

Der Zusammenhang von sozialer Klassenzugehörigkeit und dauerhaften Armutslagen in Österreich 1996 bis 2008

Forschungsmotivation und Fragestellung

Stefan Angel

Dieser Beitrag befasst sich mit einer Analyse zum Zusammenhang von Armut, Zeit und sozialer Ungleichheit (in der Manifestation sozialer Klassenpositionen) in Österreich¹. Ausgangs- und Referenzpunkt für die zu untersuchende Fragestellung sind Forschungsarbeiten von Groh-Samberg (2004; 2009) zum Zusammenhang zwischen Klassenzugehörigkeit und Armut in Deutschland. Die Kernfrage des Autors – inwiefern dauerhafte Armut in die sozialen Klassenstrukturen eingebettet ist und somit soziale Spaltung vertieft – wird 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 dauerhafter 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 2011). Ersterer bezieht sich in der Regel auf die Ausstattung der Haushalte oder Personen mit Einkommen und damit letztlich auf mangelnde Konsummöglichkeiten. 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 2011).

Auf die Notwendigkeit der Berücksichtigung möglichst vieler Dimensionen der Armut (Einkommen, materielle Lebensbedingungen) 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 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 EU-25 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 EU-25 auf (Fusco u. a. 2010). Zweitens deuten einige empirische Befunde darauf hin, dass Deprivation erst zeitverzögert auftritt, insbesondere nach einer längeren Phase mit geringem Einkommen (Gordon u. a. 2000; Perry 2002), und unterstreichen 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 Rücklagen – größer ist als die Veränderung der Lebenslage insgesamt. 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 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, wie 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 Armutsindikator ein stärkerer bzw. eindeutigerer Zusammenhang mit der sozialen Klassenzugehörigkeit zu erwarten ist als für Armutsindikatoren ohne Berücksichtigung der zeitlichen Dimension bzw. ohne gleichzeitige Berücksichtigung von Einkommen und Lebenslagen. In Bezug auf Armutslagen ermöglicht es die Verwendung von Klassenschemata als erklärende Variable, vielfältige Dimensionen der Ungleichheit zu bündeln. Dadurch sollte dieser Erklärungsfaktor auch zur Erklärung mehrdimensionaler Armutskonzepte gut geeignet sein (Groh-Samberg 2009).

Daten und Operationalisierungen

Als Grundlage für die Bearbeitung der Fragestellung wurden jeweils österreichische Daten aus dem Europäischen Haushaltspanel ECHP (1996 – 2000; 30.740 Beobachtungen für 6.148 Personen) sowie aus EU-SILC (2005 – 2008; 10.044 Beobachtungen für 2.511 Personen) verwendet. Beide Befragungsprogramme haben Panel-Charakter und sind repräsentativ für die österreichische Wohnbevölkerung.

Bei der Operationalisierung von Armut wurde weitestgehend der Vorgangsweise in Groh-Samberg (2004) gefolgt. Zunächst wird zwischen Einkommens- und Lebenslagenarmut unterschieden und für letztere ein Indikatoren-Set definiert (Tabelle 1).

Auf Basis dieser Indikatoren werden dann jeweils zwei Wohlstandsschwellen berechnet. Bei der Einkommensarmut wird neben der Armutsschwelle (bei 50% des medianen Äquivalenzeinkommens) auch eine »Wohlstandsschwelle« bei 75% und ein dazwischenliegender Bereich der »Prekarität« definiert (Hübinger 1996 nach: Groh-Samberg 2004). »Lebenslagenarmut« soll heißen, dass mindestens zwei Deprivationen vorliegen; »Prekarität«, wenn genau eine Deprivation vorliegt (Hanesch et al. 1994 nach Groh-Samberg 2004). In 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).

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

Dimension	Operationalisierung	1996 (% aller Pers.)	2008 (% aller Pers.)
Einkommensarmut			
	Über 75% (Wohlstand)	76,2	77,7
	50% – 75% (Prekarität)	19,6	15,9
	Unter 50% (Armut)	4,3	6,4
Lebenslagenarmut			
Dimension Wohnungsgröße	Weniger als 1 Raum pro Haushaltsmitglied (exklusive Küche und Nassräume, Abstellräume) steht zur Verfügung.	14,6	15,5
Dimension Wohnungsausstattung	Sanitäre Einrichtungen (Bad, WC in der Wohnung, Küche, fließendes Warmwasser) fehlen.	7,3	3,1
Dimension Arbeitslosigkeit	Person lebt in einem Haushalt, wo mind. 1 Mitglied arbeitslos ist	8,0	10,1
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 (ECHP) bzw. gibt an, dass eine »800€-Ausgabe aus eigenen Mitteln« (SILC) nicht finanzierbar wäre.	26,7	6,9
Dimension Sozialhilfeabhängigkeit	Der Haushalt bezieht öffentliche Leistungen gegen soziale Ausgrenzung.	0,9	4,0

