

Lohmann, Henning

**Working Paper**

## Armut von Erwerbstätigen im europäischen Vergleich: eine Analyse unter Berücksichtigung des Einkommensverteilungsprozesses

DIW Discussion Papers, No. 887

**Provided in Cooperation with:**

German Institute for Economic Research (DIW Berlin)

*Suggested Citation:* Lohmann, Henning (2009) : Armut von Erwerbstätigen im europäischen Vergleich: eine Analyse unter Berücksichtigung des Einkommensverteilungsprozesses, DIW Discussion Papers, No. 887, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/29770>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

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

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

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

**Terms of use:**

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

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

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

# Discussion Papers

# 887

Henning Lohmann

**Armut von Erwerbstätigen im  
europäischen Vergleich:  
Eine Analyse unter Berücksichtigung des  
Einkommensverteilungsprozesses**

Berlin, Mai 2009

Die in diesem Papier vertretenen Auffassungen liegen ausschließlich in der Verantwortung des Verfassers und nicht in der des Instituts.

## IMPRESSUM

© DIW Berlin, 2009  
Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung  
Mohrenstr. 58  
10117 Berlin  
Tel. +49 (30) 897 89-0  
Fax +49 (30) 897 89-200  
<http://www.diw.de>

ISSN Printausgabe 1433-0210  
ISSN elektron. Ausgabe 1619-4535

Die Diskussionspapiere werden in RePEc und SSRN indexiert und können kostenlos von den folgenden Seiten heruntergeladen werden:

[http://www.diw.de/english/products/publications/discussion\\_papers/27539.html](http://www.diw.de/english/products/publications/discussion_papers/27539.html)  
<http://ideas.repec.org/s/diw/diwwpp.html>  
[http://papers.ssrn.com/sol3/JELJOUR\\_Results.cfm?form\\_name=journalbrowse&journal\\_id=1079991](http://papers.ssrn.com/sol3/JELJOUR_Results.cfm?form_name=journalbrowse&journal_id=1079991)

**Armut von Erwerbstätigen im europäischen Vergleich:  
Eine Analyse unter Berücksichtigung des  
Einkommensverteilungsprozesses**

**Henning Lohmann**

(SOEP/DIW Berlin)

Mai 2009

## **Armut von Erwerbstätigen im europäischen Vergleich: Eine Analyse unter Berücksichtigung des Einkommensverteilungsprozesses**

In Europa bestehen deutliche Unterschiede im Ausmaß und in der Struktur von Armut von Erwerbstätigen. Die vorliegende Untersuchung analysiert in einem Vergleich von 20 Ländern, inwieweit dies auf die unterschiedliche Ausgestaltung der institutionellen Rahmenbedingungen eines jeweiligen Landes zurückzuführen ist. Die Analysen basieren auf Mikrodaten aus der EU Statistik zu Einkommen und Lebensbedingungen (EU-SILC) des Jahres 2006 und Makrodaten aus unterschiedlichen Quellen. Es werden unterschiedliche Stufen des Einkommensverteilungsprozesses betrachtet. Der Ausgangspunkt ist die Frage, ob das persönliche Erwerbseinkommen einer Person ausreichend ist, um Armut zu vermeiden. In weiteren Schritten werden der Haushaltskontext (Bedarf und weitere Erwerbseinkommen) und der Einfluss staatlicher Umverteilung (Steuern und Transfers) mitberücksichtigt. Nur in dieser umfassenden Perspektive ist es möglich zu klären, inwieweit Armut von Erwerbstätigen vor allem am Arbeitsmarkt entsteht oder auf andere Faktoren zurückzuführen ist.

*Stichworte: Armut, Erwerbstätigkeit, Working Poor, Wohlfahrtsstaat*

## **In-work poverty in a European perspective: An analysis considering the process of income distribution**

In Europe, there are significant differences in the extent and in the structure of in-work poverty. Based on a comparison of 20 countries the present study analyses to what extent this is due to the differences in the institutional framework conditions of a given country. The analyses are based on micro data from the EU Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC) of 2006 and macro data from different sources. The analyses distinguish between different steps in the process of income generation and redistribution. The starting point is the question whether a person's own income from work is sufficient to avoid poverty. Further steps regard the role of the household context (needs and further income) and the effect of state redistribution (taxes and transfers). This comprehensive perspective allows for a separation of labour market related and other influences on the risk of in-work poverty.

*Keywords: Poverty, Employment, Working Poor, Welfare State*

## 1. Einleitung

Das Bild von erwerbstätigen Armen ist oftmals durch die Vorstellung von gering bezahlten Arbeitskräften geprägt, deren Alltag die beiden US-amerikanischen Journalisten Barbara Ehrenreich (2005) und David Shipler (2005) am Beispiel von einfachen Industriearbeitern oder Servicekräften eindrücklich geschildert haben. Auch in europäischen Wohlfahrtsstaaten, die in diesem Papier betrachtet werden, sind entsprechende Bilder präsent, wenn von armen Erwerbstätigen die Rede ist. Dies ist aber nur eine Seite des Problems. Aus anderer Perspektive sind es nicht allein gering bezahlte Jobs, die als Ursache von Armut von Erwerbstätigen in Frage kommen. Frühere Arbeiten, wie beispielsweise die bislang umfassendste Studie zu den ‚working poor‘ in Deutschland (Strengmann-Kuhn 2003), weisen darauf hin, dass der Haushaltskontext eine entscheidende Rolle dabei spielt, ob ein Einkommen ausreichend ist oder nicht. Auch Normalverdiener, die allein eine Familie zu versorgen haben, gehören daher häufiger als manche andere Gruppen zu den erwerbstätigen Armen. Die Berücksichtigung dieses Aspekts setzt allerdings voraus, dass man Armut von Erwerbstätigen im Sinne der allgemeinen Armutsforschung definiert, die von den in einem Haushalt verfügbaren Ressourcen ausgeht und nicht allein von der Verteilung der Erwerbseinkommen. Dieses Verständnis von ‚Armut von Erwerbstätigen‘ ist in der wissenschaftlichen und politischen Diskussion inzwischen durchaus etabliert. So wird seit einigen Jahren ein entsprechender Indikator in der europäischen Sozialberichterstattung verwendet (vgl. Bardone/Guio 2005). Dabei wird deutlich, dass Armut von Erwerbstätigen in Europa insgesamt kein marginales Problem darstellt. Entsprechend wird in den beschäftigungspolitischen Leitlinien des Rates der Europäischen Union auch ausdrücklich auf die Notwendigkeit der Bekämpfung von Armut von Erwerbstätigen verwiesen (Rat der Europäischen Kommission 2005).

Die Tatsache, dass Arbeit nicht notwendigerweise vor Armut schützt, wird insbesondere in Deutschland als Folge sich ändernder wirtschaftlicher und institutionellen Rahmenbedingungen diskutiert. So zeigen Andreß und Seeck (2007), dass die Zunahme des Ausmaßes von Armut von Erwerbstätigen auf sich ändernde Arbeitsmarktbeziehungen, Erwerbstätigkeitsverhältnisse und einen Rückgang der Armutsreduktion durch Transfers zurückzuführen ist. In ihrer Analyse betrachten sie – beginnend mit dem persönlichen Bruttoerwerbseinkommen und endend mit dem bedarfsgewichteten verfügbaren Haushaltseinkommen – unterschiedliche Stufen des Einkommensverteilungsprozesses (vgl. auch Strengmann-Kuhn 2003). Durch diese Zerlegung ist es möglich, den Einfluss unterschiedlicher institutioneller Rahmenbedingungen

(z.B. Lohnverhandlungssystem und System der sozialen Sicherung) getrennt voneinander zu untersuchen. Dies ist auch das Ziel in dieser Arbeit. Allerdings wird die Frage gestellt, inwieweit die unterschiedliche Ausgestaltung der institutionellen Rahmenbedingungen in 20 Ländern einen Einfluss auf Armut von Erwerbstätigen hat. Während im Zeitverlauf in einem Land zumeist graduelle Veränderungen beobachtet werden, bietet der internationale Vergleich die Möglichkeit, den Einfluss von grundsätzlich unterschiedlichen institutionellen Rahmenbedingungen zu untersuchen. Diese Perspektive ist in Studien zu niedrigen Löhnen und Armut insgesamt weit verbreitet (vgl. z.B. Kenworthy 1999; Moller et al. 2003; Blau and Kahn 1996; Rueda/Pontusson; 2000). Im Folgenden wird diese Perspektive auf die Analyse von Armut von Erwerbstätigen angewendet. Die empirische Grundlage bietet die seit einiger Zeit verfügbare EU Statistik zu Einkommen und Lebensbedingungen (EU-SILC) des Jahres 2006. Die Analysen schließen an frühere Arbeiten auf Basis anderer Datenquellen an (vgl. Lohmann 2007, 2009). In diesem Artikel wird aber der gesamte Prozess der Einkommensentstehung und –umverteilung betrachtet, während zuvor allein das Ausmaß von Armut Erwerbstätigen insgesamt bzw. allein die Armutsreduktion durch Sozialtransfers betrachtet wurde. Nur in einer solchen umfassenden Perspektive ist es möglich zu klären, inwieweit Armut von Erwerbstätigen vor allem am Arbeitsmarkt entsteht oder anderen Faktoren zuzuschreiben ist (bzw. durch sie verhindert wird, wie beispielsweise im Fall von Transferzahlungen).

Das Papier ist wie folgt aufgebaut. Im nächsten Abschnitt werden mögliche Einflüsse der institutionellen Rahmenbedingungen auf Armut von Erwerbstätigen über die unterschiedlichen Stufen des Einkommensverteilungsprozesses dargestellt. Abschnitt 3 geht auf individuelle und haushaltsbezogene Armutsdeterminanten ein. Außerdem werden mögliche Wechselwirkungen zwischen länderspezifischen und individuellen bzw. haushaltsbezogenen Determinanten diskutiert. Die Daten und das methodische Vorgehen werden in Abschnitt 4 vorgestellt. Einem deskriptiven Ergebnisüberblick (Abschnitt 5) folgt die Darstellung der multivariaten empirischen Ergebnisse (Abschnitt 6). Eine abschließende Diskussion erfolgt in Abschnitt 7.

## **2. Von niedrigen Erwerbseinkommen zu Armut von Erwerbstätigen**

In Wohlfahrtsstaaten entscheidet sich die Frage, ob eine erwerbstätige Person arm ist, nicht allein an der Höhe des eigenen Erwerbseinkommens, sondern auf Basis des Einkommenspakets, das einem Haushalt zur Verfügung steht (Rainwater et al. 1986). Erstens haben auch Erwerbstätige prinzipiell Zugriff auf staatliche Transfers, die nicht nur in Ausnahmefällen das

Erwerbseinkommen so aufstocken können, dass Armut vermieden werden kann.<sup>1</sup> Zweitens ist für die Frage nach Armut der Haushaltkontext entscheidend. Leben Erwerbstätige mit niedrigen Einkommen mit anderen Verdienern zusammen, kann Armut vermieden werden. Häufig ergeben sich über den Haushaltkontext jedoch auch ökonomische Belastungen, beispielsweise bei Erwerbstätigen mit Kindern. Will man erklären, warum Armut von Erwerbstätigen auftritt, müssen also Faktoren berücksichtigt werden, die die Höhe des Erwerbseinkommens, die Verfügbarkeit von Transfers, das Zusammenfließen verschiedener Erwerbseinkommen in Haushalten und die Größe und Struktur von Familien beeinflussen. Eine Möglichkeit diese Einflüsse deutlich zu machen ist, einzelne Stufen des Einkommensverteilungsprozesses – vom persönlichen Erwerbseinkommen bis zum verfügbaren bedarfsgewichteten Haushaltseinkommen – getrennt voneinander zu betrachten (vgl. bezogen auf Armut von Erwerbstätigen Strengmann-Kuhn 2003; Andreß/Seeck 2007). Über den breiten Ländervergleich, der die Grundlage für die folgenden empirischen Analysen bildet, ist es möglich, den angenommenen Einfluss der Rahmenbedingungen zu überprüfen. Fünf Stufen werden im Folgenden unterschieden:

- I. persönliches Bruttoerwerbseinkommen
- II. bedarfsgewichtetes persönliches Bruttoerwerbseinkommen
- III. bedarfsgewichtetes Haushaltsbruttoerwerbseinkommen
- IV. bedarfsgewichtetes Haushaltsnettoerwerbseinkommen
- V. bedarfsgewichtetes verfügbares Haushaltseinkommen

Auf der *ersten* Stufe wird allein das persönliche Erwerbseinkommen betrachtet. Es gibt eine breite, international vergleichend angelegte Literatur zur Verteilung von Löhnen und zum Ausmaß von Niedriglohnbeschäftigung, in der auf den Einfluss von Arbeitsmarktinstitutionen verwiesen wird. Eine Reihe von Studien zeigt einen Einfluss des gewerkschaftlichen Organisationsgrads (vgl. Freeman 1993; DiNardo et al. 1996; Rueda/Pontusson 2000). Da jedoch ein niedriger Organisationsgrad nicht immer mit einer niedrigen Tarifbindung gleichzusetzen ist, werden Länderunterschiede auf die Eigenschaften von Lohnverhandlungssystemen zurückgeführt (vgl. Lucifora et al. 2005; Blau/Kahn 1996; Teulings/Hartog 1997). Empirisch wird vor

---

<sup>1</sup> Neben Erwerbseinkommen und staatlichen Transfers sind nicht-staatliche Unterstützungsleistungen und Kapitaleinkommen zu nennen. Diese Einkommen tragen anteilig jedoch kaum zum Haushaltseinkommen bei (durchschnittlich etwa 2,5 Prozent, vgl. Lohmann 2007: 136) und werden daher im Folgenden nicht gesondert betrachtet.

allein die Annahme eines Einflusses der Zentralisierung eines Lohnverhandlungssystems auf die Lohnverteilung unterstützt (für einen Überblick vgl. Golden/Londregan 2006).

