

Stefan Angel

## **Soziale Klassenzugehörigkeit und dauerhafte Armutslagen in Österreich**

Eine Betrachtung der Entstrukturierungsthese für 1996 bis 2008

Working Paper 01/2012

Impressum:

Institut für Sozialpolitik

Department Sozioökonomie

Wirtschaftsuniversität Wien

Nordbergstraße 15

A-1090 Wien

Tel: +43-1-31336/5871, +43-1-31336-5880

Fax: +43-1-31336/5879

<http://www.wu.ac.at/sozialpolitik>

# **Soziale Klassenzugehörigkeit und dauerhafte Armutslagen in Österreich**

Eine Betrachtung der Entstrukturierungsthese für 1996 bis 2008

Stefan Angel

Wien, September 2012

Stefan Angel ist wissenschaftlicher Mitarbeiter  
am Institut für Sozialpolitik der WU Wien.

## **Abstract (deutsch)**

In diesem Beitrag wurde für Österreich untersucht, inwiefern ein Zusammenhang zwischen dauerhafter Armut und sozialen Klassenstrukturen – operationalisiert anhand des Erikson-Goldthorpe-Portocarero-Klassenmodells - gegeben ist. Daran anschließend wurde geprüft, ob sich empirische Evidenz für eine Veränderung des Zusammenhanges im Vergleich der Zeiträume 1996 – 2000 und 2005 - 2008 in Österreich findet. Den theoretischen Ausgangspunkt bildet der durch die Bremer Armutsstudien der 1990er Jahre geprägte Diskurs hinsichtlich einer sozialen Entstrukturierung von Armutslagen. Zur Umsetzung der Fragestellung wurden österreichische Befragungsdaten (ECHIP und SILC) verwendet und mehrere Armutsindikatoren gebildet, die sowohl Einkommenslagen, Lebenslagen, als auch deren jeweilige Dauer berücksichtigen. Einerseits kann auf Basis der durchgeführten logistischen Modellschätzungen festgehalten werden, dass in der zweiten Hälfte der 90er Jahre ein Zusammenhang zwischen sozialer Klasse und dauerhaften Armutslagen gegeben ist. Im Zeitraum von 2005 – 2008 trifft dies zumindest auf restriktivere Längsschnitt-Armutdefinitionen zu. Der Einfluss der Klassenzugehörigkeit bleibt dabei über beide betrachtete Zeiträume konstant. Zweitens zeigen zusätzliche Analysen, dass ein Effekt der sozialen Klassenzugehörigkeit bei ausschließlicher Betrachtung der Querschnittsdimension für Einkommensarmut und Deprivation (1996) sowie 2005 für Einkommensarmut gegeben ist. Insgesamt spricht die empirische Evidenz für den hier betrachteten Zeitraum somit tendenziell gegen die Gültigkeit der Entstrukturierungsthese in Österreich.

## **Abstract (englisch)**

This paper focuses on the relationship between social class (Erikson-Goldthorpe-Portocarero) and poverty in Austria. Based on theoretical discussions following the Bremer Poverty Studies in the 1990s it is investigated whether the association between poverty and social class has become more disentangled or not during the last two decades. One strand of the literature argues that this has not been the case, especially for long term poverty. Here, I follow this argumentation and employ several poverty definitions, both long and short-term. By including income as well as deprivation dimensions it is checked whether the relationship is sensitive to specific poverty concepts. The data source for the empirical tests is ECHIP and EU-SILC panel data for Austria covering two time periods, 1996 – 2000 and 2005 – 2008 respectively. Multivariate logistic regressions models and seemingly unrelated estimation methods are used to test for any significant changes in the coefficients of interest (social class). The results show, that there is a significant relationship between social class and all poverty indicators for the 1996 – 2000 period. In 2005 – 2008 this holds only for more restrictive poverty concepts. Second, the estimations show that the relationship between class and long-term poverty does not change between the two time periods. If only cross-sectional poverty concepts are modeled, a significant relationship with social class can be found for income poverty in 1995 and 2005 and for deprivation in 1996. All in all, based on the evidence used, there is no clear support for a disentanglement of social class and long-term poverty in Austria.

## **Inhaltsverzeichnis**

<b>1.</b>	<b>Forschungsmotivation und Fragestellung</b> .....	<b>1</b>
<b>2.</b>	<b>Armut und soziale Klassenposition</b> .....	<b>3</b>
2.1	Das Klassenkonzept von Erikson/Goldthorpe .....	3
2.2	Bisherige Forschung zu (dauerhafter) Armut und sozialer Klassenposition in Österreich.....	4
<b>3.</b>	<b>Daten und Operationalisierungen</b> .....	<b>8</b>
<b>4.</b>	<b>Ergebnisse</b> .....	<b>11</b>
4.1	Multidimensionale Armut.....	11
4.2	Armut und Klassenposition.....	13
<b>5.</b>	<b>Schlussbetrachtung</b> .....	<b>20</b>
<b>6.</b>	<b>Anhang</b> .....	<b>21</b>
<b>7.</b>	<b>Literatur</b> .....	<b>26</b>

## Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1: Einkommens- und Lebenslagenarmut 1996 – 2000 und 2005 – 2008 .....	12
Abbildung 2: Armut nach Klassenposition .....	14

## Tabellenverzeichnis

Tabelle 1: Operationalisierung von Einkommens- und Lebenslagenarmut (1. Schritt) .....	9
Tabelle 2: Klassenzugehörigkeit nach Erikson-Goldthorpe (1996 und 2005) .....	10
Tabelle 3: Jährliche Armuts- und Deprivationshäufigkeiten .....	11
Tabelle 4: Zonen des Wohlstands (1996 bis 2000), % .....	13
Tabelle 5: Multidimensionaler Armutsindikator für 1996-2000 und 2005 bis 2008.....	13
Tabelle 6: Logistische Regressionsanalysen - Multidimensionale Armut inkl. Längsschnittdimension.....	17
Tabelle 7: Logistische Regressionsanalysen - Multidimensionale Armut exkl. Längsschnittdimension .....	18
Tabelle 8: Das EGP-Klassenschema (1992).....	21
Tabelle 9: Marginale Effekte auf die Wahrscheinlichkeit von Armut, Armut & Prekarität, sowie Armut & Prek. & Einseitige Armut .....	22
Tabelle 10: 2-seitige Tests auf Gleichheit der Koeffizienten zur Klassenzugehörigkeit .....	24
Tabelle 11: 2-seitige Tests auf Gleichheit der Koeffizienten zur Klassenzugehörigkeit .....	25

## 1. Forschungsmotivation und Fragestellung

Dieser Bericht befasst sich mit einer Analyse zum Zusammenhang von Armut, Zeit und sozialer Ungleichheit (in der Manifestation sozialer Klassenpositionen) in Österreich. Ausgangs- und Referenzpunkt für die zu untersuchende Fragestellung sind Forschungsarbeiten von Groh-Samberg zum Zusammenhang zwischen Klassenzugehörigkeit und Armut in Deutschland (Groh-Samberg 2004; 2009). Die Kernfrage des Autors – inwiefern dauerhafte Armut in die sozialen Klassenstrukturen eingebettet ist – sowie das verwendete Armutskonzept werden zunächst übernommen und für die österreichische Situation für zwei unterschiedliche Zeiträume geprüft. Zweitens soll die Frage beantwortet werden, ob sich der Zusammenhang zwischen sozialer Klassenzugehörigkeit und Indikatoren zur dauerhaften Armut im Vergleich der letzten beiden Jahrzehnte in Österreich verändert hat.

Eine wichtige Voraussetzung zum Verständnis des Hintergrunds dieser Fragestellungen ist zunächst die Unterscheidung zwischen dem *Ressourcenansatz*, dem multiplen *Lebenslagenansatz* und dem *Deprivationsansatz* zur Messung von Armut (Verwiebe 2011a). Ersterer bezieht sich in der Regel auf die Ausstattung der Haushalte oder Personen mit Einkommen und damit letztlich auf mangelnde *Konsummöglichkeiten* bzw. reduzierte Möglichkeiten zur Kompensation von Defiziten mittels Geld. Relative Einkommensarmut impliziert die Annahme, dass unterhalb eines bestimmten Schwellenwertes, relativ zum Durchschnitts- oder Medianeinkommen der Referenzbevölkerung, ein soziokulturelles Existenzminimum nicht mehr erreicht werden kann. Demgegenüber ist der multiple Lebenslagenansatz mehrdimensional und erfasst auch die Ausstattung von Akteuren mit Gesundheit, Bekleidung, Nahrung sowie die Wohnausstattung. Im Rahmen des Deprivationsansatzes wird Mehrdimensionalität ebenfalls berücksichtigt. Es wird eine Aussage darüber getroffen, in welchem Ausmaß ein geringes Einkommen in jene materiellen Lebensbedingungen und Aktivitäten umgewandelt werden kann, die in einer Gesellschaft zu einem bestimmten Zeitpunkt „üblich oder zumindest weithin als notwendig anerkannt sind“ (Townsend 1979 nach: Dietz 1997: 98). Im Unterschied zum Lebenslagenansatz werden die relevanten Mindeststandards hier also nicht ex ante durch SozialwissenschaftlerInnen oder SozialpolitikerInnen definiert, sondern durch repräsentative Bevölkerungsbefragungen ermittelt (Verwiebe 2011a).

Auf die Notwendigkeit der Berücksichtigung möglichst vieler Dimensionen der Armut, inklusive der zeitlichen Dauer, verweisen mehrere Studienergebnisse, die auf Unterschiede hinsichtlich des Ausmaßes und der Bestimmungsfaktoren von Armut hindeuten: erstens stellt sich die Frage nach der Überlappung von Ressourcen- und Lebenslagenarmut. Andreß u.a. (1999) kommen diesbezüglich in ihren Untersuchungen für Deutschland zum Ergebnis, dass die Überschneidung zwischen Einkommens- und Deprivationsarmut nur ca. 50% beträgt. Bezogen auf Österreich ergibt sich für das

Jahr 2009 (Till-Tentschert u.a. 2011), dass ca. 20% der Einkommensarmutsgefährdeten auch erheblich materiell depriviert (gemäß EU-Definition) sind.

In den EU25 lag der Anteil der Personen, die ausschließlich von Einkommensarmut betroffen waren bei 10%. Deprivation, bei gleichzeitigem Auftreten von Armut, trat 2007 bei 6% der Bevölkerung in den EU25 auf (Fusco u.a. 2010). Zweitens deuten einige empirische Arbeiten darauf hin, dass Deprivation erst zeitverzögert auftritt, insbesondere nach einer längeren Phase mit geringem Einkommen (Gordon u.a. 2000; Perry 2002). Insgesamt unterstreichen diese Befunde damit die Notwendigkeit von multidimensionalen Armutskonzepten. Darüber hinaus zeigt sich bei der Betrachtung von Armut im Längsschnitt, dass kurzzeitige Armut häufiger auftritt als dauerhafte Armut (für die USA: z. B. Cellini u.a. 2008; für Deutschland z. B. Leibfried 1995, Leisering/Leibfried 2000, Bundesministerium für Arbeit und Soziales 2008; für Österreich z. B.: Till-Tentschert u.a. 2011).

