

Karin Heitzmann  
Franz F. Eiffe

*„Gibt es einen Großstadtfaktor in der  
Armutgefährdung und  
Deprivation älterer Menschen?“*

*Eine empirische Analyse für Österreich*

Forschungsbericht des Forschungsinstituts für Altersökonomie, Nr. 3 / 2008





Das Forschungsinstitut für Altersökonomie der Wirtschaftsuniversität Wien wird gefördert von der Stadt Wien – Bereichsleitung für Strukturentwicklung

## Inhaltsverzeichnis

1. Gesichter städtischer Armut und Charakteristika von Altersarmut.....	3
2. Verteilung von Armut und Altersarmut in Österreich: vorhandene empirische Evidenz.....	7
3. Empirische Evidenz auf Basis eigener Auswertungen.....	8
3.1 Datenquelle und Stichprobengrößen .....	8
3.2 Armutsgefährdung älterer Menschen nach Regionen.....	11
3.3 Deprivation älterer Menschen nach Regionen .....	17
4. Fazit, Diskussion und Ausblick .....	22
Literatur .....	26

## Tabellenverzeichnis

Tabelle 1: Ungewichtete Fallzahlen (des armutsgefährdeten Anteils) bei Abgrenzung der Stichprobe älterer Menschen in urbanen Regionen anhand alternativer Indikatoren für „Alter“ und „urbane Region“ .....	10
Tabelle 2: Logistische Regressionen zur Armutsgefährdung älterer Menschen (55+) in unterschiedlichen Regionen, individuelle Merkmale, 2005 .....	13
Tabelle 3: Logistische Regression zur Armutsgefährdung älterer Menschen (55+) in unterschiedlichen Regionen, Haushaltsmerkmale, 2005.....	15
Tabelle 4: Dimensionen mangelnder Teilhabe .....	17
Tabelle 5: Logistische Regressionen zur Deprivation älterer Menschen (55+) in unterschiedlichen Regionen, individuelle Merkmale, 2005 .....	19
Tabelle 6: Logistische Regression zur Deprivation älterer Menschen (55+) in unterschiedlichen Regionen, Haushaltsmerkmale, 2005 .....	21

## 1. Gesichter städtischer Armut und Charakteristika von Altersarmut

Rund 13 Millionen ältere Menschen über 65 sind in der EU-25 von Armut bedroht. Die Armutsgefährdungsrate in dieser Altersgruppe ist mit 18% (im Jahr 2003) höher, als die durchschnittliche Gefährdungsrate in diesem Raum (16%). Die am stärksten von Altersarmut betroffenen Länder sind Spanien, Irland, Griechenland, Portugal und Großbritannien während die Raten in den neuen Mitgliedsländern aufgrund der geringen Einkommensunterschiede zwischen alt und jung mit durchschnittlich 9% weit niedriger ausfallen (Zaidi 2006). Wichtigste Ursachen für Altersarmut sieht Hauser (2008, 129) in mehreren Faktoren: „*Fehlende Universalität der Alterssicherungssysteme [...]; niedrige Erwerbseinkommen; längere Perioden der Arbeitslosigkeit; vorzeitige Erwerbsunfähigkeit [...]; längere Krankheiten; Scheidungen; freiwilliger Verzicht auf Erwerbsarbeit und Zuwanderung im mittleren Alter, ohne dass bereits ausreichende Alterssicherungsansprüche erworben und mitgebracht wurden*“. Eine Frage, die sich vor diesem Hintergrund auftut, lautet: wie verteilt sich Altersarmut innerhalb von Nationalstaaten? Gibt es Unterschiede zwischen Altersarmut in regionalen Gebieten und Altersarmut in Städten und worin bestehen diese?

Ausgehend von Studien zum Phänomen der urbanen Armut und der Altersarmut befasst sich der vorliegende Beitrag mit dieser Frage und möchte vor allem untersuchen, ob es einen oder mehrere Großstadtfaktor/en zur Erklärung von Altersarmut gibt. Die Betrachtung von Städten bzw. Teilregionen und deren internationaler Vergleich zur Analyse des Armutsphänomens anstelle gesamter Länder ist nicht nur vor dem Hintergrund der Heterogenität großräumiger Gebiete sinnvoll. Auch die föderale Struktur innerhalb vieler Länder, wie etwa in Österreich, und die damit einhergehende politische Zersplitterung sprechen für ein solches Vorgehen. Als Beispiel seien hier etwa die Richtsätze für die österreichische Sozialhilfe genannt, die in jedem Bundesland in unterschiedlicher Höhe angesetzt werden. Im Folgenden wollen wir zunächst einige Überlegungen zur urbanen Armut und ihrer Eigenart anstellen und dann einige Erkenntnisse zur Altersarmut anführen, um im weiteren Verlauf auf diese Erkenntnisse zurückgreifen zu können.