Betrachtungen der persönlichen Einkommensverteilung ignorieren jedoch, dass Erwerbstätige in unterschiedlichen Haushaltskontexten leben. Ein Einkommen derselben Höhe kann somit in unterschiedlichem Maße zur Deckung des Bedarfs ausreichend sein. In der *zweiten* Stufe des Einkommensverteilungsprozesses wird daher die Größe und Struktur von Haushalten mit berücksichtigt und somit das bedarfsgewichtete persönliche Bruttoerwerbseinkommen betrachtet.<sup>2</sup> Hier sind nun Rahmenbedingungen zu berücksichtigen, die sich auf die Größe und Struktur von Haushalten auswirken. Dabei ist weniger an Faktoren gedacht, die die Fertilität der Bevölkerung eines Landes – und somit das Verhältnis von Erwachsenen zu Kindern – beeinflussen, sondern an wohlfahrtsstaatliche Regelungen, die den Grad der Abhängigkeit von der Familie beeinflussen (hier insbesondere als intergenerational angelegtes Sicherungssystem), wie sie u.a. unter dem Begriff der Defamilisierung diskutiert werden (vgl. Lister 1994; McLaughlin/Glending 1994; Esping-Andersen 1999). Frühere Studien zeigen, dass insbesondere in südeuropäischen Ländern der Anteil von arbeitslosen oder geringverdienenden jungen Erwachsenen, die bei ihren Eltern leben, sehr groß ist und dadurch der Bedarf vieler Haushalte im Vergleich zum verfügbaren Einkommen relativ hoch ist. In Ländern mit Grundsicherungssystemen, die auch für junge Erwachsene zugänglich sind, ist dieser Anteil weitaus geringer (vgl. Paugam/Russell 2000). Weiter unterscheidet sich der Anteil von nicht-erwerbstätigen Älteren, die mit ihren Kindern zusammenleben. Hier ist es die Pflegefunktion der Familie, die sich je nach Wohlfahrtsstaat unterscheidet (vgl. Leitner 2003; Iacovou 2002).

Während auf den ersten beiden Stufen davon ausgegangen wird, dass nur eine Person erwerbstätig ist, werden auf der *dritten Stufe* die Erwerbseinkommen weiterer Haushaltsmitglieder mitberücksichtigt. Im ersten Schritt wurde ein striktes Einernährermodells simuliert, obwohl im Zuge zunehmender Frauenerwerbsarbeit modifizierte Einernährermodelle und Doppelverdienermodelle an Bedeutung gewonnen haben (vgl. Lewis 1992, 2001). Wohlfahrtsstaaten haben darauf über unterschiedliche Maßnahmen einen Einfluss (insbesondere Elternzeitregelungen, Kinderbetreuung, Arbeitszeitregelungen). So werden beispielsweise durch die Förderung bzw. Bereitstellung von Kinderbetreuungsplätzen Betreuungsaufgaben, die früher größtenteils von Frauen übernommen wurden, aus der Familie ausgelagert und er-

---

<sup>2</sup> Würde man dieses Einkommen als Grundlage für die Armutberechnung verwenden, würde man implizit davon ausgehen, dass ein Erwerbseinkommen ausreichen sollte, um sowohl einzelne Personen, aber eben auch Familien vor Armut zu schützen.

möglichen zunehmend die Erwerbstätigkeit beider Partner. Allgemein kann man auch dies als eine Zunahme der Defamilisierung betrachten, da die ökonomische Unabhängigkeit der einzelnen Familienmitglieder gesteigert wird. Jedoch unterscheidet sich der Umfang von Maßnahmen zur Vereinbarkeit von Familie und Beruf im internationalen Vergleich weiterhin deutlich (vgl. Gornick/Meyers 2003). Dies hat nicht allein einen Einfluss auf die Einkommenssituation von Haushalten, sondern auch auf die Möglichkeiten von Frauen und Männern in Vollzeit erwerbstätig zu sein und selbst ein existenzsicherndes Einkommen zu erwirtschaften. Es ist zu erwarten, dass diese Unterschiede in einem Vergleich der Armutsquoten der ersten und dritten Stufe sichtbar werden.

Die bisherige Betrachtung erfolgte auf Basis des Bruttoeinkommens. In der *vierten* Stufe wird dagegen der Einfluss des Steuer- und Abgabensystems mitberücksichtigt. Hier ist vor allem interessant, inwieweit durch diesen Schritt staatlicher Umverteilung Erwerbstätige, die auf Basis ihres Bruttoeinkommens nicht arm sind, in einer Weise belastet werden, dass das Nettoeinkommen nicht ausreicht, um Armut zu vermeiden. Dies könnte man als ‚Besteuerung in die Armut‘ bezeichnen. Auch in Ländern mit insgesamt niedrigen Steuersätzen werden Erwerbstätige mit niedrigen Einkommen steuerlich belastet (vgl. OECD 2007b). In der *fünften* und letzten Stufe wird der zweite Aspekt staatlicher Umverteilung betrachtet. Die allgemeine Armutsforschung zeigt einen deutlichen Einfluss der Ausgestaltung von Wohlfahrtsstaaten, insbesondere das Ausmaß der Dekommodifizierung auf das Ausmaß der Armutsreduktion (Korpi/Palme 1998; Kenworthy 1999; Moller et al. 2003). Aber auch für Erwerbstätige hat die Höhe und Verfügbarkeit von Transfers einen Einfluss auf das Ausmaß von Armut. Dabei spielen einerseits Leistungen für arbeitslose und nichterwerbstätige Haushaltsmitglieder eine Rolle, andererseits aber auch Transfers, die auf die Unterstützung von Familien zielen.<sup>3</sup>

### **3. Individuelle und haushaltsbezogene Determinanten**

Auf Basis früherer empirischer Studien zu Armut und Armut von Erwerbstätigen lässt sich ein relativ klares Bild über die Determinanten auf der Mikroebene zeichnen, die das Risiko arm

---

<sup>3</sup> Die Abgrenzung der einzelnen Stufen weicht leicht von den Vorhergehensweisen ähnlicher Studien ab (vgl. Andreß/Seeck 2007; Strengmann-Kuhn 2003). Dies ist teilweise durch die jeweils verfügbaren Daten bedingt. Bei der hier gewählten Abgrenzung stehen jedoch inhaltliche Überlegungen im Vordergrund. In der Betrachtung des Bruttoerwerbseinkommens sollten vor allem Einflüsse von arbeitsmarktspezifischen Faktoren deutlich werden, während Einflüsse des Haushaltskontexts davon getrennt zu betrachten sind. Die Besteuerung wird auf Basis des Haushaltserwerbseinkommens und nicht des persönlichen Einkommens betrachtet, da selbst in individualisierten Steuersystemen über Freibeträge und Steuergutschriften der Haushaltskontext bei der Besteuerung mitberücksichtigt wird (vgl. Dingeldey 2001). Gleiches gilt für eine Reihe von Transfers, die daher auch nicht auf individueller, sondern auf Haushaltsebene betrachtet werden.

zu sein erhöhen. Diese werden in einem ersten Schritt diskutiert, bevor auf mögliche Wechselwirkungen mit den im vorherigen Abschnitt diskutierten Makrofaktoren eingegangen wird. Grundsätzlich sind Haushalte mit höherem Bedarf, geringen Ressourcen und stärkeren Restriktionen zur Aufnahme einer Erwerbstätigkeit (wie beispielsweise Betreuungsaufgaben) häufiger von Armut betroffen (vgl. Marx/Verbist 1998; Strengmann-Kuhn 2003; Bardon/Guio 2005; Lohmann 2007). Entsprechend zeigen sich – über Länder hinweg einheitlich – in früheren Studien zu Armut von Erwerbstätigen ein armutsreduzierender Einfluss höherer Bildung und ein höheres Risiko von Personen, die in Haushalten mit Kindern leben (wobei Alleinerziehende besonders betroffen sind). Auch Merkmale der Erwerbstätigkeit haben einen eindeutigen Einfluss. Teilzeitbeschäftigte, Geringverdiener und Selbständige weisen ein höheres Risiko auf, arm und erwerbstätig zu sein. Im Fall der Selbständigen ist dies allerdings nicht immer auf ein tatsächlich niedrigeres Einkommen zurückzuführen, sondern wird teilweise auch durch eine Untererfassung des Einkommens erklärt.

Eine zentrale Frage ist, inwieweit Personengruppen, die ein hohes Risiko aufweisen, ein niedriges persönliches Erwerbseinkommen zu erzielen, im Zuge des Einkommensverteilungsprozesses profitieren. Oder anders formuliert: Inwieweit wird die bestehende Arbeitsmarktungleichheit durch das Zusammenfließen von Ressourcen und durch staatliche Umverteilung verringert? Frühere Studien haben gezeigt, dass erwerbstätige Frauen weitaus häufiger zu niedrigen Löhnen beschäftigt sind als Männer (insbesondere wenn man monatliche oder jährliche Einkommen betrachtet, aber auch auf der Basis von Stundenlöhnen), aber trotzdem keine signifikant höheren Armutsquoten aufweisen (vgl. Marx/Verbist 1998; Strengmann-Kuhn 2003). Insbesondere in Ländern, in denen modifizierte Einernährermodelle dominant sind, sind die häufig niedrigen Erwerbseinkommen von Frauen in vielen Fällen nicht das Haupterwerbseinkommen in einem Haushalt. Niedrige Erwerbseinkommen führen so nicht zur Armut. Für jüngere Niedrigverdiener kann man einen ähnlichen Zusammenhang annehmen, zumindest dann, wenn junge Erwachsene noch bei ihren Eltern leben, wenn sie bereits erwerbstätig sind. Während geschlechts- und altersspezifische Ungleichheiten teilweise über den Haushaltskontext ausgeglichen werden, ist dies bei qualifikationsspezifischer Einkommensungleichheit nicht zu erwarten. Hier ist eher von einer Verringerung der Ungleichheit aufgrund staatlicher Umverteilung auszugehen. Jedoch zeigen frühere Ergebnisse, dass zumindest Transferzahlungen für arme Erwerbstätige – also die letzte Stufe des in diesem Papier betrachteten Einkommensverteilungsprozesses – sich nicht in besonderer Weise an Geringqualifizierte richten (vgl. Lohmann 2009).

Es wurde bereits angedeutet, dass die Ausgestaltung institutioneller Rahmenbedingungen nicht allein einen Einfluss auf die Unterschiede im Ausmaß von Armut von Erwerbstätigen hat, sondern auch auf das Armutsrisiko bestimmter Gruppen von Erwerbstätigen. Es ist also anzunehmen, dass es Wechselwirkungen zwischen Faktoren auf der Mikro- und der Makroebene gibt. Im Folgenden soll allein zwischen Einflüssen auf das persönliche Erwerbseinkommen (Stufe I) und des bedarfsgewichteten verfügbaren Haushaltseinkommens (Stufe V) unterschieden werden. Hinsichtlich des Arbeitsmarkteinkommens sind Wechselwirkungen zwischen der Unterstützung der Vereinbarkeit von Familie und Beruf und dem Geschlecht anzunehmen. Entsprechende wohlfahrtsstaatliche Maßnahmen zielen neben der Erhöhung der Erwerbsquoten auch – aber in unterschiedlichem Maße – auf die Gleichstellung von Männern und Frauen auf dem Arbeitsmarkt (vgl. Gornick/Meyers 2003). Daher ist davon auszugehen, dass die Einkommensungleichheit von Männern und Frauen, die sich in der Frage nach einem persönlich existenzsichernden Einkommen ausdrückt, je nach der Ausgestaltung entsprechender Maßnahmen unterscheidet. Konkret wird angenommen, dass Frauen seltener ein persönliches Erwerbseinkommen unterhalb der Armutsgrenze erzielen, wenn Maßnahmen zur Vereinbarung von Familien und Beruf besser ausgebaut sind. Weiter wird ein Einfluss der Zentralisierung des Lohnverhandlungssystems auf bildungsspezifische Ungleichheiten angenommen. In zentralisierten Lohnverhandlungssystemen wird eine stärkere Gleichheit durch eine Stauchung der Lohnverteilung von unten erreicht (vgl. Blau/Kahn 1996), sodass geringere Lohnunterschiede zwischen niedrig- und höherqualifizierten Erwerbstätigen anzunehmen sind. Bezogen auf den Anteil armutsvermeidender persönlicher Erwerbseinkommen bedeutet dies, dass in Ländern mit stärker zentralisierten Lohnverhandlungssystemen die Unterschiede zwischen Gering- und Hochqualifizierten geringer sein sollten.

