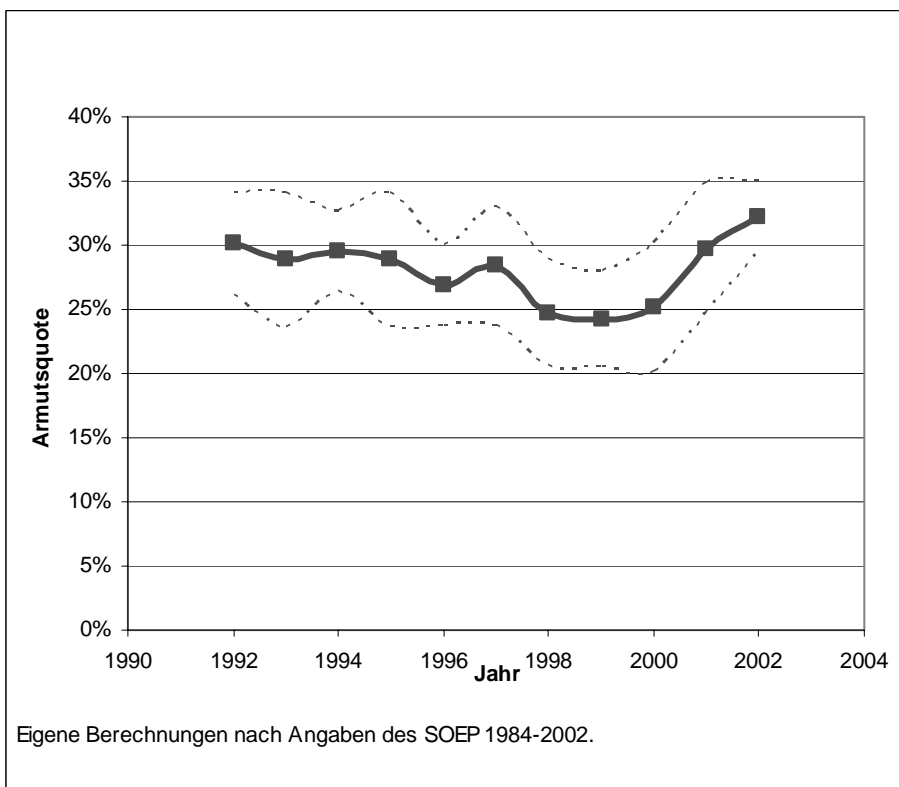


Abbildung 2.1d

Armutsinzidenz: Armutsquoten 1992 bis 2002 aller Teilerwerbstätigenhaushalte
 Armutsschwelle jeweils aus dem laufenden Jahr



auch Vermögenseinkommen beziehen. Wie im nächsten Abschnitt gezeigt werden wird, bezieht tatsächlich rund ein Viertel der Bevölkerung in Teilerwerbshaushalten Leistungen aus der Rentenversicherung, der Beamtenversorgung oder einer privaten Alterssicherung. Für diese Gruppe liegt die Armutsquote mit nicht ganz 15 % deutlich unter dem Durchschnitt für Teilerwerbshaushalte insgesamt (vgl. auch Tabelle 2.9 in Abschnitt 2.2.).

Die vorgestellten Resultate des Fehlens eines statistisch signifikanten Trends in den Armutsquoten und die mit der Intensität der Erwerbsbeteiligung unterschiedliche Armutsinzidenz bestätigen die Ergebnisse früherer Arbeiten (Hanesch 2000, Strengmann-Kuhn 2003). Hinsichtlich der Aufteilung der Erwerbshaushalte ist allerdings auf eine Nuance in der Interpretation zu verweisen. Während Hanesch (2000) die Trennungslinie zwischen Normalarbeitsverhältnissen und sonstigen Arbeitsverhältnissen zieht, wird im vorliegenden Befund allein die Quantität des Arbeitseinsatzes als entscheidend angesehen und Haushalte mit wenigstens zwei teilzeitbeschäftigten Mitgliedern den Vollerwerbshaushalten zugerechnet. Empirisch lässt sich dies damit begründen, dass auf der einen Seite die Armutsquoten der Haushalte ohne mindestens ein vollbeschäftigtes, aber dafür mit zwei oder mehr teilbeschäftigten Mitgliedern signifikant geringer ausfallen als die Armutsquoten der Haushalte mit nur einem teilerwerbstätigen Mitglied, während auf der anderen Seite die Armutsquoten der Haushalte mit wenigstens 2 Teilerwerbseinkommen sich nur wenig von denen der Haushalte mit genau einem Vollerwerbseinkommen unterscheiden (vgl. Tabelle 2.1).

In den vergleichsweise geringen Differenzen der Armutsquoten der Erwerbsbevölkerung und der Vollerwerbsbevölkerung spiegelt sich die Tatsache wider, dass auf die Bevölkerung in den Teilerwerbshaushalten am Anfang der Beobachtungsperiode lediglich rund ein Zehntel der Bevölkerung in Erwerbshaushalten entfiel und am Ende der Beobachtungsperioden etwa ein Siebtel. Trotz ihrer Stellung als Minderheit in der gesamten Bevölkerung in Erwerbshaushalten stellt die Bevölkerung in den Teilerwerbshaushalten wegen ihrer hohen Armutsquote innerhalb der Armutsbevölkerung in Erwerbshaushalten ungefähr die Hälfte, wobei möglicherweise der Anteil seit 1992 zugenommen hat (vgl. Tabelle 2.2). Wegen des möglichen Stichprobenfehlers ist allerdings keine gesicherte Aussage über einen Trend zulässig.

Angesichts der weit über dem Durchschnitt der Gesamtbevölkerung liegenden Armutsquote der Bevölkerung in Teilerwerbshaushalten liegt es nahe, diese mit der Armutsquote der Bevölkerung in Nichterwerbshaushalten zu vergleichen. Bei diesem Vergleich lassen sich keine signifikanten Unterschiede zwischen den Armutsquoten beider Gruppen feststellen (vgl. Tabelle 2.3). Dieses Ergebnis scheint auf den ersten Blick die verbreitete Vorstellung eines durch das Transfer-system bedingten Mangels an Leistungsanreizen zu bestätigen. Bei näherem Hin-

Tabelle 2.1

Armutsqoten der Bevölkerung in Haushalten mit einem und mit zwei teilerwerbstätigen Mitgliedern sowie in Haushalten mit einem vollerwerbstätigen Mitglied 1992, 1997 und 2002

Angaben in %

Jahr	Punktschätzung	Intervallschätzung ¹	
		Untere Grenze	Obere Grenze
Bevölkerung in Haushalten mit einem teilerwerbstätigen Mitglied			
1992	27,4	24,7	30,0
1997	25,1	19,9	30,4
2002	27,9	24,7	31,1
Bevölkerung in Haushalten mit genau zwei teilerwerbstätigen Mitgliedern			
1992	9,7	4,3	15,0
1997	2,9	1,1	4,7
2002	6,2	2,6	9,8
Bevölkerung in Haushalten mit genau einem vollerwerbstätigen Mitglied			
1992	7,0	5,3	8,7
1997	5,9	5,0	6,9
2002	5,5	4,9	6,1
Armutsschwellen in Preisen von 2000 in €			
1992	9 070	8 880	9 260
1997	9 120	8 970	9 280
2002	9 800	9 650	9 950

Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP; Auswertung unabhängig von den Tabellen im Anhang. – ¹Signifikanzniveau 5 %.

sehen lässt sich jedoch diese These nicht bestätigen, da die Nichterwerbstätigen eine sozialpolitisch inhomogene Gruppe bilden. Vereinfacht ausgedrückt lassen sich zwei Teilgruppen unterscheiden: die der Ruheständler und die der sonstigen Nichterwerbstätigen.

Die Ruheständler bzw. deren Partner haben im Allgemeinen ein volles Erwerbsleben zurückgelegt, so dass deren Nichterwerbstätigkeit als normal und „verdient“ angesehen wird. Um die Haushalte von nicht erwerbstätigen Ruheständlern gegenüber den restlichen Nichterwerbshaushalten wenigstens approximativ abzugrenzen, werden als Ruheständler Personen definiert, die eine Rente der Sozialversicherung, eine beamtenrechtliche Versorgungsleistung oder eine private Altersrente beziehen und mindestens 50 Jahre alt sind. Die Altersbegrenzung ist erforderlich, da beide staatlichen Systeme der Alterssicherung zugleich auch als Sicherung bei Invalidität und als Hinterbliebenensicherung fungieren. Auf Basis dieser approximativen Abgrenzung wird ein Nichterwerbshaushalt als Haushalt von Ruheständlern qualifiziert, wenn mindestens ein Mitglied dieses Haushalts als Ruheständler im definierten Sinn gilt.

Tabelle 2.2

Verteilung der Armutsbevölkerung und der Gesamtbevölkerung auf Nichterwerbs-, Teilerwerbs- und Vollerwerbshaushalte 1992, 1997 und 2002¹

Angaben in %

Jahr	Punktschätzung	Intervallschätzung ¹	
		Untere Grenze	Obere Grenze
Verteilung der Gesamtbevölkerung			
Anteil der Bevölkerung in Nichterwerbshaushalten an der Armutsbevölkerung			
1992	59 (23)	55 (22)	63 (24)
1997	59 (27)	57 (26)	61 (28)
2002	63 (31)	60 (30)	65 (32)
Anteil der Bevölkerung in Teilerwerbshaushalten ² an der Armutsbevölkerung			
1992	18 (8)	16 (7)	21 (8)
1997	23 (10)	19 (9)	26 (11)
2002	22 (11)	21 (10)	24 (12)
Anteil der Bevölkerung in Vollerwerbshaushalten ³ an der Armutsbevölkerung			
1992	23 (69)	19 (67)	27 (70)
1997	19 (61)	16 (59)	22 (63)
2002	15 (57)	13 (55)	18 (60)

Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP; Auswertung unabhängig von den Tabellen im Anhang; Werte in Klammern: Anteil an der Gesamtbevölkerung. – ¹Signifikanzniveau 5 %. – ²Haushalte, in denen lediglich ein Mitglied teilerwerbstätig ist. – ³Haushalte, in denen mindestens ein Mitglied vollerwerbstätig oder mindestens zwei Mitglieder teilerwerbstätig sind.

Aus der Gegenüberstellung der betreffenden Armutsquoten in Tabelle 2.3 wird ein äußerst markanter Unterschied der Armutsquoten für beide Gruppen der Nichterwerbstätigen sichtbar. Die Armutsquoten der Bevölkerung in Teilerwerbshaushalten liegen zwar signifikant über denjenigen für die Bevölkerung in Haushalten von Ruheständlern, doch weisen die Armutsquoten für die Bevölkerung in Haushalten von sonstigen Nichterwerbstätigen mit Werten in der Größenordnung zwischen 55 % und 65 % ein etwa doppelt so hohes Niveau auf. Dieser Befund mag als ein Indiz dafür gewertet werden, dass trotz der relativ hohen Armutsquote der Bevölkerung in Teilerwerbshaushalten deren Einkommen durch die Erwerbstätigkeit aufgebessert wird. Diese Vermutung ist plausibel, weil sie erklären kann, warum Teilerwerbstätigkeit trotz eines Einkommens unter der Armutsschwelle ausgeübt wird. Zwingend ist diese Schlussfolgerung allerdings nicht, denn als weiteres Motiv für Teilerwerbstätigkeit bei geringem Einkommen kommt auch die mögliche Brückenfunktion einer Teilerwerbstätigkeit zu einer Vollerwerbstätigkeit in Betracht. Wie weit solche Motivationen aus der Erfahrung der Betroffenen gerechtfertigt sind, wird im dritten Kapitel im Zusammenhang mit individuellen Einkommensverläufen erörtert.

Tabelle 2.3

Armutquoten der Bevölkerung in Teilerwerbshaushalten und in Nichterwerbshaushalten im Vergleich 1992, 1997 und 2002¹

Angaben in %

Jahr	Punktschätzung	Intervallschätzung ¹	
		Untere Grenze	Obere Grenze
Bevölkerung in Teilerwerbshaushalten ²			
1992	30,1	26,9	33,2
1997	28,4	24,8	32,0
2002	32,2	29,9	34,4
Bevölkerung in Nichterwerbshaushalten insgesamt			
1992	32,0	29,7	34,3
1997	27,8	26,0	29,5
2002	30,8	29,1	32,5
Bevölkerung in Haushalten von (nichterwerbstätigen) Ruheständlern ³			
1992	21,8	19,9	23,7
1997	15,1	12,6	17,5
2002	16,3	14,2	18,3
Bevölkerung in sonstigen Nichterwerbshaushalten			
1992	61,4	56,4	66,3
1997	56,8	51,1	62,4
2002	61,2	57,1	65,3

Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP; Auswertung unabhängig von den Tabellen im Anhang. – ¹Signifikanzniveau 5 %. ²Haushalte, in denen lediglich ein Mitglied teilerwerbstätig ist. – ³Als Ruheständler gilt eine Person, die eine Rente der Sozialversicherung, eine beamtenrechtliche Versorgung oder ein privates Ruhegeld bezieht und mindestens 50 Jahre alt ist. Als Haushalte von Ruheständlern gelten Nichterwerbshaushalte mit mindestens einem Ruheständler.

Der Befund, dass sich für beide Gruppen der Bevölkerung in Erwerbshaushalten im Beobachtungszeitraum zwischen 1992 und 2002 kein Trend für die Entwicklung der Armutsquoten feststellen lässt, impliziert in einer wachsenden Wirtschaft definitorisch mindestens für einen Teil der Armutsbevölkerung eine Verbesserung der materiellen Versorgung. Um diesen Befund genauer zu fassen, werden in den Abbildungen 2.2a bis 2.2d entsprechende Armutsquoten dokumentiert, die nicht auf die der laufenden Entwicklung der Einkommen angepasste Armutsschwelle bezogen werden, sondern auf die Armutsschwelle von 1992, die lediglich mit der Entwicklung der Preise fortgeschrieben wird und somit ihrer Kaufkraft nach konstant bleibt (vgl. Eurostat 2002: 14).

Abbildung 2.2a

Armutsinzidenz: Armutsquoten 1992 bis 2002 aller Haushalte

Armutsschwelle jeweils aus dem laufenden Jahr und dem Referenzjahr 1992

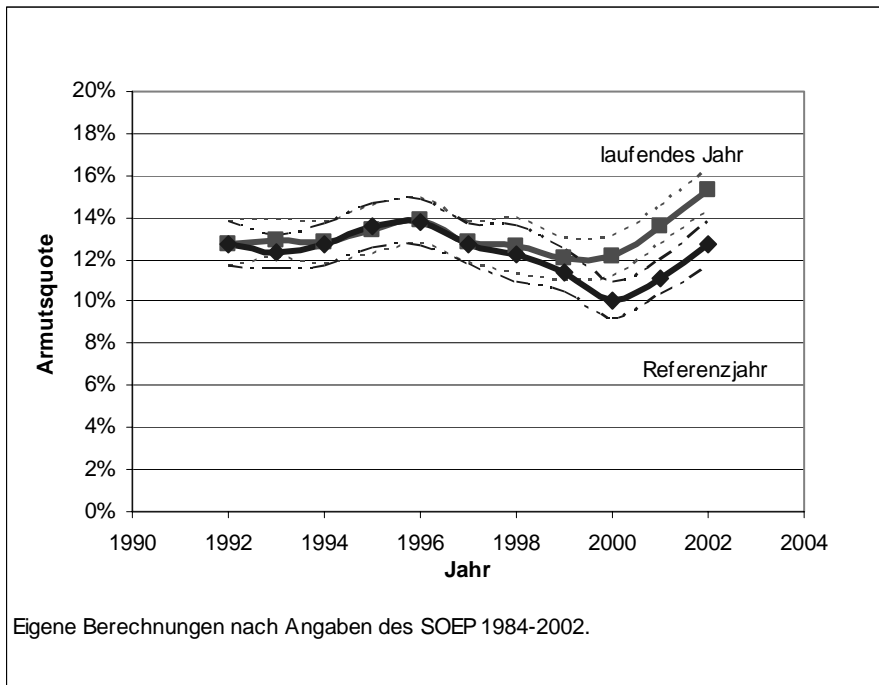


Abbildung 2.2b

Armutsinzidenz: Armutsquoten 1992 bis 2002 aller Erwerbshaushalte

Armutsschwelle jeweils aus dem laufenden Jahr und dem Referenzjahr 1992

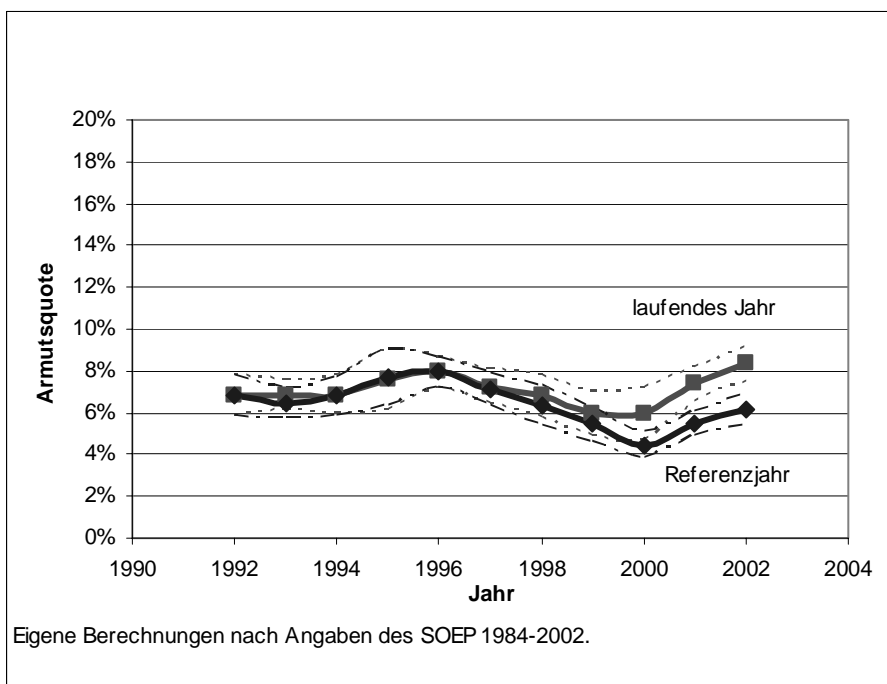


Abbildung 2.2c

Armutsinzidenz: Armutsquoten 1992 bis 2002 aller Vollerwerbshaushalte
 Armutsschwelle jeweils aus dem laufenden Jahr und dem Referenzjahr 1992

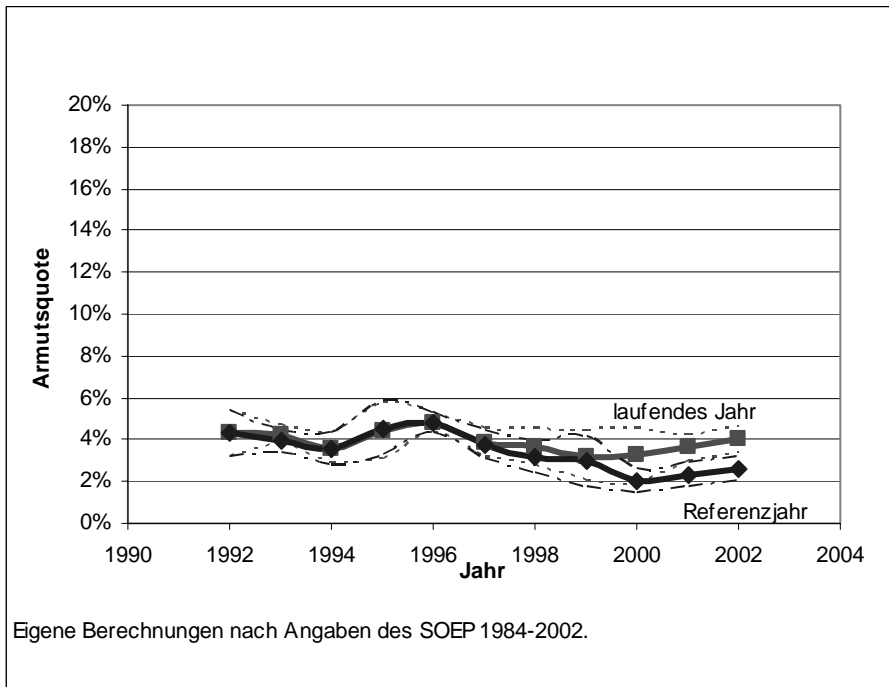
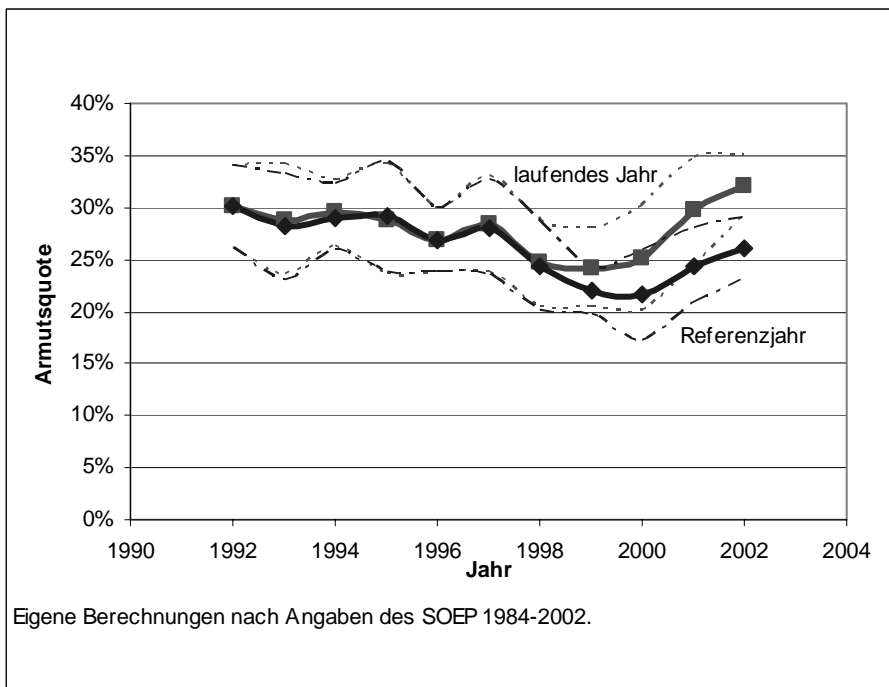


Abbildung 2.2d

Armutsinzidenz: Armutsquoten 1992 bis 2002 aller Teilerwerbshaushalte
 Armutsschwelle jeweils aus dem laufenden Jahr und dem Referenzjahr 1992



Pro Kopf wuchs das verfügbare Einkommen in der hier verwendeten Abgrenzung zwischen 1992 und 2002 auf Basis der Hochrechnungen mit dem SOEP preisbereinigt um etwa 14 %¹. Aus zwei Gründen darf dieser Wert nicht unmittelbar auf die Armutsschwelle übertragen werden. Erstens ist der für die Armutsschwelle maßgebliche Einkommensbegriff nicht das verfügbare Einkommen pro Kopf, sondern das pro Verbrauchereinheit. Zweitens wird die Armutsschwelle nicht auf das arithmetische Mittel, sondern auf den Median bezogen. Da das Einkommen pro Verbrauchereinheit die Ersparnisse auf Grund der gemeinsamen Haushaltsführung von Mehrpersonenhaushalten berücksichtigt und deren Anteil zurückging, stieg das Volumen der Einkommen pro Verbrauchereinheit nicht im gleichen Maß wie das der verfügbaren Einkommen. Zudem vergrößerte die zunehmende Spreizung der Einkommen den Abstand zwischen arithmetischem Mittel und Median. Insgesamt blieb das Wachstum der preisbereinigten laufenden Armutsschwelle von 1992 bis 2002 um rund 6 %-Punkte hinter dem Wachstum des verfügbaren Realeinkommens pro Kopf zurück und liegt bei etwa 8 %. Etwa drei Fünftel der Differenz resultieren aus dem Rückgang der Ersparnisse aus der gemeinsamen Haushaltsführung und etwa zwei Fünftel aus dem im Zuge der Spreizung der Einkommen wachsenden relativen Abstand zwischen arithmetischem Mittel und Median.

Aus dem Wachstum der an das laufende Einkommen angepassten Armutsschwelle von 8 % zwischen 1992 und 2002 folgt, dass fast ein Zehntel der Armutsbevölkerung 2002 nicht zur Armutsbevölkerung gerechnet werden würde, wenn statt der laufenden Armutsschwelle die kaufkraftfixierte Armutsschwelle von 1992 zu Grunde gelegt würde. Dieser Teil der Armutsbevölkerung verfügt über ein Einkommen, dessen Kaufkraft ihn 1992 nicht als arm qualifiziert hätte. Die Armutsquote liegt dementsprechend, gemessen an der kaufkraftfixierten Armutsschwelle von 1992, für alle Teilbevölkerungen unter der an der laufenden Armutsschwelle gemessenen Armutsquote.

Im Vergleich der Voll- und Teilerwerbshaushalte ist diese Differenz der beiden Armutsquoten allerdings nur für die Bevölkerung in Vollerwerbshaushalten (vgl. Abbildung 2.2c und Tabelle 2.4) signifikant. Den Punktschätzungen von 4 % bzw. 2,6 % nach zu urteilen realisiert rund ein Drittel der 2002 in Vollerwerbshaushalten lebenden Armutsbevölkerung ein Niveau der materiellen Versorgung, das über dem Niveau der Versorgung an der Armutsschwelle von 1992 liegt. Hingegen fällt sowohl für die Gesamtbevölkerung als auch für die Bevölkerung in Teilerwerbshaushalten die Differenz der Armutsquoten zwar dem Betrag nach höher aus, aber wegen des deutlich höheren Niveaus erscheinen diese Differenzen als weniger auffällig.

¹ Auf Basis der VGR lag das Wachstum des verfügbaren Einkommens pro Kopf preisbereinigt mit 11,1 % (vgl. Statistisches Bundesamt (Hrsg.) 2004: 161 sowie 186-187) unter dem aus dem SOEP hochgerechneten Wert von 14 %.

Tabelle 2.4

Armutquoten 2002 bei Anwendung der laufenden Armutsschwelle und bei Anwendung der Armutsschwelle von 1992 (jeweils in Preisen von 2000)

Angaben in %

Jahr und Art der Armutsschwelle	Punktschätzung	Intervallschätzung ¹	
		Untere Grenze	Obere Grenze
Gesamtbevölkerung			
Lfd. Armutsschwelle	15,3	14,3	16,3
Armutsschw. von 1992	12,7	11,6	13,8
Bevölkerung in Teilerwerbshaushalten ²			
Lfd. Armutsschwelle	32,2	29,3	35,0
Armutsschw. von 1992	26,1	23,2	29,0
Bevölkerung in Vollerwerbshaushalten ³			
Lfd. Armutsschwelle	4,0	3,4	4,7
Armutsschw. von 1992	2,6	2,0	3,2

Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP; Auszug aus den Tabellen B3, B5, C3b, C3c, C5b, C5c im Anhang. - ¹Signifikanzniveau 5 %. ²Haushalte, in denen lediglich ein Mitglied teilerwerbstätig ist. - ³Haushalte, in denen mindestens ein Mitglied vollerwerbstätig oder mindestens zwei Mitglieder teilerwerbstätig sind.

2.1.2. Armutsintensität

Der Vergleich zwischen den Armutsquoten auf Basis der kaufkraftkonstanten Armutsschwelle von 1992 und der laufenden Armutsschwelle führt zur Diskussion der „Tiefe der Armut“, also der Verteilung der Einkommen unterhalb der Armutsgrenze. Ein wichtiges Konzept zur Messung der Tiefe der Armut ist die so genannte Armutslücke. Sie bezeichnet die Differenz zwischen dem individuell einer Person aus zugerechneten Einkommen und der Armutsschwelle. Für Personen oberhalb der Armutsschwelle ist, wie es nahe liegt, die Armutslücke als 0 definiert. Eine hypothetische obere Grenze der Armutslücke wird durch die Sozialhilfe definiert. Folglich schlägt sich in der Höhe der Armutslücke auch der Abstand zwischen dem durch das Sozialhilferecht definierten Bedarf des Haushalts und der in dieser Untersuchung verwendeten Armutsschwelle nieder, wobei als weiteres Moment die mögliche Nichtbeanspruchung der zustehenden Sozialhilfe hinzukommt.

Aus den individuellen Armutslücken können Messzahlen zur Charakterisierung ihrer Verteilung abgeleitet werden. Besonders einfach interpretierbar ist der Median der Armutslücke. Er gibt an, welcher Abstand zur Armutsschwelle von der einen Hälfte der Armutsbevölkerung über- und von der anderen Hälfte unterschritten wird. Da von „flacher“ Armut dann gesprochen wird, wenn ein großer Teil der Armutsbevölkerung ein Einkommen knapp unter der Armutsschwelle bezieht, kann ein geringer Wert des Medians der Armutslücke als Ausdruck von flacher Armut interpretiert werden.

Tabelle 2.5

Mediane der Armutslücken und deren Volumina 1992, 1997 und 2002

Angaben in € zu Preisen von 2000

Jahr	Punktschätzung	Intervallschätzung ¹		Volumen in Mrd. €
		Untere Grenze	Obere Grenze	
Gesamtbevölkerung				
1992	1 800	1 610	1 980	17,6
1997	2 090	1 880	2 300	19,9
2002	2 350	2 180	2 530	25,5
Bevölkerung in Teilerwerbshaushalten ²				
1992	1 920	1 450	2 390	3,1
1997	1 830	1 410	2 260	3,8
2002	2 350	2 030	2 670	5,2
Bevölkerung in Vollerwerbshaushalten ³				
1992	810	510	1 110	1,6
1997	1 460	1 210	1 710	1,8
2002	1 210	950	1 460	1,8

Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP; Auszug aus Tabellen C1a, C1b, C1c, C2a, C2b, C2c, C3a, C3b, C3c im Anhang sowie Ergänzungen (betrifft Volumina der auf Haushalte bezogenen Armutslücken). – ¹Signifikanzniveau 5 %. – ²Haushalte, in denen lediglich ein Mitglied teilerwerbstätig ist. – ³Haushalte, in denen mindestens ein Mitglied vollwerbstätig oder mindestens zwei Mitglieder teilerwerbstätig sind.

Aus dem Vergleich der Armutslücken in den Jahren 1992, 1997 und 2002 (vgl. Tabelle 2.5) lässt sich ablesen, dass die Armut in den Vollerwerbshaushalten mit einem Median der Armutslücke in der Größenordnung von 1 000 € im Jahr als vergleichsweise „flach“ gelten kann. Hingegen fällt für die Bevölkerung in Teilerwerbshaushalten dieser Wert in einer Größenordnung von 2 000 € in den meisten Jahren signifikant höher aus und weicht im Übrigen nicht wesentlich von dem Median der Armutslücke der Gesamtbevölkerung ab.

Die individuellen Armutslücken können unter Beachtung von Besonderheiten auf Grund der Skalierung, auf die im nächsten Absatz eingegangen wird, zu einem Volumen aggregiert werden. Dieses Volumen gibt den hypothetischen Betrag an, der an die als arm geltenden Haushalte transferiert werden müsste, damit diese ein Einkommen über der Armutsschwelle erreichen. Für die sozialpolitische Praxis ist diese Interpretation allerdings zu relativieren, weil mit einem Transfer genau im Umfang der vorher bestehenden Armutslücke die Einkommen im unteren Einkommensbereich vollständig nivelliert würden und damit ein wesentlicher Leistungsanreiz entfielen. Deshalb wird beispielsweise der US-amerikanische EITC (Earned Income Tax Credit) so abgestuft, dass diese Transfers bis in den mittleren Einkommensbereich hinein gewährt werden (vgl. die Beiträge in dem Übersichtsband von Meyer, Holtz-Eakin 2001). Das Volumen der Armutslücken kann daher lediglich ein Maß für das Mindestvolumen derartiger Transfers interpretiert werden, das möglicherweise um ein Vielfaches aufzu-

stocken wäre, um die Einkommenstransfers anreizkompatibel zu gestalten. Immerhin kann das Volumen der Armutslücke als Indikator dafür gelten, ob ein Transfer zur Beseitigung der Armutslücke fiskalisch überhaupt realisierbar wäre.

Bei der Berechnung des Volumens der Armutslücken ist zu beachten, dass bei dem hier angewendeten Verfahren der OECD die auf das Individuum bezogene Armutsschwelle aus einem Normbedarf des Haushalts abgeleitet wird, der von der Anzahl und dem Alter seiner Mitglieder abhängt. Entsprechend ergibt sich die Armutslücke eines Haushalts aus der Multiplikation der für alle Mitglieder identischen individuellen Armutslücke mit der Anzahl der Verbrauchereinheiten. Eine Summierung der individuellen Armutslücken würde hingegen bei Mehrpersonenhaushalten den Betrag überschätzen, der erforderlich wäre, um die Armutslücken für die Mitglieder des Haushalts aufzufüllen. Zur Illustration dieses Sachverhalts mag ein Beispiel genügen: Ein kinderloses Ehepaar verfüge über ein Jahreseinkommen von 12 000 €. Das Einkommen pro Verbrauchereinheit beläuft sich in diesem Fall auf $12\,000\text{ €} / 1,5 = 8\,000\text{ €}$. Mithin beträgt bei der gegenwärtigen Armutsschwelle, die der rechnerischen Einfachheit halber auf 10 000 € pro Verbrauchereinheit aufgerundet wird, die individuelle Armutslücke beider Partner jeweils 2 000 €. Würde beiden Partnern jeweils dieser Betrag ausgezahlt, beliefe sich das gemeinsame Einkommen auf 16 000 € und das individuelle Einkommen pro Verbrauchereinheit läge mit 10 667 € über der unterstellten Armutsschwelle. Wird hingegen die individuelle Armutslücke von 2 000 € mit der Anzahl der Verbrauchereinheiten von 1,5 multipliziert, so ergibt sich für den Haushalt genau der Betrag von 3 000 €, der erforderlich ist, um das Einkommen des Haushalts auf das Niveau der Armutsschwelle anzuheben.

Während für die Armutsbevölkerung insgesamt das Volumen der Armutslücken in einer Größenordnung um die 20 Mrd. € mit steigender Tendenz liegt, beläuft sie sich für die Armutsbevölkerung in Erwerbshaushalten auf etwa 5 Mrd. €, wobei der größere Teil auf die Teilerwerbshaushalte entfällt. Demnach scheint die Einführung eines Transfers zur Überbrückung der Armut bei Erwerbstätigkeit nicht allein schon aus fiskalischen Gründen als völlig utopisch. Freilich würde sich im Vorfeld einer Diskussion um einen derartigen Transfer – etwa nach dem Beispiel des EITC – die Frage nach der gesellschaftspolitischen Verbindlichkeit des hier verwendeten Armutsbegriffs. Es ist eine Sache, eine Abgrenzung als vorläufiges Konstrukt für empirische Untersuchungen zu verwenden (vgl. Weber 1988), und eine andere, aus diesem Begriff selbst ohne Rückgriff auf die Befunde dieser Untersuchungen konkrete Handlungsvorschläge abzuleiten.

Weitere Messzahlen für die Darstellung der Tiefe der Armut können aus der Klasse der Indizes von Foster et al. (1984) abgeleitet werden. In den Tabellen C1a bis C5c im Anhang werden zwei dieser Indizes ausgewiesen: die durchschnittliche Armutslücke FGT(1) und die quadrierte Armutslücke FGT(2) jeweils relativ zur Armutsschwelle. Letztere verleiht durch die Quadrierung der relativen Armutslücke der tiefen Armut ein größeres Gewicht. Damit soll einer

Wertung Ausdruck gegeben werden, nach der tiefe Armut schwerer wiegen sollte als flache Armut. Eine wertende Interpretation ist indessen nicht unproblematisch, indem sie Transfers von den nicht ganz Armen zu den Armen auch dann positiv bewertet, wenn im Zuge der Umverteilung der größere Teil des Transferolumens „versickert“². Der formale Vorzug dieser Indizes besteht in ihrer Dekomponierbarkeit in der Form, dass sich die Indizes der Teilgruppen zum Index der Gesamtheit summieren. Beispielsweise belief sich 2002 für die Bevölkerung in Erwerbshaushalten (vgl. Tabelle C3a im Anhang) der FGT (2) auf 0,0073. Davon werden Westdeutschland 0,0058 und Ostdeutschland die restlichen 0,015 zugerechnet. Der ostdeutsche Anteil an diesem, die Tiefe der Armut betonenden Index entspricht damit ungefähr dem ostdeutschen Anteil an der Armutsbevölkerung in Erwerbshaushalten. Gemessen an diesem Indikator ist also die Armut der Bevölkerung in ostdeutschen Erwerbshaushalten nicht tiefer als die in westdeutschen Erwerbshaushalten.

Um die Einkommensverteilung an der Armutsschwelle zu charakterisieren und dabei auch die armutsnahe Bevölkerung in die Betrachtung einzubeziehen, können weitere Schwellen unter und über dem Standardwert von 60 % des Medians des Einkommens pro Verbrauchereinheit definiert werden, beispielsweise die Schwellen bei 50 % und von 70 %. Damit lässt sich sowohl der Teil der Armutsbevölkerung mit einer relativ flachen Armut, als auch die „armutsnahe“ Bevölkerung mit einem Einkommen knapp über der Armutsschwelle erfassen. Der Vergleich der Anteile der Armutsbevölkerung mit einem Einkommen pro Verbrauchereinheit zwischen 50 % und 60 % des Medians verstärkt den oben dargestellten Befund der vergleichsweise flachen Armut der Bevölkerung in Vollerwerbshalten und der etwas tieferen Armut in Teilerwerbshalten (vgl. Tabelle 2.6).

Überraschend hoch fällt hingegen mit Werten um 60 % der Anteil der armutsnahen Bevölkerung an der Gesamtheit aus armutsnaher und Armutsbevölkerung in Vollerwerbshalten aus. Dies impliziert, dass eine relativ geringfügige Verschlechterung der relativen Einkommenspositionen der Vollerwerbshalte im unteren Einkommensbereich genügen würde, um die Armutsquote deutlich ansteigen zu lassen. Bei diesem Befund ist die festgestellte Stabilität der Armutsquoten seit 1992 bemerkenswert.

² Ein Beispiel: Die Ausgangsverteilung zwischen zwei Personen werde durch die relativen Armutslücken von 0,1 und 0,9 beschrieben. Nach der Umverteilung belaufen sich die Armutslücken auf 0,4 und 0,8; d.h. der weniger armen Person werden 0,3 Einheiten relativ zur Armutsschwelle entzogen, die ärmere Person erhält davon 0,1 Einheiten, während 0,2 Einheiten etwa in Form administrativen Aufwands oder erhöhter Fehlanreize versickern. Gleichwohl zeigt FGT(2) bei wertender Interpretation in diesem Fall eine „Verbesserung“ an, da FGT(2) nach dieser Umverteilung geringer ausfällt als vor der Umverteilung.

Tabelle 2.6

Die Einkommensverteilung um die Armutsschwelle nach Erwerbsbeteiligung 1992, 1997 und 2002

Angaben in %

Jahr	Anteile der Bevölkerung in „flacher“ Armut ¹ an der jeweiligen Armutsbevölkerung			Anteile der „armutsnahen“ ² Bevölkerung an Gesamtheit aus jeweiliger Armuts- und armutsnaher Bevölkerung		
	Punktschätzung	Intervallschätzung ³		Punktschätzung	Intervallschätzung ³	
		Untere Grenze	Obere Grenze		Untere Grenze	Obere Grenze
Bevölkerung in Nichterwerbshaushalten						
1992	36	32	40	29	25	33
1997	29	24	35	27	24	29
2002	28	25	31	23	21	25
Bevölkerung in Teilerwerbshaushalten ⁴						
1992	40	30	50	29	22	35
1997	41	27	55	32	24	41
2002	41	36	46	25	18	32
Bevölkerung in Vollerwerbshaushalten ⁵						
1992	72	63	82	56	49	63
1997	53	42	64	61	53	68
2002	60	46	73	56	51	62

Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP; Auswertungen unabhängig von den Tabellen im Anhang. – ¹Verfügbares Einkommen pro Verbrauchereinheit zwischen 50 % und 60 % des Medians. – ²Verfügbares Einkommen pro Verbrauchereinheit zwischen 60 % und 70 % des Medians. – ³Signifikanzniveau 5 %. – ⁴Haushalte, in denen lediglich ein Mitglied teilerwerbstätig ist. – ⁵Haushalte, in denen mindestens ein Mitglied vollerwerbstätig oder mindestens zwei Mitglieder teilerwerbstätig sind.