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

Zur Erfassung klassenspezifischer Ungleichheit wird das Erikson-Goldthorpe-Portocarero-Klassenmodell (EGP) herangezogen (Erikson/Goldthorpe 1992). 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. (Ganzeboom/Treiman 2003) weitestgehend gefolgt, somit wurden die Klassen von elf auf sieben Klassen zusammengefasst (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 Vorgehensweise von Goldthorpe (Erikson und Goldthorpe 1992 nach: Solga et al. 2009, 197) ab, da andernfalls sehr geringe Fallzahlen in der Kategorie IVc und VIIb aufträten. 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. Tabelle 2 gibt die relativen Häufigkeiten für 2005 wider.

Tabelle 2: Klassenzugehörigkeit im Jahr 2005 nach Erikson-Goldthorpe

Klassenpositionen 2005	Alle Personen		Erwachsene		Kinder	N (ungew.)
	Insgesamt	Zuordenbar	Männer	Frauen		
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	100	100	100	100	2415
Keine Zuordnung ¹	4					96

hier habe ich die Dezimalstellen (,0) weggelassen

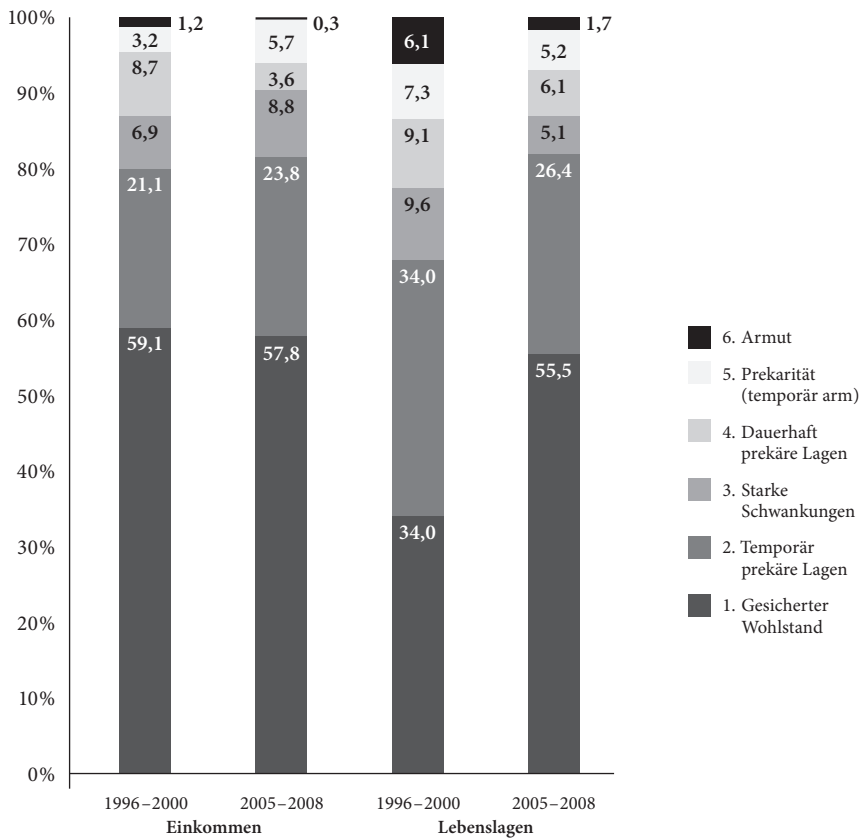
Quelle: EU-SILC 2005 – 2008 (balanced panels). Eigene Berechnungen. Gewichtete Ergebnisse.

¹ Diese Gruppe umfasst zu 57% Frauen und zu 56% Personen über 60 Jahre.

Ergebnisse

Abbildung 1 illustriert, dass in Bezug auf das Einkommen de facto keine Unterschiede zwischen dem Zeitraum 1996 – 2000 und 2005 – 2008 zu beobachten sind. 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.