Groh-Samberg (2004) trifft vor diesem Hintergrund zwei Annahmen, die auch für diesen Beitrag relevant sind. Zum einen wird angenommen, dass die zeitliche Fluktuation jeweils einzelner Dimensionen der Lebenslage – berücksichtigt werden hier Einkommen, der Standard des Wohnens, Sozialhilfebezug, Arbeitslosigkeit und finanzielle Rücklagen – größer ist als die Veränderung der Lebenslage als Ganzer. Indirekt wird durch diese These auch betont, die Fluktuation einzelner Armutsdimensionen, insbesondere Einkommensarmut nicht ungeprüft als Dynamik von Armut zu interpretieren, da nur ein Teilbereich erfasst wird. Nicht jede Einkommensarmut führt zum dauerhaften Verweilen in deprivierten Lebenslagen. Umgekehrt können persistente deprivierte Lebenslagen vorliegen, die durch eine kurzfristige Einkommenserhöhung nicht verbessert werden können. Groh-Samberg's zweite These bezieht sich auf die Erklärung dieser Unterschiedlichkeiten. Demnach werden gerade längerfristige Lebenslagen von der sozialen Klassenposition, die auf langfristige Statuserwerbsprozesse bezogen ist, strukturiert. Durch die gleichzeitige Berücksichtigung von Einkommen, Lebenslagen und zeitlicher Dauer im Rahmen eines multidimensionalen Armut्सindicators soll verhindert werden, dass die Dynamik von Armut, wie sie etwa im Rahmen der liberalen Theorie des Modernisierungsprozesses im Sinne erhöhter Chancengleichheit oder in der Form der These einer Individualisierung und sozialen Entstrukturierung von Armut (Leibfried 1995; Leisering/Leibfried 2000), überschätzt wird. Daraus kann auch abgeleitet werden (Groh-Samberg 2004), dass für solch einen Armut्सindikator ein stärkerer bzw. eindeutiger Zusammenhang mit der sozialen Klassenzugehörigkeit zu erwarten ist, als für Armut्सindikatoren ohne Berücksichtigung der zeitlichen Dimension bzw. ohne gleichzeitiger Berücksichtigung von Einkommen und Lebenslagen. In Bezug auf Armut्सlagen ermöglicht die Verwendung von sozialer Klasse als erklärende Variable vielfältige Dimensionen der Ungleichheit zu bündeln. Dadurch sollte dieser Erklärungsfaktor auch gut zur Erklärung mehrdimensionaler Armut्सkonzepte geeignet sein (Groh-Samberg 2009).



## 2. Armut und soziale Klassenposition

### 2.1 Das Klassenkonzept von Erikson/Goldthorpe

Für die soziologische Erfassung von sozialen Ungleichheiten ist die Klassentheorie und Klassenanalyse von zentraler Bedeutung. Theoriegeschichtlich wird zumeist zwischen zwei bis drei verschiedenen Traditionen unterschieden (Wright 2000; Groh-Samberg 2009; Solga u.a. 2009a; Leiulfstrud u.a. 2010)<sup>1</sup>.

In der (neo)marxistischen Klassentheorie stehen die antagonistischen Herrschaftsbeziehungen zwischen Besitzern/Unternehmern und Angestellten im Produktionssystem im Mittelpunkt. Ein Hauptvertreter der neomarxistischen Tradition ist Erik Olin Wright. Insbesondere dessen Arbeiten zur Ambivalenz der (neuen) Mittelklasse (Wright 1978; 2000) fanden starke Beachtung. Wright geht der Frage nach, welche Rolle der Mittelklasse im Klassenverhältnis zukommt. Auf Basis empirischer Untersuchungen für Großbritannien kommt er zu dem Schluss, dass die Proletarisierungsthese, wonach der Anteil der Beschäftigten mit dequalifizierten Tätigkeiten seit den 1950er Jahren zunehmen sollte, empirisch nicht haltbar ist. Stattdessen komme einer wachsenden Dienstklasse, also jenen Angestellten, TechnikerInnen und BeamtenInnen, die als besonders qualifizierte Arbeitskräfte den Unternehmen ihre Dienstleistungen anbieten, ein ambivalenter Charakter zu. Diese intermediäre Klasse, welche im Vergleich zum einfachen Lohnarbeitsverhältnis durch eine weniger strenge Kontrolle und mehr Selbstbestimmung gekennzeichnet ist, vereint nach Wright sowohl Elemente der kapitalistischen als auch der proletarischen Klassen auf sich.

Der neomarxistischen Tradition zugeordnet wird darüber hinaus oft auch die Klassentheorie von Pierre Bourdieu (Solga u.a. 2009b). Bei diesen - auch als kulturalistische Theorien bezeichneten Ansätzen (Groh-Samberg 2009) - stehen vor allem *klassenkulturelle Handlungspraktiken* im Vordergrund.

Eine zweite Schule von Klassentheorien nimmt ihren Ausgangspunkt bei der weberianischen Klassendefinition. Klassen sind demnach zunächst durch ihre Stellung im *Distributionsprozess*, d.h. als Marktposition, definiert. Der Fokus richtet sich hier stärker auf Machtressourcen, Lebenschancen und auf die Gestaltung von Arbeitsverträgen (Leiulfstrud u.a. 2010). Im Vergleich dazu sind für die marxistische Perspektive die Eigentumsordnung an Produktionsmitteln und die dadurch bedingte Stellung von Personengruppen im Produktionsprozess zentral. Der Mechanismus der Ungleichheitsproduktion ist die Ausbeutung der Nicht-Besitzenden. (Wright 2000; Solga u.a. 2009a)

---

<sup>1</sup> Wright (2005) benennt sechs verschiedene Strömungen.

In diesem Working Paper wird für die Erfassung klassenspezifischer Ungleichheit das Erikson-Goldthorpe-Portocarero-Klassenmodell (EGP) herangezogen. Dieses Modell geht stark auf die „British School of Class and Stratification“ (u.a. Gordon Marshall, John H. Goldthorpe) zurück und steht in der Tradition der erwähnten weberianischen Klassenanalyse. Goldthorpe geht es bei der Konstruktion von Klassenkategorien um die relative Stellung im Arbeitsmarkt- und Berufssystem. Darüber hinaus steht das Konzept der Lebenschancen im Sinne von Chancen des Erwerbs von Bildung, Einkommen, Prestige und Wohlstand im Zentrum und nicht das Konzept der Ausbeutung oder des apriorischen Klassenantagonismus (Erikson u.a. 1979; Erikson/Goldthorpe 1992; Brauns u.a. 2000; Wright 2005).

Für die Konstruktion des ursprünglichen EGP-Schemas gliedern die Autoren die Beschäftigten zunächst in drei Kategorien (Brauns u.a. 2000): 1) ArbeitgeberInnen bzw. ProduktionsmittelbesitzerInnen, die die Arbeit anderer kaufen, 2) Selbstständige und 3) ArbeitnehmerInnen, die ihre Arbeitskraft an UnternehmerInnen verkaufen. Die erste und die dritte Gruppe werden jeweils weiter differenziert. Bei der Gruppe der ArbeitgeberInnen und ProduktionsmittelbesitzerInnen werden die Größe des Unternehmens sowie die tatsächliche ausgeübte Funktion berücksichtigt. Für die Unterteilung der ArbeitnehmerInnen ist die spezifische Art der Regulierung des Beschäftigungsverhältnisses von Bedeutung (z. B. gestellte Anforderungen, Verantwortungsbereich). Goldthorpe kommt hierdurch auf zwei idealtypische Beschäftigungsverhältnisse: den klassischen Arbeits- oder Tauschvertrag und das Dienstverhältnis. Ersterer ist v.a. durch ein höheres Ausmaß von Kontrolle des Beschäftigten gekennzeichnet, während das Dienstverhältnis die Ausübung von delegierter Autorität impliziert. Die Berücksichtigung dieser Aspekte führt zu einem Klassenschema, das sich in der vollen Version in 11 verschiedene Klassen unterteilt (Erikson/Goldthorpe 1992)<sup>2</sup>. Durch die Auswahl des EGP-Klassenschemas für diesen Beitrag ist eine näherungsweise Vergleichbarkeit mit den Arbeiten von (Groh-Samberg 2004; 2009) möglich.

## **2.2 Bisherige Forschung zu (dauerhafter) Armut und sozialer Klassenposition in Österreich**

Hinsichtlich der Forschungsarbeiten zum Thema Armut in Österreich lässt sich in jüngerer Zeit ein deutlicher Aufschwung in Bezug auf Themenvielfalt und analytische Tiefe beobachten<sup>3</sup>. Betrachtet man aus diesen Publikationen nur jene, die dynamische Aspekte von Armut untersuchen, verringert sich die Anzahl der Arbeiten jedoch relativ stark. Trotzdem hat insbesondere die Einführung von EU-SILC am Anfang des vorigen Jahrzehntes als Nachfolgebefragungsprogramm des ECHP auch hierzulande zu einer gewissen Steigerung der Untersuchungen zur Längsschnittdimension von Armut in Österreich beigetragen. Im Vergleich zu Deutschland, wo durch das seit 1984 laufende Sozioökonomische Panel und der von 1988 bis 2001 durchgeführten Bremer Langzeitstudie über Sozialhilfe ein

---

<sup>2</sup> Siehe Tabelle 8

<sup>3</sup> Siehe z. B. Armutsberichte der STATISTIK Austria auf Basis von EU-SILC bzw. Verwiebe (2011b) oder Dimmel (2009b) als Beispiele.

vergleichsweise umfangreicheres Forschungsprogramm bearbeitet wurde, sind für die österreichische Gesellschaft ähnliche, dort behandelte Fragen zur Armut im Längsschnitt noch weitgehend ungeklärt. Sämtliche vorliegende Studien, die auf für die nationale Wohnbevölkerung repräsentativen Stichproben basieren, verwenden entweder die österreichischen ECHP- oder EU-SILC-Daten. Darüber hinaus liegen auch für Österreich ähnliche Analysen zum Sozialhilfebezug als Indikator vor, wie sie in der Bremer Langzeitstudie durchgeführt wurden. Im Folgenden werden bisherige Ergebnisse auf Basis dieser drei Datenquellen und im Hinblick auf die Fragestellung dieses Beitrages kurz zusammengefasst.

Ein Zugang zur dynamischen Analyse von Armut basiert auf amtlichen Daten zur Dauer von Sozialhilfebezügen. Diese Datengrundlage wurde auch in der Bremer Langzeitstudie verwendet, der eine gewisse Pionierstellung zukommt. In Wien lag die durchschnittliche Bezugsdauer von Sozialhilfe 2006 bei 8,3 Monaten. 19% der SozialhilfebezieherInnen erhielten diese Fürsorgeleistung nur als kurze Überbrückung (bis zu drei Monaten), die Mehrheit (64%) länger als 6 Monate. Fluktuation und Dauer nahmen in den letzten Jahren zu (Dimmel 2009a). Eine 20%-Stichprobe von Sozialhilfeakten aus Linz ergab für einen zehnjährigen Beobachtungszeitraum bis 1994, dass 7% durchgehend mehr als 25 Monate und 2,2% durchgehend mehr als 60 Monate Sozialhilfe bezogen. 13,4% erhielten innerhalb von fünf Jahren immer wieder diese Geldleistung. (Stelzer-Orthofer 1997) Vor diesem Hintergrund und auf Basis ähnlicher Untersuchungen für Salzburg konstatiert Dimmel (Dimmel 2009a) eine Polarisierung zwischen einerseits Personen, die nach kurzer Zeit wieder aus dem Bezug ausscheiden und andererseits einer Gruppe (in etwa ein Fünftel), die dauerhaft arm ist.

Informationen zu SozialhilfebezieherInnen weisen jedoch einerseits das Problem auf, dass aufgrund des non-take-up von einer Unterfassung ausgegangen werden muss (vgl. z. B. die Übersichtstabelle 1 in Bargain u.a. 2010 oder Fuchs 2009) und zweitens die Beendigung von Sozialhilfeleistungen nicht zwangsläufig die Beendigung der Armutsphase bedeuten muss (Frick/Groh-Samberg 2007). Repräsentative Analysen mit ECHP-Daten (Heuberger 2003) zeigen für den Zeitraum von 1994 bis 2000, dass ca. zwei Drittel der österreichischen Wohnbevölkerung niemals einkommensarmutsgefährdet<sup>4</sup> waren. Dauerhaft von Armut betroffen (d.h. im Jahr 2000 und in mind. 3 vorangegangenen Jahren) waren 6%, bzw. zeitweilig (Betroffenheit in einem Jahr oder mehreren Jahren des Beobachtungszeitraums) 27%. Die Querschnittsquote der Einkommensarmutsgefährdeten lag im Jahr 2000 zum Vergleich bei 11%. Insbesondere ältere Personen waren überdurchschnittlich oft armutsgefährdet. Auf bivariater Ebene wurde auch der Zusammenhang zwischen der Berufsschichtung (auf Basis von ISCO-88 Codes) des Haushaltsvorstandes und Längsschnitt-Armut betrachtet. Personen in Haushalten mit einem Haushaltsvorstand der Hilfstätigkeiten ausführt hatten ein ca. drei Mal so hohes Risiko von zeitweiliger Armut betroffen zu sein wie Personen mit Haushalts-

---

<sup>4</sup> Armutsgefährdung liegt hier vor, wenn das Äquivalenzeinkommen des Haushaltes kleiner als 60% des medianen Äquivalenzeinkommen ist.

vorständen in führender Tätigkeit. Von kumulierter materieller Deprivation<sup>5</sup> waren 56% niemals und 10% dauerhaft betroffen (Querschnitt für 2000: 17%). Auch bei der dauerhaften Deprivation sinkt das Risiko der Betroffenheit mit ansteigender Berufsschicht. Der Anteil der dauerhaft Deprivierten in der Gruppe jener, die Hilfstätigkeiten ausführen ist im Beobachtungszeitraum fast doppelt so hoch wie in der Gesamtbevölkerung.