Am Ende des Einkommensverteilungsprozesses sind dagegen auch Einflüsse des Transfersystems anzunehmen. Frühere Studien zeigen, dass die Armut von Erwerbstätigen vor allem durch Transfers an arbeitslose oder nichterwerbstätige Haushaltsmitglieder und durch Familienleistungen reduziert wird (vgl. Strengmann-Kuhn 2003; Gardiner/Millar 2006). Entsprechend sollten vor allem Erwerbstätige in Haushalten mit arbeitslosen und nichterwerbstätigen Personen bzw. mit Kindern von einer höheren Generosität der Leistungen profitieren. Ebenso ist davon auszugehen, dass Erwerbstätige mit Kindern auch von einer besseren Kinderbetreuung profitieren, da Restriktionen für die Aufnahme einer Erwerbstätigkeit verringert werden (vgl. Gornick/Meyers 2003). Jedoch hat nicht nur das Angebot staatlicher Transfers und

Dienstleistungen einen Einfluss auf individuelle Armutsrisiken. Insbesondere in südeuropäischen Wohlfahrtsstaaten ist die Familie als Sicherungsinstanz anzusehen. Entsprechend unterscheidet sich das Altersprofil der armen Erwerbstätigen je nachdem, ob junge Erwerbstätige häufiger allein leben oder noch bei den Eltern leben. Ein negativer (bzw. spiegelverkehrt J-förmiger) Zusammenhang zwischen Alter und Armut von Erwerbstätigen ist dann zu beobachten, wenn junge erwerbstätige Erwachsene allein leben. Die frühe Unabhängigkeit ist gleichzeitig mit dem Risiko der Armut verbunden. Leben die jungen Erwachsenen länger mit ihren Eltern zusammen, wird das Armutsrisiko im Haushalt verteilt. Jüngere Erwerbstätige sind relativ gesehen seltener arm; ältere Erwerbstätige dagegen häufiger. Der negative Einfluss des Alters wird deutlich abgeschwächt (vgl. Lohmann 2007: 206). Unter Bezugnahme auf die oben dargestellte Diskussion kann man also konstatieren, dass das Ausmaß der Defamilisierung nicht allein das Ausmaß von Armut von Erwerbstätigen beeinflusst, sondern vor allem die Struktur der Armutspopulation.

#### **4. Daten und methodisches Vorgehen**

In den folgenden empirischen Analysen werden Makroeinflüsse (länderspezifische institutionelle Rahmenbedingungen, vgl. Abschnitt 2), Mikroeinflüsse (individuelle und haushaltsbezogene Merkmale, vgl. Abschnitt 3) und Wechselwirkungen zwischen beiden (vgl. Abschnitt 3) berücksichtigt. Dies erfordert die Verfügbarkeit von harmonisierten Mikrodaten und Makroindikatoren für eine möglichst große Zahl von Ländern. Verwendet werden Mikrodaten der EU Statistik zu Einkommen und Lebensbedingungen (EU-SILC) des Jahres 2006, die Angaben zu allen EU-25 Ländern (außer Malta), Norwegen und Island enthält (vgl. Eurostat 2008).<sup>4</sup> Da allerdings nicht für alle diese 26 Länder vergleichbare Angaben zu den institutionellen Rahmenbedingungen vorliegen, wird eine Reihe von Ländern in den folgenden Analysen nicht berücksichtigt. Dies sind Estland, Litauen, Lettland, Zypern, Slowenien und Island. Das verbleibende Ländersample umfasst somit 20 Länder (alle EU-15 Länder, Norwegen und vier mittelosteuropäische Mitgliedsländer).

---

<sup>4</sup> Im Fall von Deutschland weichen das Ausmaß und die Struktur der Armen deutlich von Ergebnissen der Sozialberichterstattung auf Basis anderer Datenquellen ab. Die Ergebnisse einer Studie von Hauser (2007) lassen vermuten, dass diese Abweichungen auf Probleme der deutschen EU-SILC-Stichprobe zurückzuführen sind, da sich auf Basis der Daten manche als gesichert geltende Ergebnisse der Armutsforschung nicht replizieren lassen. Da jedoch fraglich ist, ob nachträglich harmonisierte nationale Datenquellen eher mit den EU-SILC Angaben anderer Länder vergleichbar wären, werden in diesem Papier auch für Deutschland EU-SILC Daten verwendet. Für aktuelle Ergebnisse zu Armut von Erwerbstätigen auf Basis anderer Datenquellen vgl. Andreß und Seeck (2007) und Gießelmann und Lohmann (2009).

Einkommensangaben werden in EU-SILC jeweils für das Jahr vor der Befragung erhoben. Es liegen Angaben zu einer Reihe von Einkommenskomponenten vor, sodass eine Betrachtung der unterschiedlichen Stufen des Einkommensverteilungsprozesses grundsätzlich möglich ist. Ein zentrales Ziel bei der Erhebung von EU-SILC ist, über Länder hinweg vergleichbare Einkommensdaten zu generieren. Allerdings wird erst mit zukünftig verfügbaren Wellen das Ziel einer vollständig vergleichbaren Erhebung erfüllt sein. Bislang werden Einkommenskomponenten in vier der in den folgenden Analysen betrachteten Länder (Italien, Portugal, Griechenland und Frankreich) netto erhoben, während für alle übrigen Länder Bruttoangaben vorliegen. Daher ist es nicht für alle Länder möglich, sämtliche Stufen des Einkommensverteilungsprozesses zu betrachten. Die entsprechenden Analysen beruhen daher auf einer Stichprobe von 17 und nicht von 20 Ländern.<sup>5</sup>

Armut ist im Folgenden als relative Einkommensarmut definiert. Die Armutsgrenze liegt bei 60 Prozent des Medians des bedarfsgewichteten verfügbaren Haushaltseinkommens eines jeweiligen Landes. Zur Bedarfsgewichtung wird die modifizierte OECD-Äquivalenzskala verwendet. Die so definierte Armutsgrenze dient zur Berechnung von Armutsquoten auf allen fünf Stufen des Einkommensverteilungsprozesses.<sup>6</sup> Dies soll an einem Beispiel kurz erläutert werden. Das jährliche bedarfsgewichtete verfügbare Medianhaushaltseinkommen (Stufe V) in Deutschland beträgt 15.617 Euro. Die 60%-Armutsgrenze liegt also bei 9.370 Euro. Die jeweiligen Grenzen für die anderen Länder liegen zwischen 1.867 Euro (Polen) und 17.808 Euro (Luxemburg). Bei der Betrachtung der einzelnen Stufen des Einkommensverteilungsprozesses wird immer diese Armutsgrenze zugrunde gelegt. Es ändern sich also allein das betrachtete Einkommen und der berücksichtigte Bedarf. Auf der ersten Stufe wird betrachtet, ob das persönliche Bruttoerwerbseinkommen oberhalb dieser Armutsgrenze liegt, also ob eine Person allein von diesem Einkommen außerhalb von Armut leben könnte. Auf der zweiten Stufe wird betrachtet, ob dieses persönliche Bruttoerwerbseinkommen auch für den gesamten Haushalt ausreichen würde, um oberhalb der Armutsgrenze zu leben. Auf der dritten Stufe wird das bedarfsgewichtete Bruttohaushaltserwerbseinkommen mit der Armutsgrenze verglichen. Die Grundlage für die Betrachtung sind nun also alle Erwerbseinkommen eines Haushalts und nicht nur das der jeweils betrachteten Person. In der vierten Stufe wird überprüft, ob

---

<sup>5</sup> Obwohl in Frankreich die Einkommenskomponenten als Nettoangaben erhoben werden, liegen trotzdem auch Bruttoangaben vor. Deshalb können insgesamt 17 (und nicht nur 16 Länder) in den Analysen berücksichtigt werden.

<sup>6</sup> Grundsätzlich ist zu berücksichtigen, dass diese kontrafaktische Betrachtungsweise auf der Annahme beruht, dass sich beispielsweise das Erwerbsverhalten nicht durch die Verfügbarkeit von Transfers verändert (vgl. Uusitalo 1985; Bergh 2003).

ein Einkommen auch nach Abzug von Steuern und Sozialabgaben oberhalb der Armutsgrenze liegt (bedarfsgewichtete Haushaltsnettoeinkommen vor Transfers). Die Armutsquoten der fünften Stufe auf Basis des bedarfsgewichteten verfügbaren Haushaltseinkommens entsprechen den üblicherweise betrachteten Angaben. Neben der Messung von Einkommen und Armut ist auch die Abgrenzung der Erwerbstätigen für die folgenden Analysen zentral. Die Definition von Erwerbstätigkeit beruht analog zum Vorgehen der Einkommensmessung auf Angaben über das Jahr vor der Befragung. Als erwerbstätig werden Personen definiert, die in mindestens sieben Monaten des Vorjahres erwerbstätig gewesen sind (vgl. zur Messung von Armut von Erwerbstätigen auf Basis jährlicher Angaben Atkinson et al. 2002: 147ff). Die Analyse ist auf Personen im Erwerbsalter begrenzt (18 bis 64 Jahre).

In Tabelle 1 sind die verwendeten Makroindikatoren dargestellt. Aufgrund des relativ großen Ländersamples ist die Auswahl der Indikatoren beschränkt. Insbesondere komplexere Maße wie ein vollständiger Dekommodifizierungsindex (vgl. Scruggs/Allan 2006) liegen nur für eine kleinere Auswahl von Ländern vor. Der Einfluss des Transfersystems wird daher allein über die Höhe der Lohnersatzrate bei Arbeitslosigkeit gemessen (als Anteil eines durchschnittlichen Lohns über einen Zeitraum von fünf Jahren Arbeitslosigkeit, OECD 2008). Zur Messung des Ausmaßes der Defamilisierung bzw. Familisierung werden drei Indikatoren verwendet. Die Unterstützung von Familien mit Kindern wird über die staatlichen Ausgaben für Familientransfers (z.B. Kindergeld) und die Ausgaben für Familiendienstleistungen (z.B. Kinderbetreuung) als Anteil des Bruttoinlandsprodukts gemessen (OECD 2007c). Als Indikator für intergenerationale Abhängigkeit wird der Anteil der Arbeitslosen zwischen 20 und 29 Jahren verwendet, die bei ihren Eltern leben (berechnet auf Basis von EU-SILC). Die Zentralisierung des Lohnverhandlungssystems wird über einen Index erfasst (Visser 2004: 43). Als Kontrollvariablen werden die standardisierte Arbeitslosenquote und das reale Wirtschaftswachstum verwendet (OECD 2007a: 221, 234).

< Tabelle 1 >

In Tabelle 1 sind für die zentralen Indikatoren Mittelwerte, Standardabweichungen, Minimal- und Maximalwerte dargestellt. Anhand dieser Werte wird im Folgenden ein kurzer Überblick über die in der Analyse enthaltenen Länder gegeben. Es zeigen sich teilweise regionale Muster, wie sie sich auch in gängigen Wohlfahrtstypologien finden (vgl. grundlegend Esping-Andersen 1990). Diese Sichtweise wird in den folgenden deskriptiven Analysen implizit auch

aufgegriffen. In den multivariaten Analysen werden dagegen die hier dargestellten Indikatoren verwendet, um den Einfluss einzelner Faktoren sichtbar zu machen. Die Höhe der Lohnersatzrate reicht von unter 20 Prozent (Italien, Griechenland) bis 70 Prozent und höher (Dänemark, Schweden, Norwegen, Finnland, Luxemburg, Irland, Niederlande). Die Ausgaben für Familientransfers sind mit 1,5 Prozent des BIP durchschnittlich höher als diejenigen für Familiendienstleistungen. Erstere Ausgaben sind in Österreich und Luxemburg besonders hoch ( $\geq$  2,5 Prozent) und liegen in allen südeuropäischen Ländern, den Niederlanden und Polen unter 1,0 Prozent. Die Ausgaben für Familiendienstleistungen liegen in Griechenland, Irland und Polen nicht höher als 0,5 Prozent. Die skandinavischen Länder, Frankreich und Ungarn geben dagegen mindestens 1,4 Prozent des BIP für Familiendienstleistungen aus. Ein eindeutiges regionales Muster zeigt sich bei Betrachtung des Anteils der arbeitslosen Erwachsenen, die bei ihren Eltern leben. In allen südeuropäischen und mittelosteuropäischen Ländern liegt dieser Anteil oberhalb von 60 Prozent (Italien und Griechenland mehr als 75 Prozent). In den skandinavischen Ländern, den Niederlanden und Belgien leben dagegen weniger als 30 Prozent der 20 bis 29-jährigen Arbeitslosen bei ihren Eltern (Dänemark und Niederlande: 10 Prozent). Österreich weist den höchsten Grad der Zentralisierung des Lohnverhandlungssystems auf. Auch die Lohnverhandlungssysteme der skandinavischen Länder, Belgien, der Niederlande und Irlands sind relativ stark zentralisiert (Index größer als 0,5). In Großbritannien sind dagegen die Lohnverhandlungen am stärksten dezentralisiert. Zwei der fünf Indikatoren liegen wie die Mikrodaten für das Jahr 2005 vor (Lohnersatzraten, Anteil der arbeitslosen jungen Erwachsenen, die im Haushalt der Eltern leben). In den übrigen Fällen wurde auf die jeweils aktuellsten verfügbaren Daten zurückgegriffen (2003).