Werden diese beiden Längsschnittindikatoren (Einkommen, Lebenslagen) miteinander kombiniert, ergeben sich $6 \times 6 = 36$ verschiedene Gruppen, die fünf Zonen des Wohlstands (Groh-Samberg 2004) zugeordnet und hinsichtlich ihres Zusammenhangs mit der Klassenzugehörigkeit untersucht werden. Bei einer univariaten Betrachtung dieses multidimensionalen Armutsindikators zeigt sich (Tabelle 4), dass in beiden Zeiträumen annähernd gleich viele Personen der Zone der Armut zuge-

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

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

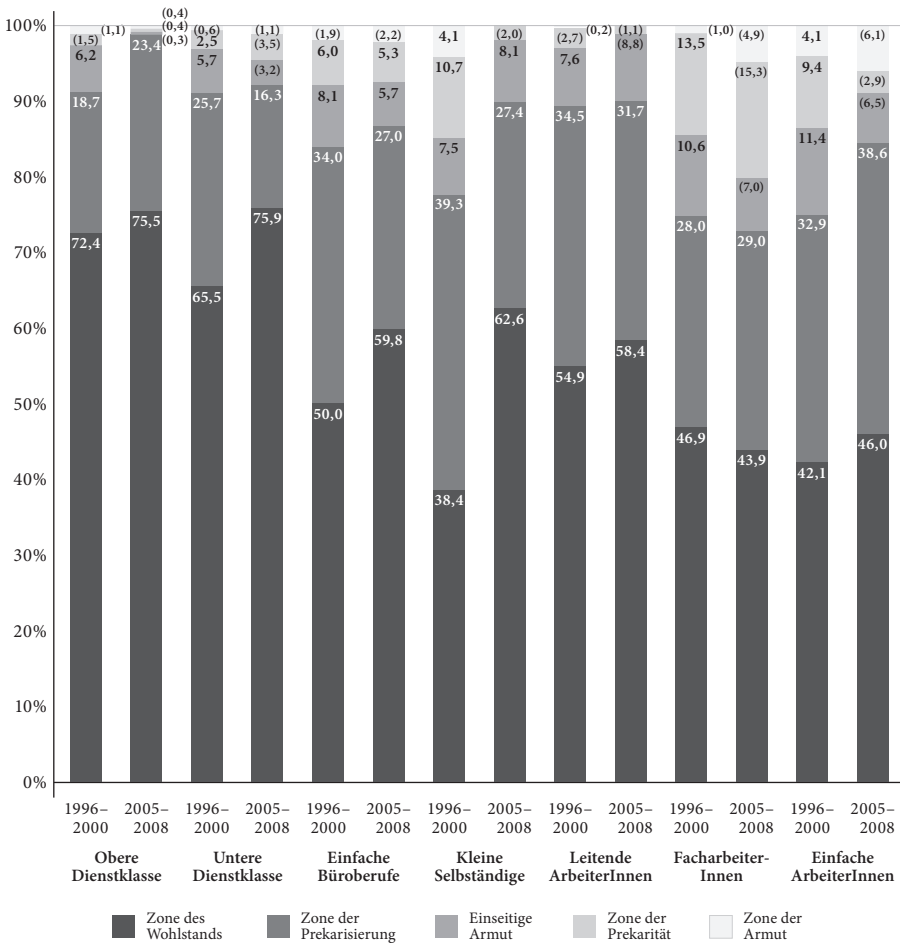
Eigene Berechnungen. Gewichtete Ergebnisse.

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.

ordnet werden und damit in allen betrachteten Armutsdimensionen dauerhaft betroffen sind. Insgesamt ist der Anteil dieser Gruppe mit 2% vergleichsweise 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.

Welche Entwicklung lässt sich bei nun bei diesen Armutszonen bei gemeinsamer Betrachtung mit der sozialen Klassenzugehörigkeit beobachten? Abbildung 2 zeigt die Wahrscheinlichkeit, bei gegebener Klasse, einer der fünf Zonen des Wohlstands anzugehören. Gemessen an der Prozentpunkte-Veränderung von 1996–2000 auf

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.

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 Selbständigen verkleinert; bei den einfachen ArbeiterInnen ist sie geringfügig angewachsen. Demgegenüber weisen die einseitigen Armutslagen für alle Berufsgruppen nur geringe Unterschiede im Vergleich der beiden Zeiträume 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 Selbständigen 2005 – 2008 weniger Leute als im Zeitraum 1996 – 2000. Für die Armutzone ist aufgrund der geringen Zellhäufigkeiten keine eindeutige Interpretation möglich.