### - Städtische Armut

Städtische Armut in Abgrenzung zu ländlicher Armut zu konzeptualisieren ist teils problematisch, weil der Maßstab für die Definition von „städtisch“ in unterschiedlichen Ländern verschieden ausfällt bzw. überhaupt Unschärfen aufweist (Mühlmann 2008, Krämer-Badoni 1991). Die Sinnhaftigkeit, urbane Armut als konzeptuelle Kategorie von allgemeiner Armut zu unterscheiden, stellte etwa Wratten (1995) in Frage. Nach Meinung der Autorin ist jede Klassifizierung willkürlich, da die Determinanten von städtischer und ländlicher Armut in wechselseitiger Beziehung zueinander stehen und daher als „*Tandem in Angriff genommen werden müssen*“ (ebd., 33). Untersuchungen, die sich mit der Frage städtischer Armut auseinandersetzen, heben allerdings den Unterschied städtischer und ländlicher Armut zumeist hervor, um die spezifischen Eigenschaften städtischer Armut aufzeigen zu können (z.B. Statterthwaite 1995, Baker 1995). Unter den Eigenschaften von Armut versteht man hiernach spezifische Lebenslagen und Lebensmuster, die typisch für städtische Armutspopulationen sind. Ganz allgemein kann man an dieser Stelle Teitz und Chapple (1998, 35) anführen, nach denen

städtische Armut „*multidimensional, außerordentlich komplex und schwer zu verstehen*“ ist. In der Literatur finden sich einige Hinweise, welche besonderen Charakteristika städtische Armut aufweist (Baker und Schuler 2004): Die Lebenssituation armer Menschen in Städten ist durch überfüllte Wohn- bzw. enge Lebensräume charakterisiert. Damit geht ein bestimmtes Umweltrisiko einher, das negative Auswirkungen auf Sicherheit und Gesundheit mit sich bringt. Ein weiteres wichtiges Merkmal ist die soziale Fragmentierung. Der Mangel an sozialer Integration und innerfamiliärer sozialer Sicherheit ist in Städten ein weit größeres Problem armer Bevölkerungsteile als in ländlichen Regionen (ebd., 3) Es lässt sich sagen, dass die Situation armer Menschen in Städten grob anhand folgender Dimensionen beschrieben werden kann (World Bank 2008): Limitierter Zugang zu Beschäftigungsmöglichkeiten und Einkommen, inadäquate und unsichere Wohnsituationen, gewalttätige und ungesunde Umgebung, geringe soziale Schutzmechanismen und schließlich limitierter Zugang zu adäquaten Gesundheits- und Bildungsmöglichkeiten.