Die österreichische EU-SILC Befragung ergibt für den Zeitraum von 2004 bis 2007 (Lamei/Till-Tentschert 2010), dass knapp drei Viertel in keinem dieser Erhebungsjahre und 3% in allen vier Jahren<sup>6</sup> einkommensarmutsgefährdet waren. Im Vergleich zum oben erwähnten Beobachtungszeitraum von 1994 bis 2000 hat sich der Anteil der Personen, die niemals betroffen waren vergrößert und der Anteil jener, die dauerhaft betroffen waren etwas verkleinert. Der entsprechende Querschnittsanteil der Armutsgefährdung liegt zwischen 12% und 13%. Somit zeigen auch die SILC-Daten, dass die Einkommensarmut offensichtlich einer starken Dynamik unterliegt, die bei einer reinen Querschnittsbetrachtung verdeckt bliebe. Ähnlich wie für Deutschland lässt sich daher auch für Österreich festhalten, dass Armut in der Regel kein langandauernder Zustand ist.

Der Einfluss der Klassenzugehörigkeit auf Dauer von und Ausstieg aus Armut ist für Österreich bislang kaum erforscht. Erste Untersuchungen zeigen, dass vor allem Erwerbstätigkeit entscheidend für den Ausstieg aus Einkommensarmut ist. Dementsprechend weisen insbesondere die ältere Bevölkerung sowie kinderreiche Familien schlechte Ausstiegchancen auf. (Riederer/Wolfsbauer 2011)

Im Hinblick auf materielle Deprivation zeigt sich für die jüngere Vergangenheit, dass die Deprivationsquoten für Gruppen mit dauerhafter Armutsgefährdung wesentlich höher sind als für jene mit kurzfristigen Armutslagen (Lamei/Till-Tentschert 2010). Veröffentlichte Zahlen auf Basis von EU-SILC zur dauerhaften materiellen Deprivation in Österreich bzw. zum Zusammenhang von Sozialer Klasse und Deprivation finden sich hauptsächlich im Rahmen komparativer Forschungsarbeiten. Beispielsweise untersuchten Whelan u.a. (2007) auf Basis der EU-SILC-2004-Daten für 14 EU-Staaten, darunter Österreich, inwiefern das Risiko für Einkommensarmut bzw. materielle Deprivation nach sozialer Klassenzugehörigkeit differiert. Als Klassenschema verwenden sie die European Socio-economic Classification (ESeC), die stark auf dem EGP-Schema basiert (Rose/Harrison 2007) und 10 Berufsklassen unterscheidet. Die Ergebnisse für Österreich zeigen, dass das Risiko für Einkommensarmut in der Klasse 8 und 9 (Skilled workers, Semi- and non-skilled workers) überdurchschnittlich war (im Vergleich zum nicht-konditionalen Risiko) und 2,7 mal so hoch lag wie für Personen aus der Klasse 1 & 2 (Higher and Lower Salaried). Bei Betrachtung von materieller Deprivation erhöhte sich dieser

---

<sup>5</sup> Der Deprivationsindikator setzt sich aus drei Dimensionen zusammen (primäre, sekundäre Deprivation und Wohndeprivation). Tritt in mindestens einer dieser drei Dimensionen Deprivation auf, gilt der Haushalt als depriviert. Für Details der Operationalisierung siehe (Heuberger 2003).

<sup>6</sup> Auch im Zeitraum 2006-2009 lag dieser Anteil bei 3% (Till-Tentschert u.a. 2011)

Wert auf 5,7 und für konsistente Armut (Schnittmengen von Einkommensarmut und Deprivation) auf den Faktor 11.

Zusammenfassend lässt sich also auch festhalten, dass in der österreichischen Armutsforschung der Zusammenhang von Armut - insbesondere dauerhaften Armutslagen - und Klassenstruktur nach dem Wissen des Autors bislang kaum systematisch untersucht worden ist. Diese Arbeit stellt deshalb einen Beitrag dazu dar, diese Forschungslücke zu verkleinern.

### 3. Daten und Operationalisierungen

Als Grundlage für die Bearbeitung der Fragestellung wurden jeweils österreichische Daten aus dem Europäischen Haushaltspanel ECHP sowie aus EU-SILC verwendet. Beide Befragungsprogramme sind repräsentativ für die österreichische Wohnbevölkerung und beinhalten sowohl Personen- als auch Haushaltsmerkmale. Das ECHP umfasst grundsätzlich 7 Wellen (1995 bis 2001), aus denen für diese Untersuchung, zwecks Vergleichbarkeit mit der Studie von Groh-Samberg (2004), Informationen für den Zeitraum von 1996 bis 2000 herangezogen werden. Bei EU-SILC nehmen Haushalte an maximal vier aufeinanderfolgenden Wellen teil. Für die folgenden Analysen wurden SILC-Daten 2005 bis 2008 verwendet. Beide Datensätze sind im Rahmen der europäischen Armutsforschung mittlerweile stark etabliert und wurden/werden häufig genutzt. Da EU-SILC als Fortsetzung des ECHP fungiert, sind die verwendeten Variablen zudem sehr ähnlich und über die Zeit relativ gut vergleichbar.

Aus dem Stichprobendesign resultiert allerdings eine gewisse soziale Selektivität der Datensätze, da bei beiden Befragungsprogrammen Personen, die in Anstaltshaushalten leben, sowie die obdachlose Bevölkerung nicht erfasst werden.<sup>7</sup> Aufgrund des Mangels an Mikro-Panel Datensätzen für Österreich ergeben sich aber de facto keine Alternativen zu ECHP und EU-SILC, mit denen die hier gestellten Forschungsfragen untersucht werden könnten. Das verwendete Analysesample enthält aus ECHP insgesamt 30.740 Beobachtungen für 6.148 Personen, und aus EU-SILC 2.511 Personen denen 10.044 Beobachtungen zugeordnet werden<sup>8</sup>.

Entsprechend der im 1. Abschnitt diskutierten Überlegungen zur Forschungsmotivation dieses Beitrages steht hier eine Armutsdefinition im Mittelpunkt, die sowohl Einkommensarmut, materielle Lebenslagen als auch die zeitliche Dimension berücksichtigt. Bei der Operationalisierung wurde weitestgehend der Vorgangsweise in Groh-Samberg (2004) gefolgt. Diese umfasst vier Schritte. Zunächst wird zwischen Einkommens- und Lebenslagenarmut unterschieden und für letztere ein Indikatorenset definiert.

In Tabelle 1 wird die empirische Umsetzung mit ECHP bzw. SILC für jede Dimension des Indikators aufgelistet. Auf Basis dieser Indikatoren werden dann jeweils zwei Wohlstandsschwellen berechnet. Bei der Einkommensarmut wird neben der Armutsschwelle (bei 50% des Medians) auch eine „Wohlstandsschwelle“ bei 75% und ein dazwischenliegender Bereich der „Prekarität“ definiert (Hübinger 1996 nach: Groh-Samberg 2004). „Lebenslagenarmut“ soll heißen, dass mindestens 2 Deprivationen vorliegen; „Prekarität“, wenn genau eine Deprivation vorliegt (Hanesch u.a. 1994: nach Groh-Samberg 2004). Die univariaten Ergebnisse für diese Indikatoren sind in Tabelle 3 dargestellt. In

---

<sup>7</sup> Detaillierte Beschreibungen methodischer Aspekte des ECHP bzw. von EU-SILC finden sich in den Publikationen des ICCR (Heuberger 2003; ICCR 2012) und der Statistik Austria (2008).

<sup>8</sup> Der Unterschied in der Fallzahl ergibt sich, da beim SILC-Panel jedes Jahr ein Viertel der Stichprobe ausscheidet und zugleich eine neue Rotationsgruppe hinzukommt (rotierendes Panel).

einem dritten Schritt erfolgt die Berücksichtigung der zeitlichen Dimension. Es wird zwischen temporärer Erscheinung der jeweiligen Lagen (1 bis 3 Jahre) und dauerhaften Lagen (>3 Jahre) unterschieden. Insgesamt ergibt sich dann für jede Armutsdimension eine Differenzierung in sechs Gruppen (siehe Abbildung 1). Durch eine gemeinsame Betrachtung dieser sechs Gruppen für jeweils Einkommens- und Lebenslagenarmut ergeben sich insgesamt 36 Kombinationsmöglichkeiten, aus denen dann im letzten Kodierungsschritt fünf Zonen des Wohlstands, der Prekarität und der Armut abgeleitet werden (Tabelle 4). Dieser multidimensionale Armutsindikator wird dann in weiterer Folge (Abschnitt 4.2) im Hinblick auf den Zusammenhang mit der Klassenzugehörigkeit analysiert.

**Tabelle 1: Operationalisierung von Einkommens- und Lebenslagenarmut (1. Schritt)**

<b>Einkommensarmut</b>	Äquivalenzeinkommen <sup>9</sup> < 50% des Median-Äquivalenzeinkommens
<b>Lebenslagenarmut</b>	
Dimension Wohnungsausstattung	Sanitäre Einrichtungen (Bad, WC in der Wohnung, Küche, fließendes Warmwasser) fehlen.
Dimension Wohnungsgröße	Weniger als 1 Raum pro Haushaltsmitglied (exklusive Küche und Nassräume, Abstellräume) steht zur Verfügung.
Dimension Rücklagenbildung	Der Haushalt hat 1) kein Einkommen aus Finanz- oder Immobilienvermögen und ist 2) laut eigenen Angaben nicht in der Lage, normalerweise etwas Geld - für den gesamten Haushalt - zu sparen (EHP) bzw. gibt an, dass eine „800€-Ausgabe aus eigenen Mitteln“ (SILC) nicht finanzierbar wäre.
Dimension Sozialhilfeabhängigkeit	Der Haushalt bezieht öffentliche Leistungen gegen soziale Ausgrenzung.
Dimension Arbeitslosigkeit	Person lebt in einem Haushalt, wo mind. 1 Mitglied arbeitslos ist

Grundlage für die Zuordnung zu den EGP-Kategorien sind die in den Befragungsdaten enthaltenen ISCO-Codes. Hinsichtlich der Codierung wurde der detaillierten Dokumentation von Ganzeboom et al. (2003) weitestgehend gefolgt. Die so ermittelten 11 Klassen wurden danach auf 7 Klassen rekodiert (siehe Tabelle 2). Ähnlich wie Groh-Samberg (2004) weiche ich hier in Bezug auf die ersten beiden Klassen, sowie bei den Beschäftigten in der Landwirtschaft von der ursprünglichen Vorgehensweise von Goldthorpe (siehe Tabelle 8) ab, da andernfalls sehr geringe Fallzahlen in der Kategorie IVc und VIIb auftraten und damit die weitere Analyse erschwert würde.

Für Personen, die derzeit nicht erwerbstätig sind, aber prinzipiell in ihrer Biografie einmal erwerbstätig waren, wurden die Angaben zur zuletzt ausgeübten Berufstätigkeit verwendet. Allen anderen Befragten, insbesondere Kinder, erhielten die Klassenzugehörigkeit des Höchstverdieners/der Höchstverdienerin im Haushalt. Dieses individualistische Einordnungsverfahren impliziert damit, dass innerhalb eines Haushaltes Personen mit unterschiedlicher Klassenzugehörigkeit leben können, während andererseits die Armutsvariablen auf Haushaltsebenen berechnet werden. Der Argumentation von Groh-Samberg folgend, würde aber bei haushaltshomogenen Einordnungsverfahren eine Zentrierung auf die Klassensituation von Männern entstehen und damit

<sup>9</sup> Gesamtes Haushaltseinkommen dividiert durch eine nach Alter gewichtete Personenanzahl (neue OECD-Skala)

der Blick auf geschlechterspezifische Aspekte verstellt. Für die nachfolgenden Analysen wird die Klassenposition des jeweils ersten Jahres des Beobachtungszeitraumes (1996 bzw. 2005) zu Grunde gelegt.