In den bisher vorgelegten Statistiken wurden die Verbrauchereinheiten gemäß der modifizierten OECD-Skala verwendet. Angesichts der Diskussion um die Angemessenheit dieser Skala für deutsche Verhältnisse (vgl. Abschnitt 1.1.2.) stellt sich die Frage, wie weit die hier vorgelegten Befunde durch die Wahl der Skala präjudiziert sind. Die ältere OECD-Skala unterscheidet sich von der modifizierten Skala in zwei Punkten: Den Ersparnissen aus der gemeinsamen Haushaltsführung wird ein geringeres Gewicht beigemessen, und die Relation der Verbrauchereinheiten für Personen ab und Personen unter 14 Jahren liegt mit 1,4 deutlich unter der Relation von 1,67 nach der modifizierten Skala. Da die Größe des Haushalts positiv mit dem Einkommen korreliert ist, und die Ersparnisse der gemeinsamen Haushaltsführung definitionsgemäß mit dem Einkommen zunehmen, impliziert die Ersetzung der modifizierten durch die ältere OECD-Skala wegen der Verringerung der unterstellten Ersparnisse aus der gemeinsamen Haushaltsführung eine Senkung der Armutsschwelle. Für sich genommen folgt daraus eine Reduzierung der Armutsquoten. Da aber gleichzeitig die ältere OECD-Skala Kindern ein höheres Gewicht einräumt, kann dieser Effekt bei Familien durch die Zunahme der Verbrauchereinheiten für Familien überkompensiert werden, so dass deren Armutsquoten nach der älteren Skala höher ausfallen.

Tabelle 2.7

Armutsschwellen und Armutsquoten bei Anwendung der älteren OECD-Skala 1992, 1997 und 2002¹

Angaben in € bzw. %

Jahr	Punktschätzung	Intervallschätzung ¹		Differenzen zur modifizierten OECD-Skala ²
		Untere Grenze	Obere Grenze	
Armutsschwellen in € zu Preisen von 2000				
1992	7 600	7 480	7 720	- 1 470
1997	7 790	7 670	7 910	- 1 330
2002	8 320	8 230	8 410	- 1 480
Armutquoten der Bevölkerung in Nichterwerbshaushalten in %				
1992	26,5	24,5	28,5	- 5,5
1997	25,6	24,1	27,1	- 2,2
2002	27,7	26,3	29,2	- 3,1
Armutquoten der Bevölkerung in Teilerwerbshaushalten in %				
1992	31,2	27,6	34,8	1,1
1997	29,1	24,7	33,6	0,7
2002	32,1	30,2	34,0	-0,1
Armutquoten der Bevölkerung in Vollerwerbshaushalten in %				
1992	6,2	5,5	6,8	1,9
1997	5,2	4,9	5,5	1,4
2002	5,3	4,8	5,7	1,3

Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP; Auswertung unabhängig von den Tabellen im Anhang. – ¹Signifikanzniveau 5 %. – ²Differenzen der jeweiligen Punktschätzungen.

Aus der Gegenüberstellung der Armutsschwellen und der Armutsquoten auf Basis der modifizierten und der älteren OECD-Skala (vgl. Tabelle 2.7) wird der Effekt der Verwendung unterschiedlicher Definitionen der Verbrauchereinheiten sichtbar (vgl. Tabelle 2.7). Für die ältere OECD-Skala wird eine um etwa 1 500 € geringere Armutsschwelle ausgewiesen als nach der modifizierten Skala. Die Verwendung der älteren OECD-Skala hat weiterhin eine Erhöhung der Armutsquoten von Familien zur Folge, während für die Bevölkerung in Nichterwerbshaushalten, die zu einem großen Teil aus Ruheständlern und somit aus Einzelpersonen und Paaren in der nachfamiliären Phase bestehen, die Armutsquoten nach der alten Skala geringer ausfallen als nach der modifizierten Skala. Für die Bevölkerung in Erwerbshaushalten liegen die Armutsquoten trotz der geringeren Armutsschwelle über den entsprechenden Armutsquoten bei Anwendung der modifizierten Skala. Tabelle 2.7 macht weiterhin deutlich, dass sich die berechneten Armutsquoten nach der älteren und modifizierten OECD-Skala für Teilerwerbshaushalte nicht signifikant voneinander unterscheiden.

Insgesamt bestätigen die Rechnungen mit der älteren OECD-Skala das in diesem Abschnitt vorgestellte Gesamtbild verhältnismäßig hoher Armutsquoten für die Bevölkerung in Teilerwerbshaushalten und deutlich unter dem Durchschnitt der Gesamtbevölkerung liegender Armutsquoten für die Bevölkerung in Vollerwerbshaushalten bei unverändertem Niveau dieser Quoten von 1992 bis 2002. Nachdem die Frage nach der Höhe der Armutsquoten für die Bevölkerung in Teil- und in Vollerwerbshaushalten und ihrer Entwicklung seit 1992 unter verschiedenen Aspekten betrachtet wurde, stellt sich im zweiten Schritt die Frage nach den Armutsquoten für einzelne Gruppen der Bevölkerung.

2.2. Gruppenspezifische Armutsquoten

In den beiden folgenden Unterabschnitten wird untersucht, welche Eigenschaften das Risiko der Armut bei Erwerbstätigkeit sichtbar erhöhen und welche Eigenschaften es umgekehrt begrenzen. Bei der Beantwortung dieser Frage muss man jedoch von vornherein die Grenzen der möglichen Aussagen festhalten. Die Erklärungsfaktoren der Armut typischerweise geben eine Antwort auf die Frage „ist das Armutsrisiko für Menschen mit diesen oder jenen Charakteristika höher als für andere Menschen?“. Sie sind somit rein deskriptiv zu verstehen. Das heißt, die Aussage „dieser oder jener Faktor ist die Ursache als Armut“, also eine kausale Interpretation, ist unzulässig.

Ein konkretes Beispiel kann diese ebenso grundlegende wie subtile Unterscheidung zwischen Assoziation – dem gemeinsamen Auftreten der Häufung einer individuellen Eigenschaft und der Einkommensarmut und Kausalität einer Ursache-Wirkungskette von der Eigenschaft zu Armut – illustrieren. Es wird sich herausstellen, dass Individuen mit besserer Ausbildung eine geringere Armutshäufigkeit aufweisen als andere. Beobachtet man also einen gut ausgebildeten Menschen, so kann man davon ausgehen, dass die Wahrscheinlichkeit gering ist, dass er einkommensarm einzustufen ist. Ob dies jedoch daran liegt, dass die Ausbildung an und für sich durchschnittliche Menschen erfolgreicher macht, oder daran, dass hoch motivierte und leistungsfähige Individuen – also solche, die im Lebenslauf nicht von Armut in hohem Maße betroffen sind – sich typischerweise auch für eine hohe Ausbildung entscheiden, bleibt dabei notwendigerweise offen.

Wie im 5. Kapitel zu diskutieren sein wird, ist die Identifikation von Ursache und Wirkung eine entscheidende Voraussetzung für die Formulierung einer wirksamen Wirtschafts- und Gesellschaftspolitik. Die Übertragung der empirischen Ergebnisse in entsprechende Handlungsempfehlungen ist daher keineswegs problemlos. Allerdings ist der Informationsgehalt auch der hier implementierten deskriptiven Analyse erheblich. Eine Aufgliederung der Armutsbevölkerung nach Merkmalen lässt rasch erkennen, dass keine der nach demografischen Merkmalen, nach der beruflichen Qualifikation und der regionalen Zuordnung definierten Gruppen völlig frei von Armut bei Erwerbstätigkeit ist, und umgekehrt keine der so definierten Gruppen eine extrem über dem Durchschnitt liegende Quote

aufweist (vgl. Tabelle 2.8). Als weitaus wichtigstes Kriterium für Armut bei Erwerbstätigkeit erweist sich die Intensität der Erwerbsbeteiligung, also die Zuordnung zu den Teil- oder zu den Vollerwerbshaushalten.

Wegen der Streuung der Armut bei Erwerbstätigkeit sind die Aussichten gering, dass es gelingt, die Beschreibung der Armutsbevölkerung in Erwerbshaushalten auf wenige Merkmalsausprägungen zu reduzieren. Herausgearbeitet werden können jedoch diejenigen Faktoren, die das Risiko der Armut bei Erwerbstätigkeit in dem hier verstandenen Sinne erhöhen bzw. mindern.

Hierzu werden einander ergänzend zwei Methoden angewendet: die bivariate Analyse, bei der für einzelne Merkmale bzw. Merkmalsausprägungen untersucht wird, ob die Armutsquote der Bevölkerung in Erwerbshaushalten signifikant über oder unter dem Durchschnitt liegt, und eine multivariate Analyse auf Basis von Probit-Schätzungen (zum Ansatz vgl. Greene 2000), in der innerhalb einer Gesamtheit von Merkmalsausprägungen die Signifikanz der einzelnen Einflussgrößen getestet wird. Beide Ansätze ergänzen sich in der vorliegenden Untersuchung, indem im ersten Schritt die bivariate Analyse auf einzelne Gruppen mit unter- oder überdurchschnittlichen Armutsquoten verweist und im zweiten Schritt die multivariate Analyse eine differenzierte Darstellung dieser Effekte erlaubt.

Entsprechend dem Vorgehen in zwei Schritten wird in diesem Abschnitt Armut bei Erwerbstätigkeit auf einzelne Merkmale bzw. auf deren Ausprägungen bezogen. Herangezogen werden die demografischen Merkmale Geschlecht, Alter, Familienstand, Typ des Haushalts und Zahl der Kinder, ferner die regionale Zuordnung zu Ost- oder zu Westdeutschland, die Einschränkungen der Erwerbsfähigkeit gemessen an dem Grad der attestierten Behinderung, der Migrationshintergrund und der Stand der Ausbildung gemessen an der Dauer der Ausbildung.

Von einer Unterscheidung nach dem Wirtschaftszweig wurde in dieser Studie Abstand genommen, da die Betätigung in einer bestimmten Branche meist wenig über Art und Verwertbarkeit der beruflichen Qualifikation aussagt. Ähnliches gilt in Bezug auf Selbständige. Zudem sprechen gegen eine gesonderte Betrachtung der Selbständigen die verhältnismäßig schmale Datenbasis, die für diese Gruppe relativ hohe Gefahr von Ungenauigkeiten in der Bestimmung der Einkommen sowie das Problem der Adäquanz des an ein periodisches kontraktuelles Einkommen gebundenen Armutsbegriffs in Bezug auf Selbständige (vgl. Abschnitt 1.1.2.).

Tabelle 2.8

Abweichungen der gruppenspezifischen Armutsquoten von der jeweiligen durchschnittlichen Armutsquote¹ im Jahr 2002 in %-Punkten

Individuelles Merkmal und Merkmalsausprägung	Bevölkerung in ...		
	...Erwerbshaushalten insgesamt	...Teilerwerbs-haushalten ²	...Vollerwerbs-haushalten ³
Geschlecht			
Männlich	- 0,6	-1,9	0,1
Weiblich	0,7	1,5	-0,1
Alter			
Unter 16 J.	3,8*	12,3*	2,2
16 bis 24 J.	4,3*	19,1*	0,7
25 bis 49 J.	-1,0	3,6	-3,5
50 bis 64 J.	-3,7	-17,6*	-1,7*
Ab 65 J.	-3,1	-22,8*	-1,5
Familienstand			
Minderjähriges Kind	4,0*	13,2*	2,2
Ledig	0,8	6,5	-0,1
Verheiratet	-2,7*	-9,4	-1,0
Getrennt lebend	5,5	17,9	-0,4
Geschieden	2,2	-1,7	1,1
Verwitwet	-3,2	-19,5*	-3,0*
Typ des Haushalts			
Allein lebender Mann	0,1	-0,6	-1,2
Allein lebende Frau	1,0	-4,2	-2,8*
Kinderloses Paar	-2,9*	-14,2*	-1,1
Allein erziehender Elternteil	15,5*	13,8	6,0*
Elternpaar;			
alle Kinder unter 16 J.	0,3	5,2	0,7
Elternpaar;			
alle Kinder mind. 16 J.	-6,2*	-18,4	-3,0*
Elternpaar; Kinder sowohl unter 16			
J. als über 15 J.	1,6	18,3	2,1
Sonstige Haushalte	7,0*	23,2	4,0
Zahl der minderjährigen Kinder im Haushalt			
Kein Kind	- 2,5*	- 9,5*	- 1,7*
Ein Kind	1,0	7,5	0,4
Zwei Kinder	1,4	11,0	0,4
Mehr als zwei Kinder	8,6*	19,6	7,7*

noch: Tabelle 2.8

Individuelles Merkmal und Merkmalsausprägung	Bevölkerung in ...		
	...Erwerbshaushalten insgesamt	...Teilerwerbshaushalten ²	...Vollerwerbshaushalten ³
Regionale Zuordnung			
Ostdeutschland	2,3	6,2	1,9
Westdeutschland	-0,5	-1,2	-0,4
Vermind. Erwerbsfähigkeit ⁴			
Trifft nicht zu	0,1	1,5	0,1
Trifft zu	-1,0	-13,0	-1,5
Zuwanderer ⁵			
Trifft nicht zu	-0,7	-1,0	-0,6
Trifft zu	6,2*	7,1	4,9*
Dauer der Ausbildung			
Unter 7 J. bzw. ohne Angabe	3,8	11,6*	2,1
7 bis 10 Jahre	1,4	-1,6	0,8
11 bis 12 Jahre	-2,6*	-4,3	-1,3
13 bis 14 Jahre	-0,2	-2,6	0,0
Mindestens 15 Jahre	-5,0*	-14,9*	-2,6*
Durchschnittl. Armutsquote	8,3	32,2	4,0

Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP; Auszug aus den Tabellen C3a, C3b und C3c im Anhang. – *Signifikante Abweichungen vom Durchschnitt (Signifikanzniveau 95 %). – ¹Bezugsgröße ist die ausgewiesene Armutsquote der jeweiligen Gesamtheit. – ²Haushalte, in denen lediglich ein Mitglied teilerwerbstätig ist. – ³Haushalte, in denen mindestens ein Mitglied vollwerbstätig oder mindestens zwei Mitglieder teilerwerbstätig sind. ⁴Minderung der Erwerbsfähigkeit ab 30 %.– ⁵Personen, die seit 1948 nach Deutschland zugewandert sind.

Die Ergebnisse der bivariaten Analyse für die Jahre 1992, 1997 und 2002 unter Zugrundelegung der laufenden und der kaufkraftfixierten Armutsquote des Jahres 1992 sind im Anhang dokumentiert (vgl. Tabellen B1 bis B5 sowie C1a bis C5c). Grundlage der folgenden Darstellung ist ein Auszug für das Jahr 2002 (vgl. Tabelle 2.8). Ausgewiesen sind dort die Differenzen für die betrachteten Merkmalsausprägungen, wobei signifikante Befunde durch Markierung hervorgehoben werden. Zu Grunde gelegt wird ein Signifikanzniveau von 5 %, d.h. Differenzen werden dann als signifikant angesehen, wenn sie den entsprechenden kritischen Wert unter der Nullhypothese identischer Armutsquoten von Teilgruppe und Grundgesamtheit überschreiten.

Vor dem Hintergrund des Schlagworts von der „Feminisierung der Armut“ scheint ein unerwartet insignifikanter Befund hinsichtlich der geschlechtsspezifischen Armutsquoten vorzuliegen. Ausgewiesen wird lediglich eine insignifikant negative Differenz zur allgemeinen Armutsquote für Männer und eine insignifikant positive Differenz für Frauen. Abgesehen von seiner statistischen Insignifi-

kanz verschwindet dieser Unterschied für die Bevölkerung in Vollerwerbshaushalten. Hierbei werden sogar Vorteile für Frauen ausgewiesen, die freilich ebenfalls insignifikant sind. Umgekehrt fällt in Teilerwerbshaushalten die Armutsquote für Frauen insignifikant höher aus als die der Männer.

Bei näherer Betrachtung lässt sich der Widerspruch zwischen Erwartung und statistischem Befund im vorliegenden Fall indessen leicht erklären: Selbst wenn geschlechtsspezifische Unterschiede beständen, lassen sich diese schwer an einer Betrachtung über sämtliche Haushaltstypen feststellen, sondern nur an den Haushaltstypen, in denen definitionsgemäß ausschließlich Männer oder Frauen leben oder in denen wenigstens im Durchschnitt Männer oder Frauen jeweils die Mehrheit bilden. Das erste Kriterium trifft auf Haushalte von allein lebenden Männern und Frauen zu und das zweite auf Haushalte von allein Erziehenden, die in der weit überwiegenden Zahl der Fälle von Frauen geführt werden, so dass über den Durchschnitt gesehen die Mehrzahl ihrer Mitglieder weiblich ist. In allen anderen Haushaltstypen sind hingegen Männer und Frauen im Durchschnitt in ungefähr gleicher Anzahl vertreten. Ein signifikanter Unterschied der Armutsquoten von Männern und Frauen in der Gesamtbevölkerung wäre daher nur dann zu beobachten, wenn bei den allein Lebenden ausgeprägte Unterschiede bestehen oder die Haushalte der allein Erziehenden mit ihrer höheren Armutsquote ein hinreichendes Gewicht haben, um die geschlechtsspezifischen Armutsquoten zu beeinflussen. Beides trifft offenbar nicht zu. Inwieweit Unterschiede zwischen den Armutsquoten allein lebender Männer und Frauen bestehen, und welcher Anteil der Armutsbevölkerung in Erwerbshaushalten auf die Haushalte von allein erziehenden Frauen entfällt, wird weiter unten im Zusammenhang mit Armutsquoten für einzelne Haushaltstypen behandelt.

Beim Merkmal Alter zeigen sich signifikante Unterschiede sowohl am unteren als auch am oberen Ende. Signifikant höher liegen die Armutsquoten für Kinder, Jugendliche und junge Erwachsene sowohl für die gesamte Bevölkerung in Erwerbshaushalten als auch für die Bevölkerung in Teilerwerbshaushalten, jedoch nicht für die Bevölkerung in Vollerwerbshaushalten. Armut bei Jugendlichen und jungen Erwachsenen in Erwerbshaushalten hängt also in erster Linie mit dem Armutsproblem in Teilerwerbshaushalten zusammen. Die älteren Gruppen weisen hingegen zwar nicht für die Erwerbshaushalte insgesamt, aber für deren Teilgruppen signifikant geringere Armutsquoten auf. Die deutlich geringere Armutsquote der älteren Bevölkerung in Teilerwerbshalten lässt sich daraus erklären, dass für 80 % bis 90 % dieser Gruppe das Einkommen aus Erwerbstätigkeit durch Transferleistungen der Alters-, Invaliden- und Hinterbliebenensicherung ergänzt wird (vgl. Tabelle 2.9). Überraschend hohe Anteile von 50 % bis 60 % werden für die Bevölkerung ab 50 Jahren in Vollerwerbshaushalten ausgewiesen. Dies bedeutet nicht unbedingt, dass die Vollerwerbstätigen selbst Alterseinkommen beziehen, vielmehr tritt dieser Fall auch dann ein, wenn ein anderes Mitglied des Haushalts Alterseinkommen bezieht.

Tabelle 2.9

Armutsquoten in Abhängigkeit vom Bezug von Leistungen der Alters-, Invaliditäts- und Hinterbliebenensicherung¹

Jahr 2002; Angaben in %

Berichtskreis	Bevölkerung in ...	
	Teilerwerbshaushalten	Vollerwerbshaushalten
	Armutsquoten bei Bezug dieser Leistungen ²	
Bevölkerung in Erwerbshaus- halten insgesamt	13,3 (8,4; 18,3)	2,2 (0,7; 3,7)
Personen ab 50 Jahre	10,9 (6,8; 15,1)	1,9 (0,2; 3,6)
Verwitwete	8,1 (1,6; 14,6)	1,4 (0,0; 3,2)
Kinderlose Ehepaare	7,9 (3,4; 12,4)	1,1 (0,0; 2,4)
	Armutsquoten der übrigen Bevölkerung ²	
Bevölkerung in Erwerbshaus- halten insgesamt	38,7 (35,3; 42,1)	4,2 (3,7; 4,7)
Personen ab 50 Jahre	17,1 (7,7; 26,5)	2,1 (0,8; 3,4)
Verwitwete	27,7 (6,5; 48,9)	0,0 (0,0; 9,0)
Kinderlose Ehepaare	31,1 (23,0; 39,2)	3,2 (2,1; 4,3)
	Anteile der Bevölkerung in Erwerbshalten mit diesen Leistungen ²	
Bevölkerung in Erwerbshaus- halten insgesamt	25,7	9,6
Personen ab 50 Jahre	85,1	56,3
Verwitwete	77,0	73,3
Kinderlose Ehepaare	56,5	15,1

Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP; Auswertung unabhängig von den Tabellen im Anhang.. – ¹Leistungen der Rentenversicherung, der Beamtenversorgung sowie aus privater Alterssicherung, soweit sie für den Haushalt den Betrag von 1 000 € im Jahr übersteigen. – ²In Klammern: Konfidenzintervall zum Signifikanzniveau von 5 %.

Die Aufgliederung nach dem Familienstand reproduziert hinsichtlich der Merkmalsausprägung „minderjähriges Kind“ den Befund für jüngere Altersgruppen mit signifikant höherem Armutsrisiko für die Kinder in Teilerwerbshaushalten. Dies schlägt sich auch in der Quote für die Gesamtbevölkerung in Erwerbshaushalten nieder, während für die Bevölkerung in Vollerwerbshaushalten zwar ein höheres Armutsrisiko ausgewiesen wird, der Befund jedoch nicht signifikant ist.

Für Verheiratete werden signifikant geringere Armutsquoten für Erwerbshaushalte insgesamt ausgewiesen. Eine Rolle dürfte hierbei die Möglichkeit der Streuung des Erwerbsrisikos zwischen den Partnern spielen. Belegen lässt sich diese Vermutung mit den vorliegenden Befunden nicht. Die signifikant unterdurchschnittlichen Armutsquoten für Erwerbshaushalte, in denen verwitwete Personen leben, lassen sich ebenso wie im Fall der Personen ab 50 Jahre aus dem Zusammentreffen von Erwerbseinkommen und Versorgungsbezügen erklären.

Hinsichtlich der geschlechtsspezifischen Armutsquote für 2002 (vgl. Tabellen 2.9 und C3c im Anhang) ergibt sich aus der Aufgliederung nach dem Haushaltstyp der überraschende Befund, dass bei Vollerwerbstätigkeit allein lebende Frauen eine signifikant unterdurchschnittliche Armutsquote aufweisen. Da der Referenzwert der Durchschnitt der gesamten Bevölkerung in Erwerbshaushalten ist, folgt daraus nicht, dass allein lebende Frauen eine signifikant geringere Armutsquote aufweisen als allein lebende Männer. Deren Armutsquote weicht zwar nicht signifikant vom Durchschnitt ab, gleichwohl überschneiden sich die Konfidenzintervalle der Armutsquoten für Männer und Frauen, so dass ihre Abweichungen nach der hier zu Grunde gelegten Faustregel als insignifikant gewertet werden können.

Ebenfalls signifikant unterdurchschnittliche Armutsquoten lassen sich für kinderlose Paare feststellen. Gemessen an der Signifikanz beschränkt sich dieser Effekt auf die Teilerwerbshaushalte und ist aus dem Zusammentreffen von Erwerbs- und Transfereinkommen zu erklären. Elternpaare mit Kindern über 16 Jahre weisen ein unterdurchschnittliches Armutsrisiko auf. Eine nahe liegende Erklärung ist die Erwerbstätigkeit der volljährigen oder fast volljährigen Kinder in einem Teil dieser Haushalte.

Die Ergebnisse für die Aufgliederung nach der Anzahl der Kinder im Haushalt können als eindrucksvolle Bestätigung des Schlagworts vom „Armutsrisiko Kind“ angesehen werden. Die Bevölkerung in Haushalten ohne Kinder weist eine signifikant unterdurchschnittliche Armutsquote auf, während für Familien höhere Armutsquoten ausgewiesen werden. Für Familien mit einem oder zwei Kindern sind diese Abweichungen zwar insignifikant, für größere Familien hingegen sowohl für die Erwerbshaushalte insgesamt als auch für die Vollerwerbshaushalte signifikant. So weisen in Vollerwerbshaushalten Familien mit mehr als zwei Kindern eine Armutsquote auf, die fast dem Dreifachen der durchschnittlichen Armutsquote für die Gesamtbevölkerung in Vollerwerbshaushalten entspricht.

Der festgestellte Zusammenhang von Armut und Familien erscheint fast zwangsläufig, da nach der hier verwendeten modifizierten OECD-Skala und bei der gegenwärtigen Armutsschwelle von nicht weit unter 10 000 € pro Verbrauchereinheit im Jahr sich an der Armutsschwelle der Normbedarf für ein Kind unter 14 Jahren auf annähernd 3 000 € pro Jahr und für ältere Kinder auf 5 000 € beläuft. Dieser Bedarf wird lediglich für Bezieher von Sozialhilfe durch Transferleistung-

gen annähernd gedeckt (vgl. Tabelle 1.1 in Abschnitt 1.1.2). Für andere Haushalte bleiben hingegen die familienpolitischen Transferleistungen mit Kindergeldsätzen von 154 € im Monat für die die beiden ersten und von 179 € für weitere Kinder sowie dem zusätzlichen Wohngeld in einer Größenordnung von 60 € pro Monat (vgl. Tabelle 1.1. in Abschnitt 1.1.2.) deutlich unter dem der Bedarfskala impliziten Normbedarf. Der Befund einer höheren Armutsquote für Familien mit mehr als zwei Kindern sollte daher nicht überraschen.

Von den vier weiteren in die Untersuchung einbezogenen Merkmalen erweisen sich die regionale Zuordnung auf Ost und auf Westdeutschland und das Vorliegen einer Minderung der Erwerbsfähigkeit um mehr als 30 % auf dieser Stufe der Analyse überraschend als insignifikanter Faktor für die Höhe der Armutsquote. Für Zuwanderer wird hingegen eine signifikant überdurchschnittliche Armutsquote ausgewiesen (vgl. Tabelle C3c im Anhang). Die Abweichung ist nicht nur für die Bevölkerung in Erwerbshaushalten insgesamt, sondern auch die Bevölkerung in Vollerwerbshaushalten signifikant.

Der Einfluss der Ausbildungsdauer schlägt sich lediglich darin nieder, dass für Personen mit einer Ausbildungsdauer ab 15 Jahren signifikant niedrigere Armutsquoten zu beobachten sind, unabhängig davon, ob die Bevölkerung in Erwerbshaushalten insgesamt oder deren Teilgruppen betrachtet werden. Hingegen treten die Unterschiede zwischen Personen mit einer kurzen und einer mäßig langen Ausbildungsdauer zurück, wenngleich insignifikante Unterschiede der Armutsquoten mit dem erwarteten Vorzeichen erkennbar sind. Bei mittlerer Ausbildungsdauer liegt zwar für Erwerbshaushalte insgesamt die Armutsquote signifikant unter dem Durchschnitt, doch sind die Unterschiede sowohl für Teil- als auch für Vollerwerbshaushalte insignifikant. Für Personen ohne Angabe der Ausbildungsdauer, zu der auch die Kinder und Jugendlichen gehören, wird eine signifikant höhere Armutsquote für die Bevölkerung in Teilerwerbshaushalten ausgewiesen. Damit wird lediglich der Befund eines besonders hohen Armutsrisikos für die sehr jungen Altersgruppen in Teilerwerbshaushalten reproduziert.

Gegenüber einer entsprechenden Aufstellung für das Jahr 1992 lässt sich lediglich eine einzige, allerdings bemerkenswerte, Änderung feststellen: Während für das Jahr 2002 bei Vollerwerbstätigkeit eine signifikant unterdurchschnittliche Armutsquote der allein lebenden Frauen ausgewiesen wird, sind die Abweichungen von der durchschnittlichen Armutsquote 1992 und 1997 nicht signifikant (vgl. Tabelle C1c, C2c und C3c im Anhang).

Für sich genommen lässt dieser Befund noch keine Schlussfolgerung über das Armutsrisiko allein lebender Frauen im erwerbsfähigen Alter zu, da dieses auch von deren Integration in das Erwerbsleben abhängt. Ein Vergleich der Erwerbsbeteiligung allein lebender Frauen und Männer (vgl. Tabelle 2.10) lässt indessen keine signifikanten Unterschiede zwischen den Geschlechtern erkennen. Dies gilt

Tabelle 2.10

Erwerbsbeteiligung und Armutsquoten für allein Lebende nach Geschlecht und Altersgruppe 2002

Angaben in %

Altersgruppe	Nichterwerbs- tätige	Teilerwerbstätige	Vollerwerbs- tätige	Armutsquote
Männer				
18 – 24 J.	49 (39; 59)	20 (12; 28)	31 (21; 42)	55 (39; 71)
25 – 34 J.	20 (13; 27)	14 (9; 20)	66 (56; 76)	22 (15; 29)
35 – 49 J.	24 (19; 29)	11 (8; 15)	65 (60; 70)	15 (9; 21)
50 – 64 J.	44 (39; 49)	13 (9; 17)	44 (40; 47)	17 (11; 23)
Frauen				
18 – 24 J.	53 (34; 71)	29 (16; 43)	18 (5; 32)	62 (46; 77)
25 – 34 J.	18 (6; 30)	15 (9; 21)	67 (54; 79)	18 (12; 24)
35 – 49 J.	20 (11; 28)	15 (10; 21)	65 (59; 72)	8 (3; 13)
50 – 64 J.	52 (47; 58)	18 (12; 24)	30 (22; 37)	19 (15; 24)

Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP; Auswertung unabhängig von den Tabellen im Anhang; Werte in Klammern: Grenzen des Konfidenzintervalls zum Signifikanzniveau 5 %.

auch für die Altersgruppe ab 50 Jahre. Zwar verweisen die Punktschätzungen auf eine tendenziell geringere Erwerbsbeteiligung der Frauen, doch wegen der relativ hohen Fehlermarge ist dieser Befund nicht signifikant. Es überrascht, dass fast ein Drittel der 35- bis 49-jährigen allein lebenden Männern und Frauen trotz der bei dieser Gruppe vermuteten Mobilität nicht vollerwerbstätig sind.

Da die allein lebenden Männer und Frauen neben den allein erziehenden Eltern teilen die einzigen Haushaltstypen mit geschlechtsspezifischer Ausprägung sind, während sonst in der weitaus meisten Fällen Männer und Frauen gemeinsam den Haushalt führen, besagt der vorliegende Befund, dass für die Personen im erwerbsfähigen Alter das Problem der so genannten Feminisierung der Armut weitgehend mit dem Problem der Armut von allein Erziehenden zusammenfällt.

Die an jeweils ein Merkmal mit verschiedenen Ausprägungen anknüpfende Analyse gruppenspezifischer Armutsquoten der Bevölkerung in Erwerbshaushalten lässt erhöhte Armutsrisiken für Kinder, allein Erziehende, Personen in Familien mit mehr als zwei Kindern und für Zuwanderer erkennen. Signifikant geringere Armutsquoten lassen sich für kinderlose Paare, für Erwerbstätige im fortgeschrit-

tenen Alter, für voll- und hauptberuflich allein lebende Frauen und für Personen mit längerer Ausbildungsdauer feststellen. Doch lässt eine jeweils auf ein einzelnes Merkmal bezogene bivariate Analyse offen, ob der beobachtete Einfluss direkt von dem betrachteten Merkmal ausgeht, oder von einem anderen Merkmal, das mit dem betrachteten korreliert ist. Beispielsweise lässt die vorgelegte Analyse offen, ob die überdurchschnittliche Armutsquote der Zuwanderer aus dieser Eigenschaft selbst oder aber auf den geringeren Anteil Hochqualifizierter, auf deren größere Familien oder einen nicht zu beobachteten Faktor zurückzuführen ist. In einer multivariaten Analyse können derartige Zusammenhänge zumindest partiell berücksichtigt werden.

2.3. Multivariate Analyse der Risikofaktoren

2.3.1. Der Ansatz

Die in dieser Studie angewendete multivariate Analyse beruht auf dem binären Probit-Modell (vgl. Greene 2000). Die binäre Variable „Armut“ ist hier die zu erklärende Variable. Ihre Ausprägung wird dabei auf die Konstellation der erklärenden Größen zurückgeführt. Solche Konstellationen, die höchstwahrscheinlich mit Armut einhergehen, sollen dabei von jenen unterschieden werden, für die Armut nur sehr unwahrscheinlich auftritt. Ein einfacher Regressionsansatz kann dies nicht leisten, da er von einer zu erklärenden Variablen ausgeht, die stetig variiert und nicht in einem Intervall – hier zwischen 0 und 1 – beschränkt ist. Der Probit-Ansatz löst diese Problematik auf, indem statt in einer Modellgleichung hinsichtlich der zu erklärenden Variablen „Armut“ zwei Modellgleichungen unterstellt werden.

Die erste Modellgleichung

$$y_i^* = x_i\beta + \varepsilon_i, \quad (2.1)$$

die auch Gegenstand der ökonometrischen Schätzung ist, modelliert die Intensität y_i^* , mit der die betreffende Beobachtungseinheit, also hier jedes Individuum, dazu neigt, in eine der beiden Kategorien „arm“ bzw. „nicht arm“ eingeordnet zu werden. Diese (nicht direkt beobachtbare) Neigung ist ihrerseits weder auf ein bestimmtes Intervall noch auf eine vorgegebene Zahl von Werten beschränkt. Daher erfüllt die erste Modellgleichung – bis auf die direkte Beobachtbarkeit der zu erklärenden Variablen – auch alle Voraussetzungen eines klassischen linearen Regressionsmodells mit mehreren Erklärungsfaktoren oder Regressoren. Der Handhabbarkeit halber wird dabei für die Störgröße dieses Regressionsmodells eine Normalverteilung unterstellt, so dass es sich hier gar um ein klassisches normalverteiltes lineares Regressionsmodell handelt, dessen Schätzung dann durch einen Maximum-Likelihood-Ansatz (ML) auf methodisch sehr zufrieden stellende Weise, also effizient im ökonometrischen Sinne geschehen kann.

Die zweite Modellgleichung

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{für } y_i^* \geq 0 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \quad (2.2)$$

bestimmt, wie die jeweilige Neigung zur Einstufung als arm in die 0/1-Variable „nicht arm“/„arm“ übersetzt wird. Diese Einstufung ergibt sich aus der Kombination der „systematischen“ Konstellation x_i und den in der Störgröße ε_i enthaltenen „unsystematischen“ Elementen. Für jede Konstellation der erklärenden Faktoren im Vektor x_i lässt sich im Rahmen dieses Modells die (bedingte) Wahrscheinlichkeit $P(y_i = 1|x_i)$ dafür angeben, dass das Individuum als arm einzustufen ist. Sie ergibt sich aus der Linearkombination der Erklärungsfaktoren in x_i , also als $x_i\beta$, indem auf diese Linearkombination die Verteilungsfunktion der Normalverteilung $\Phi(\cdot)$ angewandt wird, als $P(y_i = 1|x_i) = \Phi(x_i\beta)$. Das ökonometrische Problem liegt darin, aus den vorhandenen Beobachtungen (0 bzw. 1) der y_i eine möglichst präzise Vorstellung über die Gewichte der Erklärungsfaktoren zu gewinnen, die im Vektor β enthalten sind. Es wird wie oben angedeutet mittels eines ML-Ansatzes gelöst, der berücksichtigt, dass nicht die y_i^* , sondern lediglich die y_i beobachtet werden.

Die einzelnen Einträge im Gewichtungsvektor β sind die zentralen Elemente der Analyse. Mit ihrer Hilfe lässt sich die Frage beantworten, inwieweit sich die Wahrscheinlichkeit, als arm eingestuft zu werden, verändert, wenn sich der entsprechende Erklärungsfaktor x_{ki} verändert, alle anderen Faktoren aber gleich bleiben. Diese sog. marginalen Effekte ergeben sich jedoch nicht direkt als Elemente des Gewichtungsvektors β_k (bzw. dessen Schätzung $\hat{\beta}_k$), sondern als eine nichtlineare Funktion des Gewichtungsfaktors

$$\frac{\partial P(y_i = 1|x_i)}{\partial x_{ki}} = \frac{\partial \Phi(x_i\beta)}{\partial x_{ki}} = \phi(x_i\beta) \cdot \beta_k. \quad (2.3)$$

Genau diese marginalen Effekte stehen im Mittelpunkt der Präsentation der empirischen Ergebnisse.

Allerdings kommt in der praktischen Anwendung dieses Modellgerüsts noch eine weitere Komplikation hinzu. Die Erklärungsfaktoren x_{ki} variieren häufig nicht um kleine Einheiten, also in stetiger Art und Weise, sondern sind kategorialer Natur. D.h. sie nehmen nur eine begrenzte Anzahl möglicher Werte an, im einfachsten Falle 0 und 1. In diesem Falle ist die oben angesprochene Definition marginaler Effekte nicht sinnvoll. Stattdessen sollte man sich fragen, inwieweit sich die besagte Wahrscheinlichkeit ändert, wenn alle anderen Faktoren unverändert bleiben und der kategoriale Erklärungsfaktor einen weiteren Wert annimmt, also z.B. von 0 auf 1 wechselt. Die Antwort ist die Differenz der entsprechenden Wahrscheinlichkeiten,

$$\begin{aligned}
& P(y_i = 1 | x_{1i} \dots x_{k-1,i} = 0, x_{k+1,i} \dots x_{Ji}) - P(y_i = 1 | x_{1i} \dots x_{k-1,i} = 1, x_{k+1,i} \dots x_{Ji}) \\
& = \Phi(x_{1i}\beta_1 + \dots + x_{k-1,i}\beta_{k-1} + x_{k+1,i}\beta_{k+1} + \dots + x_{Ji}\beta_J) \\
& - \Phi(x_{1i}\beta_1 + \dots + x_{k-1,i}\beta_{k-1} + \beta_k + x_{k+1,i}\beta_{k+1} + \dots + x_{Ji}\beta_J).
\end{aligned} \tag{2.4}$$

Vereinfacht ausgedrückt wird für jedes Merkmal mit mehreren Ausprägungen eine einzelne Ausprägung zur Kennzeichnung der Referenzgruppe festgelegt. Beispielsweise bilden in der vorliegenden Analyse bezüglich des Merkmals Haushaltstyp die alleinlebenden Männer die Referenzgruppe. So wird für 2002 für den Haushaltstyp der allein Erziehenden bei Erwerbstätigkeit ein um 2 %-Punkte höheres Armutsrisiko als für allein lebende Männer ausgewiesen (vgl. Tabelle E5 im Anhang).

In der folgenden Betrachtung werden die Ergebnisse der bi- und der multivariaten Analyse für die Bevölkerung in Erwerbshaushalten insgesamt und anschließend für die Bevölkerung in Teil- und in Vollerwerbshaushalten gegenübergestellt. Ziel dieser Betrachtung ist es, die Risikofaktoren für Armut bei Erwerbstätigkeit durch die multivariate Analyse schärfer zu erfassen, um damit die Ergebnisse der bivariaten Analyse zu relativieren. Studien, die sich auf die bivariaten Analyse beschränken, würden in der Regel deutlich zu kurz greifen.

Kommentiert werden zunächst die Ergebnisse für das Jahr 2002. In einem weiteren Schritt wird überprüft, ob mit dem gleichen Ansatz für die Jahre 1992 und 1997 andere Zusammenhänge sichtbar werden. Neben den Wirkungen der Einflussfaktoren auf die Armutsquote wird in diesem Abschnitt auch deren Bedeutung für die Intensität der Armut gemessen an der Armutsücke untersucht.

2.3.2. Gegenüberstellung der Ergebnisse der bi- und der multivariaten Analyse

Die erste Gegenüberstellung bezieht sich auf die Bevölkerung in den Erwerbshaushalten insgesamt (vgl. Übersicht). Zu den in Abschnitt 2.2 aufgezählten Merkmalen wird auf dieser Ebene die Intensität der Erwerbsbeteiligung in Form der Zuordnung zu Teil- und zu Vollerwerbshaushalten als Kovariate einbezogen.

Der Einfluss der Kovariaten Geschlecht auf die Armutsquote erweist sich auch in der multivariaten Analyse als insignifikant (vgl. Tabelle E5 im Anhang). Dieses Ergebnis bestätigt die Ausführungen zu dem entsprechenden Ergebnis der bivariaten Analyse. Auch für die Dauer der Ausbildung wird in der multivariaten Analyse ebenso wie in der bivariaten ein signifikanter Einfluss ausgewiesen.

Deutlich gegensätzliche Befunde werden hingegen beim Merkmal Alter sichtbar. Während die Ergebnisse der bivariaten Analyse suggerieren, dass ein zunehmendes Alter für sich genommen das Risiko der Armut bei Erwerbstätigkeit mindert, zeigt die multivariate Analyse ein etwa konstantes Risiko im Erwachsenenalter. In der Tat erscheint für das Armutsrisiko insbesondere die Zahl der minderjährigen Kinder im Haushalt von Bedeutung, die ja eng mit dem Alter verwoben ist.