Weiters stellt sich die Frage, welche spezifischen urbanen Bevölkerungsgruppen besonders von Armut betroffen bzw. bedroht sind und welche Bewältigungsmöglichkeiten ihnen zur Verfügung stehen. Im Allgemeinen entwickeln urbane Populationen Bewältigungsstrategien in geringerem Ausmaß als ländliche Problemgruppen, die zusätzlich von den Marktkräften unterminiert und reduziert werden. Zudem sind, wie erwähnt, die Gemeinschaftsstrukturen in Städten nicht so gut entwickelt, wie in ländlichen Gebieten, wodurch größeres Vertrauen in die formale Bereitstellung von existenznotwendigen Gütern wie Gesundheit, Bildung, Infrastruktur und Wohnen gesetzt werden muss. Niedrige Einkommensgruppen in urbanen Gebieten haben außerdem andere Nahrungs- und Konsummuster als ländliche Gruppen (ebd., 152). Ein damit zusammenhängendes Problem ist die Tatsache, dass Gruppen mit niedrigem Einkommen in Städten durch mangelnden Zugang zu günstigen Ressourcen, zu unökonomischem Einkaufsverhalten gezwungen sind (Braun et al. 1993) – ein Phänomen, das vor allem in europäischen und nordamerikanischen Städten zu beobachten ist. Besonders betroffen von städtischer Armut sind einmal mehr Frauen. Amis (1995, 152) sieht den Grund dafür u.a. in der Vorherrschaft von Frauen in schlecht bezahlten Jobs und Teilzeitjobs. Zudem hält der Autor fest, dass durch die Fragmentierung der Haushalte, die zu vielen Haushalten mit weiblichen Vorständen führen, sowohl eine Ursache als auch eine Konsequenz städtischer Armut liegt. Inwiefern diese Probleme ins Alter mitgetragen werden, wird ebenfalls Gegenstand unserer Analyse sein. Eine weitere Risikogruppe sind MigrantInnen, die sich vor allem in urbanen Regionen ansiedeln, aber nicht zuletzt aufgrund von Sprachbarrieren Schwierigkeiten bei der Partizipation am Arbeitsmarkt haben, was sich nicht zuletzt auf ihre ökonomische Situation auswirkt (Heitzmann und Förster 2007).

Eine weitere wichtige Frage lautet schließlich, worin die spezifischen Ursachen von Armut und hier vor allem von städtischer Armut liegen. In seinem bereits 1969 veröffentlichten Beitrag *The Causes of Urban Poverty* kommt Kee zu dem Ergebnis, dass die häufigsten Ursachen für Armut in (US-)Städten in einem niedrigen Bildungsniveau und Arbeits- bzw. Erwerbslosigkeit zu sehen sind. Auch Amis (1995, 150ff) geht davon aus, dass Beschäftigung bzw. ihr Mangel der wichtigste Bestimmungsfaktor für urbane Armut ist. Teitz und Chapple (1998, 58) formulieren knapp: „*Complex social phenomena rarely have simple causes*“. Die Autoren stellen in ihrem Beitrag auf Basis einer umfangreichen Literaturrecherche acht

Hypothesen für die Ursachen städtischer Armut auf. Zwei der Hypothesen werden nach ihrer Ansicht (ebd., 36) besonders untermauert: Städtische Armut ist das Ergebnis eines tiefschürfenden strukturökonomischen Wandels, der zur Erosion der Wettbewerbssituation zentraler Städte in den Industriesektoren geführt hat. Historisch betrachtet, versahen diese Sektoren typischerweise die Gruppe der working poor mit Beschäftigung. Diese These stützt auch Amis (1995, 153), nach dem für das Armutsniveau vor allem die Position innerhalb des Arbeitsmarktes und die Möglichkeiten des Zugangs zu ihm von Bedeutung sind. Städtische Populationen, so der Autor, sind den Marktbedingungen überproportional ausgesetzt. Darin liegt einer der wichtigsten Gründe, warum diese vom Prozess der strukturellen Anpassung so stark betroffen sind: *“The mechanisms by which market conditions are transmitted are quicker in urban areas“* (ebd. 152). Zweitens ist urbane Armut das Ergebnis eines massiven Mangels an Humankapital der Arbeitskräfte, die in geringerer Produktivität und der Unfähigkeit in wachsenden Sektoren um Beschäftigung zu konkurrieren (Teitz und Chapple 1998, 36) münden. Arme Menschen in Städten sind vom Arbeitsmarkt abgetrennt und leben zudem in sozialen Milieus, die die Loslösung von der Mainstream-Ökonomie verstärken (ebd., 58). Die sprichwörtliche Armutsspirale ist somit in Gang gesetzt.

Damit wird der Konnex zwischen Bildung, Erwerbsarbeitsmarktbeteiligung und Armut einmal mehr deutlich hervorgehoben. Eine mangelnde Integration am Erwerbsarbeitsmarkt – oft ausgelöst durch eine unzureichende Ausbildung – hat allerdings nicht nur unmittelbare Konsequenzen während der aktiven Zeit, sondern – in einem sozialversicherungszentrierten Wohlfahrtsystem wie dem österreichischen – auch in der inaktiven Zeit, wie etwa in der „Pensionszeit“. Im Folgenden werden daher nach der kurzen Skizzierung von Merkmalen der urbanen Armut auch noch einige spezifische Charakteristika der Altersarmut angeführt.