Tabelle 2 gibt die relativen Häufigkeiten von Klassen im Vergleich von 1996 zu 2005 wider, wie sie anhand der verfügbaren Informationen in den Stichprobendaten zustande kommen. Da eine Trendanalyse der Klassenstruktur in Österreich nicht Gegenstand dieses Betrages und die Informationstiefe zwischen ECHP und SILC zudem unterschiedlich<sup>10</sup> ist, wird von einer weiteren Interpretation der zwischen den Zeitperioden beobachteten Differenzen Abstand genommen.

**Tabelle 2: Klassenzugehörigkeit nach Erikson-Goldthorpe (1996 und 2005)**

Klassenpositionen	Alle Personen		Erwachsene		Kinder	N (ungew.)
	Insgesamt	Zuordenbar	Männer	Frauen		
<b>Klassenpositionen 1996</b>						
Obere Dienstklasse (I)	15,5	17,4	18,9	14,7	19,4	876
Untere Dienstklasse (II)	17,8	20,0	18,8	20,4	21,1	975
Einfache Büroberufe (IIIa + IIIb)	14,5	16,3	8,0	26,2	13,0	837
Kleine Selbstständige (IVa, b, c)	8,6	9,6	10,9	8,6	9,3	686
Leitende ArbeiterInnen (V)	5,2	5,8	8,5	2,4	7,4	352
FacharbeiterInnen (VI)	9,6	10,8	15,1	6,0	12,5	638
Einfache ArbeiterInnen (VIIa + VIIb)	18,0	20,2	20,0	21,8	17,3	1.170
Total	89,2	100	100			5.534
Keine Zuordnung <sup>1</sup>	10,8					614
<b>Klassenpositionen 2005</b>						
Obere Dienstklasse (I)	13,1	13,6	15,2	8,5	21,6	335
Untere Dienstklasse (II)	22,7	23,6	24,3	25,0	19,2	594
Einfache Büroberufe (IIIa + IIIb)	25,2	26,2	12,9	42,3	18,4	630
Kleine Selbstständige (IVa, b, c)	10,1	10,6	12,6	9,6	8,6	259
Leitende ArbeiterInnen (V)	3,5	3,7	6,0	0,8	5,4	81
FacharbeiterInnen (VI)	10,1	10,6	13,9	6,8	12,0	216
Einfache ArbeiterInnen (VIIa + VIIb)	11,3	11,7	15,2	7,1	14,9	300
Total	96,0	100	100	100	100	2.415
Keine Zuordnung <sup>2</sup>	4,0					96

Quelle: ECHP 1996 – 2000 & EU-SILC 2005-2008 (balanced panels). Eigene Berechnungen. Gewichtete Ergebnisse. <sup>1</sup> Diese Gruppe umfasst zu 62% Frauen und zu 52% Personen über 60 Jahre. <sup>2</sup> 57% in dieser Gruppe sind Frauen und 56% sind über 60 Jahre alt.

<sup>10</sup> Die verfügbaren ISCO-Codes im ECHP sind 1-stellig verfügbar, in EU-SILC 2-stellig. Die Vorgehensweise von Ganzeboom et al. (2003) für die Rekodierung verlangt jedoch nicht zwangsläufig die 4-stellige Information.



## 4. Ergebnisse

### 4.1 Multidimensionale Armut

Zunächst soll gezeigt werden, wie sich die einzelnen Dimensionen der Lebenslagenbeschreibung sowie die Einkommensarmut im Zeitablauf verändern (Tabelle 3). Bei den meisten Dimensionen der Lebenslagenbenachteiligung sind die Anteile von betroffenen Personen im Beobachtungszeitraum relativ konstant. In den 1990er Jahren ist der deutliche höhere Anteil von Personen auffällig, in deren Haushalt es nicht möglich ist Rücklagen zu bilden. Insgesamt tritt Lebenslagenarmut in der zweiten Hälfte der 2000er Jahre seltener auf als im vorangegangenen Beobachtungszeitraum. Dies deutet partiell auf einen allgemeinen Wohlfahrtsanstieg hin, da diesem Indikator zumindest im Bereich des Wohnens und der Rücklagenbildung eigentlich eine absolute Armutskonzeption zu Grunde liegt.

Der Anteil von Personen, die von relativer Einkommensarmut betroffen sind bzw. ein Einkommen über 75% des Medians (Wohlstandsschwelle) beziehen, bleibt bei den hier betrachteten Jahren relativ konstant<sup>11</sup>. Vergleicht man diese Ergebnisse mit den Schätzungen von Groh-Samberg (2004, Tabelle 1) für Deutschland, tritt Lebenslagenarmut im Zeitraum von 1996 bis 2000 in Österreich etwas häufiger, Einkommensarmut etwas seltener auf. Für die übrigen Indikatoren ergeben sich ähnliche relative Häufigkeiten.

**Tabelle 3: Jährliche Armuts- und Deprivationshäufigkeiten**

In % aller Personen	1996	1997	1998	1999	2000	2005	2006	2007	2008
<b>Lebenslagen</b>									
Wohnungsgröße	14,6	14,9	13,9	14,2	13,5	14,6	14,0	13,9	15,5
Wohnungsausstattung	7,3	7,7	8,1	8,4	7,4	3,6	3,3	2,7	3,1
Arbeitslosigkeit	8,0	8,3	8,9	7,5	4,8	9,0	9,9	10,4	10,1
Rücklagen	26,7	24,5	20,9	22,3	21,8	7,2	6,4	7,4	6,9
Sozialhilfeabhängigkeit	0,9	1,1	0,8	1,1	0,6	2,1	2,0	1,7	4,0
Keine Deprivation (Wohlstand)	58,1	59,2	62,6	61,5	64,3	73,9	76,2	74,9	71,5
Eine Deprivation (Prekarität)	29,6	29,0	26,1	26,8	25,8	20,6	16,8	19,6	22,7
Mehrfache Deprivation (Armut)	12,2	11,8	11,3	11,7	9,9	5,5	6,9	5,6	5,8
<b>Einkommen</b>									
Über 75% (Wohlstand)	76,2	74,9	75,8	77,0	78,2	71,9	77,5	76,9	77,7
50% - 75% (Prekarität)	19,6	19,9	19,9	18,8	16,5	21,6	16,9	19,0	15,9
Unter 50 % (Armut)	4,3	5,2	4,3	4,2	5,3	6,5	5,6	4,1	6,4

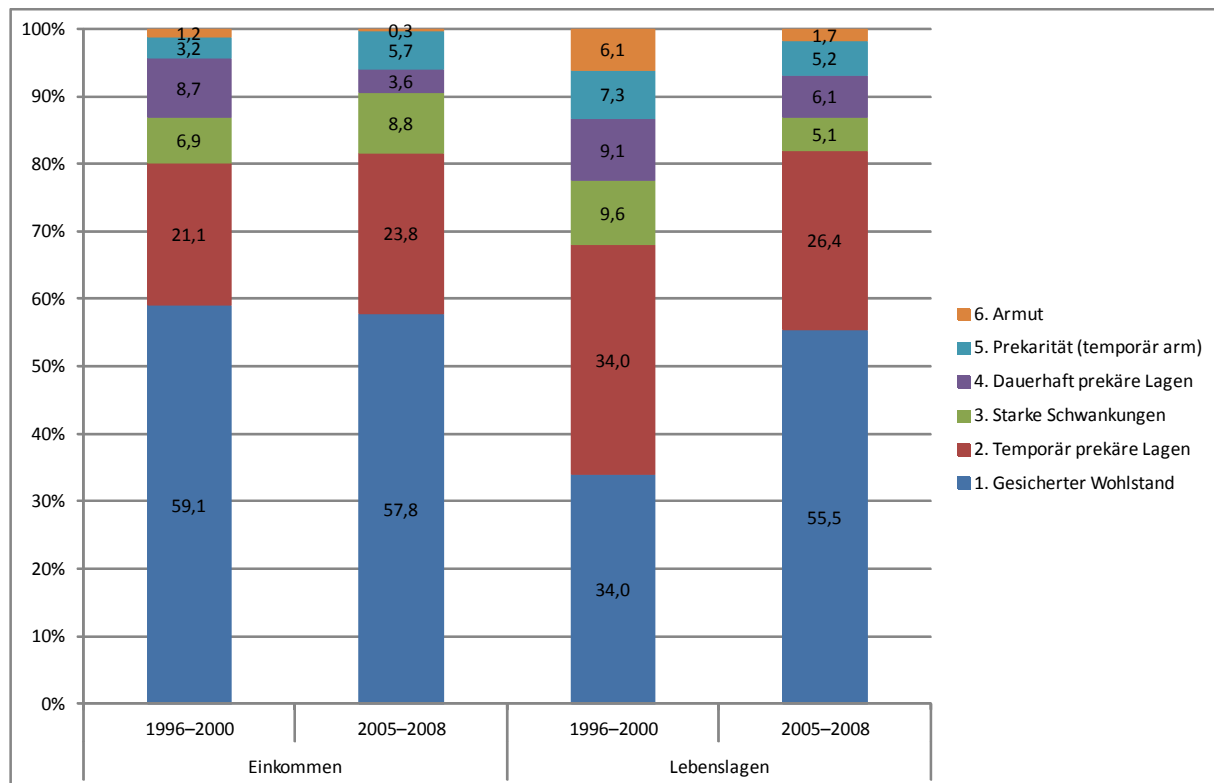
Quelle: ECHP 1996 – 2000 & EU-SILC 2005-2008 (balanced panels). Eigene Berechnungen. Gewichtete Ergebnisse.

In einem nächsten Schritt wird nun auch die Dauer des jeweiligen Armutsindikators berücksichtigt (Abbildung 1). Die Gruppen 1, 4 und 6 stellen dauerhafte Zustände dar (> 3 Jahre). In Bezug auf das Einkommen sind de facto keine Unterschiede zwischen 1996 – 2000 und 2005 – 2008 zu beobachten.

<sup>11</sup> Dies trifft auch für die klassische 60%-Schwelle zu (Till-Tentschert u.a. 2011); siehe auch Abschnitt 2.2

Demgegenüber ist der Anteil persistenter Lebenslagenarmut in der Beobachtungsperiode II niedriger. Auch jene, die temporär von prekären Lebenslagen betroffen waren stellen 2005 – 2008 eine kleinere Gruppe dar als noch in der zweiten Hälfte der 1990er Jahre. Spiegelbildlich hat sich der Anteil der Personen in „gesichertem Wohlstand“ erkennbar vergrößert.

**Abbildung 1: Einkommens- und Lebenslagenarmut 1996 – 2000 und 2005 – 2008**



Quelle: ECHP 1996 – 2000 & EU-SILC 2005 – 2008 (balanced panels). Eigene Berechnungen. Gewichtete Ergebnisse. 1. Gesicherter Wohlstand: >3 Jahre ohne Lebenslangedeprivation bzw. Einkommensarmut während des Beobachtungszeitraumes; 2. Temporärer prekäre Lagen: 1 - 3 Jahre Prekarität, ansonsten in Wohlstand; 3. Starke Schwankungen zwischen Armut und Wohlstand; 4. Dauerhaft prekäre Lagen: > 3 Jahre Prekarität; 5. Temporär arm: 1 - 3 Jahre Prekarität, ansonsten in Armut; 6. Armut: > 3 Jahre von Lebenslangedeprivation bzw. Einkommensarmut betroffen.

Werden nun beide Längsschnittindikatoren (Einkommen, Lebenslagen) miteinander kombiniert, ergeben sich 36 verschiedene Gruppen, die 5 Zonen des Wohlstands (Groh-Samberg 2004) zugeordnet und im nächsten Kapitel hinsichtlich ihres Zusammenhangs mit der Klassenzugehörigkeit untersucht werden. Bei einer univariaten Betrachtung dieses multidimensionalen Armutsindikators zeigt sich (Tabelle 5), dass in beiden Zeiträumen annähernd relativ gleich viele Personen der Zone der Armut zugeordnet werden und damit in allen betrachteten Armutsdimensionen dauerhaft betroffen sind. Insgesamt ist der Anteil dieser Gruppe mit 2% relativ niedrig. Die Mehrheit der Personen befindet sich sowohl 1996 – 2000 als auch 2005 – 2008 in der Zone des Wohlstandes, deren Anteil sich vergrößert hat. Für alle anderen Zonen ergeben sich leichte Rückgänge.