Aus einer Perspektive der Mehrebenenanalyse handelt es sich bei EU-SILC um einen Zweiebenen Datensatz. Individuen bilden die untere Ebene, Länder die obere Ebene (vgl. z.B. Snijders/Bosker 1999). Grundsätzlich besteht dabei für Regressionsanalysen das Problem, dass sehr wahrscheinlich die Annahme der Unabhängigkeit der Fehlerterme verletzt ist. Personen in einem Land teilen unbeobachtete Eigenschaften. Es gibt daher eine länderspezifische Konstante  $u_i$  im Fehlerterm. In random intercept Modellen wird diese Konstante explizit spezifiziert. Bei Gültigkeit der Annahme, dass keine Kovariation zwischen  $u_i$  und einer der unabhängigen Variablen besteht, sind die Schätzer des random intercept Modells unverzerrt. Wenn die Annahme gilt, liefert auch ein Standardregressionsmodell (im linearen Fall OLS) mit robusten Standardfehlern unverzerrte Ergebnisse (Wooldridge 2002: 147ff). Jedoch sind die Schätzer ineffizient. Außerdem bietet das random intercept Modell die Möglichkeit zwischen

personen- und länderspezifischer Varianz zu unterscheiden. Auf Basis der Varianzkomponenten lässt sich der Intraklassenkorrelationskoeffizient *rho* berechnen, über den die Varianz auf Länderebene als Anteil an der Gesamtvarianz ausgedrückt wird. Daher werden im Folgenden random intercept Modelle geschätzt. Da die abhängige Variable dichotom ist (arm/nicht arm), werden logistische Regressionsmodelle geschätzt. Alle Schätzungen wurden mit der Prozedur *xtlogit* in Stata 10 unter Verwendung der Standardeinstellungen durchgeführt (vgl. Guo/Zhao [2000] zum Problem abweichender Ergebnisse in logistischen Regressionsmodellen mit Zufallskomponenten auf Basis unterschiedlicher Schätzalgorithmen). Für die Bestimmung der Varianzkomponenten in logistischen Mehrebenenmodellen gibt es unterschiedliche Vorgehensweisen. Hier wird entsprechend der logistischen Verteilung auf der unteren Ebene eine Varianz von  $\pi^2/3$  ( $\approx 3,29$ ) angenommen (vgl. Snijders/Bosker 1999: 224).

## 5. Deskriptive Analysen

In Tabelle 2 ist die Höhe der Armutsquoten von Erwerbstätigen für die einzelnen Stufen des Einkommensverteilungsprozesses dargestellt. Zur besseren Orientierung sind die 20 Länder regional gruppiert. Betrachtet man zunächst die Armutsquoten auf Basis des bedarfsgewichteten verfügbaren Haushaltseinkommens (Spalte ganz rechts), sind systematische Unterschiede vor allem zwischen den südeuropäischen und den übrigen Ländern auszumachen, womit die Ergebnisse früherer Studien bestätigt werden (vgl. Peña-Casas/Latta 2004; Lohmann 2007). Die Gruppe der westeuropäischen und der mittelosteuropäischen Ländern enthält mit Luxemburg und Polen eindeutige Ausreißer nach oben. Insgesamt sind je nach Land zwischen 3,5 und 13,7 Prozent aller Erwerbstätigen arm.

< Tabelle 2 >

Ein anderes Bild bietet sich, wenn man die *erste Stufe* des Einkommensverteilungsprozesses betrachtet. Die Armutsquoten in der linken Spalte der Tabelle basieren allein auf dem persönlichen Erwerbseinkommen. Als arm gilt eine Person, wenn dieses Einkommen niedriger als die Armutsgrenze für eine erwachsene Person ist. Insbesondere in Großbritannien, Irland und Deutschland gibt es einen hohen Anteil von Erwerbstätigen, die allein von ihrem Erwerbseinkommen nicht außerhalb von Armut leben könnten. Dabei ist zu berücksichtigen, dass hier alle Erwerbstätigen betrachtet werden, die im Jahr vor der Befragung mindestens sieben von zwölf Monaten beschäftigt gewesen sind. Dies schließt nicht ganzjährig Beschäftigte und vor

allem auch Teilzeitbeschäftigte mit ein. Da das Jahreseinkommen betrachtet wird, sind die niedrigen Bruttoerwerbseinkommen auch ein Ausdruck geringerer Arbeitszeit und nicht allein ein Ergebnis niedriger Stundenlöhne. Aber auch, wenn man ausschließlich ganzjährig Vollzeitbeschäftigte betrachtet, erzielen im Durchschnitt über alle Länder 6 Prozent der Erwerbstätigen – je nach Land 3 bis 10 Prozent – ein persönliches Bruttoeinkommen, das unterhalb der Armutsgrenze liegt (detaillierte Ergebnisse nicht dargestellt). Hier sind die Löhne eindeutig zu niedrig, um Armut zu vermeiden.

Auf der *zweiten Stufe* wird der Bedarf der übrigen Haushaltsmitglieder mitberücksichtigt. Definitionsgemäß steigen in allen Ländern die Armutsquoten an. Dieser Effekt ist in den Ländern besonders stark, in denen Erwerbstätige in Haushalten mit höherem Bedarf leben. Grundsätzlich zeigen die Ergebnisse, dass zwischen knapp einem Fünftel bis zu mehr als der Hälfte der Erwerbstätigen ein Bruttoerwerbseinkommen erzielen, das nicht ausreichend ist, um sich selbst und alle Haushaltsmitglieder vor Armut zu schützen. Wiederum ist zu berücksichtigen, dass diese Betrachtungsweise auch die Einkommen von Teilzeit- bzw. nicht ganzjährig Beschäftigten einschließt, also Formen der Erwerbstätigkeit auf deren Grundlage kein bedarfsdeckendes Einkommen zu erwarten ist. Aber auch wenn man diese Erwerbstätigen ausschließt und nur ganzjährig Vollzeitbeschäftigte betrachtet, sinken die Armutsquoten nur leicht (Ergebnisse nicht dargestellt). In vielen Fällen reicht also ein Vollzeit-Bruttoerwerbseinkommen nicht aus, um den Haushalt, in dem man lebt, außerhalb von Armut zu halten. Dies ist – wie in der ersten Stufe gesehen – einerseits auf niedrige Löhne zurückzuführen, ist aber andererseits auch ein Ergebnis bestimmter Erwerbsmuster von Paaren und Familien. In modifizierten Einernährermodellen ist die Erwerbstätigkeit der Frau häufig als Teilzeitbeschäftigung angelegt. Außerdem wird zunehmend das durchschnittliche Einkommen, das zur Berechnung der Armutsgrenze dient, von Doppelverdienerhaushalten bestimmt. Für Alleinverdiener wird es daher schwieriger ein Einkommen zu erzielen, das oberhalb dieser Armutsgrenze liegt.

Die Wirkung zusätzlicher Erwerbseinkommen in einem Haushalt wird deutlich, wenn man die Armutsquoten der *dritten Stufe* betrachtet. Diese sind in allen Ländern niedriger als zuvor. Interessant ist es, die gemeinsame Wirkung von Bedarf und weiteren Erwerbseinkommen zu betrachten. Hier zeigen sich eindeutige Muster, die sich im Sinne eines mehr oder weniger stark ausgeprägten Grads der Defamilisierung interpretieren lassen. In den mittelosteuropäischen Ländern und in Spanien (für das als einziges der südeuropäischen Länder Daten vorlie-

gen) ist die Armutsquote unter Berücksichtigung des Haushaltskontexts höher als die Armutsquote auf der ersten Stufe. Der Haushaltskontext stellt also in diesen Ländern eine Belastung dar (höherer Bedarf ohne ausreichende weitere Erwerbseinkommen), während in den übrigen Ländern Erwerbstätige durch die Berücksichtigung des Haushaltskontexts profitieren. Dies trifft natürlich in besonderer Weise für Teilzeitbeschäftigte zu, die mit Vollzeitbeschäftigten zusammenleben. Betrachtet man allein Vollzeitbeschäftigte, übersteigen die weiteren Erwerbseinkommen nur in den am stärksten durch ein Doppelverdienermodell geprägten skandinavischen Ländern den negativen Effekt des Bedarfs (Ergebnisse nicht dargestellt).

Der Unterschied von der dritten zur *vierten Stufe* ist fast vollständig als Effekt von Steuern und Sozialabgaben zu interpretieren.<sup>7</sup> In allen Ländern gibt es einen merklichen Effekt der Besteuerung in die Armut. Die stärkste Belastung weisen Länder wie Dänemark und Belgien auf. Trotzdem gehören sie weiterhin zur Gruppe der Länder mit niedrigen Armutsquoten. Betrachtet man die Länder, die auf Basis der persönlichen Erwerbseinkommen (Stufe I) ein hohes Armutsrisiko aufweisen (Großbritannien, Irland, Deutschland), fällt auf, dass hier die Armutsquoten nach Umverteilung im Haushalt und Besteuerung niedriger sind als auf der ersten Stufe. Dies ist außerdem in den Niederlanden der Fall, die ebenfalls durch einen hohen Anteil von Teilzeitbeschäftigten gekennzeichnet sind. Das prägende Erwerbsmodell nimmt also Ungleichheiten am Arbeitsmarkt in Kauf, die dann aber stärker als in anderen Ländern über die Umverteilung im Haushalt und auch im Rahmen der Besteuerung ausgeglichen werden. Insgesamt zeigen die Ergebnisse aber, dass auch Erwerbstätige, deren bedarfsgewichtetes Bruttoerwerbseinkommen am unteren Ende der Einkommensverteilung liegen, in relevanter Weise mit Steuern und Abgaben belastet werden (vgl. OECD 2007b).