#### - Altersarmut

Im Allgemeinen steigen Armutsraten mit steigendem Alter und Veränderungen im Lebensarrangement, wobei es Unterschiede zwischen Männern und Frauen gibt. Allein zu leben hat beispielsweise eine stärkere Auswirkung auf ältere Frauen als auf Männer (Smeeding und Sandström 2005, 1). Wie Hauser (2008, 128) festhält, sind in 15 von 27 EU-Ländern die Armutsquoten von älteren Frauen um zumindest 5 Prozentpunkte höher als jene von Männern, in einigen Ländern (Bulgarien, Tschechien, Estland, Lettland, Litauen, Slowenien, Slowakei, Finnland) sind sie sogar doppelt so hoch. Armutsraten älterer Frauen sind bei verwitweten, geschiedenen oder ledigen Personen am höchsten. Das überproportionale Armutsrisiko für Frauen ab 75 Jahren hat hierbei vor allem mit dem hohen Anteil der Witwen in dieser Altersgruppe zu tun. Da für jüngere weibliche Kohorten Pensionsansprüche in Zukunft wahrscheinlicher sind, geht man allerdings von einer langfristigen Reduzierung der Armutsgefahr für diese Personengruppe aus (Zaidi 2006, 9). Ob dies passiert oder nicht, hängt freilich von unterschiedlichen Faktoren ab: Sowohl die nationalen Pensionssysteme, als auch langfristige Trends in den länderspezifischen Partizipationsmustern am Arbeitsmarkt werden hier eine entscheidende Rolle spielen.

Wie eine Studie von Bardasi und Jenkins (2002) für Großbritannien zeigt, erhöht bei Männern vor allem ein frühes Ausscheiden aus dem Arbeitsmarkt das Armutsrisiko im höheren

Alter signifikant. Der langfristige Einkommenseffekt, der durch das frühzeitige Verlassen des Arbeitsmarktes unter 60 Jahren ausgelöst wird, variiert dabei stark zwischen den Beschäftigungsgruppen. Auf Basis des British Household Panel Survey zeigen die Autoren, dass Männer, die die meiste Zeit ihres Erwerbslebens als Büro- oder Verkaufskräfte beschäftigt oder als Schutz- oder persönliche Dienstleister (Sanitäter, Polizei, Kellner) tätig waren, bei Frühpensionierung besonders stark von Armut im Alter bedroht sind. Im Vergleich dazu erhöhen geringe Partizipationsraten am Arbeitsmarkt zwischen 50 und 60 Jahren bei Frauen allgemein und bei Männern, die in höheren Positionen oder als Handwerker tätig waren, die Wahrscheinlichkeit im Alter von Armut betroffen zu sein, kaum. Das Risiko – so das Fazit dieser Studie – im Alter von 60 Jahren und darüber unter die Einkommensarmutsgrenze zu rutschen, hängt stark von Art und Kontinuität der Beschäftigung im Erwerbssalter zwischen 20 und 60 ab.

Ziel des vorliegenden Artikels ist es, das Phänomen der urbanen Armut und das Phänomen der Altersarmut miteinander zu verknüpfen und – auf Basis empirischer Evidenz für Österreich – zu untersuchen, welche Faktoren für die Armut älterer Menschen, die in urbanen Regionen leben, verantwortlich sind und inwiefern sich diese Faktoren von den Armutsursachen der älteren Bevölkerung in ländlichen Regionen unterscheiden. Dabei wird Armut in zweifacher Hinsicht operationalisiert: Erstens wird ein Schwerpunkt auf die Armutsgefährdung – und damit einer im Verhältnis zur Durchschnittsbevölkerung unterdurchschnittlichen Ausstattung mit Einkommen – gelegt<sup>1</sup>. Zweitens wird Armut als Deprivation interpretiert, also als Benachteiligung, die nicht ausschließlich über materielle Faktoren abgebildet wird. In Kapitel 2 werden zunächst vorhandene empirische Erkenntnisse zur regionalen Verteilung von Armut in Österreich und zur Altersarmut skizziert. In Kapitel 3 werden dann Ergebnisse der eigenen Auswertungen präsentiert. Zuerst wird der dafür verwendete Datensatz kurz vorgestellt und die Stichprobengrößen relevanter Variablen innerhalb dieser Datenquelle diskutiert (Kapitel 3.1). Danach werden die Ergebnisse multivariater Datenanalysen zur Armutsgefährdung (Kapitel 3.2) und Deprivation (Kapitel 3.3) älterer Menschen in urbanen sowie in ländlichen Regionen Österreichs angeführt. Als urbane Regionen werden dabei Großstädte mit mehr als 100.000 EinwohnerInnen und Gebiete mit dichter Besiedlung herangezogen. Als ländliche Regionen werden hingegen Zonen mit weniger als 10.000 EinwohnerInnen definiert. Im abschließenden 4. Kapitel werden schließlich noch einige Implikationen der erzielten Ergebnisse abgeleitet und Möglichkeiten für eine weiterführende Analyse angeführt.