**Tabelle 4: Zonen des Wohlstands (1996 bis 2000), %**

Deprivation	1. Wohlstand	2. Temporär prekär	3. Starke Schwankungen	4. Dauerhaft prekär	5. Prekarität	6. Armut	Total
1. Wohlstand	26,1	20,2	4,7	3,6	2,5	2,0	59,1
2. Temporär prekär	4,9	7,4	2,8	2,7	1,9	1,4	21,1
3. Starke Schwankungen	0,9	2,8	0,8	0,9	0,8	0,7	6,9
4. Dauerhaft prekär	1,6	2,8	1,0	1,3	1,2	0,8	8,7
5. Prekarität	0,4	0,7	0,3	0,5	0,8	0,6	3,2
6. Armut	0,1	0,2	0,1	0,1	0,2	0,6	1,2
Total	34,0	34,0	9,6	9,1	7,3	6,1	100

Quelle: ECHP 1996 – 2000 (balanced panel). Eigene Berechnungen. Gewichtete Ergebnisse. N = 6.148

**Tabelle 5: Multidimensionaler Armutsindikator für 1996-2000 und 2005 bis 2008**

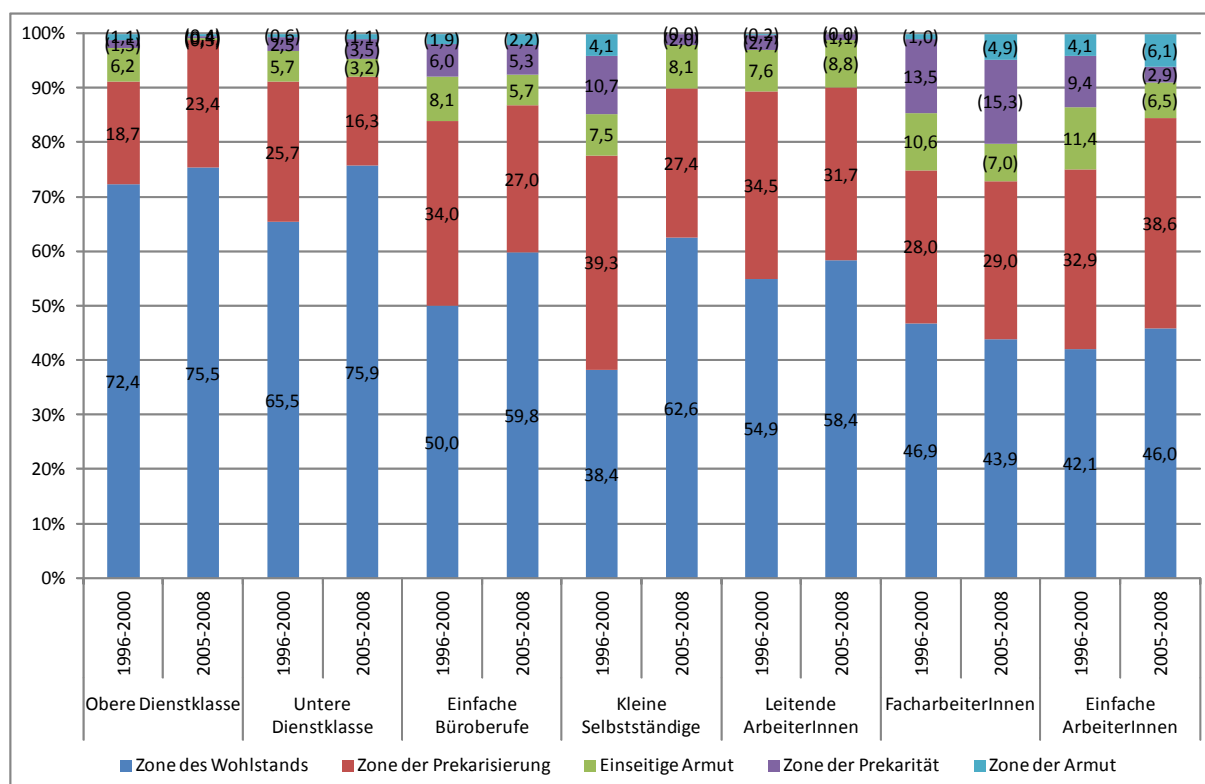
	In %		N (ungewichtet)	
	1996 - 2000	2005 - 2008	1996 - 2000	2005 - 2008
1. Zone des Wohlstands	51,2	62,2	3.089	1.658
2. Zone der Prekarisierung	30,1	26,1	1.922	612
3. Einseitige Armutslagen	9,1	5,2	524	127
4. Zone der Prekarität	7,6	4,6	478	76
5. Zone der Armut	2,1	2,0	135	38
Total	100	100	6.148	2.511

Quelle: ECHP 1996 – 2000 & EU-SILC 2005 – 2008 (balanced panels). Eigene Berechnungen. Gewichtete Ergebnisse.

## 4.2 Armut und Klassenposition

Nachdem im vorigen Abschnitt die Entwicklung des multidimensionalen Armutsindikators beschrieben wurde, soll nun die Entwicklung im Zusammenhang mit der Klassenzugehörigkeit betrachtet werden. Abbildung 2 zeigt die Wahrscheinlichkeit, bei gegebener Klasse, einer der 5 Zonen des Wohlstands anzugehören. Gemessen an der Prozentpunkte-Veränderung von 1996 - 2000 auf 2005 – 2008 ist zunächst erkennbar, dass in allen Klassen, mit Ausnahme der FacharbeiterInnen, mehr Personen in die Zone des Wohlstands fallen. Die Zone der Prekarisierung hat sich vor allem bei der unteren Dienstklasse, den einfachen Büroberufen, sowie bei den kleinen Selbstständigen verkleinert; bei den einfachen ArbeiterInnen ist sie geringfügig angewachsen. Demgegenüber weisen die einseitigen Armutslagen für alle Berufsgruppen nur geringe Unterschiede im Vergleich der beiden Zeitperioden auf. Am deutlichsten ist hier ein Rückgang für die obere Dienstklasse zu erkennen. In die Zone der Prekarität fallen vor allem Personen aus der Klasse der einfachen ArbeiterInnen und der Selbstständigen 2005 – 2008 weniger Leute als im Zeitraum 1996 - 2000. Für die Armutzone ist aufgrund der geringen Zellenhäufigkeiten keine eindeutige Interpretation möglich.

**Abbildung 2: Armut nach Klassenposition**



Quelle: ECHP 1996 – 2000 & EU-SILC 2005 – 2008 (balanced panels). Eigene Berechnungen. Gewichtete Ergebnisse. Zahlen in []: ungewichtete absolute Fallzahlen in der Zelle unter 20 oder in der Randgruppe unter 50.

In einem letzten Schritt wird in einem multivariaten logistischen Regressionsmodell der Frage nachgegangen, ob auch unter Kontrolle verschiedener anderer Personen- und Haushaltsmerkmale<sup>12</sup> ein Zusammenhang von sozialer Klasse und Armut gegeben ist. Die Auswahl der Kontrollvariablen orientiert sich an den Ergebnissen der empirischen Armutsforschung für Österreich, insbesondere auf Basis von EU-SILC. Alle erklärenden Variablen beziehen sich auf das jeweils erste Jahr des Beobachtungszeitraumes. Zweitens wird getestet, ob sich die Koeffizienten der Klassenvariable für die beiden beobachteten Zeiträume signifikant voneinander unterscheiden<sup>13</sup>. Der Entstrukturierungsthese zufolge müsste dieser Zusammenhang allgemein insignifikant sein bzw. im Laufe der Zeit schwächer oder insignifikant werden.

<sup>12</sup> Zusätzlich zu den in Tabelle 6 ausgewiesenen Variablen wurden auch mögliche Effekt des Alters und Geschlechts überprüft. Keine dieser beiden Variablen lieferten jedoch einen zusätzlichen signifikanten Erklärungsbeitrag in den Modellen.

<sup>13</sup> Für den entsprechenden statistischen Test wurde das *suest-ado* (seemingly unrelated estimation) in STATA verwendet (Weesie 1999).

Tabelle 6 beinhaltet die Schätzergebnisse für drei unterschiedliche abhängige Variablen<sup>14</sup>. Als arm werden im ersten Modell (I) alle Personen bezeichnet, die der Zone der Armut zugeordnet wurden, im zweiten Modell (II) alle, die zusätzlich in die Zone der Prekarität fallen und im dritten Modell (III) zusätzlich die einseitig armen Personen. Die jeweils andere Gruppe wurde als „nicht arm“ klassifiziert. In Bezug auf die Klassenzugehörigkeit ist in allen vollen Modellen erkennbar, dass die Odds (Odds=Wahrscheinlichkeit arm zu sein/(1 – Wahrscheinlichkeit arm zu sein) von Armut betroffen zu sein in der Klasse der einfachen ArbeiterInnen deutlich und signifikant höher liegen, als in der oberen Dienstklasse. Ähnliches trifft auch auf die Gruppe der FacharbeiterInnen und auf die kleinen Selbstständigen zu. Die Ergebnisse für die anderen (hier nicht im Mittelpunkt stehenden) erklärenden Variablen entsprechen überwiegend den Ergebnissen der SILC-basierten Sozialberichterstattung in Österreich mit Fokus auf Armutskonzepte ohne Berücksichtigung der zeitlichen Dimension (Till-Tentschert u.a. 2011): beispielsweise tragen Personen ohne österreichische oder EU/EFTA-Staatsbürgerschaft im Vergleich zu Personen mit österreichischer Staatsbürgerschaft ein deutlich höheres Risiko dauerhafter Armut (Tabelle 6). Dasselbe trifft auf langzeitarbeitslose Personen (> 6 Monate) zu.

Zur Beantwortung der Frage, ob sich der Zusammenhang zwischen sozialer Klasse und der hier betrachteten multidimensionalen Armut geändert hat, wurden einerseits für alle vollen Modelle Likelihood-Ratio-Tests (LR) durchgeführt, um die Nullhypothese, dass alle Dummyvariablen für die soziale Klasse Null sind zu testen. Für den Zeitraum 2005 - 2008 und für das Modell I und Modell II kann diese Nullhypothese nicht verworfen werden. D.h., dass sich der Modellfit (Log-Likelihood), gegeben die anderen Kontrollvariablen, durch Hinzufügen der Klassenvariable nicht signifikant verbessert. Somit lässt sich zumindest für die restriktiveren Armutsdefinitionen (die allerdings aufgrund kleinerer Fallzahlen auch eine größere Unsicherheit bei den Schätzern implizieren) kein signifikanter Einfluss der sozialen Klasse feststellen. Allerdings mussten gerade in diesen Modellen aus schätztechnischen Gründen<sup>15</sup> einzelne soziale Klassen (z. B. kleine Selbständige) exkludiert werden, weshalb die Ergebnisse für das Modell I nicht für die Beurteilung der Entstrukturierungsthese herangezogen werden. Bei Modell II beträgt der alpha-Fehler 11% und liegt damit knapp über dem 10%-Signifikanzniveau. Für alle anderen Modelle (I – III für 1996-2000 und III für 2005 – 2008) kann die Null-Hypothese hingegen verworfen werden. Die *seemingly unrelated estimation* ergibt, dass - mit einer einzigen Ausnahme - keine signifikanten Unterschiede bei diesen Schätzern zwischen den Modellen für 1996 – 2000 und 2005 – 2008 vorliegen (Tabelle 10).

---

<sup>14</sup> Die Ergebnisse werden im Folgenden mittels Odds Ratios interpretiert. Die korrespondierenden marginalen Effekte zu Tabelle 6, welche die Veränderungen der Wahrscheinlichkeit der abhängigen Variablen, gegeben eine Veränderung *einer* unabhängigen Variablen und gegeben bestimmte Werte für alle anderen unabhängigen Variablen wiedergeben, finden sich in Tabelle 9 (Anhang).