Als *fünfte Stufe* wird abschließend der Einfluss der Zahlung von Transfers analysiert. In allen Ländern wird das Ausmaß von Armut von Erwerbstätigen reduziert. Dies gilt auch, wenn man den gesamten Prozess staatlicher Umverteilung – also unter Berücksichtigung der Besteuerung – betrachtet. Erwartungsgemäß unterscheidet sich der Einfluss der Transfers deutlich. Vergleicht man beispielsweise Norwegen mit Portugal, zeigt sich, dass die annähernd gleiche Armutsquote vor Zahlung von Transfers (19,9 bzw. 19,6 Prozent) in Norwegen auf 5,5 Pro-

---

<sup>7</sup> Das Bruttoerwerbseinkommen wird mit dem Haushaltseinkommen nach Steuern (vor Transfers) verglichen. Richtiger wäre es, das Bruttomarkteinkommen (also Erwerbseinkommen plus Kapitaleinkommen u.ä.) als Ausgangspunkt zu nehmen. Da sich die Armutsquoten auf Basis des Bruttomarkteinkommens nur wenig von den hier dargestellten unterscheiden, wurde dieser Schritt hier nicht dargestellt. Zusätzlich wäre auch noch die Zahlung von privaten Transfers zu berücksichtigen, sofern diese aus dem Vor-Steuer-Einkommen geleistet werden bzw. versteuert werden. Da es sich hier durchschnittlich um sehr geringe Beträge handelt, ist der Effekt – zumindest bei Betrachtung der Gesamtpopulation – zu vernachlässigen.

zent, in Portugal jedoch nur auf 10,4 Prozent reduziert wird. In Tschechien wird Armut von Erwerbstätigen relativ betrachtet um drei Viertel (76 Prozent) reduziert, während das Ausmaß der Armutsreduktion in Griechenland nur ein Drittel beträgt (34 Prozent).<sup>8</sup> Dabei ist in Griechenland und auch in den übrigen südeuropäischen Ländern der größere Teil der Armutsreduktion auf die Zahlung von Renten und Pensionen zurückzuführen (vgl. Lohmann 2007). Hier zeigen sich die Auswirkungen eines unterschiedlichen Musters des familialen Zusammenlebens. Der Anteil von Älteren, die im Haushalt ihrer Kinder leben, ist deutlich höher als in anderen Ländern (vgl. Iacovou 2002), was einerseits einen Teil der zuvor gesehenen unterschiedlichen Belastung durch den Haushaltskontext erklärt, sich aber andererseits auch im Ausmaß der Armutsreduktion durch Altersrenten widerspiegelt. Aufgrund der geringen Generosität der Sozialtransfers ist das Ausmaß der Armutsreduktion in den südeuropäischen Ländern jedoch trotzdem durchschnittlich am niedrigsten, in den skandinavischen Ländern am höchsten.<sup>9</sup> Nimmt man die südeuropäischen Länder von der Betrachtung aus, sind die Unterschiede jedoch nicht besonders stark ausgeprägt. Dies schließt auch Irland und Großbritannien mit ein, die üblicherweise zur Gruppe der Länder mit einem niedrigen Dekommodifizierungsgrad gezählt werden. Obwohl in beiden Ländern das Armutsrisiko auf Basis der persönlichen Erwerbseinkommen am höchsten ist (Stufe I), ist das Ausmaß von Armut von Erwerbstätigen nicht überdurchschnittlich hoch. Und dies ist nicht allein ein Effekt der relativ niedrigen Besteuerung von Arbeitseinkommen, sondern ist auch auf ein entscheidendes Ausmaß der Armutsreduktion durch Transfers zurückzuführen. So weisen beispielsweise Irland und Frankreich fast exakt dieselben Vor- und Nach-Transfer-Armutsquoten auf (16,6/16,8 und 6,1/6,0). Das Ausmaß der Armutsreduktion durch Transfers ist also in beiden Ländern identisch.

< Tabelle 3 >

Eine Reihe von Studien hat darauf hingewiesen, dass aus der Betrachtung von Niedriglohnbeschäftigung keine direkten Rückschlüsse für das Auftreten von Armut von Erwerbstätigen zu ziehen sind (vgl. Marx/Verbist 1998; Strengmann-Kuhn 2003). Dieses Ergebnis spiegelt sich auch in der starken Veränderung der Armutsquoten von Stufe zu Stufe wider. Trotzdem ist aber das Armutsrisiko von Personen mit geringen Erwerbseinkommen deutlich höher als von

---

<sup>8</sup> Die Armutsreduktionsquoten berechnen sich wie folgt aus den Angaben in Tabelle 2:  $([Quote\ Stufe\ IV] - [Quote\ Stufe\ V]) / [Quote\ Stufe\ IV]$ .

<sup>9</sup> Prinzipiell können auch unterschiedliche Muster der Nicht-Anspruchnahme von Transfers eine Rolle spielen, die hier jedoch nicht gesondert betrachtet werden können.

anderen Gruppen. Im Durchschnitt über alle Länder sind 27 Prozent der Erwerbstätigen mit einem niedrigen persönlichen Einkommen arm. Bei Betrachtung von ganzjährig Vollzeit-Beschäftigten, deren persönliches Erwerbseinkommen ihnen nicht über die Armutsgrenze verhilft, liegt die Armutsquote sogar bei 35 Prozent. Im Umkehrschluss bedeutet dies aber auch, dass etwa zwei Drittel der Niedrigeinkommensbezieher nicht arm sind. Tabelle 3 verdeutlicht dieses Ergebnis aus einer anderen Perspektive. Dargestellt sind Korrelationskoeffizienten zwischen den Armutsquoten der einzelnen Stufen für alle 17 Länder, für die vollständige Angaben vorliegen. Die Korrelation der Armutsquoten der ersten und der letzten Stufe beträgt 0,39, d.h. nur etwa 15 Prozent der Varianz der Armutsquote am Ende des Einkommensverteilungsprozesses wird durch die Quote auf Basis der persönlichen Erwerbseinkommen erklärt. Die Korrelationen der Armutsquoten von Stufe zu Stufe verdeutlichen, dass insbesondere die Quote der ersten und zweiten Stufe kaum übereinstimmen ( $r=0,23$ ).<sup>10</sup> Erst wenn weitere Erwerbseinkommen im Haushalt mitberücksichtigt werden (Stufe III) steigt die Übereinstimmung mit der Nach-Transfer-Quote (Stufe V) deutlich an ( $r=0,78$ ). Zusammengekommen zeigen diese Ergebnisse, dass es sich auf unterschiedlichen Ebenen entscheidet, ob eine Person arm und erwerbstätig ist. Die Tatsache, dass Personen mit einem niedrigen persönlichen Erwerbseinkommen ein deutlich überproportionales Armutsrisiko aufweisen, verweist darauf, dass Faktoren, die die Verteilung der Erwerbseinkommen beeinflussen auch am Ende des Einkommensverteilungsprozesses eine Rolle spielen. Für die Be- und Entlastungen, die über den Haushaltskontext entstehen, sind es dagegen eher Faktoren, die die Erwerbsmuster und Muster des familialen Zusammenlebens bedingen. Und auch die Ausgestaltung des Transfersystems spielt eine nicht zu unterschätzende Rolle, ob in einem Land ein niedriges, mittleres oder hohes Ausmaß von Armut von Erwerbstätigen herrscht.

< Tabelle 4 >

Um das Zusammenwirken von Haushaltskontext und staatlicher Umverteilung genauer zu betrachten, sind in Tabelle 4 Vor-Steuer/Vor-Transfer und Nach-Steuer/Nach-Transfer Armutsquoten für unterschiedliche Haushaltserwerbskonstellationen dargestellt. Zur Unterscheidung der Haushalte wird die sogenannte Erwerbsintensität verwendet. Dabei wird die Anzahl der Erwerbstätigen (und ihre Arbeitszeit) mit der Anzahl der erwerbsfähigen Personen in einem Haushalt miteinander verglichen.<sup>11</sup> Sind alle erwerbsfähigen Personen in einem Haushalt

---

<sup>10</sup> Betrachtet man allein ganzjährig Vollzeitbeschäftigte ist dieser Zusammenhang sogar noch geringer ( $r=0,06$ ).

<sup>11</sup> Die Erwerbsintensität wird wie folgt berechnet:  $(MVZ*1+MTZ*0,5)/(ERW*12)$ , wobei MVZ bzw. MTZ=Summe der Monate in Vollzeit- bzw. Teilzeiterwerbstätigkeit aller Haushaltsmitglieder im erwerbsfähigen

ganzjährig vollzeiterwerbstätigt beträgt die Erwerbsintensität 1. Ist niemand erwerbstätig liegt der Wert bei 0. Da nur Erwerbstätige und ihre Haushalte betrachtet werden, liegen die Werte jeweils über null (typische Konstellationen in Paarhaushalten: ganzjährig Vollzeit/ nichterwerbstätig=0,5 und ganzjährig Vollzeit/Teilzeit=0,75). Die Ergebnisse zeigen, dass insbesondere Haushalte mit einer Erwerbsintensität unter 0,5 stark von Armut betroffen sind, während vollzeiterwerbstätige, aber auch annähernd vollzeiterwerbstätige Haushalte ( $\geq 0,75$ ) einem weitaus niedrigeren Armutsrisiko unterliegen. Armut von Erwerbstätigen ist somit zumindest teilweise auch ein Problem von Unterbeschäftigung auf Haushaltsebene. Der Vergleich der Gruppen zeigt jedoch auch, dass die Armutsreduktion im Zuge der Umverteilung – wie zuvor argumentiert – zu einem Großteil auf arbeitslose und nichterwerbstätige Haushaltsmitglieder zurückzuführen ist. Die (annähernd) vollzeiterwerbstätigen Haushalte profitieren in vielen Ländern nicht von staatlicher Umverteilung und werden in einigen Fällen Ländern sogar belastet, was in einem Anstieg der Armutsquote von Stufe III auf V deutlich wird.

## 6. Multivariate Analysen

In der multivariaten Analyse werden nicht wie zuvor sämtliche Stufen des Einkommensverteilungsprozesses betrachtet, da dies im Rahmen eines Papiers kaum darstellbar wäre. Außerdem verändern sich die Ergebnisse von Stufe zu Stufe teilweise nur marginal. Daher wird allein die erste und letzte Stufe des Prozesses untersucht, wodurch eine Gegenüberstellung des am Arbeitsmarkt produzierten Armutsrisikos mit dem Armutsrisiko nach haushaltsbezogener und staatlicher Umverteilung ermöglicht wird. Wie zuvor argumentiert, wird angenommen, dass sich im Zuge der Umverteilung nicht allein das Ausmaß, sondern auch die Struktur von Armut von Erwerbstätigen verändert. In einem zweiten Schritt wird analysiert, ob die zuvor betrachteten Unterschiede durch die Variation der Ausgestaltung der institutionellen Rahmenbedingungen erklärt werden können.

Hinsichtlich der Armutsrisiken nach individuellen und haushaltsbezogenen Merkmalen werden in den Analysen die Ergebnisse früherer Studien grundsätzlich bestätigt (Tabelle 5). Höhere Ressourcen verringern das Armutsrisiko, während Erwerbstätige in Haushalten mit höherem Bedarf und stärkeren Restriktionen (beispielsweise durch Kinderbetreuung) häufiger arm sind. Erwartungsgemäß sind die Einflüsse der Charakteristika der Erwerbstätigkeit (Teilzeit,

---

Alter, ERW=Anzahl der Haushaltsmitglieder im erwerbsfähigen Alter. Für einen Haushalt mit drei Personen im erwerbsfähigen Alter (ERW=3), von denen zwei Personen ganzjährig Vollzeit arbeiten (MVZ=24) und die andere halbjährig Teilzeit (MTZ=6) beträgt die Erwerbsintensität also  $(24+3)/36=0,75$ .

nicht ganzjährige Beschäftigung, berufliche Selbständigkeit) bei Betrachtung auf Basis der persönlichen Erwerbseinkommen stärker ausgeprägt, während ein Einfluss haushaltsbezogener Merkmale (Anzahl Kinder im Haushalt, weitere Erwerbstätige) vor allem in der Analyse auf Basis des verfügbaren bedarfsgewichteten Haushaltseinkommens festzustellen ist. Die entsprechenden Koeffizienten der jeweiligen Variablen unterscheiden sich deutlich je nachdem ob das persönliche Bruttoerwerbseinkommen oder das bedarfsgewichtete verfügbare Haushaltseinkommen als Basis für die Armutsberechnung verwendet werden.<sup>12</sup>

Neben diesen grundsätzlichen Unterschieden werden vor allem variierende Einflüsse des Alters und des Geschlechts auf den einzelnen Ebenen des Einkommensverteilungsprozesses deutlich. Betrachtet man allein das persönliche Erwerbseinkommen, treten Unterschiede nach Alter und Geschlecht sehr viel deutlicher hervor. Das Risiko, ein Erwerbseinkommen zu erzielen, von dem man selbst nicht oberhalb der Armutsgrenze leben könnte, ist für Jüngere und Frauen im Vergleich zu Älteren und Männern sehr hoch. Betrachtet man Armut von Erwerbstätigen auf Basis des verfügbaren Einkommens sind deutlich abgeschwächte Alterseffekte und kein signifikanter Geschlechtereffekt mehr festzustellen. Für Frauen gilt also, dass sich ihre schlechtere Arbeitsmarktposition nicht in einem höheren Ausmaß von Armut von Erwerbstätigen niederschlägt, da Frauen häufig mit einem vollzeitbeschäftigten Partner zusammen leben und stärker als erwerbstätige Männer von Transfers profitieren (vgl. Lohmann 2009). Auf die Frage, inwieweit dies für alle hier betrachteten Wohlfahrtsstaaten in gleicher Weise zutrifft, wird in einem weiteren Schritt der Analyse eingegangen. Zunächst werden jedoch noch die Gruppen betrachtet, die nicht vom Prozess der Einkommensumverteilung profitieren. Sowohl der Einfluss der Bildung als auch der beruflichen Tätigkeit ändert sich kaum. Das heißt, dass die Einkommensunterschiede nach Qualifikation, die auf dem Arbeitsmarkt bestehen, weder durch den Haushaltskontext noch durch staatliche Umverteilung grundsätzlich verändert werden. Gleiches gilt für die Gruppe der Migranten. Sowohl auf Basis der persönlichen Erwerbseinkommen als auch auf Basis des verfügbaren Haushaltseinkommens weisen Migranten ein höheres Armutsrisiko auf.<sup>13</sup>

< Tabelle 5 >

---

<sup>12</sup> Da ein direkter Vergleich der Logit-Koeffizienten nicht möglich ist, wurden zusätzlich marginale Effekte berechnet (Ergebnisse nicht dargestellt).