Übersicht

Gegenüberstellung der Befunde aus der bi- und der multivariaten Analyse für die Bevölkerung in Erwerbshaushalten

Merkmal	Befunde zur Signifikanz der Abweichungen der gruppenspezifischen Armutsquoten von der durchschnittlichen Armutsquote	
	Bivariate Analyse	Multivariate Analyse
Geschlecht	Einfluss insignifikant	
Alter	Signifikant unterdurchschnittliche Armutsquote für Altersgruppe zwischen 50 und 64 Jahren; signifikant höhere Armutsquoten für Personen unter 25 Jahren.	Im Vergleich zur Altersgruppe unter 16 Jahren signifikant höhere Armutsquoten aller Altersgruppen bis 65 Jahren; zwischen diesen aber keine signifikanten Unterschiede.
Familienstand	Signifikant überdurchschnittliche Armutsquote für minderjährige Kinder, signifikant unterdurchschnittliche Armutsquote für Verheiratete.	Im Vergleich zu Ledigen signifikant geringere Armutsquoten der Verheirateten und Verwitweten, signifikant höhere Armutsquote der Geschiedenen.
Typ des Haushalts	Signifikant überdurchschnittliche Armutsquote für allein Erziehende und für Sonstige Haushalte; signifikant unterdurchschnittliche Armutsquoten für kinderlose Paare und Elternpaaren mit Kindern über 15 Jahre.	Risiko bei Alleinerziehen höher als alleinlebenden Männern
Zahl der minderjährigen Kinder im Haushalt	Signifikant unterdurchschnittliche Armutsquote von Haushalten ohne Kinder, signifikant überdurchschnittliche Quote für Familien mit mehr als 2 Kindern.	Im Vergleich zu Haushalten ohne Kinder signifikant höhere Armutsquoten für Familien.
Regionale Zuordnung	Einfluss insignifikant	Signifikant geringere Armutsquote in Westdeutschland.
Verminderte Erwerbsfähigkeit ¹	Einfluss insignifikant	
Zuwanderer	Signifikant überdurchschnittliche Armutsquote.	Einfluss ohne zusätzliche Qualifizierung insignifikant; aber im Vergleich zur einheimischen Bevölkerung signifikant stärkerer Einfluss der Zahl der Kinder auf die Armutsquote.
Dauer der Ausbildung	Signifikant unterdurchschnittliche Armutsquote für Personen mit Ausbildungszeiten 11 bis 12 und ab 15 Jahren.	Signifikante Senkung der Armutsquote pro zurückgelegtem Jahr der Ausbildung.
Intensität der Erwerbsbeteiligung	Signifikant überdurchschnittlich bei Teil-, signifikant unterdurchschnittlich bei Vollerwerb.	Im Vergleich zur Gesamtbevölkerung signifikant höhere Armutsquote bei Teilerwerb, signifikant geringere bei Vollerwerb.
Aufstellung auf Basis des SOEP; nach einem Auszug aus den Tabellen C3a und E3 im Anhang. – ¹ Attestierte Erwerbsunfähigkeit mindestens 30 %.		

Tabelle 2.11

Armutsquoten der Haushaltsvorstände¹ von Erwerbshaushalten nach Alter und Zahl der minderjährigen Kinder 2002

2002; Angaben in %

Zahl der minderjährigen Kinder	Punktschätzung	Intervallschätzung ²		Anteil an jeweiliger Altersgruppe ³
		Untere Grenze	Obere Grenze	
Unter 50 Jahre				
0	8,0	6,6	9,4	48
1	7,9	5,8	10,0	25
Mind. 2	10,0	7,1	12,8	27
Insgesamt	8,5	7,9	9,1	100
Ab 50 Jahre				
0	4,1	2,9	5,2	90
1	11,2	5,7	16,8	7
Mind. 2	11,1	4,5	17,8	3
Insgesamt	4,8	3,5	6,1	100
Nur Vollerwerbshaushalte				
Unter 50 Jahre				
0	2,9	1,9	4,0	48
1	3,7	2,4	5,0	25
Mind. 2	5,2	3,4	7,1	27
Insgesamt	3,8	3,0	4,6	100
Ab 50 Jahre				
0	1,7	0,9	2,5	89
1	4,7	2,0	7,3	8
Mind. 2	11,9	4,5	19,4	3
Insgesamt	2,3	1,5	3,0	100

Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP; Auswertung unabhängig von Tabellen im Anhang. –
¹Bezugsperson oder deren Partner. – ²Signifikanzniveau 5 %. – ³Breite der Konfidenzintervalle maximal 4,5 %-Punkte.

Dies wird in Tabelle 2.11 illustriert. In einer Gegenüberstellung der Armutsquoten von Personen unter und ab 50 Jahren zeigt sich insbesondere, dass die ältere Bevölkerung in kinderlosen Erwerbshaushalten einer signifikant geringeren Armutsquote unterliegt als die entsprechende jüngere Bevölkerung. Dies gilt allerdings nicht im gleichen Maße für die Bevölkerung in Vollerwerbshaushalten. Eine nahe liegende Erklärung für diesen Effekt ist der Bezug von Leistungen der Rentenversicherung und Beamtenversorgung (vgl. dazu Tabelle 2.9 in Abschnitt 2.2.). Haushalte mit minderjährigen Kindern – und höherem Armutsrisiko – kommen dagegen für Haushaltsvorstände unter 50 deutlich häufiger vor.

Bei der Gegenüberstellung der Ergebnisse für das Merkmal Familienstand weist die multivariate Analyse im Gegensatz zur bivariaten signifikant geringere Armutsquoten für verwitwete Personen aus. Diese Divergenz lässt sich damit erklären, dass der in der multivariaten Analyse festgestellte Vorteil der Verwitweten

Tabelle 2.12

Armutsquoten der Bevölkerung in Haushalten von allein Erziehenden nach Erwerbsbeteiligung und Alter des jüngsten Kindes im Vergleich zu den Armutsquoten der übrigen Bevölkerung in Erwerbshaushalten sowie Verteilung nach Intensität der Erwerbsbeteiligung

Jahr 2002; Angaben in %

Typisierung	Teilerwerbshaushalte	Vollerwerbshaushalte
	Armutsquoten	
Alleinerziehende; jüngstes Kind unter 6 J.	45,9 (18,1; 73,6)	7,9 (0,0; 32,4)
Alleinerziehende; jüngstes Kind mind. 6 J.	46,0 (36,8; 55,1)	10,1 (6,2; 14,0)
Zum Vergleich: Übrige Bevolk. in Erwerbshaushalten	29,7 (25,1; 34,3)	3,7 (3,1; 4,3)
	Verteilung nach Erwerbsbeteiligung	
Alleinerziehende; jüngstes Kind unter 6 J.	77,5	22,5
Alleinerziehende; jüngstes Kind mind. 6 J.	33,2	66,8
Zum Vergleich: Übrige Bevolk. in Erwerbshaushalten	13,9	86,1

Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP; Auswertung unabhängig von Tabellen im Anhang; Werte in Klammern: Grenzen des Konfidenzintervalls zum Signifikanzniveau 5 %.

in Erwerbshaushalten durch ihre geringere Erwerbsintensität kompensiert wird. Während von der gesamten Bevölkerung in Erwerbshaushalten etwa ein Sechstel in Teilerwerbshaushalten lebt (vgl. Tabelle 2.12), beläuft sich dieser Anteil für Verwitwete auf rund ein Drittel.

Wenig Überraschendes bietet die Gegenüberstellung der Befunde bezüglich der Haushaltstypen. Die einzige Divergenz besteht darin, dass in der bivariaten Analyse signifikant geringere Armutsquoten für kinderlose Paare ausgewiesen werden, während in der multivariaten Analyse der wichtige Einflussfaktor „minderjährige Kinder im Haushalt“ ja getrennt betrachtet wird. Der Befund eines signifikanten Einflusses des Merkmals „allein Erziehend“ besagt daher im Rahmen der multivariaten Analyse, dass allein Erziehende über die finanziellen Belastungen durch die Kinder hinaus zusätzlichen Armutsrisiken ausgesetzt sind. Wenn die Armutsquoten für erwerbstätige allein Erziehende mit und ohne Kleinkind gegenübergestellt werden (vgl. Tabelle 2.12, oben), ergibt sich als wesentliche

Tabelle 2.13

Armutsquoten für die Bevölkerung ab 18 Jahren in Erwerbshaushalten nach Dauer ihrer Ausbildung in Ost- und in Westdeutschland

2002; in %

Dauer der Ausbildung in Jahren	Armutsquoten ¹				Anteil der jeweiligen. Gruppe ²	
	Bevölkerung in Erwerbshaushalten insgesamt		Davon: in Vollerwerbshaushalten		Ostd.	Westd.
	Ostd.	Westd.	Ostd.	Westd.		
Ohne Angabe	11,7 (4,5 ; 18,9)	10,3 (4,3 ; 16,3)	2,6 (0,0 ; 5,9)	5,2 (0,3 ; 10,1)	3	6
Unter 11 J.	13,9 (6,8 ; 21,0)	9,4 (8,2 ; 10,6)	5,3 (3,4 ; 7,3)	4,7 (3,7 ; 5,7)	49	56
11 bis u. 13 J.	10,5 (7,5 ; 13,6)	4,0 (2,8 ; 5,2)	6,3 (2,7 ; 10,0)	1,5 (0,5 ; 2,4)	32	22
13 bis u. 15 J.	11,9 (6,5 ; 17,2)	7,2 (5,6 ; 8,9)	7,6 (3,6 ; 11,5)	3,2 (1,8 ; 4,5)	6	8
Ab 15 J.	3,0 (0,0 ; 8,4)	3,4 (2,2 ; 4,7)	1,7 (0,0 ; 7,2)	1,3 (0,7 ; 1,9)	11	9
Insgesamt	10,1 (8,1 ; 12,1)	6,5 (5,9 ; 7,1)	5,4 (3,5 ; 7,2)	2,9 (2,3 ; 3,6)	100	100
Alle Altersstufen ³	10,6	7,9	5,9	3,6	/	/

Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP; Auswertung unabhängig von den Tabellen im Anhang. – ¹Werte in Klammern: untere und obere Grenze des Konfidenzintervalls. – ²Werte in Klammern: Anteil an volljähriger Bevölkerung in Erwerbshaushalten. – ³Einschließlich der Personen unter 18 Jahren.

Differenz die unterschiedlichen Anteile von Teil- und Vollerwerbstätigkeit. Der mit rund einem Drittel überdurchschnittliche Anteil der teilerwerbstätigen allein Erziehenden mit Kindern ab 6 Jahren mag ein Indiz dafür sein, dass Einschränkungen der Erwerbsbeteiligung nicht nur für Familien mit Kleinkindern, sondern auch für Familien mit älteren Kindern bestehen (vgl. den Hinweis in Kommission der Europäischen Gemeinschaft 2003: 60). Da sich die vorgelegten Befunde über allein Erziehende auf die Erwerbshaushalte beschränken, bleibt das Bild gerade dieser Gruppe notwendiger Weise unvollständig. Eine umfassendere Betrachtung ginge indessen über den Rahmen dieser Studie hinaus.

Übereinstimmend weisen bi- und multivariate Analyse ein höheres Armutsrisiko für kinderreiche Familien aus. Jedes andere Ergebnis wäre auch erstaunlich gewesen, da, wie oben erwähnt, pro Kind die für die Haushalte definierte Armutsschwelle um einen Betrag von zur Zeit fast 3 000 € bzw. 5 000 € im Jahr steigt und die zusätzlichen Transferleistungen im Allgemeinen nur einen Teil dieses Betrags decken. Auf das besondere Armutsrisiko der Familien von Immigranten wird weiter unten genauer eingegangen.

Die Unterschiede zwischen den in der univariaten Analyse ermittelten Armutsquoten der Bevölkerung in Erwerbshaushalten in Ost- und in Westdeutschland liegen an der Grenze zur Signifikanz, d.h. die betreffenden Konfidenzintervalle überschneiden sich nur an ihren äußersten Enden (vgl. Tabelle 2.13). Durch die multivariate Analyse wird indessen klargestellt, dass die regionale Zuordnung für sich genommen tatsächlich das Armutsrisiko signifikant beeinflusst (vgl. Tabelle E5 im Anhang; in Westdeutschland etwa 3%-Punkte weniger). Ein wichtiger Erklärungsfaktor im Ost-/West-Vergleich ist möglicher Weise die Verteilung der Ausbildungszeiten. Sowohl nach der univariaten wie nach der multivariaten Analyse senken längere Ausbildungszeiten das Armutsrisiko. Bei Gegenüberstellung der nach Ausbildungszeiten differenzierten Armutsquoten (vgl. Tabelle 2.13, oben) wird allerdings sichtbar, dass dieser Effekt nur für Westdeutschland, nicht aber für Ostdeutschland signifikant erscheint.

Der Einfluss des Merkmals Zuwanderung stellt sich in der multivariaten Analyse als neutral dar, und zwar sowohl für die Bevölkerung in Erwerbshaushalten insgesamt als auch für die Bevölkerungen in den Teil- und in den Vollerwerbshaushalten (für das Jahr 2002 vgl. Tabellen E5 und E6 im Anhang). Werden jedoch Einwanderer mit einem, zwei und mehr als zwei Kindern den entsprechenden einheimischen Haushalten gegenübergestellt, so wird ein signifikanter Einfluss auf die Armutsquote sichtbar: allgemein steigt das Armutsrisiko für die deutsche und die ausländische Bevölkerung, wenn Kinder im Haushalt sind, wobei aber für die Zuwanderer das familienspezifische Risiko deutlich stärker steigt. Signifikant ist dieses letzte Ergebnis allerdings nicht für Zuwanderer-Familien mit zwei Kindern (vgl. Tabelle E5 im Anhang; Ergebnisse für Erwerbshaushalte).

Tabelle 2.14

Armutsquoten und Verteilung der Bevölkerung in Familien¹ nach Form der Familie, Erwerbsbeteiligung und Migrationshintergrund²

2002; Angaben in %

Intensität der Erwerbsbeteiligung und Form der Familie	Armutsquote		Anteile	
	Einheimische	Zuwanderer	Einheimische	Zuwanderer
Teilerwerb; allein Erziehende	46,1 (37,6; 54,6)	43,8 (11,0; 76,6)	4	2
Teilerwerb; Elternpaar	33,0 (24,8; 41,2)	40,7 (21,2; 60,3)	9	16
Vollerwerb; allein Erziehend	7,9 (3,3; 12,5)	29,2 (9,7; 48,7)	6	5
Vollerwerb; Elternpaar	3,4 (2,7; 4,2)	9,5 (5,4; 13,5)	81	77
Bevölkerung in Familien insgesamt ²	7,9	16,3	100	100

Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP; Auswertung unabhängig von Tabellen im Anhang; Werte in Klammern: Unter- und Obergrenze des Konfidenzintervalls zum Signifikanzniveau von 5 %. – ¹Allein Erziehende und Elternpaare; nicht berücksichtigt sind Sonstige Haushalte mit Kindern. – ²Nur Bevölkerung in Erwerbshaushalten.

Zunächst stellt sich die Frage, ob die Ursache dieses Befundes in einer ungünstigeren Aufteilung in Teil- und Vollerwerbserwerbshaushalten bei Zuwanderern zu suchen ist. Eine Gegenüberstellung der Armutsquoten und Anteile für Teil- und Vollerwerbshaushalte getrennt nach allein Erziehenden und Elternpaaren widerlegt diese Vermutung (vgl. Tabelle 2.14). Vielmehr bestehen die einzigen signifikanten Unterschiede in den Armutsquoten der Bevölkerung in Vollerwerbs-Haushalten von Elternpaaren mit Kindern. Diese liegen für Zuwanderer deutlich höher als für die einheimische Bevölkerung. Die höhere Armutsrate der Zuwanderer-Familien ist möglicher Weise auf eine geringere Erwerbsbeteiligung der Mütter zurückzuführen.

Tabelle 2.15

Armutsquoten von Elternpaaren mit Kindern nach Zahl der minderjährigen Kinder, Erwerbsbeteiligung des Partners und ethnischem Hintergrund

2002; Angaben in %

Zahl der minderjährigen Kinder	Armutsquote		Anteil ¹	
	Einheimische	Zuwanderer	Einheimische	Zuwanderer
	1- Verdiener-Paare ¹			
1	5,6 (3,3; 8,0)	12,6 (5,5; 19,8)	53	51
2	5,3 (2,6; 8,0)	5,6 (0,0; 11,5)	61	63
Mehr als 2	9,7 (6,1; 13,3)	23,8 (14,4; 33,3)	73	68
	Haupt- und Nebenverdiener			
1	0,6 (0,3; 1,1)	0,7 (0,0; 1,9)	30	29
2	1,8 (0,4; 3,2)	2,7 (0,0; 5,6)	31	33
Mehr als 2	12,6 (0,0; 26,6)	45,1 (18,9; 71,4)	19	23
	2 Vollerwerbseinkommen			
1	0,7 (0,0; 1,7)	0,0 (0,0; 10,0)	17	21
2	0,0 (0,0; 6,0)	0,0 (0,0; 29,0)	8	4
Mehr als 2	0,0 (0,0; 29,0)	0,0 (0,0; 52,0)	8	10

Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP; Werte in Klammern: Unter- und Obergrenze des Konfidenzintervalls zum Signifikanzniveau von 5 %. – ¹Erwerbstätiger Partner voll- oder teilerwerbstätig bzw. beide Partner teilerwerbstätig.

Die entsprechende Auswertung des SOEP verweist indessen auf kompliziertere Zusammenhänge. Erstens lassen sich signifikante Unterschiede in der Verteilung nach Erwerbsbeteiligung der Partner zwischen Deutschen und Ausländern nicht nachweisen (vgl. Tabelle 2.15). Zweitens bestehen für Elternpaare mit Haupt-

und Nebenverdiener oder mit zwei Vollerwerbseinkommen keine signifikanten Unterschiede der Armutsquote zwischen Zuwanderern und der einheimischen Bevölkerung. Signifikante Unterschiede der Armutsquote bestehen hingegen für 1-Verdiener-Elternpaare mit mehr als zwei Kindern, während der Anteil der 1-Verdiener-Paare für deutsche und ausländische Elternpaare in einer ähnlichen Größenordnung von 70 % plus/minus 15 % liegt. Die Breite des Konfidenzintervalls ist ein Hinweis darauf, dass die Möglichkeiten einer weiteren Analyse auf Basis des SOEP für diese Gruppe auf Grund der geringen Fallzahlen begrenzt ist.

Tabelle 2.16

Abweichungen im Betrag und der Signifikanz der Koeffizienten der multivariaten Analyse bei unterschiedlichen Grundgesamtheiten

2002; Angabe der marginalen Effekte und des Signifikanzniveaus¹

Merkmalsausprägung	Bevölkerung in ...		
	Erwerbs- haushalten	Teilerwerbs- haushalten	Vollerwerbshaushalten
Allein erziehend	0,02*	-0,06	0,05**
Elternpaar mit Kindern unter 16 Jahren	-0,01	-0,13*	0,01
Elternpaar mit Kindern ab 16 Jahren	-0,02*	-0,11*	0,00
Sonstiger Haushaltstyp	0,03*	0,17*	0,02
Zuwanderer; 1 Kind	0,02*	-0,03	0,02**
Zuwanderer; 3 Kinder	0,11**	0,14*	0,04**
Alter zwischen 50 und 64 J.	0,05**	0,02	0,07**

Berechnungen auf Basis des SOEP; nach Auszügen aus den Tabellen E5 und E6 im Anhang. – ¹Die marginalen Effekte geben an, um wie viel das Armutsrisiko (ausgedrückt als Dezimalbruch) über dem der jeweiligen Referenzgruppe liegt. Das Signifikanzniveau von 5 % wird durch einen, das von 1 % durch zwei Sterne gekennzeichnet.

Als gemessen am Betrag des Koeffizienten wichtigste Einflussgröße auf das Risiko der Armut bei Erwerbstätigkeit erweist sich die Intensität der Erwerbsbeteiligung. Im Vergleich zur Vollerwerbstätigkeit erhöht Teilerwerbstätigkeit das Armutsrisiko um 25 %-Punkte (vgl. Tabelle E5 im Anhang). Angesichts dieser Dominanz einer einzelnen Einflussgröße ist nicht auszuschließen, dass sich der Einfluss der übrigen Faktoren bei den Teilerwerbshaushalten anders darstellt als bei den Vollerwerbshaushalten. Eine Übersicht der Abweichungen der geschätzten Koeffizienten und ihrer Signifikanz (vgl. Tabelle 2.16) zeigt indessen, dass für nur wenige Merkmalsausprägungen unterschiedliche Befunde festgestellt werden, je nachdem, ob die Bevölkerung in Erwerbs-, in Teilerwerbs- oder Vollerwerbshaushalten die Grundgesamtheit bildet.

Hierbei handelt es sich vor allem um die Merkmale „allein Erziehend“, „Elternpaar mit Kindern unter 16 Jahren“ und „Zuwanderer mit einem Kind“. Für die allein Erziehenden wird bei Teilerwerbstätigkeit ein insignifikant negativer bei

Tabelle 2.17

Abweichungen im Betrag und der Signifikanz der Koeffizienten der multivariaten Analyse für die Bevölkerung in ErwerbshaushaltenAngabe der Koeffizienten und des Signifikanzniveaus¹

Merkmalsausprägung	Jahr 1992	Jahr 2002
Elternpaar mit Kindern ab 16 Jahren (im Vergleich mit allein lebenden Männern)	0,02	-0,02*
Sonstiger Haushaltstyp (im Vergleich mit allein lebenden Männern)	0,00	0,03**
Zuwanderer; 1 Kind (mehr als im deutschen HH)	0,03**	0,02*
Zuwanderer; 2 Kinder (mehr als im deutschen HH)	0,03**	0,00

Berechnungen auf Basis des SOEP; nach Auszügen aus den Tabellen E1 und E5 im Anhang. -
¹Die Koeffizienten geben an, um wie viel das Armutsrisiko (ausgedrückt als Dezimalbruch) über dem der jeweiligen Referenzgruppe liegt. Das Signifikanzniveau von 5 % wird durch einen, das von 1 % durch zwei Sterne gekennzeichnet.

Vollerwerbshaushalten jedoch ein signifikant positiver Koeffizient ausgewiesen. Für Elternpaare mit jüngeren Kindern wird wiederum bei Teilerwerbstätigkeit ein im Vergleich zur Referenzgruppe geringeres Armutsrisiko ausgewiesen.

Im Vergleich der multivariaten Ergebnisse zwischen 1992 und 2002 ergibt sich, dass die Unterschiede in den Koeffizienten nahezu durchgehend vernachlässigbar sind.

2.3.3. Armutsintensität

Die Intensität der Armut ist in der Armutsbevölkerung eine stetig variierende Größe. Ihre Einflussfaktoren werden hier in einem klassischen linearen Regressionsmodell untersucht, dessen Parameter nach der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt werden. Da die Armutslücke für die nicht arme Bevölkerung mit 0 definiert ist, bezieht sich die Schätzung ausschließlich auf die Armutsbevölkerung. Als erklärende Variablen werden die gleichen Bestimmungsgrößen zu Grunde gelegt wie für die Ermittlung der Armutsinzidenzen (vgl. Tabellen E1 bis E6 im Anhang). Anders in den Schätzungen zur Armutsinzidenz werden Armutslücken anhand der Armutsschwelle des laufenden Jahres als auch der kaufkraftfixierten Armutsschwelle des Jahres 1992 berechnet.

Obwohl im Jahre 1992 die Armutsinzidenz bei Personen in Erwerbshaushalten in Westdeutschland signifikant niedriger als in Ostdeutschland war, fällt die Armutsintensität in Westdeutschland dagegen signifikant höher aus, und zwar um rund 350 €. Dieser Befund ist hauptsächlich auf die Unterschiede für die Bevölkerung in Teilerwerbshaushalten zurückzuführen (vgl. Tabelle E2 im Anhang). Für das Jahr 2002 wird zwar eine um 125 € geringere Differenz der Armutslücken

zwischen West- und Ostdeutschland ausgewiesen, allerdings ist die Reduzierung nicht signifikant und somit bleibt der Unterschied zwischen West- und Ostdeutschland signifikant (vgl. Tabelle E5 im Anhang).

Für Verheiratete in Erwerbshaushalten ergibt sich im Vergleich zu Singles eine signifikant geringere Armutslücke. Der Unterschied belief sich im Jahr 1992 auf rund 580 €; für 2002 werden 480 € ausgewiesen, wobei der Unterschied zwischen beiden Jahren wiederum nicht signifikant ist. Wie bei den Armutsquoten lässt sich auch für die Armutslücken kein Unterschied im Allgemeinen zwischen Zuwanderern und einheimischer Bevölkerung feststellen, wenn die anderen Einflussgrößen gleichzeitig berücksichtigt werden. Selbst wenn der Einflussfaktor „Zuwanderer“ in einer Interaktion mit Familiengröße im Modell berücksichtigt wird, bleiben die Unterschiede insignifikant.

Eine nähere Betrachtung nach der Altersstruktur zeigt wie im Jahre 1992 die Armutslücke bis zum Rentenalter steigt (vgl. Tabelle E1 im Anhang). Bemerkenswert ist nun, dass im Jahre 2002 für die Personen im Rentenalter, die in einem Erwerbshaushalt leben, die Armutslücke signifikant zunimmt. Dieser Befund wird allerdings hauptsächlich von den Teilerwerbshaushalten gestützt (vgl. Tabelle E6 im Anhang). Der stärkste und im Zeitablauf stabilste Effekt auf die Armutslücken geht wie bei den Armutsquoten vom Umfang der Erwerbstätigkeit aus. Im Jahr 2002 erhöht sich für die Bevölkerung in Teilerwerbshaushalten das Armutsrisiko um 25%-Punkte, und gleichzeitig die Armutslücke um 1 250 €.

2.4. Eine Zusammenfassung der wesentlichen Befunde

Die Untersuchungen in diesem Kapitel behandelten die Frage, ob sich die Armutsbevölkerung in Erwerbshaushalten durch besondere Charakteristika von der übrigen Bevölkerung in Erwerbshaushalten abhebt. Belegt wurde durch die Untersuchung, dass die Intensität der Erwerbsbeteiligung der weitaus wichtigste Risikofaktor für Armut bei Erwerbstätigkeit ist. Die schlägt sich unmittelbar in den Armutsquoten nieder. Für die Bevölkerung in Vollerwerbshaushalten liegen sie in einer Größenordnung um die 5 %, für die Bevölkerung in Teilerwerbshaushalten hingegen um die 30 %.

Auf den ersten Blick erscheint dieser Befund trivial, da er besagt, dass diejenigen, die nicht ihre volle Arbeitskraft einsetzen oder einsetzen können, einen Einkommensrückstand hinzunehmen haben, der sie unter Umständen als arm qualifiziert. Tatsächlich können sich aber hinter diesem Befund drei unterschiedliche sozialpolitische Probleme verbergen, auf die im Abschlusskapitel einzugehen ist: erstens kann Armut bei Teilerwerbstätigkeit Ausdruck eines Mangels an Vollzeit-Arbeitsplätzen sein, zweitens kann sie auf Lücken in der Versorgung von Personen mit gemindertem Leistungsvermögen oder mit Verpflichtungen, die einer Vollerwerbstätigkeit entgegenstehen, verweisen, und drittens kann die Ar-

mut der Bevölkerung in Teilerwerbshaushalten als unbeabsichtigte Folgewirkung der Objektförderung von Teilarbeitsplätzen interpretiert werden.

Dass ungeachtet dieses möglichen Einwands das Angebot von Teilarbeitsplätzen sowohl gesamtwirtschaftlich als auch individuell ein zweckmäßiges Arrangement sein kann, wurde in der Untersuchung durch die im Vergleich zu den Teilerwerbshaushalten insgesamt geringen Armutsquoten bei Bezug mehrerer Teilzeiteinkommen oder bei gleichzeitigem Bezug von Teilzeiteinkommen und Transferleistungen der Alters-, Hinterbliebenen- und Invaliditätssicherung belegt (vgl. Tabellen 2.1 und 2.9, oben). Nicht zu übersehen ist darüber hinaus die Bedeutung des Teilzeiteinkommens als Ergänzung eines Vollzeiteinkommens (Hanesch 2000: 25).

Neben der Teilerwerbstätigkeit wurden 5 weitere Merkmalsausprägungen mit erhöhten Armutsrisiken festgestellt. Davon beziehen sich drei auf die Familien.: Dabei wird nicht nur das Schlagwort vom Armutsrisiko Kind im Allgemeinen bestätigt, da minderjährige Kinder im Haushalt für sich genommen das Risiko der Armut bei Erwerbstätigkeit erhöhen, sondern es bestehen über dieses allgemeine Risiko hinausgehende Risiken für allein Erziehende und Zuwanderer. Für sich genommen erweist sich hingegen der Migrationshintergrund nicht als ein signifikantes Armutsrisiko. Die beiden anderen Risikofaktoren sind ein Wohnort in Ostdeutschland und eine vergleichsweise kurze Zeit der formalen Ausbildung von weniger als 11 Jahren.

In Anbetracht der herausragenden Bedeutung der Intensität der Erwerbstätigkeit für die Armutsquote stellt sich die Frage, welche Rolle dann überhaupt noch den anderen Risikofaktoren zukommt. Die Bedeutung dieser Faktoren im Vergleich wird hier in Form einer Folge bivariater Analysen durch Vergleich der Armutsquoten für die Bevölkerungen mit den jeweiligen Merkmalen dargestellt. Dabei wird den oben identifizierten Erklärungsfaktoren je nach ihrem Gewicht ein Rang zugeordnet, aus dem sich ihr Anteil am kumulativen Erklärungsgehalt der in Folge berücksichtigten Faktoren ergibt. Formal gesehen wird eine Orthogonalisierung von Merkmalen vorgenommen, d.h. es werden Merkmale so definiert, dass auf dieser Basis durchschnittsfremde Gruppen gebildet werden können. Dies geschieht durch eine Form der Kumulierung, indem im ersten Schritt eine Rangordnung der Merkmale auf Basis der gruppenspezifischen Armutsquoten definiert wird.

Das Merkmal „Leben in einem Teilerwerbshaushalt erhält hierbei den Rang 1, es folgen „Leben in einer Familie mit einem Elternteil“, „Leben im Haushalt von Zuwanderer-Familien“, „Leben in einer Familie allgemein“, „Wohnort in Ostdeutschland“ und schließlich „formale Ausbildung unter 11 Jahre und Volljährigkeit“. Jede Person wird dem Merkmal mit der jeweils höchsten Rangzahl zugeordnet. Auf diese Weise werden 6 durchschnittsfremde Gruppen gebildet. Da

Tabelle 2.18

Übersicht über die Risikofaktoren für Armut bei Erwerbstätigkeit: Armutsquoten und Anteile für die betreffenden Bevölkerungsgruppen

2002; Angaben in %

Risikofaktor; Merkmalsausprägung	Nachweis für einzelnes Merkmal		Kumulierte Anteile ¹ an der Bevolk. in Erwerbshaushalten	
	Armutsquoten	Anteile an Armutsbevölk. in Erwerbs-HH.	an der Armutsbevölk.	an der Gesamtbevölk.
Teilerwerbs-Haushalt	32,2 (29,3; 35,0)	59 (55; 64)	59 (55; 64)	15 (14; 17)
Haushalt von allein Erziehenden	23,8 (18,6; 29,0)	17 (11; 24)	64 (59; 68)	19 (18; 20)
Zuwanderer-Familie	18,8 (12,2; 25,4)	12 (9; 16)	69 (64; 74)	23 (22; 25)
Haushalt mit Kindern	10,7 (8,5; 12,9)	67 (59; 74)	90 (87; 93)	62 (61; 63)
Wohnort in Ostdeutschland	10,6 (8,7; 12,5)	21 (17; 26)	94 (92; 96)	69 (67; 70)
Weniger als 11 Jahre Ausbildung ²	7,7 (6,8; 8,6)	46 (41; 51)	98 (96; 99)	89 (88; 89)
Bevölkerung ohne diese Risiken	1,5 (0,4; 2,7)	2 (0; 4)	100,0 /	100,0 /

Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP; Berechnungen unabhängig von Tabellen im Anhang; Werte in Klammern: Unter- und Obergrenze des Konfidenzintervalls zum Signifikanzniveau von 5 %.- ¹Jede Person wird jeweils der für sie höchsten Gruppe zugeordnet; beispielsweise eine Person von 55 Jahren, die mit Kindern in einem Teilerwerbshaushalt zusammenlebt, der Bevölkerung in Teilerwerbshaushalten. - ²Weitere Bedingung: Volljährigkeit.

mit jeder nachfolgenden Gruppe jeweils ein bisher noch nicht berücksichtigtes Merkmal einbezogen wird, kann man von einer Kumulierung sprechen. Zusätzlich zu den sukzessiv gebildeten Gruppen wird eine Restgruppe für den Teil der Bevölkerung definiert, der frei von den betrachteten Risikofaktoren ist. Die relative Bedeutung der einzelnen Risikofaktoren wird an den gruppenspezifischen Armutsquoten, den entsprechenden Anteilen an der Armutsbevölkerung und an der Gesamtbevölkerung in Erwerbshaushalten sichtbar (vgl. Tabelle 2.18).

Nach dieser Aufstellung leben etwa 60 % der Armutsbevölkerung in Erwerbshaushalten in Teilerwerbshaushalten. Für die gesamte Bevölkerung in Erwerbshaushalten beläuft sich der entsprechende Anteil hingegen auf 15 %. Negativ gewendet besagt dieser Befund, dass auf 40 % der Armutsbevölkerung in Erwerbshaushalten das Merkmal Teilerwerbstätigkeit nicht zutrifft. Es besteht also ein nicht unbeachtlicher zusätzlicher Erklärungsbedarf. Die Frage ist, ob andere Merkmale diese Lücke auffüllen.

Gemessen an der Armutsquote stellt das Leben in einer Familie mit nur einem Elternteil den zweitwichtigsten Risikofaktor dar. In diesen Haushalten leben zwischen 11 % und 24 % der Armutsbevölkerung in Erwerbshaushalten. Werden die Anteile für Teilerwerbshaushalte und allein Erziehenden kumuliert, so ergibt sich ein Anteil zwischen 59 % und 64 %. Gegenüber der Bevölkerung in Teiler-

werbshaushalten bei Ausschluss der Haushalte der allein Erziehenden erhöht sich der kumulierte Anteil bei Einschluss dieser Haushalte nur um wenige Prozentpunkte. Folglich lebt von der Armutsbevölkerung in Haushalten von erwerbstätigen allein Erziehenden der größere Teil in Teilerwerbshaushalten. Für allein Erziehende ist daher die Teilerwerbstätigkeit häufig der unmittelbare Auslöser der Armut bei Erwerbstätigkeit, und die für diese Gruppe besonderen Schwierigkeiten der Vereinbarkeit von Erwerbstätigkeit und Familie die mittelbare Ursache. Anders verhält es sich mit den Zuwanderer-Familien und den Familien insgesamt. So ist an den kumulierten Anteilen zu erkennen, dass rund ein Fünftel der Armutsbevölkerung in Vollerwerbshaushalten von Familien leben, die weder den Alleinerziehenden noch den Zuwanderern zuzuordnen sind.

Insgesamt treffen die aufgeführten Risikofaktoren im Mittel auf 98 % der Armutsbevölkerung in Erwerbshaushalten zu, wobei die Fehlermarge wegen des Stichprobenfehlers mit plus/minus 2 %-Punkte veranschlagt werden kann. Relativiert wird das Ergebnis einer fast vollständigen Ausschöpfung dadurch, dass diese Merkmale nicht nur auf 98 % der Armutsbevölkerung in Erwerbshaushalten, sondern auch auf rund 90 % der gesamten Bevölkerung in Erwerbshaushalten zutreffen.

Im Ergebnis kann also bezüglich der Armut bei Erwerbstätigkeit von zwei vorherrschenden Risikofaktoren gesprochen werden: der Teilerwerbstätigkeit und dem Leben in einer Familie. Zwei weitere Risikofaktoren sind der Wohnort in Ostdeutschland sowie eine Ausbildungszeit unter elf Jahren. Bevor auf die sozialpolitischen Implikationen dieser Befunde eingegangen wird, bleibt zu klären, ob Armut bei Erwerbstätigkeit für die Betroffenen ein Dauerzustand ist, oder ob sie sich eher als zeitlich begrenzte Episode darstellt, und wie weit Einkommensarmut bei Erwerbstätigkeit mit einer sozialen Ausgrenzung einhergeht.

3. Individuelle Armutsdynamik

Im letzten Kapitel wurden für verschiedene Zeitpunkte Querschnittsbetrachtungen vorgenommen. Damit konnten die Bewegungen der Armutsquoten von Jahr zu Jahr verfolgt und die Individuen nach ihren Merkmalen zu den jeweiligen Zeitpunkten typisiert werden. Zwangsläufig blieben dabei Aspekte von Armuts- und Erwerbserfahrungen im Zeitablauf außer Betracht. Diese sind jedoch entscheidend für die Beschreibung, Einordnung und Beurteilung der Armut bei Erwerbstätigkeit.

Insbesondere stellt sich die Frage nach der Dauer der Armutsphasen und – da diese kaum einheitlich sein werden – nach deren Verteilung sowie nach der Häufigkeit wiederkehrender Armutsphasen. Des Weiteren interessieren die Zusammenhänge zwischen Erwerbs- und Einkommensverläufen. Ohne Kenntnis dieser Zusammenhänge bliebe offen, ob Armut bei Erwerbstätigkeit typisch ist für Phasen der Eingliederung in das Erwerbsleben oder ob sie eher als Ausdruck einer prekären Einbindung in das Erwerbsleben angesehen werden kann.

Gegenstand dieses Abschnitts sind Austritte aus der Armut und Eintritte in die Armut und damit verbunden die Länge von Armutsphasen sowie die Häufigkeit von Wiedereintritten. Anschließend werden im zweiten Abschnitt Erwerbs- und Einkommensverläufe und die Zusammenhänge zwischen den Änderungen der Intensität der Erwerbsbeteiligung und den Wechseln des Armutsstatus behandelt.

3.1. Bewegungen aus der Armut und in die Armut bei Erwerbstätigkeit 1992 bis 2002

Für die folgende Analyse wurde für die Jahre 1992 bis 2002 der Erwerbs- und der Armutsstatus für die sechs jeweils vorhergehenden Jahre ermittelt. Da der Erwerbsstatus von Jahr zu Jahr wechseln kann, muss den Individuen der Erwerbsstatus des jeweiligen Beobachtungsjahres zugeordnet werden. Aus den für jeden Beobachtungszeitpunkt ermittelten Folgen des Armutsstatus für das laufende und die sechs vorhergehenden Jahre werden die aktuelle Armutsquote, die Austritts- und die Eintrittsraten, die Wiedereintrittsraten und die Verteilung der Dauer der gerade beendeten Armutsphasen geschätzt (vgl. Abbildungen 3.1 bis 3.5 sowie Tabellen D1 und D2 im Anhang).