<sup>15</sup> zero cells und complete separation

Zusammengefasst bedeutet dies, dass auf Basis der hier verwendeten Daten in der zweiten Hälfte der 90er Jahre ein Zusammenhang zwischen sozialer Klasse und allen drei betrachteten Armutsvariablen gegeben ist. In der zweiten Hälfte der 2000er Jahre trifft dies jedenfalls auch auf all jene Personen zu, die entweder in die Zone der Armut, der Prekarität oder in die Zone der einseitigen Armutslagen fallen.

Abschließend wurde die eingangs erwähnte These (Abschnitt 1) getestet, dass sich der Effekt der sozialen Klassenzugehörigkeit auf Armut vor allem dann zeigt, wenn die zeitliche Dimension von Armut berücksichtigt wird; die soziale Klasse also vor allem dauerhafte Armutslagen beeinflusst. Hierfür wurden die Einkommensarmut und die mehrfache Deprivation (Tabelle 3) für das Jahr 1996 bzw. 2005 betrachtet und die jeweils andere Gruppe wiederum als „nichtarm“ klassifiziert. Für die Modelle wurden dieselbe Schätzmethode sowie dieselben Kontrollvariablen verwendet (Tabelle 7). Die LR-Tests zeigen auch hier einen signifikanten Zusammenhang von Armut und sozialer Klasse für das Jahr 1996 für beide Armutsindikatoren. Personen aus den Arbeiterklassen tragen wiederum ein höheres Armuts- bzw. Deprivationsrisiko als Personen aus den oberen Dienstklassen. Für 2005 ergibt sich nur für die Einkommensarmut ein signifikanter Zusammenhang mit der sozialen Klassenzugehörigkeit, gegeben die Kontrollvariablen. Die Nullhypothese, dass die Koeffizienten für die Klassenzugehörigkeit in den Modellen für Einkommensarmut bzw. mehrfache Deprivation mit den entsprechenden Koeffizienten in den Modellen für multidimensionale Armutslagen im Längsschnitt identisch sind, kann in den meisten Fällen zurückgewiesen werden (Tabelle 11).

**Tabelle 6: Logistische Regressionsanalysen - Multidimensionale Armut inkl. Längsschnittdimension**

Odds Ratios	I Armut				II Armut & Prekarität				III Armut & Prek. & einseitig arm			
	Klassen		Klassen und Kovar.		Klassen		Klassen und Kovar.		Klassen		Klassen und Kovar.	
	96-00	05-08	96-00	05-08	96-00	05-08	96-00	05-08	96-00	05-08	96-00	05-08
<b>Obere Dienstklasse (I)</b>												
Untere Dienstklasse (II)	1,77	1,40	2,43	2,80	1,66	3,08	2,22	3,27	1,28	4,20*	1,53	3,89*
Einfache Büroberufe (IIIa + IIIb)	2,52	3,34	2,76	5,09	3,46**	6,05*	4,01***	4,98*	2,09**	8,31***	2,18**	5,33**
Kleine Selbstständige (IVa, b, c)	5,48*	n.a.	7,23**	n.a.	6,99***	3,31	9,61***	2,72	3,92***	10,55***	4,86***	8,69***
Leitende ArbeiterInnen (V)	0,87	n.a.	1,20	n.a.	0,93	2,16	1,19	2,80	1,06	6,10*	1,22	4,81*
FacharbeiterInnen (VI)	1,41	8,64	1,03	11,12*	6,13***	13,10**	5,87***	8,80**	3,81***	14,17***	3,25***	6,78**
Einfache ArbeiterInnen (VIIa + VIIb)	6,89**	7,13	6,58**	12,39*	6,04***	7,33*	6,00***	4,84*	3,34***	9,15***	3,06***	4,13*
<b>HH mit Pension ohne Kinder</b>												
MPH ohne Pens ohne Kinder			0,64	0,73			0,52*	0,68			0,55*	0,84
Single-HH ohne Kinder			1,95	3,37			1,42	3,58*			1,25	3,55**
Alleinerz			3,38	2,51			1,23	3,07			0,98	3,14*
MPH und 1 Kinder			0,30	1,08			0,60	1,17			0,38***	2,35*
MPH und >1 Kind			2,53	n.a.			1,01	0,76			1,25	1,68
<b>Staatsbürgerschaft: Österreich</b>												
EU/EFTA			n.a.	7,60			1,02	1,16			0,84	3,14
andere			4,08	6,62**			6,83***	4,78**			10,08***	6,00***
<b>Max Pflichtschulabschluss</b>												
Lehre (Berufsschule)			1,00	1,00			1,00	1,00			1,00	1,00
BMS			0,66	1,83			0,94	0,66			0,69**	0,63
Matura/Reifeprüfung			0,27	1,07			0,65	0,39			0,51***	0,34**
Hochschulabschluss			0,34	2,24			0,61	0,88			0,60**	0,36**
			1,82	6,99**			1,40	0,99			1,09	0,35*
<b>Hauptaktiv.: ganzjährig erwerbstätig</b>												
nicht ganzjährig erwerbstätig und >6 Monate arbeitslos			13,62***	11,16***			7,64***	19,44***			6,73***	12,72***
nicht ganzjährig erwerbstätig und 1 bis 6 Monate arbeitslos			1,01	1,77			2,43**	1,34			2,67***	1,52
aus anderen Gründen nicht ganzjährig erwerbstätig			1,82	2,11*			2,26***	1,98**			1,42**	1,90**
mind. 1 Monat Präsenzdienst/			8,85	1,00			5,81***	1,00			2,93*	2,73

<b>Interzept</b>	0,00***	0,00***	0,00***	0,00***	0,02***	0,01***	0,01***	0,01***	0,08***	0,01***	0,07***	0,01***
- 2 Log Likelihood	-313,2	-123,5	-272,2	-85,6	-1099,0	-321,4	-990,4	-249,6	-1761,2	-539,5	-1564,2	-453,2
AIC	640,32	256,93	586,43	207,20	2211,95	656,83	2024,72	541,26	3536,38	1092,97	3172,49	950,39
BIC	684,88	283,99	719,42	300,10	2256,51	695,74	2164,17	657,75	3580,95	1131,89	3311,94	1072,55
LR-Test für Soz. Klasse (Chi <sup>2</sup> /p-val.)			27,6/0,00	6,5/0,16			95,8/0,00	10,4/0,11			98,5/0,00	19,7/0,00
N (Personen)	4.300	1.656	4.159	1.288	4.300	1.919	4.182	1.896	4.300	1.919	4.182	1.906
R <sup>2</sup> (McFadden)	0,047	0,048	0,166	0,231	0,054	0,042	0,129	0,209	0,038	0,041	0,124	0,172

Quelle: ECHP 1995 – 2001 & EU-SILC 2005-2008. Eigene Berechnungen mit ungewichteten Fallzahlen. Cluster-robuste Standardfehler (Personen in Haushalten). \* p < 0,05, \*\* p < 0,01, \*\*\* p < 0,001. Alle erklärenden Variablen beziehen sich jeweils auf das erste Jahr. n.a. Leere Zellen für diese Gruppe (perfekte Voraussage und deshalb aus dem Modell entfernt).

**Tabelle 7: Logistische Regressionsanalysen - Multidimensionale Armut exkl. Längsschnittdimension**

Odds Ratios	I Einkommensarmut (<50%)				II Lebenslagenarmut (Mehrf. Depriv.)				III Einkommensarmut & Lebenslagenarmut			
	Klassen		Klassen und Kovar.		Klassen		Klassen und Kovar.		Klassen		Klassen und Kovar.	
	1996	2005	1996	2005	1996	2005	1996	2005	1996	2005	1996	2005
<b>Obere Dienstklasse (I)</b>												
Untere Dienstklasse (II)	0,96	0,87	1,37	0,82	1,18	1,87	1,25	2,42	1,32	0,46	4,10	0,98
Einfache Büroberufe (IIIa + IIIb)	2,45*	2,39*	3,19*	1,65	1,69	5,59*	1,48	5,03*	2,85	3,77	7,71*	4,83
Kleine Selbstständige (IVa, b, c)	5,85***	3,20**	9,74***	3,14*	1,19	3,31	1,35	4,36	1,87	n.a.	7,50*	n.a.
Leitende ArbeiterInnen (V)	1,68	1,07	2,88	0,70	1,05	2,16	1,15	2,65	0,65	n.a.	2,73	n.a.
FacharbeiterInnen (VI)	2,22	1,05	2,17	0,40	3,73***	8,14**	2,67**	5,58*	3,57	2,81	6,53*	1,08
Einfache ArbeiterInnen (VIIa + VIIb)	2,46*	1,92	3,03*	1,08	2,63***	9,60**	2,14*	7,53**	3,16	4,02	8,21**	5,74
<b>HH mit Pension ohne Kinder</b>												
MPH ohne Pens ohne Kinder			2,01	1,98			1,77	1,94			0,69	4,64
Single-HH ohne Kinder			12,15**	5,88***			4,04***	5,41*			5,24	25,85**
Alleinerz			8,35*	4,58**			3,28**	6,67**			3,83	13,17*
MPH und 1 Kinder			3,32	2,24			2,46*	3,51			2,49	4,84
MPH und >1 Kind			6,77*	1,92			4,16***	3,22			5,29	n.a.
<b>Staatsbürgerschaft: Österreich</b>												
EU/EFTA			n.a.	1,47			1,45	4,87*			n.a.	12,49*
andere			4,14**	4,03**			11,64***	3,81*			5,73*	8,90*



<b>Max Pflichtschulabschluss</b>													
Lehre (Berufsschule)			1,09	0,73			0,61***	0,47*			0,80	0,68	
BMS			0,86	0,77			0,64*	0,64			0,63	1,04	
Matura/Reifeprüfung			1,00	0,41*			0,74	0,43			1,23	1,95	
Hochschulabschluss			1,56	0,59			0,67	0,68			2,76	6,23**	
<b>Hauptaktiv.: ganzjährig erwerbstätig</b>													
nicht ganzjährig erwerbstätig und >6 Monate arbeitslos			7,56***	12,81***			8,39***	26,39***			17,68***	41,29***	
nicht ganzjährig erwerbstätig und 1 bis 6 Monate arbeitslos			1,10	2,74*			2,84***	3,07*			1,55	9,86	
aus anderen Gründen nicht ganzjährig erwerbstätig			1,34	1,63			1,17	1,22			1,57	4,34*	
mind. 1 Monat Präsenzdienst/			8,99*	19,62***			5,66**	7,81**			10,12*	n.a.	
<b>Interzept</b>	0,02***	0,04***	0,00***	0,02***	0,06***	0,01***	0,02***	0,00***	0,01***	0,00***	0,00***	0,00***	
- 2 Log Likelihood	-660,39	-414,90	-574,88	-346,98	-1387,23	-292,48	-1203,85	-221,10	-296,88 <sup>1</sup>	-90,48 <sup>1</sup>	-238,07	-49,93	
AIC	1334,78	843,80	1191,76	737,96	2788,46	598,97	2451,71	486,20	607,75	190,96	518,14	135,86	
BIC	1379,35	882,72	1324,75	860,12	2833,03	637,89	2591,16	608,37	652,32	218,02	651,13	228,75	
LR-Test für Soz. Klasse (Chi <sup>2</sup> /p-val.)			61/0,00	23,3/0,00			31,1/0,00	9,7/0,14			11,5/0,07	5,0/0,29	
N (Personen)	4.300	1.919	4.159	1.906	4.300	1.919	4.182	1.906	4.300	1.656	4.159	1.288	
R <sup>2</sup> (McFadden)	0,038	0,028	0,123	0,152	0,030	0,047	0,139	0,255	0,020	0,045	0,174	0,389	

Quelle: ECHP 1995 – 2001 & EU-SILC 2005-2008. Eigene Berechnungen mit ungewichteten Fallzahlen. Cluster-robuste Standardfehler (Personen in Haushalten). \*  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*\*\*  $p < 0,001$ . Alle erklärenden Variablen beziehen sich jeweils auf das erste Jahr. n.a. Leere Zellen für diese Gruppe (perfekte Voraussage und deshalb aus dem Modell entfernt). <sup>1</sup> Die  $H_0$ , dass alle Variablen des Modells Null sind kann hier nicht verworfen werden.