<sup>13</sup> Aufgrund der fehlenden Bruttoeinkommensangaben in drei Ländern unterscheiden sich die Stichproben für die Analyse von Stufe I und V des Einkommensverteilungsprozesses. Sämtliche Analysen auf Stufe V wurden auch auf Basis des verringerten Ländersamples durchgeführt. Außer leichten Veränderungen in der Effektstärke ergeben sich keine grundsätzlichen Veränderungen. Bei keinem der signifikanten Effekte kommt es zu einem Vorzeichenwechsel. Dies gilt auch für die in Tabelle 6 und 7 dargestellten Ergebnisse.

Im Zentrum der weiteren Analysen steht die Frage, inwieweit sich die Unterschiede im Ausmaß und in der Zusammensetzung von Armut von Erwerbstätigen durch die unterschiedliche Ausgestaltung institutioneller Rahmenbedingungen zurückführen lassen. Der Ausgangspunkt für die Analysen sind leere Modelle (M0), in denen allein die Frage geklärt werden soll, wie hoch der Anteil der Varianz auf Länderebene ist. Etwa fünf Prozent der Gesamtvarianz der Armutsquoten auf Basis der persönlichen Erwerbseinkommen ist länderspezifisch ( $\sigma^2_{M0}=0,182$ ;  $\rho_{M0}=0,052$ ). Nach Berücksichtigung der haushaltsinternen und staatlichen Umverteilung steigt der Anteil der länderspezifischen Varianz an ( $\sigma^2_{M0}=0,342$ ;  $\rho_{M0}=0,094$ ). Ein Vergleich mit den in Tabelle 5 ausgewiesenen Werten zeigt, dass im letzteren Fall die berücksichtigten personen- und haushaltsspezifischen Merkmale einen Teil der Ländervarianz erklären. Die Zusammensetzung der Erwerbstätigen unterscheidet sich zwischen den Ländern, beispielsweise variiert der Anteil Geringgebildeter deutlich. Allein aufgrund dieses Kompositionseffekts sind Unterschiede im Armutsrisiko der Erwerbstätigen zwischen den Ländern zu erwarten. Der größere Teil der länderspezifischen Varianz wird jedoch nicht erklärt. Im Folgenden soll es daher um die Frage gehen, ob sich die länderspezifische Varianz durch Unterschiede in den institutionellen Rahmenbedingungen erklären lässt. In Tabelle 6 sind die Ergebnisse entsprechender Modelle zusammengefasst. In der jeweils linken Spalte sind die Ergebnisse bivariater Regressionsmodelle aufgeführt, in denen nur eine Makrovariable enthalten ist (M2a-e). In der jeweils rechten Spalte finden sich Ergebnisse eines Modells, das alle Makrovariablen (einschließlich der Kontrollvariablen Arbeitslosigkeit und Wirtschaftswachstum) und sämtliche zuvor verwendeten Mikrovariablen enthält (M3). Dieses Vorgehen wurde gewählt, um deutlich zu machen, dass sich bivariate Zusammenhänge auf der Makroebene häufig nicht als robust erweisen. Zunächst wird die erste Stufe des Einkommensverteilungsprozesses betrachtet (persönliches Erwerbseinkommen, linke Hälfte Tabelle 6). Die zentrale Hypothese, dass die Zentralisierung des Lohnverhandlungssystems einen Einfluss auf das Armutsrisiko auf Basis des persönlichen Erwerbseinkommens hat, wird nicht bestätigt. Zwar weist der Effekt in die erwartete Richtung, ist jedoch selbst auf 10-Prozent-Niveau nicht signifikant. Dieses Ergebnis steht im Widerspruch zu einer früheren, ähnlich angelegten Analyse. Lohmann (2009) zeigt, dass Armut von Erwerbstätigen auf Basis des bedarfsgewichteten Haushaltseinkommens vor Sozialtransfers in Ländern mit einem stärkeren Zentralisierungsgrad signifikant niedriger ausfällt. Im Gegensatz zu den hier dargestellten Analysen reflektiert dieses Ergebnis aber bereits den Einfluss der Umverteilung im Haushalt und Effekte der Besteuerung. Es ist anzunehmen, dass das Armutsrisiko auf Basis des persönlichen Erwerbseinkommens

kommens auf direktere Weise von der Ausgestaltung des Lohnverhandlungssystems beeinflusst ist. Aber eben diese Hypothese lässt sich auf Basis der Ergebnisse – wie gesagt – nicht bestätigen. Grundsätzlich ist festzustellen, dass die länderspezifische Varianz der Armutsquoten auf Basis der persönlichen Erwerbseinkommen gering ist (s.o.). Hiervon wird nur etwa ein Drittel durch die verwendeten Variablen erklärt ( $\sigma^2_{M3}=0,122$  vs.  $\sigma^2_{M0}=0,182$ ).

< Tabelle 6 >

Ein anderes Ergebnis zeigt sich bei der Betrachtung des herkömmlichen Armutsindikators (Stufe V, rechte Hälfte von Tabelle 6). In bivariater Perspektive lassen sich die angenommenen Zusammenhänge beobachten. In Ländern mit höheren Lohnersatzraten und höheren Ausgaben für Familiendienstleistungen tritt Armut von Erwerbstätigen seltener auf. Länder, in denen der Bedarf der Haushalte von Erwerbstätigen aufgrund von intergenerationaler Abhängigkeit größer ist (Anteil arbeitsloser erwachsener Kinder), ist das Ausmaß von Armut von Erwerbstätigen größer. Es zeigt sich aber auch ein Einfluss der Zentralisierung des Lohnverhandlungssystems. Ein höherer Grad der Zentralisierung geht mit niedrigerer Armut von Erwerbstätigen einher. Dieses Ergebnis ist nicht grundsätzlich kontraintuitiv, da erwartet wurde, dass ein stärkerer Zentralisierungsgrad eine Stauchung der Lohnverteilung bewirkt. Dagegen spricht, dass der Einfluss erst nach dem Zusammenfließen der persönlichen Erwerbseinkommen im Haushalt und staatlicher Umverteilung zu beobachten ist.

Nimmt man alle Variablen zusammen, wird mehr als die Hälfte der Varianz auf Länderebene erklärt ( $\sigma^2_{M3}=0,150$  vs.  $\sigma^2_{M0}=0,342$ ). Unter Kontrolle sämtlicher Variablen auf der Mikro- und Makroebene (rechte Spalte) zeigt sich, dass neben dem Einfluss der Zentralisierung allein der Zusammenhang zwischen intergenerationaler Abhängigkeit und einem höheren Ausmaß von Armut von Erwerbstätigen bestehen bleibt. Dies ist einerseits darauf zurückzuführen, dass die verwendeten Makroindikatoren miteinander korreliert sind (siehe Tabelle A1 im Anhang). Andererseits ist aber auch davon auszugehen, dass ein Teil des Effektes der institutionellen Rahmenbedingungen sich bereits in der Verteilung der individuellen Merkmale widerspiegelt (beispielsweise ist das Erwerbsverhalten von Familien teilweise auf die Ausgestaltung des Betreuungssystems zurückzuführen).

Um zu überprüfen, ob tatsächlich Zusammenhänge zwischen individuellen und institutionellen Merkmalen bestehen, enthalten die Modelle des letzten Analyseschritts eine Reihe von

Cross-Level-Interaktionseffekten. In Tabelle 7 sind die Ergebnisse dargestellt. Dabei werden nur die Koeffizienten der betreffenden Variablen berichtet. Die Modelle enthalten aber auch alle weiteren Mikrovariablen, die in den vorherigen Analysen verwendet wurden. Hinsichtlich der allein auf dem Arbeitsmarkt generierten Armut von Erwerbstätigen (Stufe I) wurde eine Wechselwirkung zwischen der Unterstützung der Vereinbarkeit von Familie und Beruf und dem Armutsrisiko von Frauen angenommen. Das erste Modell zeigt, dass in Ländern, die höhere Ausgaben für Kinderbetreuung aufweisen, Frauen seltener ein persönliches Erwerbseinkommen unterhalb der Armutsgrenze erhalten (M4). Dagegen zeigt sich entgegen der Erwartungen keine Veränderung des Einflusses geringer Bildung in Ländern mit stärkerer Zentralisierung des Lohnverhandlungssystems (M5). Der Effekt weist in die erwartete Richtung, ist aber nicht signifikant.

< Tabelle 7 >

Dagegen werden alle Hypothesen zum Einfluss der Rahmenbedingungen auf individuelle Armutsrisiken in den Analysen auf Basis des bedarfsgewichteten verfügbaren Haushaltseinkommens (Stufe V) bestätigt. In Ländern mit höheren Ausgaben für Kinderbetreuung ist das Armutsrisiko von Erwerbstätigen mit Kindern niedriger (M6). Hier ist anzunehmen, dass dies auf eine stärkere Erwerbsbeteiligung beider Eltern zurückzuführen ist. Wie erwartet zeigt sich auch ein Einfluss des Ausmaßes der intergenerationalen Abhängigkeit auf das Altersprofil der armen Erwerbstätigen (M7). Aufgrund des positiven Interaktionseffekts schwächt sich der negative Alterseffekt ab. In Ländern mit hoher intergenerationaler Abhängigkeit sind jüngere Erwerbstätige im Familienkontext geschützt, während Ältere belastet werden. Auch die Befunde zu den Wechselwirkungen zwischen der Ausgestaltung des Transfersystems und individuellen Merkmalen bestätigen die Annahmen. In Ländern mit höheren Ausgaben für Familientransfers ist das Armutsrisiko von Erwerbstätigen in Haushalten mit Kindern geringer, ein Ergebnis, das auf den direkten Einkommenseffekt durch Kindergeld und ähnliche Transfers zurückzuführen ist (M8). Die unterschiedliche Bedeutung von Transfers wird auch deutlich, wenn man das Armutsrisiko von Personen in Haushalten mit hoher und niedriger Erwerbsintensität betrachtet (M9). Eine höhere Erwerbsintensität verringert das Armutsrisiko deutlich (negativer Haupteffekt).<sup>14</sup> Jedoch ist dieser Einfluss in Ländern mit höheren Transferzahlun-

---

<sup>14</sup> Um die Berechnung eines Interaktionseffektes zu vereinfachen, wurde im Gegensatz zu den in Tabelle 5 dargestellten Modellen weder auf Haushaltsebene, noch auf Personenebene nach Teilzeit- und Vollzeitbeschäftigung bzw. nach ganzjähriger und nicht ganzjähriger Beschäftigung unterschieden. Statt der vier entsprechenden Variablen wurde die in den deskriptiven Analysen (Abschnitt 5) erläuterte Erwerbsintensität eines Haushalts als

gen schwächer (positiver Interaktionseffekt). Dieses Resultat ergänzt die Ergebnisse der deskriptiven Analyse. Dort wurde gezeigt, dass die Armutsreduktion durch staatliche Umverteilung für Personen in Haushalten mit einer geringen Erwerbsintensität am stärksten ist. Hier zeigt sich nun, dass der Unterschied des Armutsrisikos nach Umverteilung von Haushalten mit hoher und niedriger Erwerbsintensität schwächer ist, wenn höhere Transfers verfügbar sind. Während der Einfluss einzelner Merkmale der institutionellen Rahmenbedingungen auf das Niveau von Armut von Erwerbstätigen nur eingeschränkt nachzuweisen war (vgl. Tabelle 6), wird die Annahme eines entsprechenden Einflusses bei Betrachtung von Wechselwirkungen zwischen institutionellen Rahmenbedingungen und individuellen Merkmalen eindeutig bestätigt.