Tabelle 3: Zonen des Wohlstands (1996–2000)

Deprivation Wohlstand	1. Wohl- stand	2. Temporär prekär	3. Starke Schwan- kungen	4. Dauerhaft prekär	5. Preka- rität	6. Armut	Total
1. Wohlstand	26,1	20,2	4,7	3,6	2,5	2,0	59,1
2. Temporär prekär	4,9 1	7,4	2,8	2,7	1,9	1,4 3b	21,1
3. Starke Schwankungen	0,9	2,8 2	0,8	0,9	0,8	0,7	6,9
4. Dauerhaft prekär	1,6	2,8	1,0	1,3 4	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 3a	0,2	0,1	0,1	0,2 5	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 4: Multidimensionaler Armutsindikator für 1996–2000 und 2005–2008

	In Prozent		N (ungewichtet)	
	1996–2000	2005–2008	1996–2000	2005–2008
1. Zone des Wohlstands	51,2	62,2	3089	1658
2. Zone der Prekarisierung	30,1	26,1	1922	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	6148	2511

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

In einem letzten Schritt wird in einem multivariaten logistischen Regressionsmodell der Frage nachgegangen, ob auch unter Kontrolle verschiedener anderer Personen- und Haushaltsmerkmale² (Haushaltsstruktur, Staatsbürgerschaft, höchster Bildungsabschluss, Ausmaß der Erwerbstätigkeit im Jahresverlauf; das Geschlecht und Alter wurden ebenfalls geprüft, lieferten jedoch keinen zusätzlichen signifikanten Erklärungsbeitrag) ein Zusammenhang von sozialer Klasse und Armut gegeben ist. Alle erklärenden Variablen beziehen sich auf das jeweils erste Jahr des Beobachtungszeitraumes. Es wird getestet, ob sich die Koeffizienten der Klassenvariablen für die beiden beobachteten Zeiträume signifikant voneinander unterscheiden³. Der Entstrukturierungsthese zufolge müsste dieser Zusammenhang allgemein insignifikant sein bzw. im Laufe der Zeit schwächer oder insignifikant werden.

Tabelle 5 beinhaltet die Schätzergebnisse für drei unterschiedliche abhängige Variablen. 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

Tabelle 5: Logistische Regressionsanalysen

Odds Ratios	I Armut		II Armut & Prekarität		III Armut & Prekarität & einseitig arm	
	96-00	05-08	96-00	05-08	96-00	05-08
<i>Obere Dienstklasse (I)</i>	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Untere Dienstklasse (II)	2,43	2,80	2,22	3,27	1,53	3,89*
Einfache Büroberufe (IIIa + IIIb)	2,76	5,09	4,01*	4,98*	2,18*	5,33*
Kleine Selbstständige (IVa, b, c)	7,23*	n.a.	9,61*	2,72	4,86*	8,69*
Leitende ArbeiterInnen (V)	1,20	n.a.	1,19	2,80	1,22	4,81*
FacharbeiterInnen (VI)	1,03	11,12*	5,87*	8,80*	3,25*	6,78*
Einfache ArbeiterInnen (VIIa + VIIb)	6,58*	12,39*	6,00*	4,84*	3,06*	4,13*
<i>Kontrollvariablen¹</i>
<i>Interzept</i>	0,00*	0,00*	0,01*	0,01*	0,07*	0,01*
LR-Test für Soz. Klasse (Chi ² /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)	4.159	1.288	4.182	1.896	4.182	1.906
R ² (McFadden)	0,166	0,231	0,129	0,209	0,124	0,172

Quelle: ECHP 1995–2001 & EU-SILC 2005–2008. Eigene Berechnungen mit ungewichteten Fallzahlen. Cluster-robuste Standardfehler (Personen in Haushalten).

* $p < 0.05$. 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).

¹ Ergebnisse sind in Angel (2012) ausgewiesen.

armen Personen. Die jeweils andere Gruppe wurde als »nicht arm« klassifiziert. In Bezug auf die Klassenzugehörigkeit ist in allen vollen Modellen erkennbar, dass die Wahrscheinlichkeit von Armut betroffen zu sein in der Klasse der einfachen ArbeiterInnen deutlich (mind. um den Faktor 3) und signifikant höher ist als in der oberen Dienstklasse. Beispielsweise liegen die Odds für einfache ArbeiterInnen, im Zeitraum 1996–2000 entweder von Armut oder Prekarität betroffen zu sein, um den Faktor 6 höher als für die obere Dienstklasse. Ähnliches trifft auch auf die Gruppe der FacharbeiterInnen und auf die kleinen Selbstständigen zu.