---

<sup>1</sup> Zum Maß der Einkommensarmut sei an dieser Stelle eine Studie von Sabelhaus und Schneider (1997) erwähnt, die zu dem Ergebnis kommt, dass konsumbasierte Maße zum Teil ein ganz unterschiedliches Bild über die relative ökonomische Situation unterschiedlicher Einkommens- und Altersgruppen, aber auch über den Trend der Ressourcenentwicklung über die Zeit liefert als der Einkommensindikator: *“The results indicate clearly”, so die AutorInnen (ebd., 173), “that income is only part of the story about economic well-being”.*

## 2. Verteilung von Armut und Altersarmut in Österreich: vorhandene empirische Evidenz

### - Regionale Verteilung der Armut in Österreich

Eine Veröffentlichung der Statistik Austria (2007) gibt Aufschluss über die regionale Verteilung von Armut in Österreich. So werden Armutsgefährdungsraten nach Bundesländern und nach Regionen mit unterschiedlichen EinwohnerInnenzahlen ausgewiesen. Die Armutsgefährdungsquote für Wien lag demgemäß mit 13% nur knapp über der gesamtösterreichischen Quote von 12%. In den Vorjahren wies Wien noch eine deutlich höhere Armutsgefährdung als im Vergleich zu Gesamtösterreich auf (Statistik Austria 2005, 25, 2006, 29) – ein Hinweis auf die Volatilität der Ergebnisse auf Grund kleiner Stichprobengrößen (siehe dazu weiter unten). Bundesländer mit einer höheren Armutsgefährdungsquote als Wien waren im Jahr 2005 Kärnten (16%), das Burgenland (15%) sowie Tirol (14%) – und damit Bundesländer mit einer überwiegend ländlichen Bevölkerungsstruktur. Im Hinblick auf die EinwohnerInnenzahl sind Regionen mit einer Population zwischen 10.000 und 100.000 Personen am häufigsten von Armutsgefährdung betroffen (15%). Die geringste Gefährdung (9%) weisen Menschen in Großstädten mit Ausnahme Wiens (d.h. Städte mit zwischen 100.000 und einer Million Personen) auf (Statistik Austria 2007, 131). Dazu gehören in Österreich die Landeshauptstädte Graz, Linz, Salzburg und Innsbruck (Statistik Austria 2005, 25). Eine detaillierte Analyse der Armutsgefährdung (und Deprivation) älterer Menschen innerhalb spezifischer Regionen Österreichs fehlt allerdings und wird in Kapitel 3 angeführt.