## 7. Diskussion

In diesem Papier wurde in einer breit angelegten, international vergleichenden Perspektive betrachtet, inwieweit sich das Ausmaß und die Struktur von Armut von Erwerbstätigen zwischen Ländern unterscheiden und auf welche Unterschiede in den institutionellen Rahmenbedingungen dies zurückzuführen ist. Grundsätzlich wurde dabei zwischen den einzelnen Stufen des Einkommensverteilungsprozesses unterschieden. Dabei zeigt sich, dass für die Erklärung der Unterschiede im Ausmaß von Armut von Erwerbstätigen sehr unterschiedliche Faktoren wie die Höhe der Erwerbseinkommen, die Zusammensetzung und Erwerbsmuster von Haushalten, die Belastung mit Steuern und Abgaben und die Verfügbarkeit von Transfers eine Rolle spielen. Der Anteil der Varianz, der auf länderspezifische Ursachen zurückgeführt werden kann, ist nach der haushaltsinternen und staatlichen Umverteilung höher als zu Beginn des Einkommensverteilungsprozesses. Dies weist darauf hin, dass Länderunterschiede im Ausmaß von Armut von Erwerbstätigen nicht allein auf Unterschiede der Verteilung der Erwerbseinkommen zurückzuführen sind. Hinsichtlich der individuellen und haushaltsspezifischen Armutsrisiken wurden grundsätzlich die Ergebnisse früherer Studien bestätigt, dass geringe Ressourcen und ein hoher Bedarf mit einem höheren Risiko von Armut von Erwerbstätigen einhergehen. Während aber das Armutsrisiko von Frauen und jüngeren Erwerbstätigen bei der ausschließlichen Betrachtung des persönlichen Erwerbseinkommens besonders hoch ist, verringert sich ihr Armutsrisiko im Verlauf des Einkommensverteilungsprozesses aufgrund haushaltsinterner und staatlicher Umverteilung. Nicht profitieren können dagegen insbesondere Geringqualifizierte und Migranten. Als letzter Schritt der Analyse wurden Wech-

---

Variable in das Modell eingeführt. Auch in einem Modell ohne Makro- und Interaktionseffekt ist der Einfluss der Erwerbsintensität negativ (-3,156).

selwirkungen zwischen individuellen und länderspezifischen Faktoren betrachtet. Die damit verbundene Frage, ob Unterschiede in den institutionellen Rahmenbedingungen einen Einfluss auf das sozio-demographische Profil der armen Erwerbstätigen eines Landes haben, kann eindeutig mit „ja“ beantwortet werden.

Abschließend soll auf die Frage eingegangen werden, inwieweit Armut von Erwerbstätigen ein Problem niedriger Löhne, ungünstiger Erwerbskonstellationen in Haushalten oder der unzureichenden Unterstützung von Risikogruppen wie Familien und Geringqualifizierten ist. In allen betrachteten Ländern gibt es einen relevanten Anteil von Erwerbstätigen, deren persönliches Erwerbseinkommen für sie allein nicht ausreicht, um Armut zu vermeiden. Dieses Risiko ist für Teilzeit- oder nicht ganzjährig Beschäftigte besonders hoch. Da entsprechende Beschäftigungsformen innerhalb von Haushalten häufig ein zusätzliches Einkommen darstellen, ist dieser Befund aus einer Armutsperspektive aber nicht immer problematisch. Im Durchschnitt über alle Länder sind etwa drei Viertel der Erwerbstätigen mit einem persönlichen Erwerbseinkommen unterhalb der Armutsgrenze nicht arm. Anders ist das Ergebnis zu interpretieren, dass es in allen Ländern ganzjährig Vollzeitbeschäftigte mit einem persönlichen Bruttoerwerbseinkommens unterhalb der Armutsgrenze gibt (durchschnittlich 6 Prozent). Dies verweist auf Löhne, die so niedrig sind, dass – ohne die Berücksichtigung anderer Einkommensquellen – Armut von Erwerbstätigen eine direkte Folge ist. Grundsätzlich spielt aber auch die Zusammensetzung und Erwerbskonstellation von Haushalten eine Rolle. Hier gibt es eindeutige Länderunterschiede. Während in den südeuropäischen und mittelosteuropäischen Ländern der Haushaltskontext aufgrund relativ großer Haushalte bei einer geringen Erwerbsintensität eine Belastung für viele Erwerbstätige darstellt, lässt sich in den übrigen Ländern eine Verringerung von Armut von Erwerbstätigen feststellen, wenn die Einkommen weiterer Haushaltsmitglieder mit berücksichtigt werden. Die Tatsache, dass sich die Rangfolge der Länder nach Armutsquoten vor und nach Berücksichtigung des Haushaltskontextes stark verändert, verweist darauf, dass sich auch hier entscheidet, wer arm und erwerbstätig ist und wer nicht. Auch im Zuge staatlicher Umverteilung verändert sich das Bild nochmals. Armut von Erwerbstätigen ist also weder allein ein Resultat niedriger Löhne, noch ausschließlich das Ergebnis ungünstiger Haushaltskonstellationen oder zu geringer staatliche Transfers, sondern ist auf die Kombination aller drei Faktoren zurückzuführen.

## Literatur

- Andreß, Hans-Jürgen/Seeck, Till* (2007): Ist das Normalarbeitsverhältnis noch armutsvermeidend? Erwerbstätigkeit in Zeiten deregulierter Arbeitsmärkte und des Umbaus sozialer Sicherungssysteme, in: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 59(3), 459-492.
- Atkinson, Tony/Cantillon, Bea/Marlier, Eric/Nolan, Brian* (2002): Social indicators. The EU and Social Inclusion. Oxford: Oxford University Press.
- Bardone, Laura/Guio, Anne-Catherine* (2005): In-work poverty, in: Statistics in focus - population and social conditions 2005(5).
- Bergh, Andreas* (2005): On the counterfactual problem of welfare state research: How can we measure redistribution? In: European Sociological Review 21(4), 345-357.
- Blau, Francine D./Kahn, Lawrence M.* (1996): International Differences in Male Wage Inequality: Institutions versus Market Forces, in: Journal of Political Economy 104(4), 791-837.
- DiNardo, John/Fortin, Nicole M./Lemieux, Thomas* (1996): Labor market institutions and the distribution of wages, in: Econometrica 64, 1001-1044.
- Dingeldey, Irene* (2001): European tax systems and their influence on family employment patterns, in: Journal of Social Policy 30(4), 653-672.
- Ehrenreich, Barbara* (2005): Arbeit poor. Unterwegs in der Dienstleistungsgesellschaft.. München: Kunstmann.
- Esping-Andersen, Gøsta* (1990): The three worlds of welfare capitalism. Cambridge: Polity Press.
- Esping-Andersen, Gøsta* (1999): Social Foundations of Postindustrial Economies. Oxford: Oxford University Press.
- Eurostat* (2008): EU-SILC User Data Base description. Version 2006-1 from 01-03-08. Luxemburg: Eurostat.
- Freeman, Richard B.* (1993): How much has de-unionization contributed to the rise in male earnings inequality? In: *Danziger, Sheldon/Gottschalk, Peter* (Hrsg.): Uneven Tides: Rising Inequality in America, New York: Russell Sage Foundation, 133-163.
- Gardiner, Karen/Millar, Jane* (2006): How low-paid employees avoid poverty: An analysis by family type and household structure, in: Journal of Social Policy 35(3), 351-369.
- Gießelmann, Marco/Lohmann, Henning* (2008): The different roles of low-wage work in Germany: regional, demographical and temporal variances in the poverty risk of low-paid workers, in: *Andreß, Hans-Jürgen/Lohmann, Henning* (Hrsg.): The Working Poor in Europe. Cheltenham: Edward Elgar, 96-123.
- Golden, Miriam A./Londregan, John B.* (2006): Centralization of bargaining and wage inequality: A correction of Wallerstein, in: American Journal of Political Science 50(1), 208-213.
- Gornick, Janet C./Meyers, Marcia K.* (2003): Families that work. Policies for reconciling parenthood and employment. New York: Russell Sage Foundation.
- Guo, Guang/Zhao, Hongxin* (2000): Multilevel modelling for binary data, in: Annual Review of Sociology 26, 441-462.
- Hauser, Richard* (2007): Probleme des deutschen Beitrags zu EU-SILC aus der Sicht der Wissenschaft. Ein Vergleich von EU-SILC, Mikrozensus und SOEP. SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research 69. Berlin: DIW.
- Iacovou, Maria* (2002): Sharing and caring: Older Europeans' living arrangements, in: Schmollers Jahrbuch. Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften 122(1), 111-142.
- Kenworthy, Lane* (1999): Do Social-Welfare Policies Reduce Poverty? A Cross-National Assessment, in: Social Forces 77(3), 1119-1139.
- Korpi, Walter/Palme, Joakim* (1998): The Paradox of Redistribution and Strategies of Equality. Welfare State Institutions, inequality, and poverty in Western countries, in: American Sociological Review 63(5), 661-687.
- Leitner, Sigrid* (2003): Varieties of familialism. The caring function of the family in comparative perspective, in: European Societies 5(4), 353-375.
- Lewis, Jane* (1992): Gender and the Development of Welfare Regimes, in: Journal of European Social Policy 2(3), 159-173.
- Lewis, Jane* (2001): The decline of the male breadwinner model: Implications for work and care, in: Social Politics. International studies in gender, state, and society 8, 152-169.

- Lister, Ruth* (1994): 'She has other duties' - Women, citizenship and social security, in: *Baldwin, Sally/Faklingham, Jane* (Hrsg.): Social security and social change. New challenges to the Beveridge model, New York u.a.: Harvester Wheatsheaf, 31-44.
- Lohmann, Henning* (2007): Armut von Erwerbstätigen in europäischen Wohlfahrtsstaaten. Niedriglöhne, staatliche Transfers und die Rolle der Familie. Wiesbaden: VS Verlag.
- Lohmann, Henning* (2009): Welfare states, labour market institutions and the working poor: A comparative analysis of 20 European countries., Erscheint in: *European Sociological Review* 25(4), advance access: <http://esr.oxfordjournals.org/cgi/reprint/jcn064>.
- Lucifora, Claudio/McKnight, Abigail/Salverda, Wiemer* (2005): Low-wage employment in Europe: a review of the evidence, in: *Socio-economic review* 3(2), 259-292.
- Marx, Ivo/Verbist, Gerre* (1998): Low-Paid Work and Poverty: A Cross-Country Perspective, in: *Bazen, Stephen/Gregory, Mark/Salverda, Wiemer* (Hrsg.): Low-Wage Employment in Europe, Cheltenham: Edward Elgar, 63-86.
- McLaughlin, Eithne/Glendinning, Caroline* (1994): Paying for care in Europe: is there a feminist approach? *Hantrais, Linda/Mangen, Steen* (Hrsg.): Family policy and the welfare of women Cross-National Research Papers, European Research Centre, Loughborough University of Technology, Leicestershire, 52-69.
- Moller, Stephanie/Bradley, David/Huber, Evelyne/Nielsen, François/Stephens, John D.* (2003): Determinants of Relative Poverty in Advanced Capitalist Democracies, in: *American Sociological Review* 68(1), 22-51.
- OECD* (2007a): Economic Outlook No. 82. Paris: OECD.
- OECD* (2007b): Taxing Wages 2005/06. Paris: OECD.
- OECD* (2007c): The social expenditure database: An interpretive guide (Version: June 2007). Paris: OECD.
- OECD* (2008): Net replacement rates (NRR) over a 5-year period following unemployment, 2001-2005. [www.oecd.org/els/social/workincentives](http://www.oecd.org/els/social/workincentives) (21. Mai 2008). , Paris: OECD.
- Paugam, Serge/Russell, Helen* (2000): The effects of employment precarity and unemployment on social isolation, in: *Gallie, Duncan/Paugam, Serge* (Hrsg.): Welfare Regimes and the Experience of Unemployment in Europe, Oxford: Oxford University Press, 243-264.
- Peña-Casas, Ramón/Latta, Mia* (2004): Working poor in the European Union. European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions, Luxemburg.
- Rainwater, Lee/Rein, Martin/Schwartz, Joseph* (1986): Income packaging in the welfare state. A comparative study on family income. Oxford: Clarendon.
- Rat der Europäischen Kommission* (2005): Entscheidung des Rates vom 12. Juli 2005 über Leitlinien für beschäftigungspolitische Maßnahmen der Mitgliedstaaten, in: *Amtsblatt der Europäischen Union* L205, 21-27.
- Rueda, David/Pontusson, Jonas* (2000): Wage inequality and varieties of capitalism, in: *World Politics* 52(April), 350-383.
- Scruggs, Lyle/Allan, James* (2006): Welfare-state decommodification in 18 OECD countries: a replication and revision, in: *Journal of European Social Policy* 16(1), 55-72.
- Shipler, David K.* (2005): The working poor. Invisible in America. New York: Vintage.
- Snijders, Tom A. B./Bosker, Roel J.* (1999): Multilevel analysis. An introduction to basic and advanced multilevel modeling. London/Thousand Oaks/New Delhi: Sage.
- Strengmann-Kuhn, Wolfgang* (2003): Armut trotz Erwerbstätigkeit. Analysen und sozialpolitische Konsequenzen. Frankfurt/New York: Campus.
- Teulings, Coen/Hartog, Joop* (1997): Corporatism or Competition? Labour contracts, institutions and wage structures in international comparison. Cambridge: Cambridge University Press.
- Uusitalo, Hannu* (1985): Redistribution and equality in the welfare state: An effort to interpret the major findings of research on the redistributive effects of the welfare state, in: *European Sociological Review* 1(2), 163-176.
- Visser, Jelle* (2004): Patterns and variations in European industrial relations, in: *European Commission: Industrial relations in Europe 2004*, Luxemburg: Office for Official Publications of the EC, 11-57.
- Wooldridge, Jeffrey M.* (2002): Econometric analysis of cross section and panel data. Cambridge/London: MIT Press.