Dabei ergibt sich die Austrittsrate als der Anteil an der jeweiligen Grundgesamtheit, der im vorangegangenen Jahr unter die Armutsschwelle gefallen war, aber im laufenden Jahr nicht mehr als arm eingestuft wird. Analog dazu ergibt sich die Eintrittsrate als der Bevölkerungsanteil derjenigen, die im Augenblick ihrer Einstufung als arm neu hinzugekommen sind – sie waren im vorangegangenen Jahr

Abbildung 3.1
Armutsdynamik: Austrittsraten

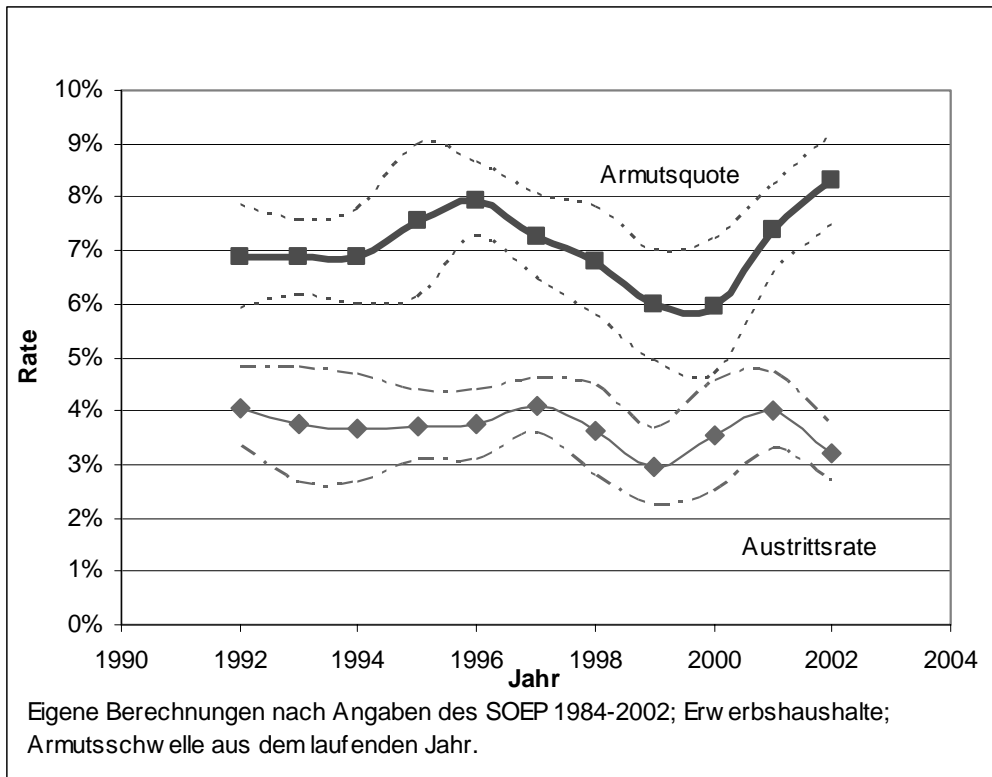


Abbildung 3.2
Armutsdynamik: Armutseintritte und -wiedereintritte

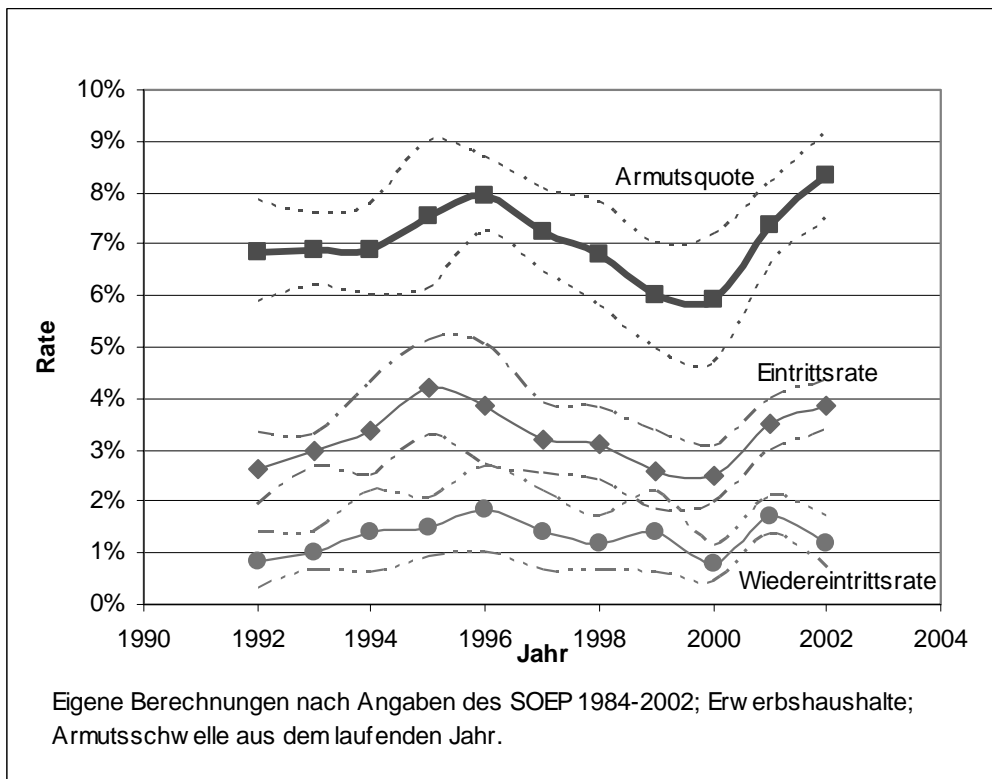


Abbildung 3.3
Armutsaustritt nach Verweildauer

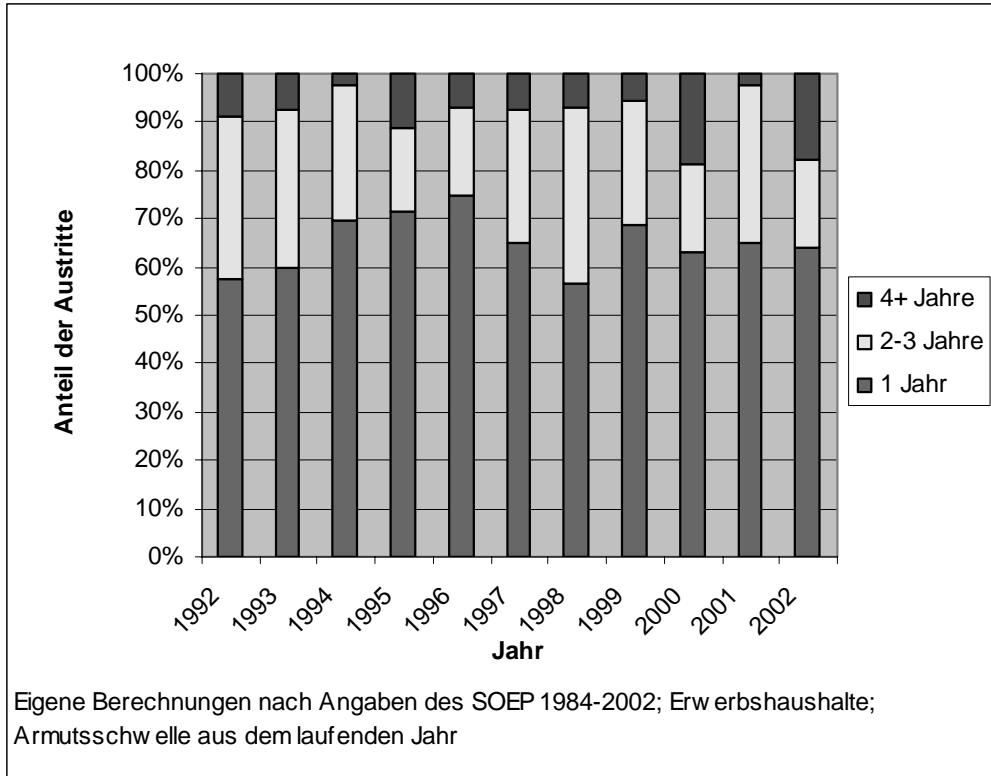


Abbildung 3.4
Armutsdynamik: Vollerwerbshaushalte

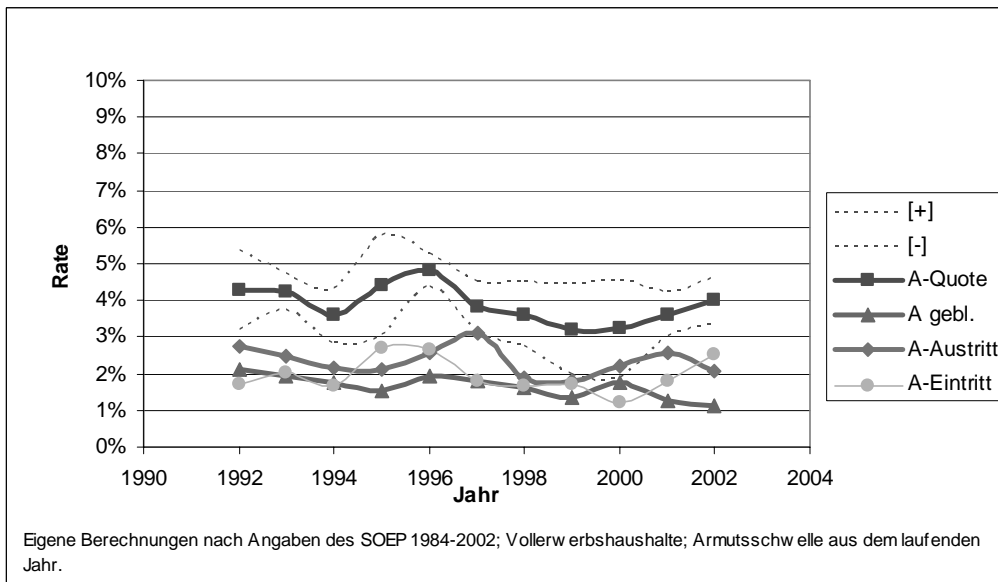
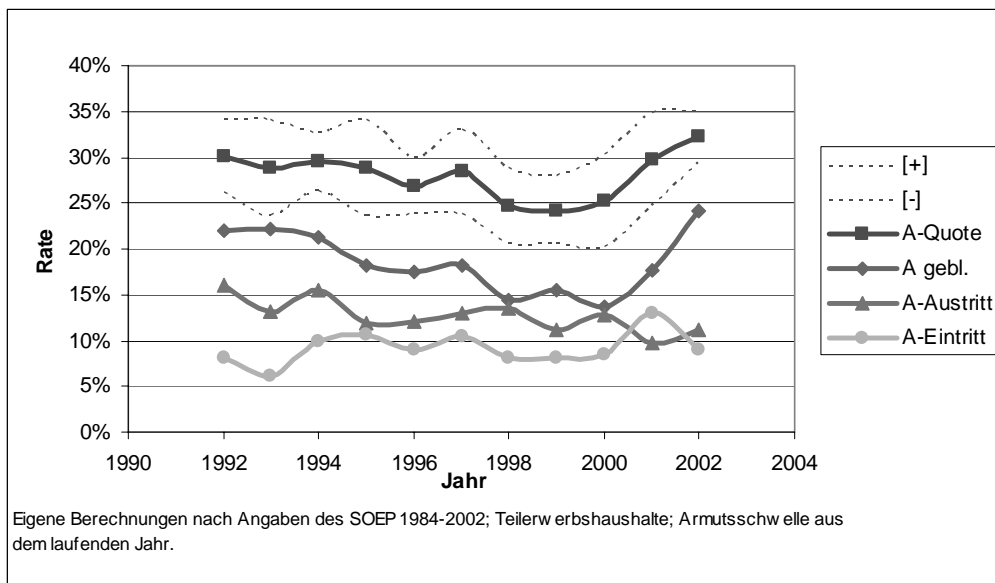


Abbildung 3.5
Armutsdynamik: Teilerwerbshaushalte



nicht arm. Waren neu zur Armutsbevölkerung hinzu gekommene Individuen in einem der letzten sechs Jahre arm, so werden sie als Wiedereintritte in die Armut aufgefasst. Der entsprechende Bevölkerungsanteil, die Wiedereintrittsrate, ist somit ein Teil der Eintrittsrate.

Ähnlich, wie es für die Armutsquoten im letzten Kapitel festgestellt wurde, sind für die Austritts-, Eintritts- und Wiedereintrittsraten Schwankungen von Jahr zu Jahr erkennbar, ohne dass sich ein Trend in die eine oder die andere Richtung ausmachen lässt (für die Austrittsraten vgl. Abbildung 3.1, für die Eintritts- sowie für die Wiedereintrittsraten vgl. Abbildung 3.2). Für Erwerbshaushalte weisen Eintritts- und Austrittsraten etwa die gleiche Größenordnung um 50 % der jeweiligen Armutsbevölkerung auf. Bei ungefähr gleich bleibender Armutsquote kann daraus auf eine im Durchschnitt hohe Mobilität geschlossen werden. Für sich genommen schließt dies jedoch nicht aus, dass ein nennenswerter Teil der Armutsbevölkerung in permanenter Armut lebt. Beispielsweise kann bei Eintritts- und Austrittsraten von 50 % der Armutsbevölkerung die eine Hälfte jeweils ein Jahr nach Eintritt in die Armut diese wieder verlassen, während die andere Hälfte dauerhaft arm bleibt (vgl. Abbildung 3.3).

Eine Betrachtung der Dauer der Armutsphasen bei Austritten aus der Armut schafft in diesem Punkt Klarheit: Für Erwerbshaushalte liegt der Anteil mit einer Verweildauer von gerade einem Jahr bei etwas mehr als 50 % (vgl. Tabelle D1 im Anhang). Der Anteil mit einer Verweildauer von zwei bis drei Jahren schwankt im Beobachtungszeitraum zwischen einem Fünftel und einem Drittel, während der Rest, also zwischen einem Sechstel und rund einem Drittel der Personen, die eine Armutsphase abgeschlossen haben, mehr als drei Jahren in Armut verbracht hat.

Ebenso wie bei den Austrittsraten aus der Armut nach der Dauer der abgeschlossenen Armutsphase differenziert wird, kann im Prinzip bei Eintritt in die Armut nach der Dauer der zuvor ohne Armut verbrachten Jahre gefragt werden. Dabei zeigt sich jedoch eine Asymmetrie: Während mehr als die Hälfte der Austritte aus der Armut bei Erwerbshaushalten nach einem Jahr in Armut erfolgt, handelt es sich lediglich bei etwa der Hälfte der Zugänge zur Armut um Wiedereintritte in die Armut. Die andere Hälfte lebte in den letzten 6 Jahren vor Eintritt der Armutsphase in Haushalten mit einem Einkommen oberhalb der Armutsgrenze.

Bei Zugrundelegung jährlicher Einkommen wird die Dauer von Armutsphasen überschätzt und der Anteil kurzer Armutsphasen unterschätzt. Ursache dieser Verzerrung ist die ungenaue Zurechnung von Armutsphasen, die sich über den Jahreswechsel erstrecken. Auch dann, wenn die betreffende Armutsphase nach spätestens 12 Monaten beendet ist, kann u.U. eine Dauer von zwei Jahren ausgewiesen werden, sofern das Einkommen des Haushalts auf Grund der Armut am Ende des vorhergehenden und am Anfang des laufenden Jahres in beiden Jahren unter der Armutsgrenze bleibt. In diesem Fall würde der Anteil von Armutsphasen über ein Jahr überschätzt und der Anteil von Armutsphasen von maximal einem Jahr unterschätzt. Der zuletzt genannte Fall kann auch dann eintreten, wenn die Armutsphase wegen der Mittelung der Einkommen über ein Jahr unerkannt bliebe. Der Befund, dass Armut bei Erwerbstätigkeit für einen großen Teil der Betroffenen nur vorübergehend ist, wird durch die dargestellte Verzerrung in keiner Weise in Frage gestellt. Vielmehr wird er bei deren Berücksichtigung zusätzlich gestützt.

Insgesamt bestätigt die Untersuchung die Befunde anderer Autoren, nach denen dauerhafte Armut bei Erwerbstätigkeit verhältnismäßig selten eintritt (Hanesch 2000; Kortmann, Sopp 2000; Kortmann et al. 2002 und Biewen 2003). Von dieser Aussage zu unterscheiden ist die Feststellung, dass für die Armutsbevölkerung im Vergleich zur Gesamtbevölkerung ein erhöhtes Risiko der Armut im folgenden Jahr besteht. Liegt dieses Risiko für die Bevölkerung in Erwerbshaushalten entsprechend der Armutsquote bei etwa 7 %, impliziert die Austrittsrate von rund 50 % der Armutsquote ein Armutsrisiko für das folgende Jahr von ebenfalls rund 50 %.

Die vorliegende Analyse schließt eine dauerhaft verfestigte Armut bei Erwerbstätigkeit nicht völlig aus. Um deren Umfang zu schätzen, wurden für die Bevölkerung in Haushalten, die sich seit 1998 in mindestens einem Jahr als Erwerbshaushalte qualifizierten (so genannte Erwerbshausalte in weiterem Sinn) die Armutsquoten seit 1998 ermittelt. Als permanent arm gilt nach dieser Untersuchung eine Person, die seit 1998 ununterbrochen in einem armen Haushalt lebt. Differenziert nach dem Erwerbsstatus von 2002 ergeben sich Quoten der permanenten Armut zwischen etwa 13 % und 27 % der Armutsbevölkerung von 2002, soweit

Tabelle 3.1

Permanent arme Bevölkerung in Haushalten mit Erwerbserfahrungen 1998 bis 2002 nach Erwerbsstatus 2002 und ggf. Dauer der Erwerbstätigkeit

Anteile in %

Erwerbsstatus 2002; ggf. Dauer der Erwerbstätigkeit	Anteile der permanent armen Bevölkerung ¹ der jeweiligen Gruppe an:	
	Armutsbevölkerung 2002 in Haushalten mit Erwerbserfahrungen	Bevölkerung in Haushalten mit Erwerbserfahrungen insgesamt
Nicht erwerbstätig	11,7 (7,0; 16,5)	3,6 (2,1 5,1)
Teilerwerbstätig	31,3 (16,3; 46,3)	8,2 (4,3; 12,1)
Ununterbrochen Vollerwerbstätig seit 1998	27,0 (9,5; 44,6)	0,7 (0,0; 1,5)
Vollerwerbstätig mit Unterbrechungen seit 1998	22,1 (8,4; 35,7)	1,7 (0,8; 2,6)
Bevölkerung mit Erwerbserfahrungen insgesamt	20,3 (13,2; 27,4)	2,1 (1,1; 3,1)

Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP; Auswertung unabhängig von Tabellen im Anhang; Werte in Klammern: Unter- und Obergrenze des Konfidenzintervalls zum Signifikanzniveau 5 %.
– ¹Bevölkerung die in jedem Jahr von 1998 bis 2002 in armen Haushalten lebte.

sie in mindestens einem Jahr zwischen 1998 und 2002 in Erwerbshaushalten lebte (vgl. Tabelle 3.1). Für die Bevölkerung, die seit 1998 ununterbrochen in Vollerwerbshaushalten lebte, liegt die betreffende Quote zwischen rund 8 % und rund 36 %. Wie aus der Breite des Konfidenzintervalls ersichtlich ist, würde eine tiefere Gliederung keine aussagekräftigen Befunde liefern. Bezogen auf die gesamte Bevölkerung in Erwerbshaushalten im weiteren Sinn erscheinen die betreffenden Anteile von höchstens 2 % allerdings weniger eindrucksvoll. Festzuhalten bleibt, dass trotz ihrer geringen quantitativen Bedeutung dauerhafte Armut bei Vollerwerbstätigkeit nicht auf Einzelfälle beschränkt ist.

3.2. Zusammenhänge zwischen dem Erwerbs- und dem Armutsstatus im Zeitablauf

Wird die zeitliche Dimension mit einbezogen, kann die Trennung zwischen Erwerbs- und Nichterwerbshaushalten ebenso an Schärfe verlieren wie die Trennung zwischen Armutsbevölkerung und übriger Bevölkerung, da im Zeitablauf eine Person sowohl den Erwerbsstatus als auch den Armutsstatus wechseln kann. Ob dies tatsächlich der Fall ist, wird im Folgenden an Hand der Zusammenhänge zwischen Erwerbs- und Armutsstatus im Zeitablauf untersucht. Insbesondere interessiert hierbei, ob Armut bei Erwerbstätigkeit eher als Episode in eine Biografie ununterbrochener Erwerbstätigkeit eingebunden ist, oder ob sie von vo-

rangehenden oder nachfolgenden Unterbrechungen der Erwerbstätigkeit begleitet ist.

Der folgenden Untersuchung liegt eine Auswertung der Einkommens- und Erwerbsverläufe von 1998 bis 2002 zu Grunde. Grundgesamtheit ist die im letzten Abschnitt erwähnte Bevölkerung in Erwerbshaushalten in weiterem Sinn, d.h. die Bevölkerung, die mindestens ein Jahr in Erwerbshaushalten lebte. Um die Erwerbs- und Einkommensverläufe über den Beobachtungszeitraum zu verfolgen, wurden nur diejenigen Personen in die Analyse einbezogen, für die über alle 5 Beobachtungsjahre die Angaben zum Erwerbs- und Einkommensstatus des Haushalts vorliegen. Personen, die nach 1997 geboren wurden, bleiben damit außer Betracht.

Hinsichtlich der Verbindung von Armutserfahrungen über den Beobachtungszeitraum lassen sich drei Gruppen unterscheiden: die Bevölkerung mit Armutserfahrungen bei Erwerbstätigkeit, die Bevölkerung mit Armutserfahrungen außerhalb der Erwerbstätigkeit und schließlich die Bevölkerung ohne Armutserfahrung. Etwa vier Fünftel der betrachteten Bevölkerung in Erwerbshaushalten im weiteren Sinn gehören zur dritten Gruppe. Von dem restlichen Fünftel hatten etwa zwei Drittel Armut bei Erwerbstätigkeit erfahren und etwa ein Drittel Armut ohne Erwerbstätigkeit (vgl. Tabelle 3.2). Dies mag zunächst überraschen, doch ist zu beachten, dass die Grundgesamtheit von Personen gebildet wird, die in mindestens einem Jahr zwischen 1998 und 2002 in einem Erwerbshaushalt lebten.

Bei einer Gliederung der Bevölkerung mit Armutserfahrungen nach dem letzten Jahr in Armut ergeben sich für die Bevölkerung mit Erfahrungen von Armut bei Erwerbstätigkeit und für die Bevölkerung mit Armutserfahrungen ausschließlich außerhalb der Erwerbstätigkeit ähnliche Verteilungen. Für etwa die Hälfte beider Gruppen lag die letzte Armutserfahrung im letzten Jahr 2002. Dies entspricht ungefähr dem Verhältnis der Verbleibensrate zur Armutsquote bei Erwerbshaushalten (vgl. Tabelle D1 im Anhang) und sollte daher nicht überraschen.

Die festgestellte Ähnlichkeit der Verteilungen ist hingegen alles andere als selbstverständlich. Wegen der unterschiedlich hohen Armutsrisiken für die Bevölkerung in Teil- und in Vollerwerbshaushalten hätten sich bei scharfer Trennung zwischen Voll- und Teilerwerbshaushalten durchaus unterschiedliche Muster der Verteilung beider Teilgruppen der Bevölkerung mit Armutserfahrungen ergeben können. Jedoch ist die Prämisse einer strikten Trennung zwischen Teil- und Vollerwerbshaushalten in Betrachtungen über den Zeitablauf nicht haltbar.

Zur Untersuchung der Wechsel zwischen Teil- und Vollerwerbstätigkeit wird die Bevölkerung in Haushalten mit Erwerbserfahrung nach der Dauer der Erwerbstätigkeit aufgeteilt. Dazu wird zunächst unterschieden, ob eine Person in allen

Tabelle 3.2

Verteilung der Bevölkerung in Erwerbshaushalten¹ mit Armutserfahrungen 1998 bis 2002 nach dem letzten Jahr in Armut

Angaben in %

Letztes Jahr in Armut	Punktschätzung	Intervallschätzung	
		Untergrenze	Obergrenze
Bevölkerung mit Armutserfahrungen bei Erwerbstätigkeit			
2002	53	47	59
2001	15	12	18
2000	10	6	14
1999	14	11	17
1998	8	6	11
Bevölkerung mit Armutserfahrungen ohne Armut bei Erwerbstätigkeit			
2002	48	36	59
2001	14	11	17
2000	8	4	13
1999	16	12	20
1998	14	9	19
Anteile der Gruppen:			
Gruppe 1 ²	14	12	15
Gruppe 2 ³	6	6	7
Gruppe 3 ⁴	80	79	81

Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP; Auswertung unabhängig von den Tabellen im Anhang. – ¹Bevölkerung in Haushalten, in denen mindestens in einem Jahr zwischen 1998 und 2002 Erwerbstätige lebten. – ²Bevölkerung mit Armutserfahrungen bei Erwerbstätigkeit. – ³Bevölkerung mit Armutserfahrungen ohne Armut bei Erwerbstätigkeit. – ⁴Bevölkerung ohne Armutserfahrungen.

fünf Beobachtungsjahren in einem Voll- oder einem Teilerwerbshalt gelebt hat, oder ob die Intensitäten gewechselt haben. In einer zweiten, die erste überlagernden Aufteilung wird zwischen Personen unterschieden, die durchgängig in Erwerbshaushalten lebten, und Personen, die in mindestens einem Jahr zu einem Nichterwerbshausalt gehörten. Personen mit Armutserfahrungen außerhalb der Erwerbstätigkeit gehören definitionsgemäß ausschließlich zur letztgenannten Kategorie.

Die Erwartung, dass Teilerwerbstätigkeit typisch sei für Armut bei Erwerbstätigkeit, nicht aber für Armut außerhalb der Erwerbstätigkeit, wird durch die Auswertung (vgl. Tabelle 3.3) nicht bestätigt. Vielmehr wird für Personen mit Armutserfahrungen außerhalb der Erwerbstätigkeit ein relativ hoher Anteil mit Teilerwerbstätigkeit ausgewiesen. Hingegen hat für die Bevölkerung ohne Armutserfahrungen die Beschränkung der Erwerbsintensität auf Teilerwerbstätigkeit eine wesentliche geringere Bedeutung. Überraschend hoch mit Werten um ein Fünftel ist der Anteil der Bevölkerung in Haushalten mit wechselnder Erwerbsintensität an der Bevölkerung mit Armutserfahrungen. Für Haushalte ohne Armutserfahrungen liegt er mit Werten zwischen 5% und 7% deutlich darunter.

Tabelle 3.3

Verteilung der Bevölkerung in Erwerbshaushalten¹ nach Intensität der Erwerbstätigkeit 1998 bis 2002

Angaben in %

Intensität der Erwerbs-tätigkeit ²	Punktschätzung	Intervallschätzung	
		Untergrenze	Obergrenze
Bevölkerung mit Armutserfahrungen bei Erwerbstätigkeit			
Erwerbstätigkeit in allen Jahren von 1998 bis 2002			
Mit voller Erwerbstätigkeit	26	17	34
Nur mit Teilerwerbstätigk.	5	2	8
Mit beiden Formen	23	18	28
Mindestens 1 Jahr ohne Erwerbstätigkeit			
Mit voller Erwerbstätigkeit	8	6	10
Nur mit Teilerwerbstätigk.	15	13	18
Mit beiden Formen	23	17	29
Bevölkerung mit Armutserfahrungen, aber keine Armut bei Erwerbstätigkeit ³			
Mindestens 1 Jahr ohne Erwerbstätigkeit			
Mit voller Erwerbstätigkeit	64	58	69
Nur mit Teilerwerbstätigk.	16	11	20
Mit beiden Formen	20	15	27
Bevölkerung ohne Armutserfahrungen			
Erwerbstätigkeit in allen Jahren von 1998 bis 2002			
Mit voller Erwerbstätigkeit	68	66	70
Nur mit Teilerwerbstätigk.	1	1	1
Mit beiden Formen	13	12	15
Mindestens 1 Jahr ohne Erwerbstätigkeit			
Mit voller Erwerbstätigkeit	10	9	11
Nur mit Teilerwerbstätigk.	2	2	3
Mit beiden Formen	6	5	7

Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP; Auswertung unabhängig von den Tabellen im Anhang. ¹Bevölkerung in Haushalten, in denen mindestens in einem Jahr zwischen 1998 und 2002 Erwerbstätige lebten. – ²Angegeben wird, ob in allen Jahren der Erwerbstätigkeit der Haushalt zu den Voll- oder Teilerwerbshaushalten gehörte, oder ob er in einigen Jahren Voll- und in anderen Jahren Teilerwerbstätigkeit vorlag. – ³Für diese Gruppe werden keine Fälle mit Erwerbstätigkeit in allen Jahren ausgewiesen.

Für die Bevölkerung ohne Armutserfahrungen liegt der Anteil der Bevölkerung, die durchgängig in Erwerbshaushalten lebte, nicht unerwartet über den entsprechenden Anteilen für die Bevölkerung mit Erfahrungen von Armut bei Erwerbstätigkeit. Aus diesen Befunden zeichnet sich also das Bild ab, dass Armut bei Erwerbstätigkeit mit einer prekären Beschäftigung in dem Sinne verbunden ist, dass die Erwerbsphasen unterbrochen werden und die Erwerbsintensität wechselt. Durch den Übergang von einer zeitpunkt- zu einer zeitraumbezogenen Betrachtung wird demnach nicht nur die in Kapitel 2 herausgearbeitete Zweiteilung zwischen Teilerwerbs- und Vollerwerbshaushalten, sondern auch die zwischen Erwerbs- und Nichterwerbshaushalten relativiert. Dieser Befund ist allerdings zu

Tabelle 3.4

Jahre der Armut bei Erwerbstätigkeit und Jahre der Erwerbstätigkeit 1998 bis 2002

Anteile an Bevölkerung in Erwerbs- bzw. Vollerwerbshaushalten¹ in %

Jahre in Armut bei Erwerbstätigkeit	Anteile	Anzahl der Jahre in einem Erwerbs- bzw. Vollerwerbshaushalt ²		
		5 Jahre	4 Jahre	< 4 Jahre
Erwerbstätigkeit einschließlich Teilerwerbstätigkeit				
0	86 (85; 88)	76 (74; 78)	10 (9; 11)	14 (13; 16)
1	7 (6; 8)	51 (44; 58)	19 (16; 21)	30 (23; 38)
2	3 (2; 4)	42 (31; 54)	24 (14; 34)	34 (19; 49)
> 2	4 (3; 4)	70 (61; 79)	23 (17; 30)	7 (3; 11)
Nur Vollerwerbstätigkeit ³				
0	92 (90; 94)	63 (61; 66)	14 (13; 15)	23 (21; 24)
1	5 (4; 6)	39 (32; 47)	19 (13; 25)	42 (32; 52)
2	1 (1; 2)	45 (28; 63)	17 (8; 25)	38 (20; 55)
> 2	2 (1; 2)	71 (53; 88)	21 (5; 38)	8 (8; 14)

Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP; Auswertung unabhängig von den Tabellen im Anhang; Werte in Klammern: Unter- und Obergrenze des Konfidenzintervalls zum Signifikanzniveau von 5 %. – ¹Grundgesamtheit ist die Bevölkerung, die mindestens in einem Jahr von 1998 bis 2002 in einem Erwerbs- bzw. Vollerwerbshaushalt gelebt hat, und in allen SOEP-Befragungen dieses Zeitraums erfasst wurde. – ²Anteile bezogen auf die Bevölkerung mit der jeweiligen Anzahl der Jahre in Armut bei Erwerbstätigkeit. – ³Jahre der Erwerbstätigkeit bzw. der Armut bei Erwerbstätigkeit beziehen sich ausschließlich auf Vollerwerbstätigkeit.

differenzieren, da ein Viertel der Bevölkerung mit Erfahrungen von Armut bei Erwerbstätigkeit während des Untersuchungszeitraums ununterbrochen in Vollerwerbshaushalten lebte.

Um den Zusammenhang zwischen Armut bei Erwerbstätigkeit und Kontinuität der Erwerbstätigkeit differenzierter darzustellen, wird die Grundgesamtheit sowohl nach der Anzahl der Jahre in Armut als auch nach der Anzahl der Jahre in Erwerbstätigkeit aufgegliedert, wobei Gruppen mit mehr als zwei Jahren in Armut bzw. weniger als vier Jahre in Erwerbshaushalten zusammengefasst werden (vgl. Tabelle 3.3). Wegen der besonders für Armut bei Erwerbstätigkeit häufigen Wechsels von Teil- und Vollerwerbstätigkeit werden für die Untersuchung beide Gruppen zusammengefasst, aber gleichzeitig die entsprechende Auswertung separat für die Personen vorgenommen, die zwischen 1998 und 2002 entweder in Voll- oder in Nichterwerbshaushalten lebten.

Auch bei dieser Auswertung wird deutlich, dass Armut bei Erwerbstätigkeit überproportional häufig mit einer Unterbrechung der Erwerbsbiografie einhergeht, wenngleich die ununterbrochene Erwerbstätigkeit auch bei der Bevölkerung mit Armutserfahrungen bei Erwerbstätigkeit zu überwiegen scheint. So haben rund drei Viertel der Bevölkerung ohne Armutserfahrungen bei Erwerbstätigkeit in allen fünf Beobachtungsjahren in Erwerbshaushalten gelebt, während der entsprechende Anteil für die Bevölkerung mit genau einem Jahr in Armut zwischen 44 % und 58 % liegt und zwischen einem und zwei Fünfteln mindestens zwei Jahre zu einem Nichterwerbshaushalt gehörte. Wird die Betrachtung auf die Vollerwerbstätigkeit beschränkt, ergibt sich im Prinzip ein ähnliches Bild.

Bei dieser Auswertung lässt sich eine Auffälligkeit feststellen: Zunächst gehen die Anteile für die durchgehende Zugehörigkeit zu einem Erwerbshaushalt mit steigender Zahl der Jahre in Armut bei Erwerbstätigkeit zurück, doch bei mehr als zwei Jahren werden wieder relativ hohe Anteile ausgewiesen. Dies gilt insbesondere bei Einengung des Erwerbsbegriffs auf Vollerwerbstätigkeit. Allerdings ist der Anteil der Bevölkerung mit mehr als zwei Jahren in Erwerbshaushalten unter der Armutsgrenze relativ gering. Bezogen auf die Bevölkerung in Erwerbshaushalten im weiteren Sinn beläuft er sich auf weniger als 5 %, bezogen auf die Vollerwerbshaushalte sogar auf weniger als 2,5 %. Ferner spielt hierbei eine Rolle, dass diese Personen definitionsgemäß mehr als zwei Jahre in Erwerbshaushalten lebten, so dass sie im ungünstigsten Fall zwei Jahre zu Nichterwerbshaushalten gehören können.

Der Befund, dass Erfahrungen von Armut bei Erwerbstätigkeit oft mit einer unterbrochenen Erwerbsbiografie oder zumindest mit Perioden eingeschränkter Erwerbsintensität einhergehen, lässt erwarten, dass Jahre der Armut bei Erwerbstätigkeit nicht selten mit Armut bei Nichterwerbstätigkeit in anderen Jahren einhergehen. Dies folgt daraus, dass die Armutsquoten für Nichterwerbstätige sehr hoch sind, wenn von den Beziehern der Leistungen der Alters-, Hinterbliebenen- und Invaliditätssicherung abgesehen wird (vgl. Tabelle 2.3, oben). Im Großen Ganzen wird diese Vermutung bestätigt, dass ein nennenswerter Teil, wenn auch nicht die Mehrheit der Bevölkerung mit Armutserfahrungen bei Erwerbstätigkeit Erfahrungen von Armut bei Nichterwerbstätigkeit nicht erspart bleiben (vgl. Tabelle 3.5).

Nach diesen Untersuchungen ergibt sich ein ambivalentes Bild der Armut bei Erwerbstätigkeit. Auf der einen Seite ist das Risiko der Armut bei Vollerwerbstätigkeit mit einer Größenordnung von 5 % eher begrenzt. Zudem liegt die Austrittswahrscheinlichkeit bezogen auf die Armutsbevölkerung in Vollerwerbshaushalten in einer Größenordnung von 50 % (vgl. Tabelle D2 im Anhang). Doch zeigt die Untersuchung des Zusammenhangs zwischen Einkommens- und Erwerbsverläufen, dass für einen Teil dieser Bevölkerung ein relativ hohes Risiko der Nichterwerbstätigkeit und damit auch der Armut bei Nichterwerbstätig-

Tabelle 3.5

Jahre der Armut bei Erwerbstätigkeit und weitere Jahre der Armut 1998 bis 2002

Anteile an Bevölkerung mit 0, 1, 2 und mehr als 2 Jahren in Erwerbshaushalten unter der Armutsgrenze in %

Jahre in Armut bei Erwerbstätigkeit	Jahre der Armut ohne Erwerbstätigkeit		
	0	1	> 1
	Erwerbstätigkeit einschließlich Teilerwerbstätigkeit		
0	93 (92; 94)	4 (3; 5)	3 (2; 4)
1	64 (57; 71)	19 (14; 24)	17 (13; 21)
2	54 (41; 67)	26 (16; 35)	20 (9; 32)
> 2	76 (68; 83)	18 (13; 23)	6 (2; 10)
	Nur Vollerwerbstätigkeit ¹		
0	90 (89; 92)	5 (5; 7)	5 (3; 6)
1	56 (49; 63)	14 (8; 20)	30 (23; 36)
2	54 (38; 70)	17 (4; 29)	29 (9; 50)
> 2	76 (66; 85)	16 (8; 24)	8 (3; 14)

Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP; Auswertung unabhängig von den Tabellen im Anhang; Werte in Klammern: Unter- und Obergrenze des Konfidenzintervalls zum Signifikanzniveau von 5 %. – ¹Zusätzliche Jahre enthalten auch Jahre mit Armut bei Teilerwerbstätigkeit.

keit besteht. Eine weitere Problematik wird in der verhältnismäßig hohen Wiedereintrittsrate sichtbar: 33 bis 50 % der Eintritte in Armut bei Erwerbstätigkeit entfallen auf Personen, die bereits Armutserfahrungen gemacht haben. Es scheint also, dass prekäre Einkommensverhältnisse mit prekären Beschäftigungsverhältnissen einhergehen.

Eine mit der aufgezeigten Problematik zusammenhängende Facette wird durch den Zusammenhang zwischen der höchsten im Beobachtungszeitraum erreichten Einkommensposition und der Erfahrung von Armut bei Erwerbstätigkeit in den Jahren 1998 bis 2002 beleuchtet (vgl. Tabelle 3.6). Dabei wird ein deutlicher Kontrast sichtbar: Wurde lediglich eine Einkommensposition knapp über der Armutsgrenze erreicht, d.h. zwischen 60 % und 75 % des Medians des verfügbaren Einkommens pro Verbrauchereinheit, so waren zwischen rund 70 % und 80 % der Bevölkerung dieser Haushalte von Armut bei Erwerbstätigkeit betroffen. Für Armut bei Vollerwerbstätigkeit liegt dieser Anteil etwas darunter, aber immer noch bei über 50 %. Wurde hingegen eine Position über 150 % des Medians des verfügbaren Einkommens pro Verbrauchereinheit erreicht, so bewegen sich die Anteile in Größenordnungen 0,5 % bis 3 %. Zwar spielt in dieser Betrachtung

Tabelle 3.6

Erfahrungen von Armut bei Erwerbstätigkeit in Abhängigkeit von höchster erreichter Einkommensposition 1998 bis 2002

Anteile in %

Höchste erreichte Einkommensposition in % des Medians des Einkommens pro Verbraucher-Einheit	Anteil mit Erfahrungen von Armut bei Erwerbstätigkeit von 1998 bis 2002	Anteil mit Erfahrungen von Armut bei Vollerwerbstätigkeit von 1998 bis 2002
60 bis 75	75 (68; 83)	62 (52; 72)
75 bis 100	21 (17; 24)	13 (8; 17)
100 bis 150	9 (8; 11)	5 (3; 6)
Über 150	2 (1; 3)	1 (0,0; ,2)
Anteile nach höchster erreichter Einkommensposition:		
Unter 75	39,7 (34,2; 45,2)	44,0 (37,8; 50,2)
75 bis 100	28,0 (24,0; 32,0)	27,8 (22,5; 33,0)
Über 150	5,8 (2,3; 9,2)	4,2 (1,2; 7,2)

Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP; Auswertung unabhängig von Tabellen im Anhang; Werte in Klammern: Unter- und Obergrenze des Konfidenzintervalls zum Signifikanzniveau von 5 %.

auch die umgekehrte Wirkungsrichtung eine Rolle, da lediglich 5 Perioden betrachtet werden und bei Armut in einer Periode nur vier Perioden verbleiben, um eine höhere Einkommensposition zu erreichen, aber dieser Effekt dürfte zweit-rangig sein.

Ein entsprechendes Ergebnis liefert die Betrachtung der Verteilung der Bevölkerung mit Armutserfahrungen bei Erwerbstätigkeit: Mindestens ein Drittel, möglicherweise jedoch knapp die Hälfte der Bevölkerung mit Armutserfahrungen bei Erwerbstätigkeit hat im Beobachtungszeitraum in keinem Jahr ein Einkommen oberhalb von 75 % des Medians bezogen, lediglich ein Drittel bis maximal 40 % hat eine Position über dem Median erreicht und höchstens ein Zehntel, vermutlich aber deutlich weniger, haben in einem Jahr zwischen 1998 und 2002 ein Einkommen über 150 % des Medians realisiert.

Nach den vorgelegten Befunden drängt sich der Eindruck auf, es handele sich bei der Bevölkerung mit Armutserfahrungen überwiegend um Personen in Haushalten mit diskontinuierlicher Erwerbsbeteiligung und -intensität und mit relativ geringem Einkommen. Um einen Eindruck nicht nur der Differenzierungen sondern auch ihrer quantitativen Bedeutung zu vermitteln, werden die Aspekte der

Tabelle 3.7

Bevölkerung mit Armutserfahrungen bei Erwerbstätigkeit nach höchster erreichter Einkommensposition und Kontinuität der Erwerbstätigkeit

Anteile in %

Kontinuität der Erwerbsbiografie		Bevölkerung mit Armutserfahrungen bei Vollerwerb	Bevölkerung mit Armutserfahrungen nur bei Teilerwerb
		Höchste erreichte Einkommensposition unter dem Median des verfügbaren Einkommens pro Verbrauchereinheit	
Erwerbstätigkeit unterbrochen		13,4 (10,4; 16,5)	18,4 (14,9; 21,6)
Ununterbrochene Erwerbstätigkeit; aber mit Teilerwerb		7,7 (5,5; 9,9)	10,0 (6,3; 13,7)
Ununterbrochener Vollerwerb		18,3 (11,7; 24,8)	^a (/; /)
		Höchste erreichte Einkommensposition über dem Median des verfügbaren Einkommens pro Verbrauchereinheit	
Erwerbstätigkeit unterbrochen		5,8 (3,6; 8,0)	8,9 (4,3; 13,6)
Ununterbrochene Erwerbstätigkeit; aber mit Teilerwerb		2,3 (0,8; 3,8)	7,9 (4,6; 11,2)
Ununterbrochener Vollerwerb		7,5 (5,0; 10,0)	^a (/; /)

Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP; Auswertung unabhängig von Tabellen im Anhang; Werte in Klammern: Unter- und Obergrenze des Konfidenzintervalls zum Signifikanzniveau von 5%. – ^aDefinitionsgemäß ausgeschlossene Fälle.