## 5. Schlussbetrachtung

In diesem Beitrag wurde für Österreich untersucht, inwiefern dauerhafte Armut in soziale Klassenstrukturen – operationalisiert anhand des Erikson-Goldthorpe-Portocarero-Klassenmodells - eingebettet ist. Daran anschließend wurde geprüft, ob sich empirische Evidenz für eine Veränderung des Zusammenhanges im Vergleich der Zeiträume 1996 – 2000 und 2005 - 2008 in Österreich findet.

Ausgangspunkt für diese Forschungsfragen war der durch die Bremer Armutsstudien der 1990er Jahre geprägte Diskurs hinsichtlich einer sozialen Entstrukturierung von Armutslagen. Für diesen Beitrag wurden dabei insbesondere zwei Argumente aufgegriffen, die in kritischer Weise gegen die Entstrukturierungsthese vorgebracht werden (Groh-Samberg 2004). Demnach ist einerseits die Berücksichtigung der Längsschnittdimension notwendig, um ein differenzierteres Bild der Inzidenz von unterschiedlichen Armutssituationen und deren Entwicklung im Zeitverlauf offenzulegen. Dieser Fokus wurde durch die Identifizierung unterschiedlicher Wohlstandszonen umgesetzt. Im Rahmen der zweiten These wurde diese Überlegung fortgesetzt und argumentiert, dass die kombinierte Betrachtung der Längsschnitts- und Querschnittsdimension von Armut auch notwendig für eine kritische Analyse der Entstrukturierungsthese ist. Demnach werden gerade längerfristige Lebenslagen von den sozialen Klassenpositionen, die auf langfristige Statuserwerbsprozesse bezogen sind, strukturiert. Durch die gleichzeitige Berücksichtigung von Einkommen, Lebenslagen und zeitlicher Dauer im Rahmen eines multidimensionalen Armutsindikators soll verhindert werden, dass die Dynamik von Armut überschätzt wird und der Zusammenhang mit der sozialen Klassenzugehörigkeit unterschätzt wird.

Zur Umsetzung der Fragestellung wurden österreichische Befragungsdaten verwendet und Armutsindikatoren gebildet, die sowohl Einkommenslagen, Lebenslagen, als auch deren jeweilige Dauer berücksichtigen. Einerseits kann auf Basis dieser Daten festgehalten werden, dass in der zweiten Hälfte der 90er Jahre ein Zusammenhang zwischen sozialer Klasse und dauerhaften Armutslagen sowie weniger (restriktiven) prekären Armutslagen gegeben ist. Diese Ergebnisse decken sich auch mit jenen, die Groh-Samberg (2004) für Deutschland präsentiert hat. Für die hier zusätzlich betrachtete zweite Hälfte der 2000er Jahre tritt der Zusammenhang zumindest bei den weniger restriktiven Armutskonzepten auf. Der Einfluss der Klassenzugehörigkeit bleibt dabei über beide betrachtete Zeiträume konstant. Weitere Analysen, die nur auf die Querschnittsdimension von Armut fokussieren, haben darüber hinaus gezeigt, dass insbesondere auch bei Armutskonzepten ohne Längsschnittdimension ein Effekt der sozialen Klassenzugehörigkeit gegeben ist, der sich vom Effekt auf die Längsschnittarmut unterscheidet. Insgesamt spricht die empirische Evidenz für den hier betrachteten Zeitraum also eher gegen die Gültigkeit der Entstrukturierungsthese und für die Notwendigkeit der gleichzeitigen Integration von Einkommensdimension, Lebenslagendimension *und* zeitlicher Dimension wenn die soziologische Armutsforschung über eine reine (aber notwendige) Sozialberichterstattung hinaus gehen soll.

## 6. Anhang

**Tabelle 8: Das EGP-Klassenschema (1992)**

Classes (full version)		Collapsed Version (Seven-class)
I	Higher-grade professionals, administrators, and officials; managers in large industrial establishments; large proprietors	I + II: Service Class
II	Lower grade professionals, administrators, and officials; higher-grade technicians; managers in small industrial establishments; supervisors of non-manual employees	
IIIa	Routine non-manual employees, higher grade (in administration and commerce)	III: Routine non-manual workers
IIIb	Routine non-manual employees, lower grade (sales and services)	
IVa	Small proprietors, artisans, etc., with employees	IVa + IVb: Petty bourgeoisie
IVb	Small proprietors, artisans, etc., without employees	
IVc	Farmers and smallholders,; other self-employed workers in primary production	IVc: Farmers
V	Lower-grade technicians; supervisors of manual workers	V + VI: Skilled workers
VI	Skilled manual workers	
VIIa	Semi- and unskilled manual workers (not in agriculture etc.)	VIIa: Non-skilled workers
VIIb	Agricultural and other workers in primary production	VIIb: Agricultural labourers

Quelle: Erikson und Goldthorpe (1992), zitiert aus Solga et al. (2009b: 197).

**Tabelle 9: Marginale Effekte auf die Wahrscheinlichkeit von Armut, Armut & Prekarität, sowie Armut & Prek. & Einseitige Armut**

Veränderung der Wahrscheinlichkeit gegeben alle anderen Kovariaten = 0	I Armut				II Armut & Prekarität				III Armut & Prek. & einseitig arm			
	Diskreter Eff. (0→1)		Marginaler Effekt		Diskreter Eff. (0→1)		Marginaler Effekt		Diskreter Eff. (0→1)		Marginaler Effekt	
	$\frac{\Delta \Pr(y = 1 \mathbf{x})}{\Delta x_k}$		$\frac{\partial \Pr(y = 1 \mathbf{x})}{\partial x_k}$		$\frac{\Delta \Pr(y = 1 \mathbf{x})}{\Delta x_k}$		$\frac{\partial \Pr(y = 1 \mathbf{x})}{\partial x_k}$		$\frac{\Delta \Pr(y = 1 \mathbf{x})}{\Delta x_k}$		$\frac{\partial \Pr(y = 1 \mathbf{x})}{\partial x_k}$	
	96-00	05-08	96-00	05-08	96-00	05-08	96-00	05-08	96-00	05-08	96-00	05-08
<b>Obere Dienstklasse (I)</b>												
Untere Dienstklasse (II)	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	0,015	n.a.	0,010	n.a.	0,032	0,030	0,027	0,014
Einfache Büroberufe (IIIa + IIIb)	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	0,037	n.a.	0,018	n.a.	0,068	0,044	0,049	0,018
Kleine Selbstständige (IVa, b, c)	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	0,098	n.a.	0,029	n.a.	0,192	0,075	0,099	0,023
Leitende ArbeiterInnen (V)	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	0,002	n.a.	0,002	n.a.	0,013	0,039	0,012	0,017
FacharbeiterInnen (VI)	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	0,058	n.a.	0,022	n.a.	0,122	0,058	0,074	0,020
Einfache ArbeiterInnen (VIIa + VIIb)	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	0,059	n.a.	0,023	n.a.	0,113	0,032	0,070	0,015
<b>HH mit Pension ohne Kinder</b>												
MPH ohne Pens ohne Kinder	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	-0,006	n.a.	-0,008	n.a.	-0,029	-0,002	-0,037	-0,002
Single-HH ohne Kinder	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	0,005	n.a.	0,005	n.a.	0,015	0,026	0,014	0,013
Alleinerz	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	0,003	n.a.	0,003	n.a.	-0,001	0,022	-0,001	0,012
MPH und 1 Kinder	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	-0,005	n.a.	-0,006	n.a.	-0,040	0,014	-0,060	0,009
MPH und >1 Kind	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	0,000	n.a.	0,000	n.a.	0,016	0,007	0,014	0,006
<b>Staatsbürgerschaft: Österreich</b>												
EU/EFTA	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	0,000	n.a.	0,000	n.a.	-0,010	0,022	-0,011	0,012
andere	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	0,069	n.a.	0,024	n.a.	0,353	0,050	0,144	0,019
<b>Max Pflichtschulabschluss</b>												
Lehre (Berufsschule)	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	-0,001	n.a.	-0,001	n.a.	-0,020	-0,004	-0,023	-0,005
BMS	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	-0,004	n.a.	-0,005	n.a.	-0,032	-0,007	-0,043	-0,012
Matura/Reifeprüfung	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	-0,005	n.a.	-0,006	n.a.	-0,026	-0,007	-0,032	-0,011
Hochschulabschluss	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	0,005	n.a.	0,004	n.a.	0,006	-0,007	0,005	-0,011
<b>Hauptaktiv.: ganzjährig erwerbstätig</b>												
nicht ganzjährig erwerbstätig und >6 Monate arbeitslos	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	0,077	n.a.	0,026	n.a.	0,259	0,110	0,119	0,027
nicht ganzjährig erwerbstätig und 1 bis 6 Monate arbeitslos	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	0,018	n.a.	0,011	n.a.	0,094	0,006	0,061	0,004

aus anderen Gründen nicht ganzjährig erwerbstätig	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	0,016	n.a.	0,010	n.a.	0,026	0,009	0,022	0,007
mind. 1 Monat Präsenzdienst/	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	0,057	n.a.	0,022	n.a.	0,107	0,018	0,067	0,011

Quelle: ECHP 1995 – 2001 & EU-SILC 2005 – 2008. Eigene Berechnungen mit ungewichteten Fallzahlen. Alle erklärenden Variablen beziehen sich jeweils auf das erste Jahr.

**Tabelle 10: 2-seitige Tests auf Gleichheit der Koeffizienten zur Klassenzugehörigkeit**

chi2(1)	I Armut 96 bis 00 = 05 bis 08	II Armut & Prekarität 96 bis 00 = 05 bis 08	III Armut & Prek. & einseitig arm, 96 bis 00 = 05 bis 08
<b>Obere Dienstklasse (I)</b>			
Untere Dienstklasse (II)	0,01	0,22	2,20
Einfache Büroberufe (IIIa + IIIb)	0,28	0,08	1,79
Kleine Selbstständige (IVa, b, c)	8,92**	1,69	0,70
Leitende ArbeiterInnen (V)	0,03	0,37	2,43
FacharbeiterInnen (VI)	2,78	0,19	0,90
Einfache ArbeiterInnen (VIIa + VIIb)	0,28	0,06	0,19

Quelle: ECHP 1995 – 2001 & EU-SILC 2005 – 2008. Eigene Berechnungen mit ungewichteten Fallzahlen. Cluster-robuste Standardfehler (Personen in Haushalten). \*  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*\*\*  $p < 0,001$ . Alle erklärenden Variablen beziehen sich jeweils auf das erste Jahr. Berechnungen in STATA mit `suest.ado`