Zur Beantwortung der Frage, ob sich der Zusammenhang zwischen sozialer Klasse und der hier betrachteten multidimensionalen Armut geändert hat, wurden für alle Modelle Likelihood-Ratio-Tests (LR) durchgeführt. Für den Zeitraum 2005–2008 und für das Modell I und Modell II kann die Nullhypothese nicht verworfen werden, d. h., dass sich der Modellfit (Log-Likelihood) durch Hinzufügen der Klassenvariable nicht signifikant verbessert. Zumindest für die restriktiveren Armutsdefinitionen lässt sich somit kein signifikanter Einfluss der sozialen Klasse feststellen. Allerdings müssen gerade in diesen Modellen aus schätztechnischen Gründen einzelne soziale Klassen (z. B. kleine Selbstständige) aufgrund geringer Fallzahlen 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 Nullhypothese hingegen

verworfen werden. Die Unterschiede bei diesen Schätzern zwischen den Modellen für 1996–2000 und 2005–2008 erwiesen sich durchgehend als insignifikant.

Zusammengefasst bedeutet dies, dass auf Basis der hier verwendeten Daten in der zweiten Hälfte der 1990er 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.

Schlussbetrachtung

In diesem Beitrag wurde für Österreich untersucht, inwiefern dauerhafte Armut in soziale Klassenstrukturen eingebettet ist, Armut also als eine Folge sozialer Spaltung interpretiert werden kann. Daran anschließend wurde geprüft, ob sich empirische Evidenz für eine Veränderung des Zusammenhanges im Vergleich der Zeiträume 1996–2000 und 2005–2008 in Österreich finden lässt.

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 Querschnittdimension von Armut auch notwendig für eine kritische Analyse der Entstrukturierungsthese ist. 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.

Insgesamt kann für Österreich auf Basis der verwendeten 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 weniger restriktiven Armutskonzepten auf. Der Einfluss der Klassenzugehörigkeit bleibt dabei über beide betrachtete Zeiträume konstant. Zusammengefasst spricht die empirische Evidenz für den hier betrachteten Zeitraum also eher gegen die Gültigkeit der Entstrukturierungsthese in Österreich und für die Notwendigkeit der gleichzeitigen Integration von Einkommensdimension, Lebenslagendimension und zeitlicher Dimension von Armut.

Literatur

- Andrefß, 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
- Angel, Stefan (2012) *Soziale Klassenzugehörigkeit und dauerhaften Armutslagen in Österreich. Eine Betrachtung der Entstrukturierungsthese für 1996 bis 2008*, Working Paper 01/2012 des Instituts für Sozialpolitik, Wirtschaftsuniversität Wien, Wien
- Bundesministerium für Arbeit und Soziales (2008) *Lebenslagen in Deutschland. Der 3. Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung*, ORT
- 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
- Erikson, Robert/ John H. Goldthorpe (1992) *The Constant Flux. A Study of Class Mobility in Industrial Societies*, Oxford
- 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: Hoffmeyer-Zlotnik, Jürgen H. P./ Christof Wolf (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
- 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
- Perry, Bryan (2002) *The mismatch between income measures and direct outcome measures of poverty*, in: *Social Policy Journal of New Zealand* 2002, 101-127
- Solga, Heike/ Justin Powell/ Peter A. Berger (2009) *Soziale Ungleichheit: klassische Texte zur Sozialstrukturanalyse*, Frankfurt am Main
- 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 (2011) *Armut in Österreich Bestandsaufnahme der sozialwissenschaftlichen Diskussion und Trends im europäischen Kontext*; in: Roland Verwiebe (Hg.) *Armut in Österreich. Bestandsaufnahme, Trends, Risikogruppen*, Wien, 3-23

Anmerkungen

- 1 Eine ausführlichere Dokumentation der Analyseergebnisse findet sich aus Platzgründen in Angel (2012).
- 2 Die entsprechenden Schätzergebnisse sind hier aus Platzgründen nicht ausgewiesen und finden sich in Angel (2012).
- 3 Für den entsprechenden statistischen Test wurde das `suest-ado` in STATA verwendet.