Kontinuität der Erwerbserfahrung und der Einkommensposition in einer Auswertung zusammengeführt (vgl. Tabelle 3.7). Differenziert wird hierbei zwischen unterbrochener Erwerbstätigkeit, ununterbrochener Erwerbstätigkeit unter Einschluss von Teilerwerbstätigkeit und durchgängiger Vollerwerbstätigkeit. Ferner wird danach unterschieden, ob die höchste erreichte Einkommensposition unter oder über dem Median des verfügbaren Einkommens pro Verbrauchereinheit liegt. Schließlich wird analysiert, ob die Armutserfahrungen an Voll- oder ausschließlich an Teilerwerbstätigkeit gebunden sind.

Rund die Hälfte der Bevölkerung mit Armutserfahrungen bei Erwerbstätigkeit lässt sich dadurch charakterisieren, dass sie zwischen 1998 und 2002 nicht durchgängig in Vollerwerbshalten lebte und sie während dieses Zeitraums in keinem Jahr ein Einkommen über dem Median realisieren konnte. Mit einem Sechstel bis einem Drittel kann der Umfang der Gruppe veranschlagt werden, die im gesamten Beobachtungszeitraum in Vollerwerbshaushalten lebte. Der größere Teil dieser Gruppe konnte kein Einkommen über dem Median realisieren, doch gehören zu dieser Gruppe auch Personen, die in mindestens einem Jahr über ein höheres Einkommen verfügten. In etwa der gleichen Größenordnung In etwa der gleichen Größenordnung zwischen etwa einem Sechstel und einem Drittel be-

Tabelle 3.8

Änderungen des Armutsstatus in Abhängigkeit von den Änderungen der Erwerbsintensität 2001/2002

Anteile in %

Änderungen der Erwerbsintensität	Änderungen des Armutsstatus				Anteil an Grundgesamtheit ¹
	Unverändert arm	Arm geworden	Armut verlassen	Unverändert nicht arm	
Reduziert auf Nichterwerb	8 (4;12)	17 (13;21)	3 (2;5)	71 (66;77)	7 (5;8)
Reduziert auf Teilerwerb	4 (0;11)	10 (4;15)	0 (0; 3)	86 (79;93)	4 (3;5)
Unverändert Nichterwerb	25 (17;33)	10 (6;14)	5 (2;9)	60 (50;70)	9 (8;10)
Unverändert Teilerwerb	28 (21;36)	7 (0;14)	6 (4;8)	59 (48;70)	4 (4;5)
Unverändert Vollerwerb	1 (1;2)	2 (1;2)	2 (1;2)	95 (94;96)	69 (66;73)
Erhöht auf Teilerwerb	25 (12;37)	7 (4;11)	13 (8;18)	55 (42;68)	2 (1;2)
Erhöht auf Vollerwerb	10 (6;15)	2 (0;5)	16 (9;22)	72 (64;80)	5 (3;6)

Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP; Auswertung unabhängig von Tabellen im Anhang; Werte in Klammern: Unter- und Obergrenze des Konfidenzintervalls zum Signifikanzniveau von 5 %. – ¹Bevölkerung in Haushalten, in denen mindestens einem Jahr zwischen 1998 und 2002 ein Mitglied erwerbstätig war. – ^aEs liegen keine Beobachtungen vor.

wegt sich der Anteil der Personen, die in Haushalten mit unterbrochener oder eingeschränkter Erwerbstätigkeit und einer maximalen Einkommensposition über dem Median lebten. Bei etwa zwei Dritteln dieser Gruppen sind die Armutserfahrungen bei Erwerbstätigkeit an den Teilerwerb gebunden.

Nachdem in den bisher vorgestellten Untersuchungen danach gefragt wurde, ob während eines Zeitraum von fünf Jahren sowohl Erfahrungen von Armut bei Erwerbstätigkeit vorliegen als auch die Erwerbstätigkeit unterbrochen oder eingeschränkt wurde, werden nun die Zusammenhänge zwischen der Änderung des Armuts- und denen des Erwerbsstatus betrachtet. Hintergrund dieser Untersuchung ist die Frage, ob diese Zusammenhänge eher als Zeichen funktionierender Anreizmechanismen gewertet werden können, oder ob der Befund als Hinweis auf mögliche Fehlanreize gewertet werden kann. Dies wäre der Fall, wenn sich herausstellte, dass bei einer Aufnahme von Erwerbstätigkeit bzw. bei ihrer Intensivierung genauso häufig eine Verschlechterung wie eine Verbesserung des Armutsstatus auftritt und umgekehrt die Beendigung oder Einschränkung der Erwerbstätigkeit genauso häufig aus der Armut hinaus- wie in die Armut hinein- führt.

Für diese Untersuchung wird die Bevölkerung, die mindestens ein Jahr zwischen 1998 und 2002 in Erwerbshaushalten gelebt hat, nach dem Wechsel des Erwerbsstatus und dem des Armutsstatus zwischen 2001 und 2002 unterteilt (vgl. Tabelle 3.8).

Bei rund drei Vierteln der Grundgesamtheit blieb die Erwerbsintensität unverändert. Bei der überwiegenden Zahl dieser Personen wurden keine Änderung des Armutsstatus festgestellt, d.h. wer 2001 nicht zur Armutsbevölkerung gehörte, gehörte im Allgemeinen auch 2002 nicht zur Armutsbevölkerung, wer hingegen 2001 arm war, blieb es auch 2002. Nicht unerwartet ist ferner der Befund, dass die Austrittsquote aus der Armut für die Bevölkerung, die 2001 und 2002 in Haushalten ohne Erwerbstätigkeit oder mit Teilerwerbstätigkeit lebte, bezogen auf die Armutsquote dieser Gruppen deutlich unter der allgemeinen Austrittsrate in Relation zur Armutsquote liegt. Für Vollerwerbshaushalte scheint hingegen die relative Austrittsrate überdurchschnittlich auszufallen (vgl. Tabelle 3.8).

Die mit Blick auf die Anreizwirkungen interessanteren Fälle beziehen sich auf die Minderheit der Haushalte mit einer Änderung des Erwerbsstatus. Bei einer Erhöhung der Erwerbsintensität, die für nicht ganz ein Zehntel der Grundgesamtheit ausgewiesen wird, überwiegt erwartungsgemäß der Wechsel von der Armut in die Nichtarmut gegenüber einem Wechsel in umgekehrter Richtung. Die Relationen sind jedoch nicht eindrucksvoll: Wird beispielsweise die Erwerbsintensität auf einen Vollerwerb erhöht, so wechseln rund ein Zehntel der betreffenden Bevölkerung von der Armut in die Nichtarmut. Für einen kleineren Teil findet ein Wechsel in umgekehrter Richtung statt, und zwischen 5 % und 15 % dieser Gruppe bleibt arm. Hierbei könnte der oben erwähnte Effekt eine Rolle spielen, dass bei einer Armutsphase, die den Jahreswechsel überdeckt, für beide Jahre das Einkommen unterhalb der Armutsgrenze fallen kann.

Bei Reduzierung der Erwerbsintensität überwiegen hingegen Bewegungen aus der Nichtarmut in die Armut deutlich die Bewegungen aus der Armut in die Nichtarmut. Die große Mehrheit dieser Gruppe bleibt allerdings trotz der Reduzierung der Erwerbsintensität von Armut verschont. Hierbei ist zu berücksichtigen, dass ein Teil der Änderungen des Erwerbsstatus auf Eintritte in den Ruhestand zurückzuführen und ein weiterer Teil mit dem Anspruch auf das beitragsbezogene Arbeitslosengeld verbunden ist.

3.3. Zusammenfassung der Ergebnisse der individuellen Verlaufsanalysen

Im Allgemeinen sind die individuellen Phasen von Armut bei Erwerbstätigkeit von kurzer Dauer. Allerdings entfallen rund die Hälfte aller Eintritte in Armut bei Erwerbstätigkeit auf Personen, die schon vorher, wenn auch nicht im der unmittelbar vorangegangenen Jahr, zur Armutsbevölkerung gehörten. Ferner gibt es trotz der im Allgemeinen ausgeprägten Mobilität einen Kern verfestigter Armut bei Erwerbstätigkeit.

Bei dieser Analyse wurde jeweils der Erwerbsstatus des Eintritts- oder des Austrittsjahres als maßgeblich betrachtet. Daher wurde sie ergänzt um Untersuchungen der Einkommens- und Erwerbsverläufe zwischen 1998 und 2002. Es zeigte sich, dass Armut bei Erwerbstätigkeit in einer Periode häufig mit Nichterwerbstätigkeit in anderen Perioden einhergeht. Eine Trennung zwischen Teil- und Vollerwerbshaushalten, die bei einer zeitpunktbezogenen Analysen der Armutsquoten sinnvoll ist, wird bei einer dynamischen Betrachtung wegen des bei der Armutbevölkerung zu beobachtenden Wechsels der Erwerbsintensität relativiert.

Die für die Bevölkerung mit Erfahrungen von Armut bei Erwerbstätigkeit relevanten Verlaufsmuster von Armut und Erwerbstätigkeit lassen sich nach dieser Analyse durch drei Typen beschreiben: (i) unterbrochene oder zumindest zeitweise auf Teilerwerb eingeschränkte Erwerbsbeteiligung und Einkommen durchgehend unterhalb des Medians; (ii) ununterbrochene Vollerwerbstätigkeit; in der Mehrzahl der Fälle Einkommen durchgehend unter dem Median und (iii) unterbrochene Vollerwerbstätigkeit bei einem wenigstens in einer Periode über dem Median liegendem Einkommen. Auf etwa der Hälfte der Bevölkerung mit Armutserfahrungen bei Erwerbstätigkeit trifft das erste Verlaufsmuster zu; die beiden anderen Verlaufsmuster weisen etwa das gleiche Gewicht auf.

Mit Blick auf die Anreizwirkungen interessiert der Zusammenhang zwischen dem Wechsel des Erwerbsstatus und des Armutsstatus. Im günstigsten Fall sollte die Aufnahme einer Erwerbstätigkeit bzw. deren Intensivierung aus der Armut hinausführen. Eine entgegengesetzte Änderung des Erwerbsstatus sollte zwar nicht zwangsläufig in die Armut führen- insbesondere nicht in den Fällen, in denen beitragsfinanzierte und im Falle von Beamten „erdiente“ Ansprüche geltend gemacht werden können, doch sollte sie nur ausnahmsweise aus der Armut hinausführen. Beide Normen werden tendenziell erfüllt, wenngleich in der Stichprobe auch Fälle beobachtet wurden, in denen eine Aufnahme der Erwerbstätigkeit nicht durch einen unmittelbaren Aufstieg aus der Armut belohnt wurde.

Bevor die Ergebnisse der zeitpunkt- und der zeitraumbezogenen Analyse zusammengeführt werden ist als drittes Thema die Lebenslage der von Armut bei Erwerbstätigkeit betroffenen Bevölkerung zu behandeln. Da Armut bei Erwerbstätigkeit für die meisten davon Betroffenen kein Dauerzustand ist, erscheint ein „direkter“ Ansatz, bei dem versucht wird, diese Gruppe durch besondere Verbrauchsgewohnheiten oder das Maß ihrer Ausstattung an langlebigen Verbrauchsgütern zu charakterisieren, wenig aussichtsreich. Statt dessen wird ein indirekter Ansatz verfolgt, bei dem Variablen der materiellen Versorgung ebenso wie der subjektiven Befindlichkeiten zueinander in Beziehung gesetzt werden, um daraus ein Maß der sozialen Ausgrenzung zu gewinnen. Untersucht wird, ob Armut bei Erwerbstätigkeit die soziale Ausgrenzung unabhängig von den finanziellen Aspekten verstärkt, oder ob im Gegenteil die Tatsache der Erwerbstätigkeit die durch die Einkommenslage bedingte Ausgrenzung mildert.

4. Das Zusammenspiel von Armut und sozialer Ausgrenzung bei Erwerbstätigkeit im Zeitablauf

Ziel dieses Kapitels ist die Beantwortung folgender Fragen:

- Wie hängen Armut und soziale Ausgrenzung zusammen? Bedeutet Armut automatisch soziale Ausgrenzung?
- Erhöht sich die Wahrscheinlichkeit der sozialen Ausgrenzung bei finanzieller Armut selbst bei Personen in Erwerbshaushalten?

Der Begriff soziale Ausgrenzung wird oft pauschal mit unterschiedlichen Bedeutungen benutzt. D'Ambrosio et al. (2002) definieren diesen Begriff als "the inability of an individual to participate in the basic political, economic and social functionings of the society in which he/she lives." Um eine Messung der genannten Faktoren vornehmen zu können, ist eine genauere Operationalisierung notwendig. Ein Individuum bezeichnet man als "sozial ausgegrenzt", wenn es nicht vollständig am täglichen Leben einer Gesellschaft teilnehmen kann. Sehr eng definiert bezieht sich „Ausgrenzung“ auf einen längeren Zeitraum. Auf Grund von Datenrestriktionen wird im Folgenden jedoch dieser Aspekt nicht weiter betont.

Es reicht für eine Einstufung als „sozial ausgegrenzt“ nicht aus, allein in wenigen Bereichen „benachteiligt“ zu sein, sondern es muss einem im Allgemeinen der weiter gefasste Zugang zum „normalen Leben“ verwehrt sein. Die Messung der sozialen Ausgrenzung erfordert demnach ein multi-dimensionales Maß oder einen Index, der verschiedene Komponenten und Dimensionen zusammenfasst. Nach Eurostat (2000) lässt sich soziale Ausgrenzung in verschiedene Teilkomponenten untergliedern: finanzielle Schwierigkeiten, Grundbedürfnisse, Wohnungssituation, langlebige Konsumgüter, Gesundheit, sozialer Kontakt, und Zufriedenheit. Diese Auflistung ist freilich nicht die einzige Definition, die in der Literatur existiert. Dekkers (2002) erwähnt auch andere Komponenten, sozialer Ausgrenzung (vgl. auch Townsend 1979,1993; Whelan, Whelan 1995; Zajczyk 1995; Percy-Smith 2000 etc). Für eine Zusammenfassung der unterschiedlichen Definitionen vgl. D'Ambrosio et al. (2002) und Dekkers (2002).

4.1. Operationalisierung

Mit Hilfe der SOEP-Daten von 1997 bis 2002 werden die in D'Ambrosio et al. (2002) und D'Ambrosio und Haisken-DeNew (2004) definierten Komponenten sozialer Ausgrenzung wie folgt operationalisiert:

1. Finanzielle Schwierigkeiten: eigene Zuversicht bez. wirtschaftlicher Situation, eigenen hohe Zufriedenheit mit Lebensstandard, Zuversicht bez. eigener Job-Situation

2. Grundbedürfnisse: Passende Ausbildung zum Job, hohe Zufriedenheit mit Umwelt.
3. Wohnungssituation: Wohnung mit Garten, Wohnung in renoviertem Zustand, subjektive passende Größe der Wohnung.
4. Langlebige Konsumgüter: nicht berücksichtigt.
5. Gesundheit: Ohne gesundheitliche Einschränkungen, wenige Arztbesuche, keinen Aufenthalt im Krankenhaus, keine dauerhafte Krankheit, hohe Zufriedenheit mit Gesundheit.
6. Sozialer Kontakt: Zwei/mehr Erwachsene vorhanden im HH.
7. Zufriedenheit: Zufriedenheit mit Freizeit.

Alle Komponenten j werden für jedes Individuum i mit null ($\alpha_{ji} = 0$, nicht vorhanden) oder eins ($\alpha_{ji} = 1$, vorhanden) kodiert, je nachdem ob eine der oben genannten positiven Eigenschaften vorhanden ist.

Tsakoglou und Papdopoulos (2001) und Papdopoulos und Tsakoglou (2002) schlagen eine Methode vor, um diese verschiedenen Dimensionen in ein komprimiertes Maß zusammenzufassen. Für die Gesamtpopulation berechnet man zuerst den Anteil der Bevölkerung, der eine positive Eigenschaft aufweist, d.h. den Mittelwert für jede Dimension, der mit γ_j bezeichnet wird. Der individuelle Beitrag zur allgemeinen sozialen Ausgrenzung ist dann das Produkt des individuellen Indikators α_{ji} mit dem jeweiligen Mittelwert γ_j . Wenn viele Personen eine positive Eigenschaft aufweisen, d.h. wenn γ_j hoch ist, geht diese Eigenschaft mit einem höheren Gewicht in die Berechnung des Index ein (und umgekehrt).

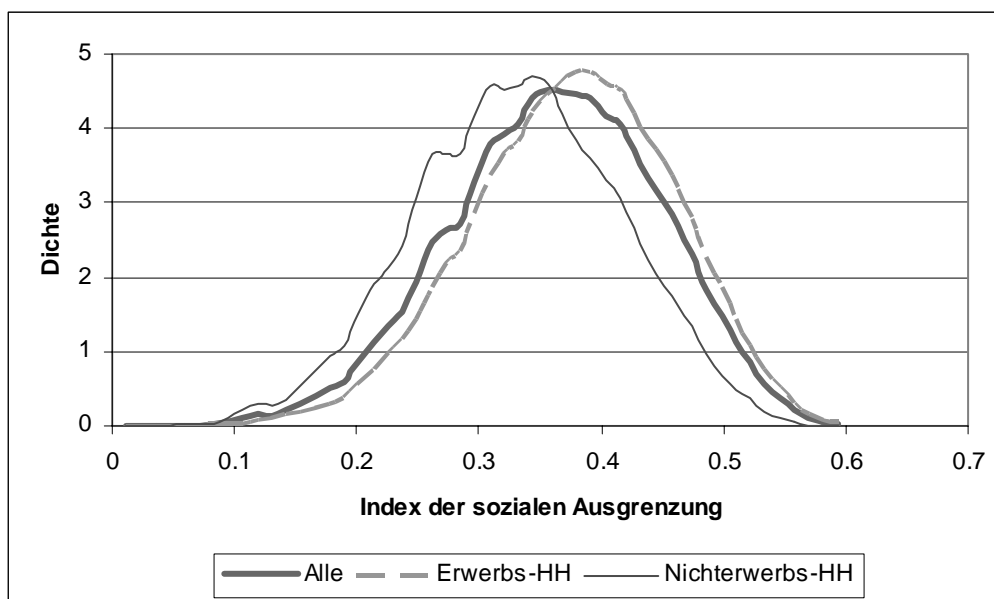
Für die Berechnung des Index werden die gewichteten individuellen Ausprägungen für jede Dimension addiert und dann ein Mittelwert für jedes Individuum berechnet. Dies impliziert, dass alle Personen ein Gesamtmaß der sozialen Ausgrenzung W_i aufweisen müssen, das zwischen 0 und 1 liegt. Angenommen es gäbe K *Eigenschaften*/Dimensionen, dann ergibt sich der Index für jedes Individuum i als (vgl. Abbildung 4.1):

$$W_i = ([\alpha_{i1} * \gamma_1] + [\alpha_{i2} * \gamma_2] + \dots + [\alpha_{iK} * \gamma_K]) / K. \quad (4.1)$$

Niedrigere Werte des Gesamtmaßes deuten eine schärfere soziale Ausgrenzung an, höhere Werte sind als positiv einzustufen.

In Abbildung 4.1 werden drei Verteilungen dargestellt: (a) die dicke blaue Linie stellt die Verteilung des Ausgrenzungsmaßes für *alle Personen*, (b) die gestrichel-

Abbildung 4.1
Ausgrenzungsindex 1997-2002



te grüne Linie rechts davon die Verteilung des Ausgrenzungsmaßes der Personen in *Erwerbshaushalten* und (c) die dünne rote Linie links davon die Verteilung des Ausgrenzungsmaßes der Personen in *Nichterwerbshaushalten* dar. Die Lage dieser drei empirischen Verteilungen deutet eine klare negative Assoziation zwischen dem Erwerbsstatus und der sozialen Ausgrenzung an. Allerdings ergeben sich auch erhebliche Überlappungen in den Verteilungen, so dass man keineswegs davon ausgehen kann, das Phänomen sozialer Ausgrenzung allein durch eine Betrachtung des Erwerbsstatus zu erfassen.

In Tabelle F1 im Anhang werden die jeweiligen zeitinvarianten Gewichte $\gamma_1 \dots \gamma_k$ (für 1997 bis 2002) dargestellt. Die Verteilung der nach Gleichung (4.1) berechneten Maße für alle Personen über 16 Jahre in Erwerbshaushalten findet sich in Abbildung 4.1.

Ein dichotomes Maß für die allgemeine Lebenszufriedenheit – also die zu erklärende Variable des geschilderten Probit-Modells – erhält man, in dem man den Anteil der Personen bestimmt, der den Wert vier oder weniger auf einer Lebenszufriedenheitsskala von null (niedrig) bis zehn (hoch) angegeben hat. Diese Konstruktion erlaubt eine grobe Schätzung des Anteils der Bevölkerung am unteren Ende der Verteilung der Lebenszufriedenheit (vgl Frijters et al. 2004) und ermöglicht damit einen Vergleich der Verteilung der verschiedenen Maße sozialer Ausgrenzung W (Gleichung 4.1) in der entsprechenden Grundgesamtheit mit dem Maß für die allgemeine Lebenszufriedenheit für (a) die gesamte Bevölkerung, (b) die Personen in nicht-armen Haushalten, und (c) die Personen in armen Haushalten.

Tabelle 4.1

Anteile der Bevölkerung über 16 in Haushalten mit sozialer Ausgrenzung

Jahr	alle Haushalte	nicht arme Haushalte	arme Haushalte		Unterschied
	Anteile	tatsächliche Anteile	tatsächliche Anteile	kontrafaktische Anteile	
(a) Alle Personen über 16 Jahre					
1997	0.0463	0.0400	0.0939	0.0428	0.0027
1998	0.0533	0.0460	0.1089	0.0674	0.0214
1999	0.0547	0.0523	0.0743	0.0405	-0.0117
2000	0.0503	0.0419	0.1166	0.0575	0.0156
2001	0.0540	0.0449	0.1181	0.0447	-0.0002
2002	0.0499	0.0417	0.1004	0.0432	0.0014
(b) Alle Personen über 16 Jahre in Erwerbshaushalten					
1997	0.0312	0.0301	0.0476	0.0271	-0.0030
1998	0.0300	0.0286	0.0518	0.0380	0.0094
1999	0.0386	0.0384	0.0432	0.0293	-0.0090
2000	0.0282	0.0266	0.0581	0.0192	-0.0073
2001	0.0356	0.0326	0.0808	0.0379	0.0053
2002	0.0334	0.0310	0.0638	0.0354	0.0044
(c) Alle Personen über 16 Jahre in Nichterwerbshaushalten					
1997	0.0813	0.0684	0.1225	0.1169	0.0485
1998	0.1059	0.0944	0.1417	0.1728	0.0784
1999	0.0898	0.0893	0.0913	0.0766	-0.0127
2000	0.0988	0.0840	0.1447	0.1032	0.0192
2001	0.0928	0.0775	0.1375	0.1223	0.0448
2002	0.0817	0.0678	0.1193	0.1008	0.0330

Eigene Berechnungen nach Angaben des SOEP 1997-2002. Siehe auch Tabelle F2 im Anhang. – keine statistisch signifikante Differenz in der Schätzung der sozialen Ausgrenzung zwischen der Armutsbevölkerung nach Gleichung (4.1) und der Nicht-Armutsbevölkerung in den jeweiligen Gruppen (a) bis (c).

In Tabelle F2 im Anhang findet sich der Anteil der Personen mit niedriger Lebenszufriedenheit und – analog zur Berechnung der finanziellen Armut in Kapitel 2 – der Anteil der Personen, die weniger als 60 % des Medianwerts des Ausgrenzungsmaßes in der Gesamtbevölkerung erreicht. Letztere werden im Folgenden als „sozial ausgegrenzt“ bezeichnet. In dieser Tabelle wird auch das 95%-Konfidenzintervall für diese Punktschätzungen angegeben. Hierdurch lässt sich feststellen, ob verschiedene Punktschätzungen signifikant von einander abweichen (unter Vernachlässigung der Kovarianzen der verschiedenen Punktschätzun-

gen). Eine Zusammenfassung der Ergebnisse findet sich in der Tabelle 4.1, ihre Diskussion erfolgt weiter unten.

DiNardo et al. (1996) zeigen, dass es für unsere Zwecke nicht hinreichend ist, lediglich die Gruppe der Armen zu betrachten und auf Grund dieser Stichprobe den Anteil der sozial Ausgegrenzten zu berechnen. Soziale Ausgrenzung dürfte neben der Armut von vielen Eigenschaften der Individuen und der Haushalte maßgeblich beeinflusst sein. Da die nach unserer Definition finanziell Armen höchstwahrscheinlich im Durchschnitt auch eine unglücklichere Konfiguration dieser anderen Faktoren – beispielsweise in termini ihrer Ausbildung – aufweisen dürften, wäre es unzulässig, den Grad der sozialen Ausgrenzung allein auf den Umstand zurück zu führen, dass die Teilbevölkerung der finanziell Armen unter die Armutsschwelle fällt. Stattdessen gilt es, eine sog. kontrafaktische Frage zu beantworten: „Wären in der armen Bevölkerung die anderen relevanten Charakteristika genauso prävalent wie in der Gesamtbevölkerung, wie stünde es dann um das Ausmaß der sozialen Ausgrenzung in der armen Bevölkerung?“

Die mittels eines entsprechenden Korrekturverfahrens konstruierte Häufigkeitsverteilung der sozialen Ausgrenzung in der Teilbevölkerung der finanziell Armen wird entsprechend als kontrafaktische Verteilung bezeichnet. Auch diese Verteilung kann dann wiederum mit dem entsprechenden Schwellenwert verglichen werden, der aus der Häufigkeitsverteilung der Ausprägungen sozialer Ausgrenzung in der Gesamtbevölkerung gewonnen wurde, um das Ausmaß der sozialen Ausgrenzung in eine einzelne Zahl zu komprimieren. Die verschiedenen Spalten der Tabelle 4.1 kontrastieren die Schätzungen des Grades der sozialen Ausgrenzung für die jeweilige Gesamtbevölkerung und für die finanziell arme Bevölkerung, letztere sowohl wie beobachtet als auch wie oben beschrieben wie erwähnt korrigiert um die Unterschiede in der Verteilung anderer relevanter Eigenschaften zwischen der Grundgesamtheit und den finanziell Armen. Zudem werden hier die ermittelten Unterschiede in der sozialen Ausgrenzung, also quasi die Effekte der finanziellen Armut auf die soziale Ausgrenzung ausgewiesen.

Die technische Herausforderung bei dem skizzierten Korrekturverfahren liegt in der angemessenen Berücksichtigung der relativen Häufigkeiten $P(X_2)$ einer ganzen Schar von Konfigurationen relevanter Charakteristika in der Gesamtbevölkerung, die hier ihrerseits kompakt in einem Vektor X_2 zusammengefasst werden. Diese relativen Häufigkeiten unterscheiden sich von denen in der finanziell armen Bevölkerung, die – als bedingte Wahrscheinlichkeiten ausgedrückt – mit $P(X_2|X_1)$ bezeichnet werden, wobei die dichotome Variable X_1 den Armutstatus repräsentiert. $P(X_2|X_1=1)$ sei entsprechend die relative Häufigkeit der Konfiguration X_2 für finanziell Arme ($X_1=1$). Ist eine spezifische Ausprägung $X_2=x_2$ nunmehr eine Konfiguration von Eigenschaften – sagen wir u.a. mit niedriger Ausbildung –, die sowohl mit hoher sozialer Ausgrenzung als auch mit hoher Armutswahrscheinlichkeit assoziiert werden kann, dann sollte diese

Konfiguration unter den finanziell Armen häufiger vorkommen, also es sollte $P(X_2 = x_2|X_1 = 1) > P(X_2 = x_2)$ gelten.

Die Wahrscheinlichkeit $P(W|X_1 = 1)$, bestimmte Ausprägungen des Maßes der sozialen Ausgrenzung W in der Teilbevölkerung der finanziell Armen zu erhalten, ergibt sich als eine Zusammenfassung der entsprechenden relativen Häufigkeiten der finanziell armen Individuen mit bestimmten Eigenschaftsbündeln $X_2 = x_{21}, X_2 = x_{22}, X_2 = x_{23}, \dots$, die diesen Wert W realisieren, also der Größen $P(W|X_1 = 1, X_2 = x_{21}), P(W|X_1 = 1, X_2 = x_{22}), P(W|X_1 = 1, X_2 = x_{23})$ etc. Diese Zusammenfassung ist in kompakter Form

$$P(W|X_1 = 1) = \sum_{X_2} P(W|X_1 = 1, X_2) \cdot P(X_2|X_1 = 1), \quad (4.2)$$

wobei \sum_{X_2} die Summe über alle möglichen Konfigurationen der relevanten anderen Charakteristika repräsentiert. Uns interessiert zum Zwecke einer sinnvollen Interpretation jedoch eine alternative, kontrafaktische Zusammenfassung, die als Gewichtungsfaktoren statt der Werte der bedingten, für die Armutsbevölkerung typischen Häufigkeitsverteilung $P(X_2|X_1 = 1)$ die entsprechende Häufigkeitsverteilung in der Gesamtbevölkerung $P(X_2)$ einsetzt, aber die $P(W|X_1 = 1, X_2)$ unangetastet lässt, also

$$\begin{aligned} \tilde{P}(W|X_1 = 1) &= \sum_{X_2} P(W|X_1 = 1, X_2) \cdot P(X_2) \\ &= \sum_{X_2} P(W|X_1 = 1, X_2) \cdot \frac{P(X_2)}{P(X_2|X_1 = 1)} \cdot P(X_2|X_1 = 1) \end{aligned} \quad (4.3)$$

Die Korrektur der beobachteten Häufigkeitsverteilung des Maßes der sozialen Ausgrenzung in der Teilbevölkerung der finanziell Armen erfolgt demnach über entsprechende Korrekturfaktoren $P(X_2)/P(X_2|X_1 = 1)$. Solche Individuen in der Armutsbevölkerung, deren relevante Eigenschaften neben der finanziellen Armut mit hoher finanzieller Armut und hoher sozialer Ausgrenzung assoziiert sind (also wie oben angedeutet, z.B. Personen mit niedriger Ausbildung), erhielten auf Grund von $P(X_2 = x_2|X_1) > P(X_2 = x_2)$ einen Korrekturfaktor kleiner als 1, während finanziell Arme mit günstigeren Eigenschaften Korrekturfaktoren über 1 erhalten.

In der „korrigierten“, kontrafaktischen Aufbereitung des vorliegenden Datenmaterials würden demnach die Beiträge der niedrig Ausgebildeten zur Verteilung der sozialen Ausgrenzung gegenüber einer direkten Aufbereitung weniger zum Tragen kommen. D.h. das entsprechende Ausmaß der sozialen Ausgrenzung wird als Anteil derjenigen, die unter den aus der Verteilung der Gesamtbevölkerung ermittelten Schwellenwert fallen, tendenziell geringer ausfallen. Der „Effekt“ der finanziellen Armut wird in der direkten Aufbereitung irreführenderweise überzeichnet, was somit korrigiert wird. Auf Grund der typischerweise vorliegenden Häufung der „ungünstigen“ Eigenschaften in der Armutsbevölkerung

ist es genau eine derartige Korrektur, die wir von unseren Resultaten erwarten würden.

In einer großen Stichprobe wird es entsprechend viele Konfigurationen X_2 geben, für die diese individuellen Korrekturfaktoren zu berechnen sind. Ein ebenso entscheidender wie genialer Kniff, der von DiNardo et al. (1996) vorgeschlagen wurde, besteht darin, sich der allgemein gültigen Bayes'schen Formel für Wahrscheinlichkeiten der Ereignisse A und B, $P(A|B) = P(A, B) / P(B)$, zu bedienen. Da die Häufigkeitsverteilung der X_2 in der Gesamtbevölkerung $P(X_2)$ sich als Quotient gemeinsamer und bedingter Wahrscheinlichkeitsverteilungen schreiben lässt, also

$$P(X_2) = \frac{P(X_1 = 1, X_2)}{P(X_1 = 1|X_2)}, \quad (4.4)$$

und da entsprechend für die Prävalenz der Konfigurationen X_2 in der Armutsbevölkerung $P(X_2|X_1 = 1)$

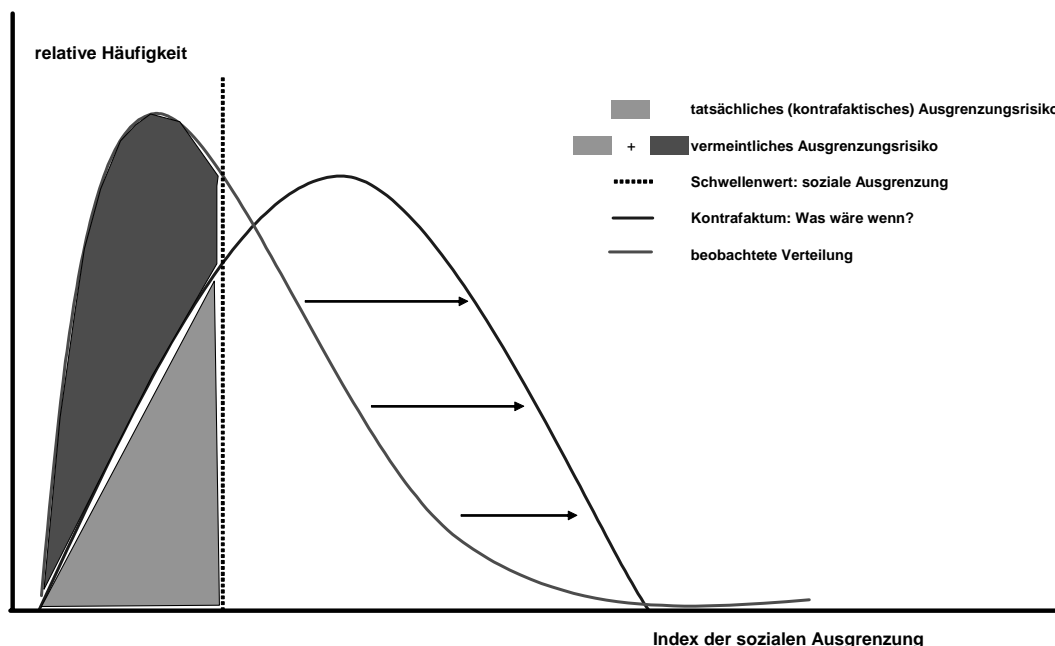
$$P(X_2|X_1 = 1) = \frac{P(X_1 = 1, X_2)}{P(X_1 = 1)} \quad (4.5)$$

gilt, lässt sich der gesuchte Korrekturfaktor allgemein schreiben als

$$\frac{P(X_2)}{P(X_2|X_1 = 1)} = \frac{\frac{P(X_1 = 1, X_2)}{P(X_1|X_2)}}{\frac{P(X_1 = 1, X_2)}{P(X_1 = 1)}} = \frac{P(X_1 = 1)}{P(X_1 = 1|X_2)}. \quad (4.6)$$

Um dieses Verfahren grafisch darzustellen, ist in Abbildung 4.2 die Verschiebung der Ausgrenzungs-Verteilung der armen Population nach rechts dargestellt. Die rote Linie bezeichnet die Verteilung des tatsächlich beobachteten Ausgrenzungsindex, die blaue Linie stellt die kontrafaktische Verteilung dar, die sämtliche Unterschiede zwischen der armen und nicht-armen Bevölkerung im Hinblick auf sozio-demografische Charakteristika nivelliert. Mittels der Größe der blauen bzw. der blauen und roten gemeinsamen Fläche jeweils unterhalb des festgelegten Schwellenwerts wird das Ausmaß der sozialen Ausgrenzung in der beobachteten und der kontrafaktischen Situation geschätzt. Erhöht sich die Wahrscheinlichkeit, sozial ausgegrenzt zu sein, weil man arm ist oder in anderen Wörtern, ist die Größe der blauen Fläche überhaupt positiv?

Abbildung 4.2
 „Soziale Ausgrenzung“ in Anlehnung an DiNardo et al. (1996)



DiNardo et al. (1996) schlagen vor, in einem ersten Schritt anhand eines Probit-Modells die bedingten Wahrscheinlichkeiten, arm zu sein, $P(X_1 = 1|X_2)$ zu schätzen. Die Durchschnittswahrscheinlichkeit, arm zu sein, $P(X_1 = 1)$, kann dann mit den individuellen Wahrscheinlichkeiten $P(X_{1i} = 1|X_2 = x_{2i})$ anhand des Probit Modells verglichen werden. Es ergibt sich ein Gewichtungsfaktor für jede Beobachtungseinheit i als

$$\tau_i = P(X_{1i} = 1) / P(X_{1i} = 1|X_2 = x_{2i}) \tag{4.7}$$

Im nächsten Schritt berücksichtigt man *nur* die Personen, die in armen Haushalten wohnen. Zusätzlich werden diese Beobachtungen mit dem Faktor τ_i gewichtet. Somit lässt sich die oben gestellte kontrafaktische Frage beantworten.

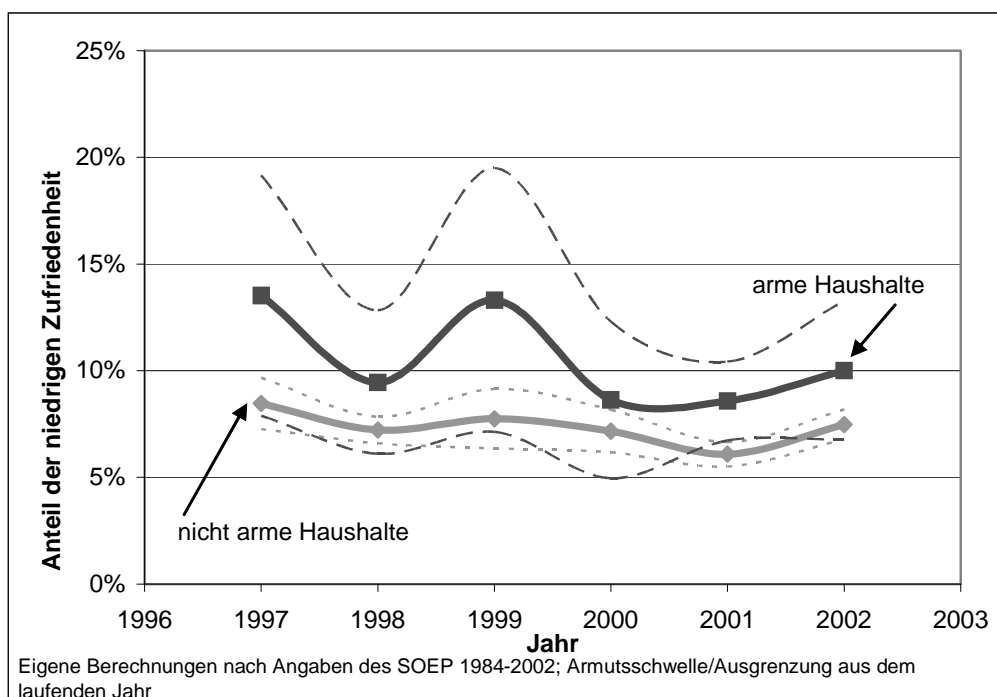
4.2. Empirische Resultate

Tabelle 4.1 und Abbildungen 4.3 bis 4.4 fassen die Ergebnisse zusammen. Hierbei wird (a) zwischen Personen in allen Haushalten, in Erwerbshaushalten und in Nichterwerbshaushalten und (b) nach den zwei oben genannten Ausgrenzungsindikatoren allgemeiner Lebenszufriedenheit und soziale Ausgrenzung (W) unterschieden. Eine Spalte der Tabelle 4.1 erfasst jeweils die Ergebnisse für alle Haushalte, nicht arme Haushalte, tatsächlich beobachtet arme Haushalte und eine weitere die kontrafaktischen Ergebnisse für die armen Haushalte, unter Nivellierung der anderen sozio-demographischen Charakteristika.