## Tabellen

**Tabelle 1: Übersicht Makroindikatoren**

	arithm. Mittel	Stand.abw.	Min.	Max.
Lohnersatzraten bei Arbeitslosigkeit (als Anteil eines durchschnittl. Lohns)	57,3	18,6	7	79
Ausgaben für Familientransfers (als Anteil des BIP)	1,5	0,7	0,4	3,5
Ausgaben für Familiendienstleistungen (als Anteil des BIP)	1,0	0,5	0,3	2,3
Junge Arbeitslose im HH der Eltern (als Anteil in Prozent)	47,8	22,9	10	80
Zentralisierung Lohnverhandlungssystem (Index)	0,4	0,2	0,13	0,71

Quellen: Siehe Text.

**Tabelle 2: Armutsquoten von Erwerbstätigen nach Stufen des Einkommensverteilungsprozesses**

	Stufen des Einkommensverteilungsprozesses				
	I	II	III	IV	V
Dänemark	7,6	18,0	5,5	11,3	4,5
Finnland	11,9	30,8	9,7	14,3	4,4
Schweden	15,9	31,3	11,3	19,7	7,4
Norwegen	14,5	33,7	10,1	19,9	5,5
Irland	18,5	48,2	14,3	16,6	6,1
Großbritannien	18,6	38,2	11,4	16,1	7,6
Belgien	5,8	23,7	5,5	11,6	4,0
Deutschland	17,9	32,8	10,5	16,5	5,9
Frankreich	10,9	34,9	9,9	16,8	6,0
Luxemburg	13,1	43,9	12,8	20,6	10,3
Niederlande	13,2	31,1	6,2	10,1	4,4
Österreich	13,3	40,0	10,0	17,4	6,3
Griechenland	-	-	-	20,7	13,7
Spanien	12,4	44,5	13,6	16,7	9,9
Italien	-	-	-	17,2	9,7
Portugal	-	-	-	19,6	10,4
Tschechien	7,3	41,7	9,4	14,3	3,5
Ungarn	7,6	45,0	13,6	20,5	6,9
Polen	14,9	42,1	16,0	26,5	12,8
Slowakei	11,3	57,8	11,5	17,0	6,3

Anmerkungen: Einkommen zur Berechnung der Armutsquoten: I) persönliches Erwerbseinkommen, II) bedarfsgewichtetes persönliches Erwerbseinkommen, III) bedarfsgewichtetes Bruttohaushaltserwerbseinkommen, IV) bedarfsgewichtetes Haushaltserwerbseinkommen nach Steuern und Abgaben, V) bedarfsgewichtetes verfügbares Haushaltseinkommen.

Quelle: EU-SILC 2006 (gewichtet).

**Tabelle 3: Korrelation der Armutsquoten auf unterschiedl. Stufen des Einkommensverteilungsprozesses**

	I	II	III	IV	V
I	1				
II	0,23	1			
III	0,47	0,74	1		
IV	0,35	0,49	0,84	1	
V	0,39	0,43	0,78	0,80	1

Anmerkungen: Siehe Tabelle 2. n=17 Länder.

Quelle: EU-SILC 2006 (gewichtet).

**Tabelle 4: Armutsquoten vor/nach staatlicher Umverteilung nach Erwerbsintensität**

	<0,5		0,5-0,74		0,75-0,99		1	
	vor	nach	vor	nach	vor	nach	vor	nach
Dänemark	36,1	15,9	11,6	5,6	2,3	3,2	4,4	4,3
Finnland	54,8	16,8	15,3	6,9	5,1	3,3	4,4	2,5
Schweden	43,5	16,7	20,9	12,3	6,8	5,0	7,2	5,9
Norwegen	62,3	19,1	24,6	12,3	4,8	3,4	7,3	4,2
Irland	64,2	23,6	21,2	8,4	4,1	3,3	4,4	2,1
Großbritannien	37,3	23,4	21,5	12,6	6,5	5,4	4,1	3,4
Belgien	36,3	15,5	8,1	4,8	1,0	1,5	3,0	3,6
Deutschland	55,1	18,3	18,6	9,8	2,3	2,3	3,8	3,9
Frankreich	58,2	20,8	20,9	10,8	4,7	3,5	3,6	3,8
Luxemburg	47,1	25,8	25,1	16,7	8,2	8,6	4,0	5,5
Niederlande	27,9	12,8	7,8	5,9	1,9	1,9	3,6	3,8
Österreich	51,7	21,2	17,2	10,4	3,4	3,0	4,8	4,2
Griechenland	-	33,2	-	19,3	-	8,5	-	8,2
Spanien	52,9	25,0	20,2	16,6	5,8	5,3	7,2	5,1
Italien	-	29,9	-	16,1	-	3,8	-	3,7
Portugal	-	32,0	-	17,5	-	8,5	-	5,9
Tschechien	72,3	16,3	21,3	7,6	5,3	1,8	2,6	1,7
Ungarn	62,0	26,6	24,8	10,9	6,2	3,7	4,5	3,5
Polen	51,5	29,5	21,1	16,8	10,9	10,7	7,5	7,6
Slowakei	57,8	20,7	20,1	9,6	7,2	5,5	5,8	4,2

Anmerkungen: vor/nach staatlicher Umverteilung= Stufe III/V.

Quelle: EU-SILC 2006 (gewichtet).

**Tabelle 5: Ergebnisse von random intercept Logit-Modellen - Mikrofaktoren**

	M1, Stufe I	M1, Stufe V
<i>Alter</i>		
in Jahren	-0,220 ***	-0,070 ***
in Jahren quadriert	0,002 ***	0,001 ***
<i>Geschlecht (Ref.: männlich)</i>		
weiblich	0,685 ***	-0,017
<i>Migrationsstatus (Ref.: kein Migrant)</i>		
Migrant	0,405 ***	0,756 ***
<i>Bildung (Ref.: ISCED 4-6)</i>		
ISCED 0-2	0,895 ***	0,940 ***
ISCED 3	0,369 ***	0,419 ***
<i>Familienstand (Ref.: ledig, verheiratet, männlich)</i>		
getrennt/geschieden	0,329 ***	0,095
getr./gesch.*weiblich	-0,517 ***	0,341 ***
<i>Anzahl Kinder/Erwachsene im HH (nach Alter)</i>		
0-2 Jahre	0,195 ***	0,325 ***
3-5 Jahre	-0,013	0,238 ***
6-12 Jahre	0,117 ***	0,300 ***
13-17 Jahre	0,088 ***	0,586 ***
18+ Jahre	0,054 ***	0,192 ***
<i>Anzahl Erwerbstätige im HH (nach Arbeitszeit)</i>		
Vollzeit	0,067 ***	-1,275 ***
Teilzeit	0,004	-0,692 ***
<i>Erwerbsstatus (Ref.: abhängig beschäftigt)</i>		
selbständig	1,602 ***	1,138 ***
<i>Arbeitszeit (Ref.: Vollzeit)</i>		
Teilzeit	2,054 ***	0,730 ***
<i>Beschäftigungsdauer (Ref.: ganzjährig)</i>		
nicht ganzjährig	1,664 ***	0,749 ***
<i>berufliche Tätigkeit (Ref.: ISCO 1)</i>		
ISCO 2	-0,647 ***	-0,671 ***
ISCO 3	-0,413 ***	-0,345 ***
ISCO 4	-0,243 ***	-0,247 ***
ISCO 5	0,335 ***	0,285 ***
ISCO 6	1,360 ***	1,204 ***
ISCO 7	0,044	0,293 ***
ISCO 8	-0,159 **	0,106 *
ISCO 9	0,673 ***	0,640 ***
Konstante	0,410 *	-2,189 ***
$\sigma^2$	0,181	0,219
rho	0,052	0,062
log-likelihood	-38220,2	-35034,9
n (Länder)	17	20
n (Personen)	141379	170930

Anmerkungen: Einkommen zur Berechnung der Armutsquoten: I) persönliches Erwerbseinkommen, V) bedarfsgewichtetes verfügbares Haushaltseinkommen. Signifikanzniveaus: \*\*\*)  $p < 0,001$ , \*\*)  $p < 0,01$ , \*)  $p < 0,05$ , +)  $p < 0,1$ .

Quelle: EU-SILC 2006.

**Tabelle 6: Ergebnisse von random intercept Logit-Modellen - Makrofaktoren**

	Stufe I		Stufe V	
	M2a-e	M3	M2a-e	M3
Lohnersatzraten bei Arbeitslosigkeit (als Anteil eines durchschnittl. Lohns)	0,004	0,005	-0,015 *	0,002
Ausgaben für Familientransfers (als Anteil des BIP)	0,085	0,118	-0,012	0,227 *
Ausgaben für Familiendienstleistungen (als Anteil des BIP)	-0,346 *	-0,063	-0,527 *	0,175
Junge Arbeitslose im HH der Eltern (als Anteil in Prozent)	0,006	0,007	0,019 ***	0,015 **
Zentralisierung Lohnverhandlungssystem (Index)	-0,330	-0,482	-1,703 *	-0,778 +
Kontrollvariablen <sup>1</sup>	nein	ja	nein	ja
$\sigma^2$	‡	0,122	‡	0,150
rho	‡	0,036	‡	0,044
log-likelihood	‡	-53083	‡	-43230
n (Länder)	17	17	20	20
n (Personen)	141379	141379	170930	170930

Anmerkungen: 1) Modelle ohne Kontrollvariablen enthalten jeweils nur eine Makrovariable, Modelle mit Kontrollvariablen enthalten zusätzlich alle weiteren Makrovariablen, Wirtschaftswachstum und Arbeitslosenquote und alle Variablen der Mikromodelle (Tabell

Quelle: EU-SILC 2006.

**Tabelle 7: Ergebnisse von random intercept Logit-Modellen - Mikro-/Makrofaktoren (Ausschnitt)**

	Stufe I		Stufe V			
	M4	M5	M6	M7	M8	M9
<b>MAKRO:</b>						
A: Fam.dienstleistungen	0,123		-0,325 +			
B: Zentralisierung		-0,738				
C: Arbeitslose in HH der Eltern				0,0005		
D: Familientransfers					0,067	
E: Lohnersatzraten						-0,026 ***
<b>MIKRO/MAKRO-INTERAKTIONEN:</b>						
A*weiblich	-0,614 ***					
B*ISCED 0-2		-0,067				
A*Kinder 0-2 Jahre			-0,185 **			
C*Alter in Jahren				0,0004 ***		
D*Kinder 0-17 Jahre					-0,080 ***	
E*Erwerbsintensität						0,020 ***
<b>MIKRO (Auswahl):</b>						
weiblich (Ref. männlich)	1,269 ***					
ISCED 0-2 (Ref. 4-6)		0,924 ***				
Anz. Kinder 0-2 Jahre			0,484 ***		0,436 ***	
Anz. Kinder 3-5 Jahre					0,352 ***	
Anz. Kinder 6-12 Jahre					0,413 ***	
Anz. Kinder 13-17 Jahre					0,697 ***	
Alter in Jahren				-0,089 ***		
Erwerbsintensität HH						-4,158 ***
$\sigma^2$	0,166	0,163	0,185	0,108	0,219	0,185
rho	0,048	0,047	0,053	0,032	0,062	0,053
log-likelihood	-38097	-38219	-35028	-34997	-35013	-35332
n (Länder)	17	17	20	20	20	20
n (Personen)	141379	141379	170930	170930	170930	170930

Anmerkungen: Modelle enthalten Variablen der Makromodelle in Tabelle 5 (Ergebnisse nicht dargestellt). Einkommen zur Berechnung der Armutsquoten: I) persönliches Erwerbseinkommen, V) bedarfsgewichtetes verfügbares Haushaltseinkommen. Signifikanzniveaus: \*

Quelle: EU-SILC 2006.

**Tabelle A1: Korrelation zwischen Makroindikatoren**

	LERATE	FAMTRANS	FAMDIEN	ALOELT	ZENTR	ALO	BIP
LERATE	1						
FAMTRANS	0,44	1					
FAMDIEN	0,38	0,05	1				
ALOELT	-0,70	-0,17	-0,68	1			
ZENTR	0,36	0,17	0,13	-0,44	1		
ALO	-0,37	-0,46	-0,27	0,42	-0,40	1	
BIP	0,07	0,34	-0,2405	0,36	-0,05	0,16	1

Anmerkungen: LERATE=Lohnersatzrate bei Arbeitslosigkeit, FAMTRANS=Ausgaben für Familientransfers, FAMDIEN=Ausgaben für Familiendienstleistungen, ALOELT=Anteil junger Arbeitsloser im HH der Eltern, ZENTR=Zentralisierung des Lohnverhandlungssystems, ALO=Arbeitslosenquote, BIP=Wirtschaftswachstum.

Quellen: Siehe Text (n=17 Länder).