### - Altersarmut in Österreich

Nach Auswertungen der Statistik Austria mussten im Jahr 2005 50.000 Männer (Armutsgefährdungsquote: 10%) und immerhin 131.000 Frauen (17%) über 65 Jahren mit einem Einkommen unter der Armutsgefährdungsschwelle auskommen (Statistik Austria 2007, 131). Die Quote der älteren Frauen liegt damit deutlich über dem Risiko für die Gesamtbevölkerung (12%). Die Armutsgefährdungsschwelle wird auf Basis der Einkommensverteilung innerhalb eines Landes berechnet und mit 60% des – im Hinblick auf die Haushaltsgröße und -zusammensetzung gewichteten – Median-Äquivalenzeinkommens festgelegt. Berechnet für einen Einpersonenhaushalt betrug diese Schwelle im Jahr 2005 monatlich € 900 (ebd., 33). Im Vergleich zur Gesamtbevölkerung (12%) weisen Männer über 65 Jahre (10%) damit ein unterdurchschnittliches und Frauen derselben Alterskohorte ein überdurchschnittliches Risiko (17%) auf, armutsgefährdet zu sein (ebd., 131). Aktuelle Analysen zeigen, dass ein großer Teil der älteren Menschen auch 2004 armutsgefährdet war: 37.000 ältere Männer und sogar 96.000 ältere Frauen waren sowohl 2004 als auch 2005 Teil der armutsgefährdeten Bevölkerung<sup>2</sup>. Grund für diesen – im Vergleich mit der jüngeren Bevölkerung – relativ hohen Anteil an dauerhafter Armutsgefährdung unter älteren Personen ist die relative Starre des Haushaltseinkommens, das im wesentlichen aus Pensionszahlungen besteht und damit lediglich in Höhe der jährlichen Pensionsanpassungen wächst. Auch die Armutslücke ist bei älteren Männern mit 12% geringer als bei Frauen, deren Lücke mit 15% jener des Durchschnitts aller armutsgefährdeten Personen entspricht. Mit anderen Worten: armutsgefährdete

---

<sup>2</sup> [http://www.statistik.at/web\\_de/dynamic/statistiken/soziales/armut\\_und\\_soziale\\_eingliederung/029390](http://www.statistik.at/web_de/dynamic/statistiken/soziales/armut_und_soziale_eingliederung/029390)



ältere Frauen, die alleine leben, bleiben im Schnitt um etwa € 135 (Männer: etwa € 108) hinter der Armutsgefährdungsschwelle zurück.

Die meisten älteren Frauen und Männer werden nur durch den Bezug von Sozialstaatsleistungen (vor allem Pensionsleistungen) vor Armutsgefährdung geschützt. Würden sie diese Transfers nicht erhalten, dann würde ihre Armutsgefährdungsquote 86% (Männer) bzw. 87% (Frauen) betragen (ebd., 131). Die Ausgleichszulage<sup>3</sup> – und damit die „Mindestpension“ im Rahmen der österreichischen Sozialversicherung – betrug im Jahr 2005 monatlich € 773,50 (als Jahreszwölftel dargestellt). Sie liegt damit unter der für EU-SILC berechneten Armutsgefährdungsschwelle von € 900. Die Lücke zwischen dieser Armutsgefährdungsschwelle und dem Ausgleichszulagenrichtsatz beträgt damit für einen Einpersonenhaushalt € 126,50. Vor diesem Hintergrund ist die Erhöhung des Ausgleichszulagenrichtsatzes auf € 747 (Wert für 2008; der Richtsatz wird 14mal jährlich ausbezahlt, in Jahreszwölftel umgerechnet beträgt er € 871,50) als positiv zu beurteilen – wiewohl die Ausgleichszulage damit nach wie vor unter der errechneten Armutsgefährdungsschwelle für 2005 liegt. Weiterführende Erkenntnisse zur Armutsgefährdung oder Deprivation älterer Menschen, vor allem differenziert nach urbanen bzw. ländlichen Regionen, liegen nicht vor und werden im folgenden Kapitel – auf Basis eigener Auswertungen – angeführt. Zuerst werden allerdings die für die eigenen Auswertungen verwendete Datenquelle sowie relevante Stichprobengrößen beschrieben.

### 3. Empirische Evidenz auf Basis eigener Auswertungen

#### 3.1 Datenquelle und Stichprobengrößen

Seit 2004 (in Österreich bereits seit 2003) werden in den Mitgliedsstaaten der Europäischen Union jährliche Befragungen im Rahmen des EU-SILC (*European Statistics on Income and Living Conditions*) durchgeführt, welches das Europäische Haushaltspanel (*European Community Household Panel, ECHP*) als zentrale Quelle von Mikrodaten über Einkommen und Lebensbedingungen in der Europäischen Union ablöste. Mit Hilfe des Erhebungsinstruments werden vergleichbare Informationen zu sozioökonomischen und soziodemografischen Variablen auf individueller und Haushaltsebene bereitgestellt und Vergleiche etwa zur Armut und sozialen Ausgrenzung zwischen allen Ländern der Europäischen Union ermöglicht.