Abbildung 4.3

Niedrige Lebenszufriedenheit in Erwerbshaushalten

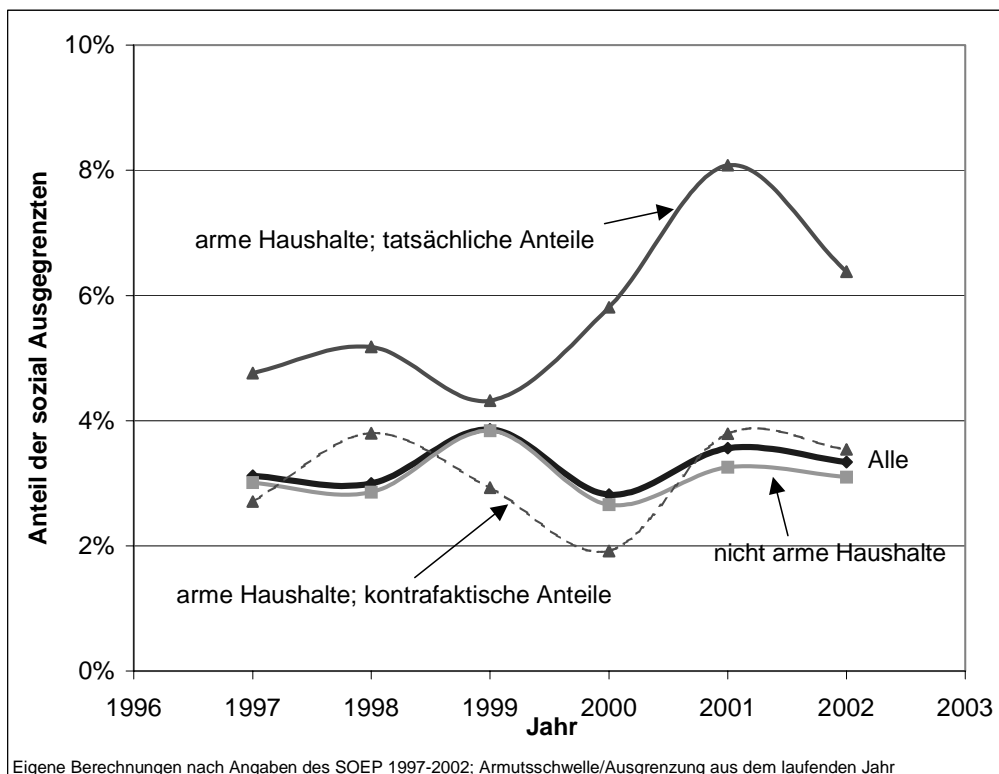
Anteile der Bevölkerung über 16



Lebenszufriedenheit: In Abbildung 4.3 wird für den Zeitraum 1997-2002 der Anteil der Personen in nicht armen Erwerbshaushalten mit niedriger Lebenszufriedenheit (zusammen mit dem 95 %-Konfidenzintervall) dargestellt. Dieser Anteil bleibt mehr oder weniger konstant im Bereich zwischen 6 und 9 % – etwa 3-5 %-Punkte über dem Niveau von Personen in armen Haushalten.

Oberflächlich betrachtet sind Personen in Erwerbshaushalten, die zusätzlich arm sind, unzufriedener als die nicht Armen. Obwohl der Verlauf über die Jahre variiert, schwankt der Anteil durchgehend zwischen 8 und 12 %. Allerdings ist der Unterschied zwischen diesen beiden Personengruppen nicht signifikant, d.h. die Konfidenzintervalle der roten und grünen Linien überlappen sich in allen Jahren (vgl. Tabelle F2b und F2c im Anhang). Deutlich sind allerdings die Unterschiede zwischen Erwerbs- und Nichterwerbshaushalten: Letztere weisen ein signifikant höheres Risiko der niedrigen Lebenszufriedenheit aus. Zum Beispiel reparametrisieren in 2002 7,7 % der Personen in Erwerbshaushalten eine niedrigere Lebenszufriedenheit. Dagegen liegt der Anteil in Nichterwerbshaushalten signifikant höher, bei 11,4 %. Wenn man die niedrige Lebenszufriedenheit der Armen in Erwerbshaushalten (10,0 %) beispielsweise in 2002 mit Armen in Nichterwerbshaushalten (16,9 %) vergleicht, bleibt das Bild unverändert. Erwerbstätigkeit im Haushalt erweist sich im Vergleich zu Armut als deutlich wichtigerer Faktor der Lebenszufriedenheit.

Abbildung 4.4
Soziale Ausgrenzung in Erwerbshaushalten
 Anteile der Bevölkerung über 16



Personen über 16 in allen Haushalten: Tabelle 4.1a fasst die Resultate für die Personen über 16 in allen Haushalten zusammen. Hier zeigt sich, dass der Anteil der sozial Ausgegrenzten definiert nach Gleichung (4.1) im Zeitraum 1997-2002 in etwa konstant geblieben ist. In 1997 lag der Anteil bei 4,6 % und in 2002 betrug er 5,0 %. Diese beiden Anteile weichen nicht signifikant voneinander ab. In allen Jahren haben die Personen in tatsächlich beobachteten armen Haushalten ein signifikant höheres Risiko der sozialen Ausgrenzung. Aber hinsichtlich der um alle anderen relevanten Charakteristika „korrigierten“ Verteilung nach Di-Nardo et al. (1996) ist der Anteil fast identisch zu den nicht armen Haushalten, so dass keine signifikanten Effekte mehr ausgewiesen werden.

Personen über 16 in Erwerbshaushalten: Tabelle 4.1b fasst die Resultate für die Personen über 16 in Erwerbshaushalten zusammen. Evident ist, dass der Anteil der sozial Ausgegrenzten definiert nach Gleichung (4.1) im Zeitraum 1997-2002 ziemlich konstant um 3 % fluktuierte. Über die Zeit weichen die Anteile nicht signifikant voneinander ab. In allen Jahren haben die Personen in tatsächlich beobachteten armen Haushalten kein signifikant höheres Risiko der sozialen Ausgrenzung, d.h. die Konfidenzintervalle überlappen in allen Zeitpunkten. Wenn die um alle anderen relevanten Charakteristika „korrigierte“ Verteilung nach Di-Nardo et al (1996) betrachtet, bleibt die Differenz statistisch weiterhin nicht sig-

nifikant und die Punktschätzungen des Anteils liegen sehr nahe bei den nicht armen Haushalten.

Personen über 16 in Nichterwerbshaushalten: Tabelle 4.1c fasst die Resultate für Personen über 16 in Nichterwerbshaushalten zusammen. Der Anteil der sozial Ausgegrenzten ist im Allgemeinen ebenfalls in etwa konstant über die Zeit. Auffallend ist allerdings die Höhe. Das Risiko, in Nichterwerbshaushalten sozial ausgegrenzt zu sein ist etwa doppelt so hoch wie in Erwerbshaushalten. Dieses Ergebnis ist über alle Zeitpunkte im Betrachtungszeitraum statistisch signifikant. So liegt zum Beispiel in 2002 der Anteil der sozial Ausgegrenzten bei Nichterwerbshaushalten bei 8,2 %, in Erwerbshaushalten jedoch deutlich darunter bei 3,3 %. Auch innerhalb der Gruppe der Nichterwerbshaushalten wird klar gezeigt, dass der Anteil der sozial Ausgegrenzten für die Armen ebenfalls im Zeitablauf in etwa konstant ist. Dieser Anteil weicht statistisch auch nicht von dem der Nicht-Armen ab. Obwohl bei den Nicht-Armen einen Anteil von 6,8 % der sozial Ausgegrenzten in 2002 zu finden ist, ist dieser Wert nicht statistisch verschieden von den 10,1 % bei den „kontrafaktischen“ Armen. Hätte man nicht die Charakteristika der Armen in Betracht gezogen, hätte man jedoch fälschlicherweise den Schluss gezogen, einen signifikanten Anteil von etwa 12,0 % bei den Armen auszuweisen.

Alles in allem weisen diese Ergebnisse darauf hin, dass das Vorhandensein von Erwerbstätigkeit im Haushalt der entscheidende Faktor bei der Reduzierung der sozialen Ausgrenzung ist und war, unabhängig davon ob man arm ist oder nicht. Wenn man in der Tabelle F2 im Anhang die zwei Kernpopulationen vergleicht, alle Erwerbshaushalte (Tabelle F2b) und alle Nichterwerbshaushalte (Tabelle F2c), so findet man in der Mehrheit der Jahre signifikant höheres Risiko in der sozialen Ausgrenzung bei den Nichterwerbshaushalten. Dies gilt auch für Personen in armen Haushalten definiert nach Gleichung (4.1). Die Verbindung zwischen Erwerbstätigkeit und Integration in der Gesellschaft scheint somit stärker zu sein als die Verbindung zwischen Armut und sozialer Ausgrenzung. Das Risiko der sozialen Ausgrenzung verringert sich eindeutig bei Erwerbstätigkeit.

Bei den so genannten „Working Poor“ gab es über den Zeitraum 1997-2002 keine signifikant höhere Wahrscheinlichkeit, sozial ausgegrenzt zu sein als bei Personen in nicht armen Haushalten. Ferner gibt es für Erwerbshaushalte keinen erkennbaren Trend der sozialen Ausgrenzung nach oben oder unten über die Jahre 1997-2002. Die größte Verringerung in der Wahrscheinlichkeit, sozial ausgegrenzt zu sein, kommt durch Erwerbstätigkeit zustande. Personen in Nichterwerbshaushalten haben im Vergleich zu Erwerbshaushalten allerdings ein stabil höheres Risiko, allgemein unzufrieden zu sein.

5. Die zentralen Ergebnisse der Untersuchung und sozialpolitische Optionen

In der Studie wurden drei Themenkomplexe untersucht:

- das Ausmaß und die Intensität der Armut bei Erwerbstätigkeit, unter detaillierter Berücksichtigung der Charakteristika der betroffenen Bevölkerung,
- die individuellen Verläufe von Armut und eigener Erwerbsbeteiligung bzw. Erwerbsbeteiligung von Mitgliedern des gleichen Haushalts und
- die soziale Ausgrenzung in Abhängigkeit von Erwerbsbeteiligung und Armutsstatus.

Im ersten Untersuchungsschritt wurden auf der Basis der Individualdaten des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP) der Jahre 1992-2002 keine detaillierte zeitpunktbezogene Analyse der Armut bei Erwerbstätigkeit durchgeführt, wobei wir Armutsdefinitionen herangezogen haben, die das Konzept relativer Armut gemäß internationaler Konventionen, der sog. Laeben-Indikatoren operationalisierten. Die Entwicklung der Armutsquoten wie auch der Armutsintensität seit 1992 lässt entgegen einer verbreiteten Vorstellung keine Tendenz zur Verschärfung des Problems der Armut bei Erwerbstätigkeit erkennen. Im Gegenteil: Wird die Armutsquote an der preisbereinigten Armutsschwelle von 1992 gemessen, so lässt sich sogar ein Rückgang der Armutsquote feststellen.

Der zweite zentrale Befund des ersten Teils der Untersuchung ist der Kontrast zwischen den Armutsquoten für die Bevölkerung in Haushalten, in denen wenigstens ein Mitglied vollerwerbstätig oder mindestens zwei Mitglieder teilerwerbstätig sind (Vollerwerbshaushalte) einerseits und denen für die Bevölkerung in Haushalten mit nur einer Teilerwerbstätigkeit (Teilerwerbshaushalte) andererseits. Für erstere liegt die Armutsquote in der Größenordnung von 4 %, für letztere in einer Größenordnung um 30 %. Während auf die Bevölkerung in Teilerwerbshaushalten nur rund ein Zehntel der Bevölkerung in Erwerbshaushalten entfällt, beläuft sich ihr Anteil an der Armutsbevölkerung in Erwerbshaushalten aufgrund der höheren Armutsquote im Jahr 2002 auf über 50 %.

Angesichts der festgestellten Unterschiede zwischen Teil- und Vollerwerbshaushalten überrascht es nicht, dass sich die Intensität der Erwerbsbeteiligung als weitaus wichtigstes Charakteristikum der Armut bei Erwerbstätigkeit erweist. Die drei der Bedeutung nach nächsten Charakteristika beziehen sich auf den Familienstatus: Kinder im Haushalt stellen bereits für sich genommen einen Risikofaktor dar, darüber hinaus erhöht sich das Armutsrisiko zusätzlich für kinderreiche Migrantenfamilien und allein Erziehende. Das Schlagwort vom „Armutrisiko Kind“ wird demnach bestätigt, während die in Teilen der Öffentlichkeit verbreitete Vorstellung einer Feminisierung der Armut für Personen im erwerbsfähigen Alter auf das Problem der allein Erziehenden zurückgeführt werden kann.

Charakteristika mit geringerem Gewicht sind die regionale Zuordnung, konkret der Wohnort in Ostdeutschland, und eine kurze formale Ausbildung. Der dritte zentrale Befund des ersten Teils der Untersuchung lautet demnach, dass die beiden wichtigsten Begleitumstände der Armut bei Erwerbstätigkeit das Fehlen einer Vollzeitbeschäftigung und die finanziellen Belastungen der Familien durch Kinder sind, wobei im Fall der allein Erziehenden oft beides zusammentrifft.

Im nächsten Schritt der Untersuchung wurden die individuellen Verläufe von Armut und Erwerbstätigkeit untersucht. Dazu wurden zunächst die individuellen Bewegungen in und aus der Armut betrachtet. Da der Erwerbstatus ebenfalls Änderungen unterworfen sein kann, wurde zunächst für den einzelnen Individuen ein Vergleich ihres Erwerbsstatus im Zeitablauf durchgeführt. Dabei ergab sich das Bild einer hohen Mobilität: Etwa die Hälfte der Armutsbevölkerung in Erwerbshaushalten eines Jahres verlässt im folgenden Jahr die Armut, und eine etwa gleich große Gruppe tritt hinzu. Allerdings ist dieses Bild durch zwei Sachverhalte zu modifizieren: Erstens handelt es sich bei der Hälfte der Zutritte um Personen mit Erfahrungen von Armut in früheren Perioden (so genannte Wiedereintritte), und zweitens lässt sich trotz der festgestellten Mobilität verfestigte Armut bei Erwerbstätigkeit beobachten. Deren Anteil an der Bevölkerung in Erwerbshaushalten bewegt sich jedoch lediglich in einer Größenordnung von ca. 1 %.

In der weiteren Analyse wurde der Zusammenhang zwischen den Verläufen der Erwerbstätigkeit und des Armutsstatus im Zeitraum von 1998 bis 2002 untersucht. Es zeigte sich, dass rund die Hälfte der Bevölkerung mit Erfahrungen von Armut bei Erwerbstätigkeit im Beobachtungszeitraum mindestens für ein Jahr in einem Haushalt ohne oder mit eingeschränkter Erwerbstätigkeit lebte und dass in diesen Haushalten in keinem Jahr ein Einkommen über dem Median realisiert wurde. Bemerkenswert ist auch, dass die Dichotomie zwischen Teil- und Vollerwerbshaushalten, die sich bei einer zeitpunktbezogenen Betrachtung aufdrängt, durch eine zeitraumbezogene Betrachtung relativiert wird. In dieser Gruppe ist nicht nur ein Wechsel zwischen Erwerbstätigkeit und Nichterwerbstätigkeit zu beobachten, sondern häufig auch zwischen Voll- und Teilerwerb.

Die zweite Gruppe wird von Personen gebildet, die ununterbrochen in Vollerwerbshaushalten gelebt haben und mindestens in einem Jahr zur Armutsbevölkerung zählten. Zu dieser Gruppe gehört etwa ein Viertel der Bevölkerung mit Erfahrungen von Armut bei Erwerbstätigkeit im Zeitraum von 1998 bis 2002. Die Restgruppe bilden Personen, die wie die Mitglieder der zuerst genannten Gruppe nicht durchgehend in Vollerwerbshaushalten lebten, aber im Unterschied zu diesen mindestens in einem Jahr zwischen 1998 und 2002 einem Haushalt mit einem Einkommen über dem Median angehörten.

Der Zusammenhang zwischen dem Wechsel des Armutsstatus und der Änderung der Erwerbsintensität vom Jahr 2001 auf das Jahr 2002 stellt sich wenig spektaku-

lär dar: Für den größeren Teil der Bevölkerung blieben Armuts- und Erwerbsstatus unverändert, und auch bei einem Wechsel des Erwerbsstatus änderte sich der Armutsstatus in der Mehrzahl der Fälle nicht. In den Fällen, in denen sich Erwerbs- und Armutsstatus gleichzeitig änderten, führte die Aufnahme einer Erwerbstätigkeit bzw. die Erhöhung der Erwerbsintensität nicht selten aus der Armut hinaus, während bei einer Reduzierung der Erwerbstätigkeit erwartungsgemäß nur ausnahmsweise der Weg aus der Armut herausführte.

Schließlich wurde im dritten Schritt der Studie der Zusammenhang zwischen Armut bei Erwerbstätigkeit und sozialer Ausgrenzung untersucht, wobei die Einschätzung der eigenen Lage in das Indikatorenbündel einbezogen wurde. Es zeigt sich, dass Armut bei Erwerbstätigkeit zwar das Risiko der sozialen Ausgrenzung erhöht, aber gleichzeitig die Erwerbstätigkeit für sich genommen dieses Risiko vermindert. Der Erwerbstätigkeit kann daher unabhängig von dem augenblicklichen Einkommen eine sozial integrierende Funktion zugeschrieben werden. Diese positive Wirkung mag auf Erwartungen eines Aufstiegs aus der Armut nach Aufnahme einer Erwerbstätigkeit beruhen. Wie in den Untersuchungen zur Armutsmobilität gezeigt wurde, sind diese Erwartungen nicht unbegründet, da in der Mehrzahl der Fälle bei Erwerbstätigkeit die Armutsphasen auf ein Jahr begrenzt sind.

Die vorgelegten Befunde entkräften somit Befürchtungen einer immer weiter um sich greifenden Armut bei Erwerbstätigkeit ebenso wie die einer der Irrelevanz der Erwerbstätigkeit für die gesellschaftliche Integration. Vielmehr verweisen die Befunde darauf, dass ein wesentlicher Teil der Armut bei Erwerbstätigkeit auf eine ungenügende Einbindung in den Arbeitsmarkt beruht. Allerdings wurde auch gezeigt, dass Familien und hierbei in besonderem Maße Familien von Zuwanderern und von allein Erziehenden einem besonderen Risiko der Armut bei Erwerbstätigkeit ausgesetzt sind. Schließlich verweisen die Untersuchungen zum Zusammenhang zwischen Erwerbstätigkeit und sozialer Ausgrenzung, dass der Erwerbstätigkeit unabhängig vom erzielten Einkommen eine sozial integrative Funktion zukommt.

Die in dieser Studie vorgelegten Ergebnisse implizieren, dass Armut und soziale Ausgrenzung nur über eine erfolgreiche Arbeitsmarkt-, Sozial- und Familienpolitik bekämpft werden können. Durch geeignete Maßnahmen in der Arbeitsmarkt- und Sozialpolitik sollten zum einen die Anreize zur Aufnahme einer Erwerbstätigkeit – insbesondere die Aufnahme einer Vollerwerbstätigkeit – verstärkt werden. Derartige Anreize könnten beispielsweise durch eine weitere Verringerung der Abgabenbelastung bei Aufnahme einer geringfügigen oder gering bezahlten Beschäftigung gesetzt werden, wobei man auf entsprechende Erfahrungen mit dem in den USA und Großbritannien verfolgtem Modell der earned income tax credits (EITC) zurückgreifen könnte. Bei der Ausgestaltung dieser Politikmaßnahmen müsste im vorliegenden Zusammenhang vor allem darauf geachtet werden, mögliche Mitnahmeeffekte zu vermeiden. Insbesondere sollte vermieden

werden, dass durch derartige Maßnahmen Anreize zur Umwandlung einer Vollerwerbstätigkeit in eine Teilerwerbstätigkeit entstehen, da damit eventuelle positive Effekte auf die Armutsquote kontakariert werden könnten.

Um die Wiedereintrittsrate in die Armut effektiv zu verringern, sollten die Maßnahmen mit geeigneten Ausbildungsmaßnahmen flankiert werden. Es erscheint schließlich sinnvoll, derartige Modelle durch Veränderungen der Ausgestaltung der Anspruchsregelungen für Transferzahlungen mit einer Erhöhung der Pflichten zur Aufnahme einer Erwerbstätigkeit von erwerbsfähigen Transferempfängern zu ergänzen. Hierbei könnte man sich an vorliegenden Vorschlägen zum Themenbereich „Workfare“ bzw. „aktivierende Sozialhilfe“ orientieren.

Die Wirksamkeit der genannten Maßnahmen hängt entscheidend von der Entwicklung eines Niedriglohnssektors und einer verbesserten Vereinbarkeit von Familie und Beruf ab. Der in Deutschland nur rudimentär entwickelte Niedriglohnsektor könnte beispielsweise durch zeitlich streng befristete Subventionen gestärkt werden. Um dem hohen Armutsrisiko bei Familien mit Kindern und insbesondere allein Erziehenden erfolgreich entgegenzuwirken, müssten diese Maßnahmen mit einer qualitativ and quantitativ stark verbesserten Betreuung von Kleinkindern und einer breiten Einführung von Ganztagschulen begleitet werden.

Es muss an dieser Stelle noch einmal darauf hingewiesen werden, dass diese wirtschaftspolitischen Schlussfolgerungen vor dem Hintergrund des vorliegenden Gutachtens gesehen werden müssen. Erstens wurden in dieser Studie nur Teilaspekte eines umfassenderen Themas betrachtet. Die Entwicklung von arbeitsmarkt-, sozial- und familienpolitischer Maßnahmen zur effektiven Armutsbekämpfung würde eine weitergehende Behandlung des Themas erfordern. Zweitens konnten im Rahmen dieser Studie nur Korrelationen zwischen Haushaltscharakteristika und dem Armutsstatus diskutiert werden. Inwieweit diese Charakteristika in einer kausalen Beziehung zur Armut stehen, würde eine tiefer gehende statistische Analyse erfordern. Eine derartige Analyse würde jedoch die Erhebung einer breiteren Datenbasis erfordern. Schließlich muss noch einmal auf den in dieser Untersuchung verwendeten Armutsbegriff hingewiesen werden, dessen Probleme im Rahmen der Untersuchung detailliert diskutiert wurden.

Literaturverzeichnis

- Andreß, H.-J., G. Lipsmeier und H. Lohmann (2001), Income, Expenditure and Standard of Living as Poverty Indicators – Different Measures, Similar Results. *Schmollers Jahrbuch*, 121: 165–198.
- Atkinson, T., B. Cantillon, E. Marlier und B. Nolan (2002), *Social Indicators – The EU and Social Inclusion*. Oxford: Oxford University Press.
- Barnes, M. (2002), Social exclusion and the life course. In Barnes et al. (ed.) (2002): 1–23.
- Barnes, M. et al. (ed.) (2002), *Poverty and Social Exclusion in Europe*. Cheltenham, UK, and Northampton, MA, USA: Edward Elgar.
- Becker, I. und R. Hauser (Hrsg.) (1997), *Einkommensverteilung und Armut – Deutschland auf dem Weg zur Vierfünftel-Gesellschaft?* (Reihe Wirtschaftswissenschaft: 36) Frankfurt am Main und New York: Campus
- Behrendt, C. (2002), *At the Margins of the Welfare State - Social assistance and the alleviation of poverty in Germany, Sweden and the United Kingdom*. Aldershot: Ashgate Publishing Limited
- Biewen, M. (2003), Who are the chronic poor? Evidence on the extend and the composition of chronic poverty in Germany. DIW Discussion Papers, No. 350.
- Biewen, M. and S.P. Jenkins (2001), Who is most likely to be poor in Germany? In: Becker, I., N. Ott und G. Rolf-Engel (Hrsg.), *Festschrift für Richard Hauser*, Campus-Verlag, Frankfurt a. M., pp. 440–462.
- BMAS (Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung) (Hrsg.) (2001a), *Lebenslagen in Deutschland – Der erste Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung – Bericht*. Berlin: BMA.
- BMAS (Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung) (Hrsg.) (2001b), *Lebenslagen in Deutschland – Der erste Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung – Daten und Fakten – Materialband zum ersten Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung*. Bericht. Berlin: BMA.
- BMGS (Bundesministerium für Gesundheit und Soziale Sicherung (Hrsg.) (2004), *Sozialhilfe – Regelsatz für die Hilfe zum Lebensunterhalt/Monat*. Internet: http://www.Bmgs.bund.de/download/statistiken/stat2004/stb8_16.xls vom 20.07.2004.
- Bosch, K. (1993), *Statistik-Taschenbuch, Zweite Auflage*. München und Wien: Oldenbourg.
- Burkhauser, R.V., B.A. Butrica, M.C. Daly und D.R. Lillard (2001), The Cross-National Equivalent File: A product of cross-national research. In: Becker, I., N. Ott und G. Rolf (Hrsg.), *Soziale Sicherung in einer dynamischen Gesellschaft*. Campus Verlag: Frankfurt/New York pp 354–376.
- D'Ambrosio, C. and J.P. Haisken-DeNew (2004), ITC and Socio-Economic Exclusion. RWI Essen, mimeo.
- D'Ambrosio, C, F. Papadopoulos, and P. Tsakoglou (2002), Social Exclusion in EU Member-States: A Comparison of Two Alternative Approaches. Working Paper from Bocconi University, Milan, Italy.
- Dekkers, G. (2002), Poverty, Dualisation and the Digital Divide. In Cammaerts, B., L. Van Audenhove, G. Nulens and C. Pauwels (eds), *Beyond the Digital Divide*, VUB-Press, Brussels.
- Deutscher Bundestag (Hrsg.) (2003), *Nationaler Aktionsplan für Deutschland zur Bekämpfung von Armut und sozialer Ausgrenzung 2003 bis 2005*. Drucksache 15/1420, Berlin: Deutscher Bundestag.

- Deutscher Verein für öffentliche und private Fürsorge (Hrsg.) (1989), *Gutachterliche Äußerung: Neues Bedarfsmessungssystem für die Regelsätze in der Sozialhilfe: Ableitung der Regelsätze für sonstige Haushaltsangehörige*. Frankfurt am Main: Deutscher Verein für öffentliche und private Fürsorge.
- DiNardo, J., N.M. Fortin and T. Lemieux, (1996), Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973–1992: A Semiparametric Approach. *Econometrica* 64: 1001–1044.
- Eurostat (2000), European Social Statistics. Income, Poverty and Social Exclusion, THEME 3, Population and Social Conditions, Luxembourg.
- Eurostat (Hrsg.) (2002), Statistics on Income, Poverty & Social Exclusion: The methodology of evaluation of the Laeken indicators of monetary poverty. ISG/2002/July 03.
- Faik, J. (1997), Institutionelle Äquivalenzskalen als Basis von Verteilungsanalysen – Eine Modifizierung von Sozialhilfeskalen. In: Becker, I. und R. Hauser (1997).
- Frick, J.R. and M. Grabka (2002), The Personal Distribution of Income and Imputed Rent. A Cross-National Comparison for the UK, West Germany, and the USA. DIW Berlin Diskussionspapier 271.
- Frijters, P., J.P. Haisken-DeNew and M.A. Shields (2004), Money Does matter! Evidence from increasing real incomes and Life Satisfaction in East Germany following Reunification. *American Economic Review*, 94, 3.
- Foster, J.E., J. Greer and E. Thorbecke (1984), A Class of Decomposable Poverty Indices. *Econometrica*, 52: 761–766.
- Greene, (2000), *Econometric Analysis*. Prentics-Hall, New Jersey.
- Grohmann, H. (1985), Vom theoretischen Konstrukt zum statistischen Begriff – Das Adäquationsproblem. *Allgemeines Statistisches Archiv* 69: 1–15.
- Haisken-DeNew und J.R. Frick (2003), DTC: The Desktop Companion to the SOEP. DIW Berlin, mimeo.
- Hanesch, W., W. Adamy, R. Martens, D. Rentzsch, U. Schneider, U. Schubert und M. Wisskirchen unter Mitarbeit von E.-M. Bordt, J. Hagelskamp und T. Niermann mit einem Beitrag von P. Krause (1994), *Armut in Deutschland – Der Armutsbericht des DGB und des Paritätischen Wohlfahrtsverbandes*. Rowohlt Taschenbuch Verlag: Reinbeck bei Hamburg.
- Hanesch, W. (2000), *Lebenslagen in Deutschland – Der erste Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung – Forschungsprojekt Einkommenslage bei Erwerbstätigkeit und Arbeitslosigkeit*. Berlin: BMA.
- Hauser, R. (1997), Vergleichende Analyse der Einkommensverteilung und der Einkommensarmut in den alten und in den neuen Bundesländern 1990 bis 1995. In: Becker, I. und R. Hauser.
- Kohler, Ulrich und Frauke Kreuter (2001) *Datenanalyse mit Stata*, Oldenburg Verlag, München
- Kortmann, K. und P. Sopp (2000), *Die Bevölkerung im unteren Einkommensbereich, demografische Strukturen, Einstiegsgründe und Ausstiegssdynamik*. Forschungsprojekt im Auftrag des Bundesministeriums für Arbeit und Sozialforschung durchgeführt von Infratest Burke Sozialforschung. München: Infratest Burke Sozialforschung.
- Kortmann, K., T. Heien, P. Sopp und M. Thum (2002), *Soziale Lage und Einkommensdynamik im unteren Einkommensbereich – Zusammenfassender Bericht zum Niedrigeinkommens-Panel (NIEP)*. Forschungsprojekt im Auftrag des Bundesministeriums für Gesundheit und Soziale Sicherung. München: Infratest Sozialforschung.
- Krämer, W. (2001), Armut in der Bundesrepublik. *Volkswirtschaftliche Korrespondenz der Adolf-Weber-Stiftung* 40, Heft Nr. 7.
- Little, R.J.A. und H.-L. Su (1989), Item Nonresponse in Panel Surveys. In: Kasprzyk, D., G. Duncan, G. Kalton, and M.P. Singh (eds.), *Panel Surveys*, Wiley: New York

- Lollivier, S. et D. Verger (1997), Pauvreté d'existence, monétaire ou subjectives sont distinctes. *Économie et Statistique*, 1997: 113–142.
- Meyer, B.D. and D. Holtz Eakin (2001), Introduction. In: Meyer, B.D. and D. Holtz-Eakin (ed.).
- Mieterschutzbund Berlin (Hrsg.), Keine Fehlbelegungsabgabe mehr in Berlin. Internet: <http://www.mieterschutzbund-berlin.de/miete/artikel/0203m1.shtm> vom 16.02.2004.rb
- Niedersächsisches Ministerium für Soziales, Frauen, Familie und Gesundheit (Hrsg.) (2004), Fehlbelegung von Sozialwohnungen /Fehlbelegungsabgabe. Internet: www.ms.niedersachsen.de/master/0,,C2653043_N2653115_L20_D0_I674,00.html vom 19.02.2004.
- Nolan, B. and C.T. Whelan (1996), *Resources, Deprivation, and Poverty*. Clarendon Press: Oxford.
- Papadopoulos, F. and P. Tsakloglou (2002), Social Exclusion in the EU: Quantitative Estimates and Determining Factors”, mimeo, Athens University of Economics and Business.
- Percy-Smith, J. (2000), Introduction: The Contours of Social Exclusion. In: Percy-Smith, J. (Ed.) *Policy Responses to Social Exclusion: Towards Inclusion*”, 1st Edition, Open University Press, Buckingham.
- Ponthieux, S. (2002), La pauvreté en termes de conditions de vie: quatre profils de ménages. In: INSEE (Hrsg) (2002), *Données sociales 2002–2003*: 417–426.
- Ronning, G. (1991), *Mikroökonomie* (Heidelberger Lehrtexte Wirtschaftswissenschaften). Berlin u.a.: Springer-Verlag.
- Sell, S. (1998), Weiterentwicklung der Sozialhilfe an der Schnittstelle zwischen Leistungsbezug und Erwerbstätigkeit. *Sozialer Fortschritt* 47: 27–30.
- Semrau, P. und H.-J. Stubig (1999), Armut im Lichte unterschiedlicher Messkonzepte. *Allgemeines Statistisches Archiv*, 83: 324–337.
- Sen, A. (1983), Poor, Relatively Speaking. *Oxford Economic Papers* 35: 153–169.
- Senatsverwaltung für Bildung, Jugend und Sport Berlin (Hrsg.) (2004), Aktuelle Lesefassung des gesamten KTBG. Internet: <http://www.senbjis.berlin.de/jugend/rechtsvorschriften/ktkg/ktkg-2004.pdf> vom 19.02.2004.
- Stadt Köln (Hrsg) (2004) Ausgleichszahlung für Sozialwohnungen im Überblick: Einkommensanrechnung – Frei- und Abzugsbeträge – Einkommensgrenzen. Internet: <http://www.stadt-koeln.de/imperia/md/content/pdfdateien/pdf/165.pdf> vom 19.02.2004.
- Strengmann-Kuhn, W., (2003), *Armut trotz Erwerbstätigkeit – Analysen und sozialpolitische Konsequenzen*. Frankfurt und New York: Campus Verlag.
- Statistisches Bundesamt (Hrsg.) (2003), Wohngeld 2001 (Fachserie 13: Sozialleistungen, Reihe 4). Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.
- Statistisches Bundesamt (Hrsg.) (2004), Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen – Konten und Standardtabellen – Vorbericht 2003. (Fachserie 18: Reihe 1.2). Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.
- Townsend, P. (1979), *Poverty in the United Kingdom – A Survey of Household Resources and Standards of Living*. Harmondsworth: Penguin Books.
- Townsend, P., (1993), *The International Analysis of Poverty*, London, Harvester Wheatsheaf.
- Tsakloglou, P. and F. Papadopoulos (2001), Identifying Population Groups at High Risk of Social Exclusion: Evidence from the ECHP IZA (Hrsg.), Discussion Paper No. 392.
- Tsakloglou, P. and F. Papadopoulos (2002), *Poverty, material deprivation and multi-dimensional disadvantage during four life-stages: evidence from the ECHP*. In: Barnes et al. (2002): 24–52.

- Wagner, G., R.V. Burkhauser und F. Behringer. (1993) "The English Language Public Use File of the German Socio-Economic Panel," *Journal of Human Resources*, 28(2) 429–433.
- Weber, M. (1988) [1904], *Die „Objektivität“ sozialwissenschaftlicher und sozialpolitischer Erkenntnis*. In: Weber, M. (1988), *Gesammelte Aufsätze zur Wissenschaftslehre* herausgegeben von J. Winckelmann. Tübingen: J.C.B. Mohr: 146–214.
- Whelan, B. and C. Whelan (1995), In What Sense is Poverty Multidimensional? In Room, G. (Hrsg.), *Beyond the Threshold*, 1st Edition, The Policy Press: Bristol
- Wolter, J (1985) *Introduction to Variance Estimation*, New York/Berlin (Springer)
- Zajczyk, F. (1995), Between Survey and Social Services Analysis: an Inquiry on Two Lines and Three Levels. In: Room, G. (Ed.), *Beyond the Threshold*, 1st Edition. The Policy Press: Bristol

Tabelle C1b: Teilerwerbs-HH Gesamtdeutschland 1992: Median 1992: Verfügbares Äquivalenzeinkommen (OECD neu): Real 2000 EUR

Bevölkerung 6070004 [N=1281]
 Median 15114.76 14793.59 15435.93

	Schätzwert	[-]	[+]	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	[-]	[+]	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
0.6*Median (Armutschwelle)	9068.86	8876.16	9261.56											
A-R-O-P (Armutsquote)	0.3009	0.2609	0.3408	1.0000	1.0000	1.0000	0.3009	0.2609	0.3408	1826409	4749	0.0863	0.0416	1920.36
Region	Zerlegung	[-]	[+]	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	[-]	[+]	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
- West	0.2243	0.1828	0.2659	0.7456	0.7502	0.9938	0.2990	0.2436	0.3544	1361741	3755	0.0682	0.0351	2107.19
- Ost	0.0766	0.0689	0.0842	0.2544	0.2498	1.0186	0.3065	0.2757	0.3373	464669	994	0.0181	0.0065	1664.86
Geschlecht	Zerlegung	[-]	[+]	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	[-]	[+]	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
- männlich	0.1260	0.0999	0.1520	0.4187	0.4355	0.9614	0.2893	0.2294	0.3491	764666	1767	0.0321	0.0134	1836.93
- weiblich	0.1749	0.1370	0.2128	0.5813	0.5645	1.0298	0.3099	0.2427	0.3770	1061743	2982	0.0542	0.0282	2149.48
Immigrant, seit 1948	Zerlegung	[-]	[+]	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	[-]	[+]	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
- Nein	0.2842	0.2455	0.3229	0.9446	0.9508	0.9934	0.2989	0.2582	0.3396	1725144	4475	0.0813	0.0393	1920.36
- Ja	0.0167	0.0083	0.0251	0.0554	0.0492	1.1280	0.3394	0.1686	0.5102	101265	274	0.0050	0.0023	2730.86
Alter	Zerlegung	[-]	[+]	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	[-]	[+]	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
- 0-15	0.0993	0.0704	0.1281	0.3299	0.2235	1.4757	0.4440	0.3151	0.5729	602476	1680	0.0305	0.0155	2107.19
- 16-24	0.0349	0.0224	0.0475	0.1161	0.0979	1.1863	0.3569	0.2288	0.4851	212129	500	0.0091	0.0040	1827.29
- 24-49	0.1326	0.1048	0.1604	0.4406	0.3559	1.2378	0.3724	0.2943	0.4506	804699	1905	0.0346	0.0153	1832.86
- 50-64	0.0288	0.0147	0.0428	0.0956	0.2340	0.4085	0.1229	0.0628	0.1830	174540	614	0.0111	0.0066	3065.86
- 65+	0.0054	0.0010	0.0097	0.0178	0.0887	0.2011	0.0605	0.0115	0.1095	32565	50	0.0009	0.0002	1664.86
Familienstand	Zerlegung	[-]	[+]	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	[-]	[+]	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
- mind. Kind	0.1024	0.0736	0.1312	0.3404	0.2305	1.4772	0.4445	0.3196	0.5694	621765	1708	0.0310	0.0156	2107.19
- verheiratet	0.0840	0.0710	0.0971	0.2793	0.3748	0.7453	0.2243	0.1893	0.2592	510145	1365	0.0248	0.0123	1920.36
- ledig	0.0704	0.0477	0.0931	0.2340	0.2272	1.0299	0.3099	0.2098	0.4099	427403	997	0.0181	0.0078	1494.10
- Witwe(r)	0.0060	0.0006	0.0115	0.0200	0.0636	0.3139	0.0944	0.0090	0.1799	36487	121	0.0022	0.0012	1950.86
- geschieden	0.0307	0.0163	0.0451	0.1020	0.0822	1.2399	0.3731	0.1978	0.5484	186226	438	0.0080	0.0032	2223.86
- getrennt	0.0073	0.0014	0.0132	0.0243	0.0217	1.1221	0.3376	0.0656	0.6097	44383	120	0.0022	0.0015	1018.23
Behindert	Zerlegung	[-]	[+]	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	[-]	[+]	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
- Nein	0.2883	0.2455	0.3311	0.9582	0.9065	1.0571	0.3181	0.2708	0.3653	1750085	4580	0.0832	0.0406	1920.36
- Ja	0.0126	0.0066	0.0185	0.0418	0.0935	0.4469	0.1345	0.0709	0.1980	76324	169	0.0031	0.0010	1836.93
Jahre der Ausbildung	Zerlegung	[-]	[+]	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	[-]	[+]	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
- Fehlt	0.1110	0.0839	0.1381	0.3689	0.2465	1.4964	0.4503	0.3403	0.5602	673818	1776	0.0323	0.0158	1931.16
- 7 < 11	0.1016	0.0909	0.1123	0.3378	0.3569	0.9465	0.2848	0.2548	0.3147	616922	1493	0.0271	0.0132	1827.29
- 11 - 12	0.0506	0.0355	0.0657	0.1682	0.2281	0.7375	0.2219	0.1558	0.2880	307268	741	0.0135	0.0055	1879.41
- 13 < 15	0.0207	0.0096	0.0318	0.0687	0.0563	1.2191	0.3668	0.1699	0.5638	125402	517	0.0094	0.0054	2794.86
- 15 <= 18	0.0170	0.0001	0.0338	0.0564	0.1121	0.5029	0.1513	0.0013	0.3014	102999	222	0.0040	0.0017	1378.19
HH-Typologie (1-Steller)	Zerlegung	[-]	[+]	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	[-]	[+]	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
- 1-Personen-HH Mann	0.0267	0.0104	0.0430	0.0886	0.0814	1.0894	0.3278	0.1277	0.5279	161888	298	0.0054	0.0014	1664.86
- 1-Personen-HH Frau	0.0158	0.0081	0.0234	0.0524	0.0981	0.5345	0.1608	0.0830	0.2387	95752	253	0.0046	0.0020	3209.86
- Paar ohne Kinder	0.0313	-0.0013	0.0639	0.1041	0.2122	0.4906	0.1476	-0.0060	0.3013	190142	417	0.0076	0.0030	1378.19
- Alleinerziehende	0.0730	0.0441	0.1019	0.2425	0.1746	1.3889	0.4179	0.2523	0.5835	442981	776	0.0141	0.0058	975.86
- Paar mit Kind. < 16	0.1131	0.0873	0.1389	0.3758	0.2730	1.3767	0.4142	0.3196	0.5088	686347	2123	0.0386	0.0192	2175.52
- Paar mit Kind. >= 16	0.0198	0.0097	0.0299	0.0657	0.0843	0.7794	0.2345	0.1146	0.3544	120061	414	0.0075	0.0043	2639.36
- Paar mit Kind. <> 16	0.0069	-0.0002	0.0141	0.0231	0.0246	0.9383	0.2823	-0.0100	0.5747	42106	24	0.0004	0.0000	575.81
- Andere	0.0144	0.0049	0.0238	0.0477	0.0518	0.9202	0.2769	0.0947	0.4591	87132	445	0.0081	0.0059	6235.52
Anzahl Minderjährige in HH	Zerlegung	[-]	[+]	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	[-]	[+]	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
- Keine Minderjährige	0.0921	0.0562	0.1279	0.3060	0.5285	0.5790	0.1742	0.1063	0.2421	558899	1390	0.0253	0.0114	1664.86
- 1 Minderjähriges	0.1156	0.0784	0.1527	0.3841	0.2112	1.8187	0.5472	0.3714	0.7231	701547	1766	0.0321	0.0163	1920.36
- 2 Minderjährige	0.0523	0.0263	0.0782	0.1737	0.1376	1.2621	0.3797	0.1911	0.5684	317239	829	0.0151	0.0072	2149.48
- 3+ Minderjährige	0.0410	0.0171	0.0649	0.1362	0.1226	1.1105	0.3341	0.1392	0.5290	248724	764	0.0139	0.0066	2107.19