**Tabelle 11: 2-seitige Tests auf Gleichheit der Koeffizienten zur Klassenzugehörigkeit**

	Modell (Nullhypothese)	chi2(1)	
		1996	2005
<b>Obere Dienstklasse (I)</b>			
Untere Dienstklasse (II)	I Armut = I Einkommensarmut (<50%)	0,72	1,47
Einfache Büroberufe (IIIa + IIIb)	I Armut = I Einkommensarmut (<50%)	0,04	1,51
Kleine Selbstständige (IVa, b, c)	I Armut = I Einkommensarmut (<50%)	0,17	6,12**
Leitende ArbeiterInnen (V)	I Armut = I Einkommensarmut (<50%)	0,59	0,21
FacharbeiterInnen (VI)	I Armut = I Einkommensarmut (<50%)	0,83	7,08**
Einfache ArbeiterInnen (VIIa + VIIb)	I Armut = I Einkommensarmut (<50%)	1,57	5,70*
<b>Obere Dienstklasse (I)</b>			
Untere Dienstklasse (II)	II Armut & Prekarität = I Einkommensarmut (<50%)	0,54	3,01
Einfache Büroberufe (IIIa + IIIb)	II Armut & Prekarität = I Einkommensarmut (<50%)	0,15	2,35
Kleine Selbstständige (IVa, b, c)	II Armut & Prekarität = I Einkommensarmut (<50%)	0,00	0,02
Leitende ArbeiterInnen (V)	II Armut & Prekarität = I Einkommensarmut (<50%)	1,72	0,89
FacharbeiterInnen (VI)	II Armut & Prekarität = I Einkommensarmut (<50%)	2,30	8,92**
Einfache ArbeiterInnen (VIIa + VIIb)	II Armut & Prekarität = I Einkommensarmut (<50%)	1,35	3,20
<b>Obere Dienstklasse (I)</b>			
Untere Dienstklasse (II)	III Armut & Prek. & Einseitig arm = I EK-Arm. (<50%)	0,03	4,94*
Einfache Büroberufe (IIIa + IIIb)	III Armut & Prek. & Einseitig arm = I EK-Arm. (<50%)	0,50	2,82
Kleine Selbstständige (IVa, b, c)	III Armut & Prek. & Einseitig arm = I EK-Arm. (<50%)	1,68	2,00
Leitende ArbeiterInnen (V)	III Armut & Prek. & Einseitig arm = I EK-Arm. (<50%)	1,53	3,73
FacharbeiterInnen (VI)	III Armut & Prek. & Einseitig arm = I EK-Arm. (<50%)	0,44	9,66**
Einfache ArbeiterInnen (VIIa + VIIb)	III Armut & Prek. & Einseitig arm = I EK-Arm. (<50%)	0,00	3,00
<b>Obere Dienstklasse (I)</b>			
Untere Dienstklasse (II)	I Armut = I Mehrfache Deprivation (<50%)	0,84	0,03
Einfache Büroberufe (IIIa + IIIb)	I Armut = I Mehrfache Deprivation (<50%)	0,74	0,00
Kleine Selbstständige (IVa, b, c)	I Armut = I Mehrfache Deprivation (<50%)	5,71*	3,35
Leitende ArbeiterInnen (V)	I Armut = I Mehrfache Deprivation (<50%)	0,00	0,86
FacharbeiterInnen (VI)	I Armut = I Mehrfache Deprivation (<50%)	1,23	0,43
Einfache ArbeiterInnen (VIIa + VIIb)	I Armut = I Mehrfache Deprivation (<50%)	3,02	0,32
<b>Obere Dienstklasse (I)</b>			
Untere Dienstklasse (II)	II Armut & Prekarität = I Mehrf. Deprivation (<50%)	1,24	0,17
Einfache Büroberufe (IIIa + IIIb)	II Armut & Prekarität = I Mehrf. Deprivation (<50%)	4,30*	0,00
Kleine Selbstständige (IVa, b, c)	II Armut & Prekarität = I Mehrf. Deprivation (<50%)	14,32***	0,24
Leitende ArbeiterInnen (V)	II Armut & Prekarität = I Mehrf. Deprivation (<50%)	0,00	0,00
FacharbeiterInnen (VI)	II Armut & Prekarität = I Mehrf. Deprivation (<50%)	2,63	0,25
Einfache ArbeiterInnen (VIIa + VIIb)	II Armut & Prekarität = I Mehrf. Deprivation (<50%)	4,96*	0,31
<b>Obere Dienstklasse (I)</b>			
Untere Dienstklasse (II)	III Armut & Prek. & Einseitig arm = I Mehrf. D.(<50%)	0,46	0,47
Einfache Büroberufe (IIIa + IIIb)	III Armut & Prek. & Einseitig arm = I Mehrf. D.(<50%)	1,52	0,01
Kleine Selbstständige (IVa, b, c)	III Armut & Prek. & Einseitig arm = I Mehrf. D.(<50%)	11,96***	0,56
Leitende ArbeiterInnen (V)	III Armut & Prek. & Einseitig arm = I Mehrf. D.(<50%)	0,01	0,30
FacharbeiterInnen (VI)	III Armut & Prek. & Einseitig arm = I Mehrf. D.(<50%)	0,39	0,05
Einfache ArbeiterInnen (VIIa + VIIb)	III Armut & Prek. & Einseitig arm = I Mehrf. D.(<50%)	1,45	0,62

Quelle: ECHP 1995 – 2001 & EU-SILC 2005 – 2008. Eigene Berechnungen mit ungewichteten Fallzahlen. Cluster-robuste Standardfehler (Personen in Haushalten). \*  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*\*\*  $p < 0,001$ . Alle erklärenden Variablen beziehen sich jeweils auf das erste Jahr. Berechnungen in STATA mit `suest.ado`

## 7. Literatur

- Andreß, Hans-Jürgen/Eckhard Burkatzki/Gero Lipsmeier/Kurt Salentin/Katja Schulte/Kuhn Wolfgang/Strengmann (1999): *Leben in Armut. Analysen der Verhaltensweisen armer Haushalte mit Umfragedaten*, Opladen.
- Bargain, Olivier/Herwig Immervoll/Heikki Viitamäki (2010): *No Claim, No Pain: Measuring the Non-Take-up of Social Assistance Using Register Data*,
- Brauns, Hildegard/Susanne Steinmann/Dietmar Haun (2000): *Die Konstruktion des Klassenschemas nach Erikson, Goldthorpe und Portocarero (EGP) am Beispiel nationaler Datenquellen aus Deutschland und Frankreich*, in: *ZUMA Nachrichten* 2000, 7-63.
- Bundesministerium für Arbeit und Soziales (2008): *Lebenslagen in Deutschland. Der 3. Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung*,
- Cellini, Stephanie Riegg/Signe-Mary McKernan/Caroline Ratcliffe (2008): *The dynamics of poverty in the United States: A review of data, methods, and findings*, in: *Journal of Policy Analysis and Management* 27/2008, 577-605.
- Dietz, Berthold (1997): *Soziologie der Armut*, Frankfurt am Main.
- Dimmel, Nikolaus (2009a): *Armut und Zeit*; in: Nikolaus Dimmel/Karin Heitzmann/Martin Schenk (Hg.): *Handbuch Armut in Österreich*, Innsbruck/Wien/Bozen, 262-275.
- Dimmel, Nikolaus (2009b): *Handbuch Armut in Österreich*, Innsbruck ; Wien [u.a.].
- Erikson, Robert/John H. Goldthorpe (1992): *The Constant Flux. A Study of Class Mobility in Industrial Societies*, Oxford.
- Erikson, Robert/John H. Goldthorpe/Lucienne Portocarero (1979): *Intergenerational Class Mobility in Three Western European Societies*, in: *British Journal of Sociology* 30/1979, 415-441.
- Frick, Joachim R./Olaf Groh-Samberg (2007): *To claim or not to claim: estimating non-take-up of social assistance in Germany and the role of measurement error*,
- Fuchs, Michael (2009): *Nicht-Inanspruchnahme von Sozialleistungen am Beispiel der Sozialhilfe*; in: Nikolaus Dimmel/Karin Heitzmann/Martin Schenk (Hg.): *Handbuch Armut in Österreich* Innsbruck, 290-301.
- Fusco, Alessio/Anne-Catherine Guio/Eric Marlier (2010): *Characterising the income poor and the materially deprived in European countries*; in: Anthony B. Atkinson/Eric Marlier (Hg.): *Income and living conditions in Europe*, Luxembourg



- Ganzeboom, Harry. B. G./Donald. J. Treiman (2003): Three Internationally Standardised Measures for Comparative Research on Occupational Status; in: (Hg.): Advances in Cross-National Comparison. A European Working Book for Demographic and Socio-Economic Variables., New York, 159–193.
- Gordon, David/Ruth Levitas/Christina Pantazis/Demi Patsios/Sarah Payne/Peter Townsend/Karl Ashworth Laura Adelman/Sue Middleton/Jonathan Bradshaw/Julie Williams (2000): Poverty and Social Exclusion in Britain, York.
- Groh-Samberg, Olaf (2004): Armut und Klassenstruktur, in: KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 56/2004, 653-682.
- Groh-Samberg, Olaf (2009): Armut, soziale Ausgrenzung und Klassenstruktur: zur Integration multidimensionaler und längsschnittlicher Perspektiven, Wiesbaden.
- Heuberger, Richard (2003): Armutslagen in Österreich. Längsschnittbericht zu den Wellen 1 bis 7 (1995 – 2001) (ZAHLEN FÜR 1994 - 2000), Forschungsbericht zum europäischen Haushaltspanel,
- ICCR. 2012. Austrian Website of the European Community Household Panel. <http://www.iccr-international.org/echp/> (Stand: 22. Jänner 2012).
- Lamei, N./U. Till-Tentschert (2010): Dauerhafte Armutsgefährdung in Österreich 2004-2007, in: Statistische Nachrichten 2010, 31-40.
- Leibfried, Stephan (1995): Zeit der Armut: Lebensläufe im Sozialstaat, Frankfurt am Main.
- Leisering, Lutz/Stephan Leibfried (2000): Time and poverty in western welfare states: united Germany in perspective, Cambridge.
- Leiulfsrud, Håkon/amp/Ivano Bison Erling Solheim (2010): SOCIAL CLASS IN EUROPE II. The European Social Survey 2002-2008,
- Perry, B. (2002): The mismatch between income measures and direct outcome measures of poverty, in: Social Policy Journal of New Zealand 2002, 101-127.
- Riederer, B./Andreas Wolfsbauer (2011): Ausstiege aus Armut in Österreich; in: Roland Verwiebe (Hg.): Armut in Österreich. Bestandsaufnahme, Trends, Risikogruppen,
- Rose, David/Eric Harrison (2007): The European Socio-Economic Classification: a new social class schema for comparative European research, in: European Societies 9/2007, 459-490.
- Solga, H./Peter A. Berger/Justin Powell (2009a): Soziale Ungleichheit - Kein Schnee von gestern! Eine Einführung; in: Heike Solga/Justin Powell/Peter A. Berger (Hg.): Soziale Ungleichheit. Klassische Texte zur Sozialstrukturanalyse, 11-46.

- Solga, Heike/Justin Powell/Peter A. Berger (2009b): Soziale Ungleichheit: klassische Texte zur Sozialstrukturanalyse, Frankfurt am Main.
- Statistik Austria (2008): Intermediate Quality Report Relating to the EU-SILC 2007 Operation. Austria,
- Stelzer-Orthofer, Christine (1997): Armut und Zeit. Eine sozialwissenschaftliche Analyse zur Sozialhilfe, Opladen.
- Till-Tentschert, Ursula/Matthias Till/Statistik Austria (2011): Armuts- und Ausgrenzungsgefährdung in Österreich: Ergebnisse aus EU-SILC 2010. Studie der Statistik Austria im Auftrag des BMASK, Wien.
- Verwiebe, Roland (2011a): Armut in Österreich Bestandsaufnahme der sozialwissenschaftlichen Diskussion und Trends im europäischen Kontext; in: R. Verwiebe (Hg.): Armut in Österreich. Bestandsaufnahme, Trends, Risikogruppen, Wien, 3-23.
- Verwiebe, Roland (2011b): Armut in Österreich. Bestandsaufnahme, Trends, Risikogruppen, Wien.
- Weesie, Jeroen (1999): On Seemingly Unrelated Estimation and the Cluster-Adjusted Sandwich Estimator, in: Stata Technical Bulletin 52/1999, 34-47.
- Whelan, Christopher T./Dorothy Watson/Bertrand Maitre (2007): Social class variation in income poverty, deprivation and consistent poverty: an analysis of EU-SILC, in: Comparative EU statistics on Income and Living Conditions: Issues and Challenges. Proceedings of the EU-SILC conference (Helsinki, 6-8 November 2006) 2007, 259-278.
- Wright, Erik Olin (1978): Class, Crises and the State, London.
- Wright, Erik Olin (2000): Class counts, Cambridge.
- Wright, Erik Olin (2005): Approaches to class analysis, Cambridge.

Das Institut für Sozialpolitik veröffentlicht "Forschungsberichte" sowie "Working paper", um neue Forschungsergebnisse Fachkolleg/inn/en wie auch einer breiten Öffentlichkeit rasch zugänglich zu machen.

Forschungsberichte stellen überwiegend Design, Methodik und Datenmaterial empirischer Untersuchungen des Instituts vor. Sie informieren Fördergeber/innen, Projektpartner/innen und die interessierte Öffentlichkeit sehr detailliert über den Fortschritt von Forschungsprojekten bzw. dokumentieren deren Ergebnisse in ausführlicher Form. Auch diese Papiere wurden nicht extern begutachtet. Doch sind die Forschungsprojekte, aus denen berichtet wird, häufig über ein kompetitives Verfahren zur Vergabe von Drittmitteln finanziert. In den Forschungsberichten finden sich entsprechende Förderhinweise.