Eigene Berechnungen nach Angaben von SOEP 1984-2002

Tabelle C1c: Vollerwerbs-HH Gesamtdeutschland 1992: Median 1992: Verfügbares Äquivalenzeinkommen (OECD neu): Real 2000 EUR

		54975797 [N=13482]													
Bevölkerung		15114.76			14793.59 15435.93										
Median		15114.76													
		Schätzwert	-	+	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	-	+	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
0.6*Median (Armutschwelle)		9068.86	8876.16	9261.56											
A-R-O-P (Armutsquote)		0.0430	0.0321	0.0538	1	1	1	0.043	0.0321	0.0538	2361211	2747	0.0055	0.0013	813.47
Region		Zerlegung	-	+	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	-	+	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
- West		0.0320	0.0217	0.0423	0.7448	0.8180	0.9105	0.0391	0.0265	0.0517	1758647	2037	0.0041	0.0010	843.62
- Ost		0.0110	0.0078	0.0141	0.2552	0.1820	1.4024	0.0602	0.0430	0.0774	602564	709	0.0014	0.0003	753.86
Geschlecht		Zerlegung	-	+	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	-	+	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
- männlich		0.0200	0.0147	0.0254	0.4665	0.5238	0.8906	0.0383	0.0280	0.0485	1101551	1299	0.0026	0.0006	843.62
- weiblich		0.0229	0.0169	0.0290	0.5335	0.4762	1.1203	0.0481	0.0354	0.0608	1259660	1447	0.0029	0.0007	813.47
Immigrant, seit 1948		Zerlegung	-	+	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	-	+	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
- Nein		0.0364	0.0268	0.0459	0.8468	0.9155	0.9249	0.0397	0.0293	0.0502	1999542	2379	0.0048	0.0012	843.62
- Ja		0.0066	0.0043	0.0089	0.1532	0.0845	1.8137	0.0779	0.0509	0.1049	361669	368	0.0007	0.0001	594.57
Alter		Zerlegung	-	+	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	-	+	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
- 0-15		0.0163	0.0111	0.0215	0.3796	0.2091	1.8154	0.0780	0.0530	0.1030	896207	1030	0.0021	0.0005	843.62
- 16-24		0.0068	0.0045	0.0091	0.1584	0.1324	1.1963	0.0514	0.0343	0.0685	374074	496	0.0010	0.0003	939.86
- 24-49		0.0163	0.0122	0.0203	0.3788	0.4486	0.8442	0.0363	0.0272	0.0453	894319	979	0.0020	0.0004	765.73
- 50-64		0.0032	0.0016	0.0048	0.0737	0.1921	0.3838	0.0165	0.0082	0.0248	174095	216	0.0004	0.0001	665.52
- 65+		0.0004	-0.0003	0.0011	0.0095	0.0178	0.5369	0.0231	-0.0141	0.0602	22516	25	0.0001	0.0000	1225.52
Familienstand		Zerlegung	-	+	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	-	+	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
- mind. Kind		0.0179	0.0123	0.0235	0.4170	0.2240	1.8616	0.0800	0.0549	0.1050	984611	1156	0.0023	0.0005	853.86
- verheiratet		0.0165	0.0120	0.0209	0.3831	0.5002	0.7658	0.0329	0.0241	0.0417	904491	932	0.0019	0.0004	753.86
- ledig		0.0059	0.0048	0.0069	0.1363	0.2084	0.6538	0.0281	0.0229	0.0332	321746	427	0.0009	0.0002	939.86
- Witve(r)		0.0004	-0.0001	0.0010	0.0103	0.0157	0.6580	0.0283	-0.0069	0.0634	24362	14	0.0000	0.0000	657.86
- geschieden		0.0020	0.0008	0.0031	0.0454	0.0439	1.0353	0.0445	0.0187	0.0703	107303	213	0.0004	0.0001	2144.97
- getrennt		0.0003	0.0000	0.0007	0.0079	0.0078	1.0171	0.0437	-0.0012	0.0885	18698	5	0.0000	0.0000	131.36
Behindert		Zerlegung	-	+	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	-	+	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
- Nein		0.0420	0.0314	0.0525	0.9775	0.9538	1.0249	0.0440	0.0330	0.0551	2308016	2685	0.0054	0.0013	843.62
- Ja		0.0010	0.0003	0.0016	0.0225	0.0462	0.4873	0.0209	0.0071	0.0347	53195	62	0.0001	0.0000	665.52
Jahre der Ausbildung		Zerlegung	-	+	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	-	+	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
- Fehlt		0.0183	0.0124	0.0242	0.4266	0.2332	1.8291	0.0786	0.0532	0.1040	1007256	1189	0.0024	0.0006	843.62
- 7 < 11		0.0152	0.0103	0.0200	0.3530	0.3685	0.9579	0.0411	0.0280	0.0542	833419	920	0.0018	0.0004	739.81
- 11 < 12		0.0084	0.0062	0.0107	0.1963	0.2521	0.7788	0.0334	0.0246	0.0423	463527	570	0.0011	0.0003	843.62
- 13 < 15		0.0007	0.0002	0.0012	0.0159	0.0570	0.2790	0.0120	0.0029	0.0211	37577	34	0.0001	0.0000	228.86
- 15 <= 18		0.0004	0.0001	0.0006	0.0082	0.0892	0.0923	0.0040	0.0011	0.0069	19432	34	0.0001	0.0000	1864.10
HH-Typologie (1-Steller)		Zerlegung	-	+	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	-	+	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
- 1-Personen-HH Mann		0.0002	-0.0001	0.0006	0.0054	0.0460	0.1168	0.0050	-0.0020	0.0121	12683	16	0.0000	0.0000	939.86
- 1-Personen-HH Frau		0.0008	0.0002	0.0015	0.0197	0.0308	0.6381	0.0274	0.0051	0.0497	46399	56	0.0001	0.0000	671.86
- Paar ohne Kinder		0.0022	0.0011	0.0034	0.0517	0.1719	0.3005	0.0129	0.0063	0.0195	122004	152	0.0003	0.0001	1047.52
- Alleinerziehende		0.0041	0.0021	0.0060	0.0947	0.0435	2.1756	0.0934	0.0491	0.1378	223628	450	0.0009	0.0003	2144.97
- Paar mit Kind. < 16		0.0193	0.0153	0.0233	0.4493	0.3754	1.1966	0.0514	0.0408	0.0620	1060778	1041	0.0021	0.0004	589.60
- Paar mit Kind. >= 16		0.0028	0.0016	0.0040	0.0642	0.1827	0.3511	0.0151	0.0085	0.0216	151501	179	0.0004	0.0001	697.66
- Paar mit Kind. <= 16		0.0085	0.0047	0.0122	0.1974	0.0932	2.1171	0.0909	0.0506	0.1312	466127	532	0.0011	0.0003	653.20
- Andere		0.0051	-0.0015	0.0116	0.1178	0.0563	2.0902	0.0898	-0.0262	0.2058	278091	320	0.0006	0.0001	1035.19
Anzahl Minderjährige in HH		Zerlegung	-	+	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	-	+	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
- Keine Minderjährige		0.0058	0.0033	0.0083	0.1345	0.4525	0.2973	0.0128	0.0072	0.0183	317626	426	0.0009	0.0002	939.86
- 1 Minderjähriges		0.0093	0.0058	0.0128	0.2162	0.2204	0.9811	0.0421	0.0263	0.0580	510539	582	0.0012	0.0003	653.20
- 2 Minderjährige		0.0169	0.0109	0.0230	0.3944	0.2331	1.6915	0.0727	0.0467	0.0986	931150	1101	0.0022	0.0005	1035.19
- 3+ Minderjährige		0.0109	0.0060	0.0159	0.2549	0.0940	2.7117	0.1165	0.0633	0.1696	601896	637	0.0013	0.0003	589.60

Eigene Berechnungen nach Angaben von SOEP 1984-2002

Tabelle C2b: Teilerwerbs-HH Gesamtdeutschland 1997: Median 1997: Verfügbares Äquivalenzeinkommen (OECD neu): Real 2000 EUR														
Bevölkerung	8257784 [N=1588]													
Median	15202.78	14942.57	15462.99											
	Schätzwert	[-]	[+]	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	[-]	[+]	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
0.6*Median (Armutsschwelle)	9121.67	8965.54	9277.79											
A-R-O-P (Armutsquote)	0.2839	0.2381	0.3296	1.0000	1.0000	1.0000	0.2839	0.2381	0.3296	2344142	5534	0.0735	0.0290	1835.00
Region	Zerlegung	[-]	[+]	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	[-]	[+]	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
- West	0.2366	0.1971	0.2761	0.8335	0.8299	1.0044	0.2851	0.2375	0.3327	1953840	4711	0.0625	0.0250	1835.00
- Ost	0.0473	0.0358	0.0587	0.1665	0.1701	0.9787	0.2778	0.2107	0.3450	390302	823	0.0109	0.0039	1825.67
Geschlecht	Zerlegung	[-]	[+]	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	[-]	[+]	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
- männlich	0.1311	0.1051	0.1571	0.4619	0.4826	0.9572	0.2717	0.2178	0.3256	1082816	2428	0.0322	0.0127	1767.00
- weiblich	0.1527	0.1235	0.1820	0.5381	0.5174	1.0399	0.2952	0.2386	0.3518	1261326	3106	0.0412	0.0163	2087.00
Immigrant, seit 1948	Zerlegung	[-]	[+]	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	[-]	[+]	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
- Nein	0.2427	0.2070	0.2783	0.8548	0.8787	0.9729	0.2762	0.2356	0.3167	2003872	4856	0.0645	0.0258	1985.00
- Ja	0.0412	0.0186	0.0639	0.1452	0.1213	1.1966	0.3397	0.1530	0.5264	340270	678	0.0090	0.0031	1541.67
Alter	Zerlegung	[-]	[+]	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	[-]	[+]	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
- 0-15	0.0801	0.0662	0.0940	0.2821	0.1989	1.4187	0.4027	0.3327	0.4727	661371	1747	0.0232	0.0096	2381.67
- 16-24	0.0401	0.0255	0.0546	0.1411	0.1091	1.2931	0.3671	0.2336	0.5006	330750	623	0.0083	0.0030	1401.67
- 24-49	0.1073	0.0793	0.1353	0.3781	0.3532	1.0702	0.3038	0.2245	0.3831	886212	2298	0.0305	0.0128	2226.67
- 50-64	0.0366	0.0250	0.0483	0.1291	0.2326	0.5549	0.1575	0.1073	0.2077	302542	565	0.0075	0.0026	1578.87
- 65+	0.0198	0.0040	0.0356	0.0696	0.1062	0.6561	0.1862	0.0375	0.3350	163267	300	0.0040	0.0009	1835.00
Familienstand	Zerlegung	[-]	[+]	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	[-]	[+]	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
- mind. Kind	0.0824	0.0680	0.0969	0.2904	0.2090	1.3895	0.3944	0.3252	0.4637	680694	1769	0.0235	0.0096	2379.88
- verheiratet	0.0893	0.0537	0.1250	0.3147	0.3906	0.8057	0.2287	0.1375	0.3200	737746	1541	0.0205	0.0071	1835.00
- ledig	0.0789	0.0482	0.1097	0.2780	0.2333	1.1917	0.3383	0.2065	0.4701	651593	1563	0.0208	0.0088	1719.67
- Witwe(r)	0.0091	0.0028	0.0153	0.0320	0.0565	0.1605	0.0496	0.2714	0.1605	74923	162	0.0022	0.0007	1670.13
- geschieden	0.0164	0.0088	0.0240	0.0578	0.0837	0.6913	0.1962	0.1054	0.2870	135560	324	0.0043	0.0018	1733.97
- getrennt	0.0077	0.0004	0.0150	0.0271	0.0270	1.0055	0.2854	0.0150	0.5559	63626	173	0.0023	0.0010	3229.44
Behindert	Zerlegung	[-]	[+]	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	[-]	[+]	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
- Nein	0.2620	0.2178	0.3062	0.9230	0.8970	1.0290	0.2921	0.2428	0.3414	2163672	5262	0.0699	0.0283	2087.00
- Ja	0.0219	0.0129	0.0309	0.0770	0.1030	0.7473	0.2121	0.1248	0.2995	180470	271	0.0036	0.0007	1523.67
Jahre der Ausbildung	Zerlegung	[-]	[+]	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	[-]	[+]	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
- Fehlt	0.0919	0.0752	0.1087	0.3239	0.2296	1.4108	0.4005	0.3274	0.4736	759241	1877	0.0249	0.0100	2264.17
- 7 < 11	0.1210	0.0817	0.1604	0.4264	0.3866	1.1028	0.3131	0.2113	0.4149	999549	2178	0.0289	0.0111	1767.00
- 11 - 12	0.0328	0.0222	0.0435	0.1157	0.2243	0.5159	0.1465	0.0991	0.1938	271230	645	0.0086	0.0033	2264.17
- 13 < 15	0.0169	0.0080	0.0258	0.0596	0.0650	0.9174	0.2604	0.1233	0.3975	139712	321	0.0043	0.0014	2226.67
- 15 <= 18	0.0211	0.0073	0.0349	0.0744	0.0946	0.7868	0.2234	0.0776	0.3691	174410	513	0.0068	0.0033	2148.67
HH-Typologie (1-Steller)	Zerlegung	[-]	[+]	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	[-]	[+]	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
- 1-Personen-HH Mann	0.0297	0.0127	0.0467	0.1045	0.1089	0.9593	0.2723	0.1162	0.4284	244977	772	0.0103	0.0052	2604.67
- 1-Personen-HH Frau	0.0215	0.0126	0.0305	0.0758	0.0834	0.9097	0.2582	0.1508	0.3656	177776	403	0.0054	0.0019	1719.67
- Paar ohne Kinder	0.0414	0.0266	0.0563	0.1460	0.2386	0.6118	0.1737	0.1115	0.2358	342216	644	0.0085	0.0026	1835.00
- Alleinerziehende	0.0567	0.0351	0.0783	0.1998	0.1432	1.3953	0.3961	0.2452	0.5470	468441	1141	0.0151	0.0060	1985.00
- Paar mit Kind. < 16	0.0668	0.0458	0.0879	0.2354	0.2146	1.0970	0.3114	0.2134	0.4094	551787	1626	0.0216	0.0092	2470.13
- Paar mit Kind. >= 16	0.0232	0.0014	0.0450	0.0817	0.0881	0.9281	0.2635	0.0163	0.5107	191585	197	0.0026	0.0005	755.67
- Paar mit Kind. <> 16	0.0196	0.0046	0.0346	0.0691	0.0477	1.4472	0.4108	0.0972	0.7245	161974	402	0.0053	0.0021	2048.43
- Andere	0.0249	0.0120	0.0378	0.0876	0.0755	1.1608	0.3295	0.1588	0.5002	205386	349	0.0046	0.0015	895.91
Anzahl Minderjährige in HH	Zerlegung	[-]	[+]	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	[-]	[+]	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
- Keine Minderjährige	0.1159	0.0934	0.1385	0.4084	0.5532	0.7383	0.2096	0.1688	0.2504	957459	2156	0.0286	0.0113	1835.00
- 1 Minderjähriges	0.0772	0.0416	0.1129	0.2721	0.2107	1.2915	0.3666	0.1974	0.5359	637889	1610	0.0214	0.0085	1733.97
- 2 Minderjährige	0.0415	0.0218	0.0613	0.1463	0.1350	1.0842	0.3078	0.1613	0.4542	342963	1052	0.0140	0.0064	3229.44
- 3+ Minderjährige	0.0491	0.0316	0.0667	0.1731	0.1011	1.7119	0.4860	0.3123	0.6596	405831	715	0.0095	0.0028	1639.00

Eigene Berechnungen nach Angaben von SOEP 1984-2002

Tabelle C4c: Vollerwerbs-HH Gesamtdeutschland 1997: Median 1992: Verfügbares Äquivalenzeinkommen (OECD neu): Real 2000 EUR

		50838387 [N=11568]													
Bevölkerung		15114.76			14793.59 15435.93										
Median		15114.76			14793.59 15435.93										
		Schätzwert	[-]	[+]	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	[-]	[+]	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
0.6*Median (Armutschwelle)		9068.86	8876.16	9261.56											
A-R-O-P (Armutsquote)		0.0372	0.0304	0.0439	1.0000	1.0000	1.0000	0.0372	0.0304	0.0439	1889823	2853	0.0062	0.0016	1428.00
Region		Zerlegung	[-]	[+]	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	[-]	[+]	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
- West		0.0287	0.0214	0.0361	0.7732	0.8163	0.9472	0.0352	0.0262	0.0442	1461171	2311	0.0050	0.0014	1470.86
- Ost		0.0084	0.0063	0.0106	0.2268	0.1837	1.2347	0.0459	0.0343	0.0575	428652	541	0.0012	0.0002	1407.48
Geschlecht		Zerlegung	[-]	[+]	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	[-]	[+]	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
- männlich		0.0185	0.0146	0.0225	0.4978	0.5268	0.9450	0.0351	0.0276	0.0426	940682	1389	0.0030	0.0008	1362.06
- weiblich		0.0187	0.0148	0.0226	0.5022	0.4732	1.0613	0.0395	0.0312	0.0477	949141	1463	0.0032	0.0008	1470.86
Immigrant, seit 1948		Zerlegung	[-]	[+]	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	[-]	[+]	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
- Nein		0.0295	0.0246	0.0345	0.7947	0.9067	0.8765	0.0326	0.0271	0.0380	1501828	2267	0.0049	0.0013	1451.90
- Ja		0.0076	0.0045	0.0108	0.2053	0.0933	2.1997	0.0818	0.0479	0.1157	387995	586	0.0013	0.0004	1058.19
Alter		Zerlegung	[-]	[+]	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	[-]	[+]	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
- 0-15		0.0116	0.0084	0.0149	0.3134	0.2034	1.5405	0.0573	0.0412	0.0734	592254	857	0.0019	0.0005	1407.48
- 16-24		0.0071	0.0058	0.0083	0.1900	0.1206	1.5752	0.0586	0.0479	0.0692	359065	561	0.0012	0.0003	1476.86
- 24-49		0.0138	0.0105	0.0170	0.3705	0.4788	0.7739	0.0288	0.0219	0.0356	700226	1031	0.0022	0.0006	1349.81
- 50-64		0.0042	0.0028	0.0057	0.1143	0.1762	0.6488	0.0241	0.0159	0.0323	216048	346	0.0007	0.0002	1476.86
- 65+		0.0004	-0.0001	0.0010	0.0118	0.0210	0.5611	0.0209	-0.0069	0.0486	22230	58	0.0001	0.0000	3040.86
Familienstand		Zerlegung	[-]	[+]	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	[-]	[+]	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
- mind. Kind		0.0123	0.0091	0.0154	0.3302	0.2205	1.4974	0.0557	0.0414	0.0699	623933	901	0.0020	0.0005	1407.48
- verheiratet		0.0126	0.0090	0.0163	0.3395	0.4719	0.7195	0.0267	0.0190	0.0345	641584	885	0.0019	0.0005	1349.81
- ledig		0.0085	0.0059	0.0111	0.2292	0.1057	1.0157	0.0378	0.0262	0.0493	433189	608	0.0013	0.0003	1417.66
- Witwe(r)		0.0008	-0.0002	0.0018	0.0206	0.0201	1.0233	0.0380	-0.0111	0.0871	38854	97	0.0002	0.0001	2989.52
- geschieden		0.0021	0.0004	0.0038	0.0563	0.0534	1.0545	0.0392	0.0077	0.0707	106355	253	0.0005	0.0002	2160.86
- getrennt		0.0009	0.0003	0.0015	0.0243	0.0085	2.8510	0.1060	0.0341	0.1778	45908	108	0.0002	0.0001	1040.86
Behindert		Zerlegung	[-]	[+]	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	[-]	[+]	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
- Nein		0.0356	0.0292	0.0419	0.9575	0.9499	1.0080	0.0375	0.0308	0.0442	1809541	2758	0.0060	0.0016	1407.48
- Ja		0.0016	-0.0001	0.0033	0.0425	0.0501	0.8478	0.0315	-0.0021	0.0651	80282	95	0.0002	0.0000	1470.86
Jahre der Ausbildung		Zerlegung	[-]	[+]	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	[-]	[+]	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
- Fehlt		0.0133	0.0100	0.0166	0.3576	0.2454	1.4575	0.0542	0.0409	0.0675	675863	938	0.0020	0.0005	1407.48
- 7 < 11		0.0138	0.0091	0.0185	0.3703	0.3049	1.2144	0.0451	0.0297	0.0606	699877	1110	0.0024	0.0006	1470.86
- 11 - 12		0.0069	0.0056	0.0082	0.1851	0.2660	0.6960	0.0259	0.0209	0.0308	349857	515	0.0011	0.0003	1109.24
- 13 < 15		0.0016	0.0011	0.0022	0.0432	0.0704	0.6133	0.0228	0.0150	0.0306	81550	145	0.0003	0.0001	851.86
- 15 <= 18		0.0016	0.0006	0.0027	0.0437	0.1133	0.3860	0.0143	0.0051	0.0236	82676	145	0.0003	0.0001	1852.19
HH-Typologie (1-Steller)		Zerlegung	[-]	[+]	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	[-]	[+]	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
- 1-Personen-HH Mann		0.0004	-0.0001	0.0009	0.0113	0.0476	0.2386	0.0089	-0.0015	0.0192	21444	93	0.0002	0.0001	5762.86
- 1-Personen-HH Frau		0.0008	-0.0002	0.0017	0.0203	0.0334	0.6068	0.0226	-0.0051	0.0503	38323	42	0.0001	0.0000	1040.86
- Paar ohne Kinder		0.0033	0.0023	0.0043	0.0887	0.1814	0.4890	0.0182	0.0127	0.0237	167607	237	0.0005	0.0002	947.52
- Alleinerziehende		0.0054	0.0017	0.0091	0.1456	0.0420	3.4686	0.1289	0.0414	0.2165	275079	725	0.0016	0.0005	2604.86
- Paar mit Kind. < 16		0.0120	0.0087	0.0154	0.3233	0.3487	0.9273	0.0345	0.0249	0.0441	611064	900	0.0020	0.0005	1407.48
- Paar mit Kind. >= 16		0.0051	0.0015	0.0086	0.1363	0.1609	0.8472	0.0315	0.0096	0.0534	257582	413	0.0009	0.0002	1470.86
- Paar mit Kind. <> 16		0.0074	0.0037	0.0111	0.1998	0.1184	1.6871	0.0627	0.0316	0.0938	377627	244	0.0005	0.0001	569.16
- Andere		0.0028	0.0008	0.0047	0.0747	0.0677	1.1035	0.0410	0.0119	0.0701	141097	200	0.0004	0.0001	1568.86
Anzahl Minderjährige in HH		Zerlegung	[-]	[+]	Armutsanteil	Anteil Bevölk.	Rel. Armutsfaktor	Spezif. Armutsant.	[-]	[+]	Armutsbev.	Armutsücke	FGT[1]	FGT[2]	Median A-Lücke
- Keine Minderjährige		0.0108	0.0068	0.0148	0.2904	0.4438	0.6544	0.0243	0.0153	0.0334	548793	970	0.0021	0.0006	1476.86
- 1 Minderjähriges		0.0060	0.0027	0.0094	0.1622	0.1622	0.6431	0.0239	0.0106	0.0372	306503	571	0.0012	0.0004	1568.86
- 2 Minderjährige		0.0111	0.0087	0.0135	0.2983	0.2207	1.3518	0.0502	0.0393	0.0612	563804	789	0.0017	0.0004	1587.61
- 3+ Minderjährige		0.0093	0.0054	0.0131	0.2491	0.0833	2.9901	0.1112	0.0645	0.1578	470723	522	0.0011	0.0002	817.47

Eigene Berechnungen nach Angaben von SOEP 1984-2002

Tabelle E1: Inzidenz und Intensität der Armut in 1992 in Gesamtdeutschland

Einflussfaktoren	Armutsschwelle von 1992			
	Alle Haushalte		Erwerbshaushalte	
	[1] Inzidenz	[2] Intensität	[3] Inzidenz	[4] Intensität
Westdeutschland	-0.038	713.600	-0.027	346.116
männlich	[7.71]**	[8.28]**	[5.97]**	[3.29]**
verheiratet	-0.006	-77.213	-0.006	-46.954
Witwe[r]	[1.31]	[0.94]	[1.55]	[0.52]
geschieden	-0.056	-811.778	-0.035	-577.223
getrennt	[7.36]**	[6.16]**	[5.05]**	[3.78]**
Behindert	-0.054	-568.229	-0.042	-595.799
HH-Typ: 1-Personen-HH Frau	[6.47]**	[2.71]**	[3.78]**	[1.21]
HH-Typ: Paar ohne Kinder	-0.014	-479.475	-0.003	-136.976
HH-Typ: Alleinerziehende	[1.34]	[2.52]*	[0.25]	[0.53]
HH-Typ: Paar mit Kind. < 16	0.006	-458.716	0.003	-1031.139
HH-Typ: Paar mit Kind. >= 16	[0.27]	[1.35]	[0.15]	[2.49]*
HH-Typ: Paar mit Kind. <> 16	-0.013	-410.283	-0.008	-266.669
HH-Typ: Andere	[1.71]	[2.64]**	[0.80]	[0.90]
Immigrant, seit 1948	0.086	364.905	0.020	183.802
1 Minderjähr. Kind	[4.28]**	[1.33]	[0.86]	[0.35]
2 Minderjähr. Kinder	-0.024	190.722	0.003	541.883
3+ Minderjähr. Kinder	[1.82]	[0.71]	[0.21]	[1.24]
Jahre Ausbildung	0.044	98.299	0.053	267.639
Immig: Jahre Ausbildung	[2.39]*	[0.35]	[2.36]*	[0.59]
Alter: 16/24	0.004	507.052	0.010	641.534
Alter: 24/49	[0.22]	[1.73]	[0.59]	[1.41]
Alter: 50/64	0.012	572.583	0.016	749.115
Alter: 65+	[0.83]	[2.13]*	[0.92]	[1.74]
Beschäftigung im Haushalt: Nur 1x TZ	0.008	364.344	0.013	501.421
Beschäftigung im Haushalt: 1+ VZ, 2+ TZ	[0.45]	[1.16]	[0.70]	[1.07]
Konstante	0.000	302.577	0.002	770.171
Beobachtungen	[0.02]	[1.04]	[0.14]	[1.68]
	-0.023	-125.544	-0.030	756.535
	[0.91]	[0.24]	[1.44]	[1.23]
	0.052	335.547	0.043	89.132
	[4.73]**	[1.91]	[4.30]**	[0.41]
	0.048	-677.313	0.032	-804.010
	[3.60]**	[3.15]**	[2.86]**	[3.48]**
	0.073	645.336	0.063	109.225
	[5.61]**	[3.26]**	[5.40]**	[0.46]
	0.043	-698.694	0.029	23.652
	[3.49]**	[3.37]**	[2.89]**	[0.11]
	0.154	490.625	0.137	279.666
	[8.96]**	[2.28]*	[8.61]**	[1.16]
	0.082	-952.049	0.069	-597.913
	[5.60]**	[4.81]**	[5.69]**	[3.13]**
	-0.018	-74.217	-0.014	-8.883
	[13.65]**	[2.98]**	[10.83]**	[0.28]
	0.005	14.310	0.005	-83.841
	[1.74]	[0.25]	[1.96]	[1.26]
	0.105	493.648	0.085	354.739
	[9.92]**	[3.39]**	[9.20]**	[2.30]*
	0.113	810.539	0.078	468.303
	[10.95]**	[5.48]**	[8.72]**	[2.76]**
	0.106	761.728	0.100	911.150
	[6.84]**	[3.76]**	[6.50]**	[3.71]**
	0.047	169.519	0.068	-102.753
	[2.98]**	[0.74]	[2.74]**	[0.23]
	-0.048	-646.101	0.290	1435.237
	[8.66]**	[5.84]**	[29.98]**	[14.51]**
	-0.425	-2019.006		
	[39.99]**	[19.01]**		
		2685.535		371.501
		[7.33]**		[0.71]

Absolutewerte der t-Stat. in Klammern ; * 5% Signifikanzniveau; ** 1% Signifikanzniveau
 "Inzidenz": Probit-Armutswahrscheinlichkeit; "Intensität": OLS-Schätzung der Armutslücke

Tabelle E2: Inzidenz und Intensität der Armut in 1992 in Gesamtdeutschland

Einflussfaktoren	Armutsschwelle von 1992			
	Teilzeit-Haushalte		Vollzeit-Haushalte	
	[1] Inzidenz	[2] Intensität	[3] Inzidenz	[4] Intensität
Westdeutschland	0.051 [1.75]	780.044 [3.72]**	-0.036 [8.07]**	36.557 [0.37]
männlich	-0.022 [0.76]	-87.119 [0.43]	-0.005 [1.59]	-2.628 [0.03]
verheiratet	-0.151 [3.23]**	-688.974 [2.27]*	-0.025 [3.73]**	-354.656 [2.31]*
Witewe[r]	-0.226 [2.78]**	176.066 [0.17]	-0.028 [2.30]*	-974.336 [2.13]*
geschieden	0.008 [0.12]	-80.867 [0.18]	-0.005 [0.42]	-38.185 [0.13]
getrennt	-0.064 [0.66]	-786.022 [1.12]	0.020 [0.80]	-981.728 [2.07]*
Behindert	-0.069 [1.06]	-379.646 [0.61]	0.001 [0.08]	-188.878 [0.71]
HH-Typ: 1-Personen-HH Frau	0.009 [0.09]	456.668 [0.57]	0.031 [0.95]	-733.458 [0.90]
HH-Typ: Paar ohne Kinder	-0.038 [0.46]	908.221 [1.30]	0.027 [1.09]	-473.850 [0.71]
HH-Typ: Alleinerziehende	-0.045 [0.52]	-596.343 [0.79]	0.106 [2.88]**	289.942 [0.43]
HH-Typ: Paar mit Kind. < 16	-0.036 [0.38]	405.724 [0.53]	0.025 [1.12]	46.603 [0.07]
HH-Typ: Paar mit Kind. >= 16	0.010 [0.12]	853.943 [1.23]	0.035 [1.42]	-3.777 [0.01]
HH-Typ: Paar mit Kind. <> 16	-0.161 [1.62]	-2003.124 [2.24]*	0.040 [1.45]	212.825 [0.32]
HH-Typ: Andere	-0.142 [1.64]	1500.830 [1.94]	0.024 [0.93]	-125.124 [0.18]
Immigrant, seit 1948	0.494 [2.17]*	1901.966 [1.29]	-0.042 [2.88]**	353.147 [0.66]
1 Minderjähr. Kind	0.295 [4.42]**	1074.570 [2.40]*	0.023 [2.56]*	-544.146 [2.64]**
Immig HH: 1 Minderjähr. Kind	0.133 [1.15]	-2533.893 [4.55]**	0.045 [4.10]**	-72.998 [0.36]
2 Minderjähr. Kinder	0.230 [3.10]**	985.755 [1.98]*	0.051 [4.71]**	-479.852 [2.24]*
Immig HH: 2 Minderjähr. Kinder	-0.059 [0.60]	-850.768 [1.33]	0.036 [3.80]**	270.081 [1.53]
3+ Minderjähr. Kinder	0.243 [3.01]**	953.993 [1.78]	0.132 [8.31]**	-164.736 [0.77]
Immig HH: 3+ Minderjähr. Kinder	-0.054 [0.57]	-437.735 [0.68]	0.067 [6.04]**	-558.693 [3.58]**
Jahre Ausbildung	-0.041 [5.61]**	-0.151 [0.00]	-0.012 [9.34]**	5.140 [0.15]
Immig: Jahre Ausbildung	-0.032 [1.38]	-218.672 [1.36]	0.007 [2.94]**	-35.752 [0.62]
Alter: 16/24	0.264 [4.52]**	428.672 [1.28]	0.068 [8.06]**	245.363 [1.76]
Alter: 24/49	0.252 [4.48]**	331.409 [1.02]	0.066 [7.57]**	293.283 [1.71]
Alter: 50/64	0.136 [1.68]	1123.740 [2.12]*	0.110 [6.77]**	424.642 [1.83]
Alter: 65+	0.081 [0.79]	-340.647 [0.41]	0.103 [3.21]**	191.547 [0.41]
Konstante		1192.805 [1.33]		1402.336 [1.99]*
Beobachtungen	1362	479	13525	799

Absolutewerte der t-Stat. in Klammern ; * 5% Signifikanzniveau; ** 1% Signifikanzniveau

"Inzidenz": Probit-Armutswahrscheinlichkeit; "Intensität": OLS-Schätzung der Armutslücke

Eigene Berechnungen nach Angaben von SOEP 1984-2002

Tabelle E3: Inzidenz und Intensität der Armut in 1997 in Gesamtdeutschland nach unterschiedlichen Armutsschwellen

Einflussfaktoren	Armutsschwelle von 1997				Kaufkraftfixierte Armutsschwelle von 1992			
	Alle Haushalte		Erwerbshaushalte		Alle Haushalte		Erwerbshaushalte	
	[1] Inzidenz	[2] Intensität	[3] Inzidenz	[4] Intensität	[5] Inzidenz	[6] Intensität	[7] Inzidenz	[8] Intensität
Westdeutschland	-0.015 [3.14]**	706.134 [7.32]**	-0.029 [6.20]**	379.094 [3.27]**	-0.013 [2.89]**	685.140 [7.04]**	-0.028 [6.29]**	377.480 [3.21]**
männlich	0.003 [0.68]	-106.180 [1.26]	0.001 [0.43]	-27.151 [0.29]	0.003 [0.75]	-109.161 [1.29]	0.002 [0.61]	-40.629 [0.43]
verheiratet	-0.044 [6.36]**	-475.922 [3.51]**	-0.036 [5.97]**	-118.518 [0.76]	-0.042 [6.18]**	-479.088 [3.49]**	-0.034 [5.80]**	-69.060 [0.44]
Witewe[r]	-0.045 [5.52]**	-147.675 [0.62]	-0.032 [3.33]**	112.084 [0.26]	-0.041 [5.00]**	-198.296 [0.83]	-0.028 [2.90]**	16.652 [0.04]
geschieden	-0.004 [0.39]	-215.901 [1.09]	-0.021 [2.68]**	262.788 [0.96]	-0.003 [0.35]	-177.430 [0.89]	-0.019 [2.35]*	219.864 [0.80]
getrennt	0.013 [0.76]	-96.108 [0.34]	0.008 [0.53]	37.962 [0.12]	0.012 [0.71]	-54.742 [0.19]	0.007 [0.46]	152.311 [0.45]
Behindert	-0.007 [1.00]	-304.759 [1.82]	0.002 [0.19]	-639.332 [2.55]*	-0.008 [1.11]	-294.706 [1.74]	-0.001 [0.14]	-588.705 [2.25]*
HH-Typ: 1-Personen-HH Frau	0.071 [4.06]**	-155.805 [0.58]	0.040 [2.04]*	-799.712 [3.28]**	0.064 [3.75]**	-97.067 [0.36]	0.031 [1.70]	-738.523 [3.32]**
HH-Typ: Paar ohne Kinder	-0.004 [0.34]	-67.437 [0.28]	0.018 [1.38]	-1079.082 [3.48]**	-0.003 [0.24]	-81.804 [0.33]	0.020 [1.56]	-1183.840 [3.75]**
HH-Typ: Alleinerziehende	0.023 [1.46]	129.680 [0.45]	0.033 [2.02]*	-1169.711 [3.29]**	0.020 [1.32]	136.089 [0.47]	0.030 [1.88]	-1196.778 [3.32]**
HH-Typ: Paar mit Kind. < 16	-0.020 [1.47]	374.418 [1.28]	-0.021 [1.65]	-1148.179 [3.20]**	-0.024 [1.77]	432.383 [1.47]	-0.023 [1.86]	-1149.781 [3.16]**
HH-Typ: Paar mit Kind. >= 16	0.000 [0.01]	-136.950 [0.53]	-0.008 [0.67]	-1104.556 [3.28]**	-0.001 [0.06]	-138.021 [0.53]	-0.007 [0.66]	-1209.770 [3.53]**
HH-Typ: Paar mit Kind. <= 16	0.006 [0.41]	-62.558 [0.21]	0.000 [0.02]	-1506.903 [4.09]**	0.002 [0.15]	-24.209 [0.08]	-0.003 [0.26]	-1506.381 [4.02]**
HH-Typ: Andere	-0.011 [0.82]	-358.765 [1.22]	-0.010 [0.83]	-1270.747 [3.51]**	-0.014 [1.08]	-329.659 [1.11]	-0.013 [1.06]	-1255.462 [3.39]**
Immigrant, seit 1948	0.005 [0.24]	-350.379 [0.89]	0.010 [0.53]	-244.816 [0.55]	0.004 [0.20]	-344.912 [0.87]	0.010 [0.53]	-237.976 [0.53]
1 Minderjähr. Kind	0.033 [3.16]**	173.935 [0.84]	0.019 [2.08]*	544.474 [2.27]*	0.037 [3.53]**	124.619 [0.60]	0.021 [2.43]*	467.850 [1.92]
Immig HH: 1 Minderjähr. Kind	0.033 [2.72]**	-38.792 [0.19]	0.055 [4.51]**	-537.174 [2.25]*	0.033 [2.77]**	-42.090 [0.20]	0.057 [4.69]**	-573.203 [2.38]*
2 Minderjähr. Kinder	0.087 [6.53]**	38.204 [0.17]	0.070 [6.01]**	526.029 [2.08]*	0.095 [7.06]**	-52.652 [0.24]	0.077 [6.56]**	376.499 [1.47]
Immig HH: 2 Minderjähr. Kinder	0.027 [2.57]*	-573.656 [3.06]**	0.038 [3.92]**	-683.827 [3.39]**	0.018 [1.74]	-490.340 [2.57]*	0.027 [3.05]**	-564.459 [2.73]**
3+ Minderjähr. Kinder	0.144 [8.46]**	-343.629 [1.50]	0.123 [7.65]**	263.903 [0.99]	0.147 [8.65]**	-364.440 [1.58]	0.133 [8.15]**	109.955 [0.40]
Immig HH: 3+ Minderjähr. Kinder	0.063 [4.65]**	-578.815 [3.16]**	0.084 [6.49]**	-563.704 [2.95]**	0.065 [4.87]**	-639.205 [3.48]**	0.081 [6.46]**	-543.767 [2.84]**
Jahre Ausbildung	-0.012 [10.19]**	-37.108 [1.45]	-0.006 [6.39]**	-23.831 [0.86]	-0.012 [9.99]**	-38.756 [1.49]	-0.006 [6.05]**	-32.968 [1.16]
Immig: Jahre Ausbildung	0.004 [1.87]	24.679 [0.60]	0.001 [0.57]	40.502 [0.87]	0.004 [1.98]*	22.416 [0.54]	0.001 [0.66]	33.928 [0.72]
Alter: 16/24	0.065 [6.89]**	310.107 [2.14]*	0.037 [4.92]**	172.740 [1.10]	0.064 [6.88]**	300.880 [2.06]*	0.035 [4.82]**	177.676 [1.13]
Alter: 24/49	0.062 [7.07]**	397.652 [2.72]**	0.043 [5.87]**	38.004 [0.23]	0.059 [6.83]**	401.058 [2.72]**	0.039 [5.52]**	45.554 [0.28]
Alter: 50/64	0.027 [2.20]*	71.147 [0.34]	0.039 [3.26]**	227.026 [0.91]	0.021 [1.81]	83.681 [0.40]	0.031 [2.71]**	314.138 [1.23]
Alter: 65+	-0.031 [2.96]**	-351.709 [1.46]	0.033 [1.85]	-10.209 [0.03]	-0.032 [3.15]**	-376.077 [1.54]	0.025 [1.50]	-12.835 [0.03]
Beschäftigung im Haushalt: Nur 1x TZ	-0.043 [9.75]**	-792.257 [8.08]**	0.228 [29.21]**	813.318 [8.59]**	-0.043 [9.91]**	-783.677 [7.95]**	0.227 [29.29]**	784.484 [8.19]**
Beschäftigung im Haushalt: 1+ VZ, 2+ TZ	-0.358 [43.69]**	-1643.150 [16.05]**			-0.357 [43.83]**	-1601.328 [15.41]**		
Konstante		2905.979 [8.22]**		2254.853 [5.28]**		2910.119 [8.14]**		2435.892 [5.59]**
Beobachtungen	17492	2197	13941	1057	17492	2162	13941	1031

Absolutewerte der t-Stat. in Klammern ; * 5% Signifikanzniveau; ** 1% Signifikanzniveau
 "Inzidenz": Probit-Armutswahrscheinlichkeit; "Intensität": OLS-Schätzung der Armutslücke

Eigene Berechnungen nach Angaben von SOEP 1984-2002

Tabelle E4: Inzidenz und Intensität der Armut in 1997 in Gesamtdeutschland nach unterschiedlichen Armutsschwellen

Einflussfaktoren	Armutsschwelle von 1997				Kaufkraftfixierte Armutsschwelle von 1992			
	Teilzeit-Haushalte		Vollzeit-Haushalte		Teilzeit-Haushalte		Vollzeit-Haushalte	
	[1] Inzidenz	[2] Intensität	[3] Inzidenz	[4] Intensität	[5] Inzidenz	[6] Intensität	[7] Inzidenz	[8] Intensität
Westdeutschland	-0.059 [2.01]*	565.347 [2.94]**	-0.026 [6.14]**	200.315 [1.59]	-0.048 [1.65]	516.462 [2.66]**	-0.026 [6.43]**	239.373 [1.88]
männlich	0.008 [0.32]	-127.190 [0.80]	0.000 [0.15]	63.348 [0.67]	0.006 [0.26]	-114.723 [0.72]	0.001 [0.36]	28.631 [0.30]
verheiratet	-0.143 [3.71]**	-518.256 [1.97]*	-0.026 [4.69]**	291.595 [1.76]	-0.156 [4.07]**	-387.428 [1.45]	-0.022 [4.09]**	280.694 [1.68]
Witewe[r]	-0.147 [2.26]*	33.097 [0.06]	-0.026 [2.74]**	-149.138 [0.22]	-0.147 [2.28]*	86.587 [0.15]	-0.023 [2.28]*	-393.166 [0.59]
geschieden	-0.109 [2.09]*	-257.938 [0.64]	-0.014 [1.88]	897.722 [2.62]**	-0.109 [2.12]*	-218.801 [0.55]	-0.011 [1.44]	756.605 [2.20]*
getrennt	-0.031 [0.40]	-118.659 [0.25]	0.024 [1.33]	-1.162 [0.00]	-0.058 [0.77]	160.845 [0.32]	0.029 [1.56]	39.609 [0.09]
Behindert	0.039 [0.77]	-576.656 [1.56]	-0.003 [0.35]	-186.661 [0.58]	0.039 [0.77]	-564.369 [1.49]	-0.007 [0.78]	-89.223 [0.26]
HH-Typ: 1-Personen-HH Frau	0.081 [1.02]	-378.320 [0.75]	0.073 [2.19]*	-3268.330 [4.48]**	0.078 [0.97]	-328.870 [0.64]	0.051 [1.71]	-3426.434 [4.55]**
HH-Typ: Paar ohne Kinder	-0.012 [0.19]	-963.673 [2.22]*	0.057 [2.41]*	-2625.373 [4.09]**	-0.007 [0.12]	-1045.016 [2.36]*	0.056 [2.43]*	-2734.587 [4.31]**
HH-Typ: Alleinerziehende	-0.036 [0.52]	-1144.960 [2.32]*	0.099 [3.02]**	-2229.860 [3.25]**	-0.025 [0.35]	-1255.223 [2.53]*	0.086 [2.80]**	-2072.433 [3.04]**
HH-Typ: Paar mit Kind. < 16	-0.148 [2.07]*	-701.287 [1.37]	0.008 [0.44]	-2997.641 [4.39]**	-0.134 [1.88]	-816.704 [1.59]	0.001 [0.04]	-2744.946 [4.05]**
HH-Typ: Paar mit Kind. >= 16	-0.120 [1.99]*	-1316.501 [2.72]**	0.027 [1.31]	-2562.521 [3.90]**	-0.104 [1.70]	-1469.066 [3.01]**	0.021 [1.11]	-2472.045 [3.79]**
HH-Typ: Paar mit Kind. <> 16	-0.180 [2.58]**	-300.155 [0.55]	0.041 [1.70]	-3587.012 [5.25]**	-0.168 [2.40]*	-423.047 [0.77]	0.028 [1.29]	-3357.282 [4.94]**
HH-Typ: Andere	-0.059 [0.79]	-1178.797 [2.22]*	0.014 [0.69]	-2692.864 [3.96]**	-0.048 [0.64]	-1283.500 [2.41]*	0.005 [0.29]	-2459.108 [3.63]**
Immigrant, seit 1948	-0.054 [0.44]	247.740 [0.33]	0.013 [0.70]	-490.285 [1.05]	-0.050 [0.41]	276.434 [0.37]	0.012 [0.70]	-616.783 [1.31]
1 Minderjähr. Kind	0.145 [2.51]*	424.792 [1.06]	0.007 [0.89]	491.515 [1.91]	0.148 [2.58]**	386.901 [0.97]	0.010 [1.24]	313.183 [1.18]
Immig HH: 1 Minderjähr. Kind	0.313 [4.16]**	-375.810 [0.98]	0.034 [3.14]**	-400.111 [1.47]	0.306 [4.08]**	-336.968 [0.88]	0.038 [3.47]**	-528.280 [1.90]
2 Minderjähr. Kinder	0.268 [4.00]**	815.791 [1.94]	0.051 [4.78]**	313.400 [1.15]	0.272 [4.07]**	762.195 [1.81]	0.059 [5.40]**	1.477 [0.01]
Immig HH: 2 Minderjähr. Kinder	-0.084 [1.49]	-993.073 [2.40]*	0.048 [5.15]**	-321.755 [1.69]	-0.089 [1.61]	-949.853 [2.31]*	0.037 [4.31]**	-175.505 [0.90]
3+ Minderjähr. Kinder	0.290 [3.94]**	75.939 [0.17]	0.104 [6.65]**	449.813 [1.58]	0.294 [3.99]**	26.991 [0.06]	0.118 [7.23]**	114.586 [0.39]
Immig HH: 3+ Minderjähr. Kinder	0.408 [5.82]**	-889.357 [2.76]**	0.045 [4.20]**	-289.202 [1.47]	0.401 [5.72]**	-853.163 [2.65]**	0.043 [4.23]**	-275.548 [1.41]
Jahre Ausbildung	-0.025 [3.91]**	-26.391 [0.61]	-0.005 [5.30]**	-14.202 [0.45]	-0.025 [3.85]**	-33.275 [0.75]	-0.004 [4.96]**	-36.910 [1.15]
Immig: Jahre Ausbildung	0.012 [0.95]	-16.028 [0.21]	0.000 [0.23]	59.172 [1.20]	0.012 [0.99]	-26.166 [0.34]	0.000 [0.28]	66.000 [1.33]
Alter: 16/24	0.156 [3.01]**	344.311 [1.20]	0.025 [3.83]**	-45.450 [0.29]	0.156 [3.02]**	345.022 [1.20]	0.023 [3.70]**	-14.326 [0.09]
Alter: 24/49	0.157 [3.34]**	279.597 [1.07]	0.033 [4.88]**	-266.295 [1.46]	0.165 [3.53]**	222.226 [0.85]	0.027 [4.20]**	-163.691 [0.89]
Alter: 50/64	0.071 [1.05]	687.418 [1.52]	0.045 [3.67]**	-172.571 [0.69]	0.069 [1.03]	708.343 [1.55]	0.034 [2.99]**	-66.893 [0.26]
Alter: 65+	0.073 [0.91]	87.955 [0.16]	0.046 [1.89]	733.540 [1.24]	0.092 [1.14]	-44.441 [0.08]	0.025 [1.12]	1801.085 [2.67]**
Konstante		2734.010 [4.37]**		3992.043 [5.68]**		2913.089 [4.54]**		4175.199 [5.99]**
Beobachtungen	1723	529	12218	528	1723	523	12218	508

Absolutewerte der t-Stat. in Klammern ; * 5% Signifikanzniveau; ** 1% Signifikanzniveau

"Inzidenz": Probit-Armutswahrscheinlichkeit; "Intensität": OLS-Schätzung der Armutslücke

Eigene Berechnungen nach Angaben von SOEP 1984-2002

Tabelle E5: Inzidenz und Intensität der Armut in 2002 in Gesamtdeutschland nach unterschiedlichen Armutsschwellen

Einflussfaktoren	Armutsschwelle von 2002				Kaufkraftfixierte Armutsschwelle von 1992			
	Alle Haushalte		Erwerbshaushalte		Alle Haushalte		Erwerbshaushalte	
	[1] Inzidenz	[2] Intensität	[3] Inzidenz	[4] Intensität	[5] Inzidenz	[6] Intensität	[7] Inzidenz	[8] Intensität
Westdeutschland	-0.040 [10.09]**	525.635 [6.89]**	-0.034 [9.05]**	225.880 [2.11]**	-0.022 [7.31]**	638.451 [7.73]**	-0.017 [6.28]**	251.805 [2.00]**
männlich	-0.003 [0.94]	-120.685 [1.66]	-0.001 [0.41]	-105.080 [1.13]	-0.002 [0.79]	-181.843 [2.32]**	0.000 [0.06]	-224.214 [2.08]**
verheiratet	-0.060 [10.85]**	-645.210 [5.66]**	-0.039 [8.54]**	-481.957 [3.17]**	-0.050 [11.84]**	-437.979 [3.61]**	-0.031 [9.08]**	-296.569 [1.71]
Witewe[r]	-0.057 [10.66]**	-397.247 [2.01]**	-0.035 [5.26]**	-259.386 [0.50]	-0.039 [10.49]**	-148.958 [0.71]	-0.022 [4.94]**	110.627 [0.19]
geschieden	-0.001 [0.08]	-575.788 [4.11]**	-0.007 [1.20]	-649.044 [3.16]**	-0.009 [1.88]	-450.640 [3.03]**	-0.011 [2.81]**	-484.262 [2.03]**
getrennt	-0.007 [0.66]	-127.704 [0.59]	-0.012 [1.22]	-373.777 [1.10]	-0.011 [1.40]	46.854 [2.00]**	-0.013 [0.21]	-73.297 [0.18]
Behindert	-0.008 [1.52]	-361.899 [2.88]**	-0.007 [1.12]	-706.320 [2.80]**	-0.006 [1.51]	-410.065 [3.05]**	-0.008 [1.70]	-705.949 [2.36]**
HH-Typ: 1-Personen-HH Frau	0.034 [3.26]**	-162.983 [0.86]	0.008 [0.72]	243.507 [0.73]	0.027 [3.37]**	-370.098 [1.87]	0.012 [1.39]	-42.854 [0.12]
HH-Typ: Paar ohne Kinder	-0.028 [3.56]**	-42.630 [0.24]	-0.002 [0.21]	130.497 [0.47]	-0.015 [2.57]**	-118.653 [0.64]	0.004 [0.65]	-36.102 [0.12]
HH-Typ: Alleinerziehende	0.010 [0.96]	-165.944 [0.78]	0.024 [2.15]**	79.247 [0.25]	0.008 [1.00]	-349.452 [1.54]	0.021 [2.36]**	-20.753 [0.05]
HH-Typ: Paar mit Kind. < 16	-0.017 [1.63]	208.848 [0.93]	-0.007 [0.77]	266.244 [0.80]	-0.005 [0.65]	90.945 [0.38]	0.001 [0.20]	288.425 [0.73]
HH-Typ: Paar mit Kind. >= 16	-0.035 [4.64]**	-152.115 [0.75]	-0.017 [2.37]**	-55.203 [0.18]	-0.023 [4.03]**	-142.417 [0.66]	-0.007 [1.19]	-258.071 [0.75]
HH-Typ: Paar mit Kind. <> 16	-0.013 [1.22]	118.321 [0.49]	0.001 [0.12]	125.274 [0.36]	-0.010 [1.19]	129.930 [0.49]	0.004 [0.55]	78.215 [0.19]
HH-Typ: Andere	0.013 [1.09]	248.556 [1.11]	0.032 [2.55]**	-128.147 [0.38]	0.004 [0.49]	392.264 [1.63]	0.014 [1.57]	366.745 [0.91]
Immigrant, seit 1948	0.081 [3.58]**	128.552 [0.38]	0.003 [0.20]	122.489 [0.28]	0.085 [4.32]**	-152.338 [0.43]	0.011 [0.88]	-46.951 [0.10]
1 Minderjähr. Kind	0.043 [4.78]**	87.071 [0.52]	0.024 [3.40]**	166.880 [0.75]	0.030 [4.24]**	60.081 [0.33]	0.015 [2.79]**	94.321 [0.34]
Immig HH: 1 Minderjähr. Kind	-0.008 [0.76]	-464.410 [1.99]**	0.021 [2.28]**	-337.079 [1.30]	-0.017 [2.36]**	-302.522 [1.14]	0.003 [0.43]	-45.566 [0.14]
2 Minderjähr. Kinder	0.070 [6.55]**	-83.001 [0.46]	0.044 [5.13]**	-256.870 [1.09]	0.043 [5.27]**	-166.721 [0.85]	0.023 [3.56]**	-437.570 [1.52]
Immig HH: 2 Minderjähr. Kinder	-0.019 [2.30]**	332.669 [1.73]	0.001 [0.19]	112.974 [0.49]	-0.010 [1.49]	288.262 [1.45]	0.002 [0.42]	224.696 [0.86]
3+ Minderjähr. Kinder	0.079 [6.18]**	-486.464 [2.46]**	0.047 [4.48]**	-397.226 [1.50]	0.028 [3.16]**	-225.796 [1.03]	0.011 [1.57]	41.820 [0.13]
Immig HH: 3+ Minderjähr. Kinder	0.101 [7.50]**	457.333 [2.56]**	0.110 [8.83]**	182.726 [0.85]	0.074 [6.62]**	254.029 [1.28]	0.088 [7.95]**	-387.597 [1.46]
Jahre Ausbildung	-0.013 [15.40]**	-42.594 [2.20]**	-0.008 [10.51]**	3.630 [0.14]	-0.008 [12.49]**	-50.253 [2.46]**	-0.004 [7.77]**	-2.635 [0.09]
Immig: Jahre Ausbildung	0.001 [0.61]	1.064 [0.03]	0.002 [1.80]	3.747 [0.08]	0.000 [0.18]	7.523 [0.21]	0.001 [1.21]	-5.106 [0.11]
Alter: 16/24	0.063 [8.19]**	325.926 [2.61]**	0.040 [6.52]**	244.775 [1.59]	0.046 [7.51]**	269.628 [2.03]**	0.024 [5.19]**	323.348 [1.82]
Alter: 24/49	0.081 [11.06]**	430.124 [3.54]**	0.057 [9.69]**	364.407 [2.28]**	0.056 [9.99]**	328.918 [2.59]**	0.037 [8.52]**	288.704 [1.62]
Alter: 50/64	0.035 [3.53]**	221.116 [1.29]	0.048 [4.96]**	436.093 [1.86]	0.023 [3.04]**	175.710 [0.98]	0.034 [4.54]**	301.559 [1.14]
Alter: 65+	-0.011 [1.25]	-561.879 [3.01]**	0.044 [3.06]**	921.668 [2.69]**	-0.009 [1.39]	-644.145 [3.29]**	0.047 [3.88]**	590.596 [1.63]
Beschäftigung im Haushalt: Nur 1x TZ	-0.039 [10.82]**	-784.436 [9.50]**	0.253 [39.47]**	1246.010 [13.43]**	-0.028 [11.40]**	-688.378 [7.98]**	0.205 [37.23]**	1080.473 [9.98]**
Beschäftigung im Haushalt: 1+ VZ, 2+ TZ	-0.342 [55.48]**	-2090.016 [22.32]**			-0.289 [53.30]**	-1812.145 [16.64]**		0.000 [2.63]**
Constant		3430.081 [12.78]**		1092.401 [2.73]**		3255.314 [11.43]**		1222.365 [2.63]**
Observations	27357	3697	20271	1529	27357	2927	20271	1082

Absolutewerte der t-Stat. in Klammern ; * 5% Signifikanzniveau; ** 1% Signifikanzniveau
 "Inzidenz": Probit-Armutswahrscheinlichkeit; "Intensität": OLS-Schätzung der Armutslücke

Eigene Berechnungen nach Angaben von SOEP 1984-2002

Tabelle E6: Inzidenz und Intensität der Armut in 2002 in Gesamtdeutschland nach unterschiedlichen Armutsschwellen

Einflussfaktoren	Armutsschwelle von 2002				Kaufkraftfixierte Armutsschwelle von 1992			
	Teilzeit-Haushalte		Vollzeit-Haushalte		Teilzeit-Haushalte		Vollzeit-Haushalte	
	[1] Inzidenz	[2] Intensität	[3] Inzidenz	[4] Intensität	[5] Inzidenz	[6] Intensität	[7] Inzidenz	[8] Intensität
Westdeutschland	-0.081 [3.38]**	496.749 [2.90]**	-0.029 [8.66]**	-42.448 [0.35]	-0.042 [1.92]	521.836 [2.81]**	-0.016 [6.48]**	38.314 [0.25]
männlich	-0.011 [0.55]	-164.000 [1.08]	0.000 [0.19]	-113.512 [1.16]	-0.007 [0.39]	-213.378 [1.33]	0.000 [0.09]	-316.163 [2.66]**
verheiratet	-0.141 [4.41]**	-344.546 [1.42]	-0.028 [7.14]**	-550.503 [3.34]**	-0.124 [4.27]**	-245.940 [0.97]	-0.024 [7.99]**	-218.468 [1.12]
Witwe[r]	-0.176 [2.98]**	-485.229 [0.70]	-0.025 [4.15]**	-580.003 [0.65]	-0.146 [2.77]**	-258.083 [0.35]	-0.015 [3.86]**	-742.263 [0.63]
geschieden	-0.063 [1.55]	-895.096 [2.85]**	0.000 [0.07]	-334.531 [1.40]	-0.091 [2.58]**	-656.915 [1.95]	-0.004 [1.15]	-232.165 [0.81]
getrennt	-0.055 [0.85]	-473.310 [0.99]	-0.007 [0.79]	-120.367 [0.27]	-0.068 [1.20]	-255.527 [0.50]	-0.009 [1.57]	751.064 [1.23]
Behindert	-0.002 [0.06]	-947.298 [2.71]**	-0.005 [0.81]	161.529 [0.47]	-0.031 [0.85]	-986.835 [2.53]*	-0.004 [0.84]	185.121 [0.44]
HH-Typ: 1-Personen-HH Frau	0.041 [0.70]	230.039 [0.54]	-0.013 [1.12]	284.268 [0.35]	0.056 [1.03]	45.271 [0.10]	-0.003 [0.32]	-834.230 [0.86]
HH-Typ: Paar ohne Kinder	-0.073 [1.48]	-327.992 [0.84]	0.016 [1.70]	664.906 [1.62]	-0.060 [1.34]	-349.613 [0.87]	0.024 [2.56]*	-141.632 [0.25]
HH-Typ: Alleinerziehende	-0.063 [1.08]	71.229 [0.16]	0.051 [3.55]**	496.470 [1.10]	-0.031 [0.57]	161.958 [0.33]	0.055 [3.66]**	-473.561 [0.76]
HH-Typ: Paar mit Kind. < 16	-0.134 [2.18]*	261.328 [0.55]	0.007 [0.73]	650.192 [1.40]	-0.090 [1.59]	555.385 [1.07]	0.015 [1.85]	-320.937 [0.51]
HH-Typ: Paar mit Kind. >= 16	-0.113 [2.28]*	-564.231 [1.29]	-0.003 [0.33]	700.241 [1.63]	-0.077 [1.70]	-799.304 [1.80]	0.006 [0.81]	162.171 [0.27]
HH-Typ: Paar mit Kind. <> 16	-0.112 [1.75]	342.355 [0.66]	0.017 [1.48]	558.600 [1.18]	-0.064 [1.07]	529.701 [0.94]	0.022 [2.04]*	-404.678 [0.62]
HH-Typ: Andere	0.165 [2.29]*	-646.894 [1.35]	0.024 [1.88]	918.140 [1.96]	0.004 [0.06]	225.915 [0.41]	0.027 [2.18]*	382.419 [0.61]
Immigrant, seit 1948	-0.070 [0.71]	95.167 [0.13]	0.001 [0.11]	311.834 [0.66]	-0.104 [1.25]	626.096 [0.88]	0.018 [1.49]	-402.429 [0.73]
1 Minderjähr. Kind	0.151 [2.97]**	55.376 [0.16]	0.017 [2.76]**	-67.931 [0.26]	0.094 [2.02]*	-84.049 [0.22]	0.011 [2.39]*	6.656 [0.02]
Immig HH: 1 Minderjähr. Kind	-0.030 [0.44]	-1224.309 [2.30]*	0.023 [3.00]**	41.393 [0.17]	-0.039 [0.63]	-1218.354 [2.20]*	0.004 [0.76]	704.696 [2.23]*
2 Minderjähr. Kinder	0.209 [3.68]**	-507.888 [1.37]	0.033 [4.35]**	-367.614 [1.37]	0.147 [2.80]**	-793.842 [1.92]	0.015 [2.74]**	-257.149 [0.75]
Immig HH: 2 Minderjähr. Kinder	0.010 [0.20]	236.348 [0.68]	-0.001 [0.14]	-42.102 [0.15]	-0.005 [0.11]	376.993 [1.05]	0.003 [0.54]	-189.889 [0.60]
3+ Minderjähr. Kinder	0.207 [3.25]**	-606.878 [1.50]	0.036 [3.83]**	-510.189 [1.64]	0.062 [1.09]	-125.565 [0.27]	0.010 [1.61]	-108.496 [0.26]
Immig HH: 3+ Minderjähr. Kinder	0.142 [2.17]*	612.819 [1.56]	0.100 [8.68]**	164.208 [0.75]	0.280 [4.28]**	-551.894 [1.39]	0.063 [6.49]**	-51.318 [0.17]
Jahre Ausbildung	-0.029 [6.17]**	-50.173 [1.30]	-0.006 [8.98]**	90.878 [2.80]**	-0.026 [5.92]**	-24.678 [0.59]	-0.003 [5.73]**	54.233 [1.49]
Immig: Jahre Ausbildung	0.016 [1.60]	36.807 [0.52]	0.002 [1.59]	-50.677 [1.05]	0.020 [2.29]*	-34.094 [0.49]	0.000 [0.26]	-18.124 [0.32]
Alter: 16/24	0.186 [4.75]**	372.472 [1.54]	0.023 [4.52]**	42.704 [0.25]	0.160 [4.41]**	311.234 [1.25]	0.011 [2.98]**	214.247 [1.02]
Alter: 24/49	0.199 [5.21]**	419.084 [1.74]	0.044 [8.47]**	216.269 [1.17]	0.183 [5.23]**	240.245 [0.98]	0.027 [6.96]**	200.139 [0.91]
Alter: 50/64	0.023 [0.44]	777.495 [2.10]*	0.069 [6.51]**	13.501 [0.05]	0.029 [0.61]	780.083 [2.03]*	0.051 [5.91]**	-377.102 [1.27]
Alter: 65+	0.017 [0.27]	1152.836 [2.40]*	0.104 [4.60]**	569.748 [1.20]	0.049 [0.82]	1036.182 [2.13]*	0.120 [5.66]**	-319.142 [0.67]
Constant		2744.873 [4.73]**		338.113 [0.66]		2299.792 [3.74]**		1428.994 [2.05]*
Observations	2656	850	17615	679	2656	686	17615	396

Absolutewerte der t-Stat. in Klammern ; * 5% Signifikanzniveau; ** 1% Signifikanzniveau
 "Inzidenz": Probit-Armutswahrscheinlichkeit; "Intensität": OLS-Schätzung der Armutslücke

Eigene Berechnungen nach Angaben von SOEP 1984-2002

Tabelle F1: Dimensionen der sozialen Ausgrenzung

Einflussfaktor	1997		1998		1999		2000		2001		2002	
	Mittelwert	St.-Abw.	Mittelwert	St.-Abw.	Mittelwert	St.-Abw.	Mittelwert	St.-Abw.	Mittelwert	St.-Abw.	Mittelwert	St.-Abw.
Hohe Zufriedenheit im Allgemeinen	0.4032	0.4906	0.4284	0.4949	0.4505	0.4976	0.4283	0.4949	0.4895	0.4999	0.4366	0.4960
Domizil mit Garten	0.5764	0.4942	0.5740	0.4945	0.5757	0.4943	0.5786	0.4938	0.5900	0.4918	0.5862	0.4925
Wohnung in renoviertem Zustand	0.6191	0.4856	0.6410	0.4797	0.6479	0.4776	0.6614	0.4733	0.7066	0.4553	0.6914	0.4619
Wohnung genau richtige Grösse	0.7163	0.4508	0.6982	0.4590	0.7300	0.4440	0.7400	0.4387	0.7448	0.4360	0.7189	0.4495
Hohe Zufriedenheit mit Gesundheit	0.3869	0.4871	0.3877	0.4872	0.3858	0.4868	0.3794	0.4853	0.4353	0.4958	0.4123	0.4923
Hohe Zufriedenheit mit Umwelt	0.2498	0.4329	0.2921	0.4548	0.4102	0.4919	0.3295	0.4701	0.3958	0.4890	0.3041	0.4600
Hohe Zufriedenheit mit Lebensstandard	0.3841	0.4864	0.4361	0.4959	0.4541	0.4979	0.4655	0.4988	0.5081	0.4999	0.4456	0.4970
Ohne gesundheitlichen Einschränkungen	0.8634	0.3434	0.8600	0.3470	0.8531	0.3540	0.8523	0.3548	0.8716	0.3345	0.8674	0.3391
Wenige Arztbesuche	0.4672	0.4989	0.4809	0.4997	0.4634	0.4987	0.4763	0.4995	0.4899	0.4999	0.5020	0.5000
Keine Aufenthalt im Krankenhaus	0.8695	0.3369	0.8655	0.3412	0.8636	0.3432	0.8799	0.3251	0.8743	0.3315	0.8752	0.3305
Keine dauerhafte Krankheit	0.9663	0.1806	0.9696	0.1717	0.9637	0.1871	0.9684	0.1748	0.9657	0.1820	0.9679	0.1764
Zuversicht bez. wirtschaftlicher Situation	0.2424	0.4286	0.2492	0.4325	0.3126	0.4636	0.3379	0.4730	0.3677	0.4822	0.3037	0.4599
Zuversicht bez. eigener Job-Situation	0.2323	0.4223	0.2561	0.4365	0.2527	0.4346	0.2547	0.4357	0.3022	0.4592	0.2558	0.4363
Passende Ausbildung zum Job	0.2978	0.4573	0.2974	0.4571	0.2754	0.4467	0.3043	0.4601	0.2764	0.4472	0.3013	0.4589
Zufriedenheit mit Freizeit	0.4758	0.4994	0.4689	0.4991	0.4711	0.4992	0.4712	0.4992	0.5163	0.4997	0.4871	0.4998
Zwei/mehr Erwachsene im HH	0.7457	0.4355	0.7433	0.4368	0.7421	0.4375	0.7395	0.4389	0.7343	0.4417	0.7272	0.4454

Eigene Berechnungen nach Angaben des SOEP 1984-2002; Personen über 16 aller Haushalte; Armutsschwelle/Ausgrenzung vom laufenden Jahr.

Tabelle F2: Zusammenhang der sozialen Ausgrenzung und Finanzielle Armut nach Erwerbsstatus des Haushalts

Alle Personen über 16 Jahre		tatsächliche Anteile									kontrafaktische Anteile			
		Alle Haushalte			Nicht finanziell arme Haushalte			Finanziell arme Haushalte			Finanziell arme Haushalte			Unterschied
Ausgrenzungsmaß	Jahr	Anteil	-	+	Anteil	-	+	Anteil	-	+	Anteil	-	+	
Niedrige Lebenszufriedenheit	1997	0.1087	0.0998	0.1177	0.0988	0.0875	0.1101	0.1835	0.1615	0.2056	-/-	-/-	-/-	-/-
	1998	0.0935	0.0888	0.0983	0.0841	0.0802	0.0880	0.1652	0.1328	0.1977	-/-	-/-	-/-	-/-
	1999	0.0957	0.0867	0.1047	0.0864	0.0764	0.0965	0.1709	0.1419	0.2000	-/-	-/-	-/-	-/-
	2000	0.0908	0.0828	0.0988	0.0814	0.0723	0.0906	0.1651	0.1270	0.2033	-/-	-/-	-/-	-/-
	2001	0.0742	0.0668	0.0816	0.0692	0.0618	0.0765	0.1096	0.0872	0.1319	-/-	-/-	-/-	-/-
	2002	0.0896	0.0823	0.0968	0.0805	0.0756	0.0854	0.1455	0.1180	0.1730	-/-	-/-	-/-	-/-
Soziale Ausgrenzung	1997	0.0463	0.0365	0.0561	0.0400	0.0300	0.0500	0.0939	0.0676	0.1201	0.0428	0.0210	0.0645	0.0027
	1998	0.0533	0.0463	0.0604	0.0460	0.0399	0.0521	0.1089	0.0670	0.1507	0.0674	0.0453	0.0895	0.0214
	1999	0.0547	0.0481	0.0613	0.0523	0.0461	0.0585	0.0743	0.0525	0.0961	0.0405	0.0127	0.0684	-0.0117
	2000	0.0503	0.0447	0.0559	0.0419	0.0375	0.0463	0.1166	0.0810	0.1523	0.0575	0.0084	0.1067	0.0156
	2001	0.0540	0.0496	0.0584	0.0449	0.0399	0.0499	0.1181	0.0927	0.1435	0.0447	0.0278	0.0615	-0.0002
	2002	0.0499	0.0467	0.0531	0.0417	0.0395	0.0440	0.1004	0.0837	0.1170	0.0432	0.0167	0.0696	0.0014

Alle Personen über 16 Jahre in Erwerbshaushalten		tatsächliche Anteile									kontrafaktische Anteile			
		Alle Haushalte			Nicht finanziell arme Haushalte			Finanziell arme Haushalte			Finanziell arme Haushalte			Unterschied
Ausgrenzungsmaß	Jahr	Anteil	-	+	Anteil	-	+	Anteil	-	+	Anteil	-	+	
Niedrige Lebenszufriedenheit	1997	0.0879	0.0786	0.0972	0.0847	0.0726	0.0967	0.1352	0.0788	0.1915	-/-	-/-	-/-	-/-
	1998	0.0736	0.0675	0.0797	0.0722	0.0660	0.0785	0.0946	0.0610	0.1283	-/-	-/-	-/-	-/-
	1999	0.0806	0.0668	0.0945	0.0775	0.0636	0.0914	0.1331	0.0713	0.1950	-/-	-/-	-/-	-/-
	2000	0.0725	0.0619	0.0830	0.0717	0.0617	0.0817	0.0863	0.0496	0.1229	-/-	-/-	-/-	-/-
	2001	0.0624	0.0562	0.0686	0.0609	0.0551	0.0666	0.0858	0.0673	0.1043	-/-	-/-	-/-	-/-
	2002	0.0767	0.0689	0.0844	0.0748	0.0679	0.0818	0.1001	0.0677	0.1325	-/-	-/-	-/-	-/-
Soziale Ausgrenzung	1997	0.0312	0.0216	0.0408	0.0301	0.0195	0.0406	0.0476	0.0236	0.0717	0.0271	0.0052	0.0489	-0.0030
	1998	0.0300	0.0254	0.0346	0.0286	0.0236	0.0335	0.0518	0.0240	0.0797	0.0380	0.0055	0.0706	0.0094
	1999	0.0386	0.0323	0.0450	0.0384	0.0315	0.0452	0.0432	0.0208	0.0656	0.0293	0.0118	0.0469	-0.0090
	2000	0.0282	0.0240	0.0325	0.0266	0.0217	0.0314	0.0581	0.0179	0.0983	0.0192	-0.0158	0.0543	-0.0073
	2001	0.0356	0.0297	0.0415	0.0326	0.0281	0.0371	0.0808	0.0436	0.1180	0.0379	0.0135	0.0622	0.0053
	2002	0.0334	0.0277	0.0390	0.0310	0.0252	0.0369	0.0638	0.0286	0.0989	0.0354	-0.0027	0.0736	0.0044

Alle Personen über 16 Jahre in Nichterwerbshaushalten		tatsächliche Anteile									kontrafaktische Anteile			
		Alle Haushalte			Nicht finanziell arme Haushalte			Finanziell arme Haushalte			Finanziell arme Haushalte			Unterschied
Ausgrenzungsmaß	Jahr	Anteil	-	+	Anteil	-	+	Anteil	-	+	Anteil	-	+	
Niedrige Lebenszufriedenheit	1997	0.1563	0.1413	0.1713	0.1383	0.1168	0.1597	0.2135	0.1991	0.2279	-/-	-/-	-/-	-/-
	1998	0.1384	0.1214	0.1554	0.1168	0.1022	0.1314	0.2059	0.1523	0.2595	-/-	-/-	-/-	-/-
	1999	0.1289	0.1132	0.1445	0.1105	0.0967	0.1243	0.1916	0.1594	0.2238	-/-	-/-	-/-	-/-
	2000	0.1313	0.1133	0.1493	0.1082	0.0832	0.1331	0.2030	0.1422	0.2637	-/-	-/-	-/-	-/-
	2001	0.0990	0.0806	0.1174	0.0911	0.0731	0.1092	0.1219	0.0889	0.1549	-/-	-/-	-/-	-/-
	2002	0.1144	0.0983	0.1305	0.0944	0.0795	0.1093	0.1690	0.1397	0.1983	-/-	-/-	-/-	-/-
Soziale Ausgrenzung	1997	0.0813	0.0639	0.0988	0.0684	0.0567	0.0801	0.1225	0.0793	0.1656	0.1169	0.0579	0.1760	0.0485
	1998	0.1059	0.0845	0.1272	0.0944	0.0729	0.1159	0.1417	0.0724	0.2110	0.1728	0.0877	0.2580	0.0784
	1999	0.0898	0.0753	0.1043	0.0893	0.0761	0.1026	0.0913	0.0590	0.1237	0.0766	0.0354	0.1178	-0.0127
	2000	0.0988	0.0845	0.1131	0.0840	0.0670	0.1010	0.1447	0.0933	0.1961	0.1032	0.0281	0.1783	0.0192
	2001	0.0928	0.0836	0.1020	0.0775	0.0627	0.0923	0.1375	0.0946	0.1803	0.1223	0.0558	0.1888	0.0448
	2002	0.0817	0.0732	0.0901	0.0678	0.0560	0.0797	0.1193	0.0912	0.1474	0.1008	0.0777	0.1238	0.0330

Eigene Berechnungen nach Angaben des SOEP 1984-2002; Personen über 16 in allen Haushalten, Erwerbshaushalten und Nichterwerbshaushalten; Armutsschwelle/Ausgrenzung im laufenden Jahr. "Unterschied" = "Anteil kont. Finanziell arme Haushalte" minus "Anteil all

VERÖFFENTLICHUNGEN IN DER REIHE „LEBENSLAGEN IN DEUTSCHLAND“

FORSCHUNGSPROJEKTE

Hans-Jürgen Andreß, Anne Krüger, Bronia Katharina Sedlacek: Armut und Lebensstandard. Zur Entwicklung des notwendigen Lebensstandards der Bevölkerung 1996 bis 2003

Hans-Jürgen Andreß, Gero Lipsmeier: Armut und Lebensstandard

Stefan Bach, Bernd Bartholmai: Verteilung des Produktivvermögens auf private Haushalte und Personen

Wolfgang Beywl, Sandra Speer, Jochen Kehr: Wirkungsorientierte Evaluation im Rahmen der Armuts- und Reichtumsberichterstattung

Dietrich Engels: Armut, soziale Ausgrenzung und Teilhabe an Politik und Gesellschaft

Dietrich Engels, Christine Sellin: Vorstudie zur Nichtinanspruchnahme zustehender Sozialhilfeleistungen

John Haisken-De New: Lebensstandarddefizite bei erwerbstätigen Haushalten

Walter Hanesch: Einkommenslage bei Erwerbstätigkeit und Arbeitslosigkeit

Richard Hauser, Irene Becker: Einkommensverteilung im Querschnitt und im Zeitverlauf 1973 - 1998

Richard Hauser, Irene Becker: Verteilung der Einkommen 1999-2003

Richard Hauser, Irene Becker: Nicht-Inanspruchnahme zustehender Sozialhilfeleistungen (Dunkelzifferstudie)

Ernst-Ulrich Huster, Dieter Eißel: Reichtumsgrenzen für empirische Analysen der Vermögensverteilung, Instrumente für den staatlichen Umgang mit großen Vermögen, ökonomische, soziologische und ethische Beurteilung großer Vermögen

Martin Kohli, Jürgen Schupp: Zusammenhänge und Wechselwirkungen zwischen Erbschaften und Vermögensverteilung (Zwischenbericht)

Klaus Kortmann, Peter Sopp: Die Bevölkerung im unteren Einkommensbereich. Demographische Strukturen, Einstiegsgründe und Ausstiegssdynamik

Walter Krug, Nicole Ernst: Zusatzleistungen für Sozialhilfeempfänger

Thomas Lampert, Thomas Ziese: Armut, soziale Ungleichheit und Gesundheit

Joachim Merz: Hohe Einkommen, ihre Struktur und Verteilung

Joachim Merz, Dierk Hirschel, Markus Zwick: Struktur und Verteilung hoher Einkommen. Mikroanalysen auf der Basis der Einkommensteuerstatistik

Margot Münnich, Monika Illgen: Zur materiellen Ausstattung der Haushalte von Niedrigeinkommensbeziehern

Udo Neumann, Karl Mingot: Menschen in extremer Armut

Rainer Schüssler: Die Verteilung des Humankapitals

Eva Schulze, Tomas Steffens, Sibylle Meyer: Privilegierte Lebenslagen – Gesellschaftliche Eliten – Gemeinwohlorientiertes Engagement

Jürgen Schupp, Gert G. Wagner: Repräsentative Lebenslagen einkommensstarker Haushalte

Jürgen Schupp, Gert G. Wagner: Repräsentative Analyse der Lebenslagen einkommensstarker Haushalte. Erbschaft, soziale Herkunft, spezielle Lebenslagenindikatoren

Johannes Schwarze, Tanja Mühling: Auswertung des Niedrigeinkommens-Panels (NIEP) im Hinblick auf eine mehrdimensionale Analyse von Armut

Hermann Seewald: Umfang, Strukturen und Gründe von Sozialhilfebedürftigkeit

Wolfgang Voges, Olaf Jürgens, Andreas Mauer, Eike Meyer: Methoden und Grundlagen des Lebenslagenansatzes

Notburga Ott, Klaus Peter Strohmeier: Alleinerziehende im Sozialhilfebezug. Risiken und Chancen im Leben zwischen Familie und Erwerbstätigkeit

Jürgen Volkert, Günther Klee, Rolf Kleimann, Ulrich Scheurle, Friedrich Schneider: Operationalisierung der Armuts- und Reichtumsmessung

Gert G. Wagner, Peter Krause: Einkommensverteilung und Einkommensmobilität

Peter Westerheide, Andreas Ammermüller, Andrea Weber: Die Entwicklung und Verteilung des Vermögens privater Haushalte unter besonderer Berücksichtigung des Produktivvermögens

DOKUMENTATIONEN

Perspektiven der Armuts- und Reichtumsberichterstattung in Deutschland.
Symposium am 13.12.2001 in Berlin

Lebenslagen, Indikatoren, Evaluation - Weiterentwicklung der Armuts- und Reichtumsberichterstattung.
1. Wissenschaftliches Kolloquium am 30./31.10.2002 in Bonn

Reichtum und Eliten - Haushaltsproduktion und Armutsprävention.
2. Wissenschaftliches Kolloquium am 8./9.10.2003 in Rudesheim

Bitte per Fax an **(02 21) 9 76 68 - 344** oder im Fensterkuvert an den Verlag schicken.

Bundesanzeiger Verlag
Parlamentsdrucksachen
Postfach 10 05 34
50445 Köln



Bestellschein

Bitte liefern Sie:

- Lebenslagen in Deutschland - Der 2. Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung 2005**
Unterrichtung durch die Bundesregierung

Gesamtausgabe als Parlamentsdrucksache

EUR 19,90 zzgl. Versandkosten

Zur Vervollständigung Ihrer Bibliothek:

- Lebenslagen in Deutschland - Der 1. Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung 2001**
Unterrichtung durch die Bundesregierung

Nachproduzierte Gesamtausgabe:
Bericht und Materialband in einem Band

EUR 18,60 zzgl. Versandkosten

Absender

Firma

Name/Vorname

Straße

PLZ/Ort

Telefon

Fax

E-Mail

Datum/Unterschrift

Verbraucherschutzhinweis:

Jeder Verbraucher (§13 BGB) hat das Recht, die Bestellung innerhalb von zwei Wochen nach Eingang der Lieferung bzw. der ersten Teillieferung, zu widerrufen. Der Widerruf bedarf keiner Begründung, hat jedoch schriftlich, auf einem anderen dauerhaften Datenträger oder durch Rücksendung der Waren an die Bundesanzeiger Verlagsges. mbH, Amsterdamer Str. 192, 50735 Köln oder den Lieferanten zu erfolgen. Zur Fristwahrung genügt die rechtzeitige Absendung (Datum des Poststempels). Bei einer Bestellung unter einem Betrag von 40,- € liegen die Kosten der Rücksendung beim Rücksender.

Besuchen Sie uns im Internet:

www.bundesanzeiger.de



Bundesanzeiger Verlag

Postfach 10 05 34 · 50445 Köln