EU-SILC generiert zwei Datentypen: (i) Querschnittsdaten, die sich auf einen bestimmten Zeitpunkt oder eine Periode beziehen und (ii) Längsschnittdaten, die sich auf Veränderungen auf individueller Ebene im Zeitverlauf beziehen und sich über eine vierjährige Periode erstrecken. Durch die Längsschnittstruktur wird freilich mehr Zeit für die Datenbereinigung in Anspruch genommen. So wurden seitens Statistik Austria bis dato zwar erste Ergebnisse zur Dynamik der Armutsgefährdung in den letzten Jahren veröffentlicht. Der Panel-Datensatz des EU-SILC für 2004 und 2005 steht allerdings für eigene Auswertungen noch nicht zur Verfügung.

---

<sup>3</sup> Die Ausgleichszulage dient dazu, im Inland lebenden PensionsbezieherInnen ein Mindesteinkommen zu sichern. Liegt das Gesamteinkommen unter dem Richtsatz, wird dieses mittels Ausgleichszulage aufgestockt.

Altersarmutsgefährdung in Wien oder anderen urbanen Regionen Österreichs ist nicht sonderlich gut erforscht (eine Ausnahme ist etwa Till und Till-Tentschert 2006). Versucht man auf Basis des EU-SILC Datensatzes Erkenntnisse darüber zu gewinnen, so empfiehlt sich vorerst, die Stichprobengröße potenziell relevanter Variablen zu untersuchen. Dies betrifft zum einen „Alters“variablen, zum anderen Variablen zur Identifikation urbaner Regionen.

Wie können „ältere Menschen“ definiert werden? Unterschiedliche Zugänge sind möglich (vgl. Mühlmann 2008). Beispielsweise könnten – eher willkürliche – Altersgrenzen zur Abgrenzung alter und nicht-alter Menschen gesetzt werden. 55+, 60+, 65+, 70+ oder 75+ wären solche Grenzen, die etwa in den Studien von Hauser (1999), Brown und Prus (2003), Bosworth et al. (2004) oder Casey und Yamada (2002) verwendet wurden. Alternativ kann auch das offizielle Pensionsantrittsalter zur Definition herangezogen werden, das in Österreich derzeit bei Frauen 60 Jahre und bei Männern 65 Jahre beträgt. Eine derartige Abgrenzung liegt etwa den Analysen zur dynamischen Altersarmut in Österreich, Deutschland, Griechenland, Portugal und dem Vereinigten Königreich zugrunde, die im Sammelband von Apospori und Millar (2003) zusammengefasst sind. Eine weitere Möglichkeit wäre die Betrachtung des tatsächlichen Pensionsantrittsalters, das in Österreich derzeit im Durchschnitt bei 59 Jahren (Männer) bzw. 57 Jahren (Frauen) liegt (Stefanits und Hollarek 2007, 121). Ein alternativer Zugang ist die selbst definierte Haupttätigkeit der befragten Personen. Beschreiben die befragten Personen ihre Haupttätigkeit<sup>4</sup> mit „Pension“, dann werden sie als „ältere Person“ definiert – eine Definition die damit vollkommen unabhängig vom tatsächlichen Alter (siehe dazu auch Middleton et al. 2003, 9).

Neben der Festlegung einer oder mehrerer Altersvariablen müssen auch Regionalvariablen identifiziert werden. Im Hinblick auf die im EU-SILC enthaltenen Informationen kommen dafür folgende Indikatoren in Frage: Bundesland, EinwohnerInnenzahl und Besiedlungsdichte der Wohnsitzregion. Als Zielsetzung dieser Arbeit fokussieren wir innerhalb dieser drei Variablen auf Wien, Großstädte (das sind Städte mit mehr als 100.000 EinwohnerInnen, d.h. inkl. Wien) und Regionen mit dichter Besiedlung (das sind Gebiete mit mindestens 50.000 EinwohnerInnen und mindestens 500 EinwohnerInnen pro Quadratkilometer). Regionen mit maximal 10.000 EinwohnerInnen werden als ländliche Region definiert: sie stellen die Referenzgruppe zur urbanen Bevölkerung dar.

Die folgende Tabelle enthält die (ungewichteten<sup>5</sup>) Stichprobengrößen verschiedener Alters- und Regionalvariablen aus dem Datensatz des EU SILC für 2005. In Klammer ist die (wiederum: ungewichtete) Anzahl der armutsgefährdeten Menschen innerhalb der Stichprobe angeführt. Wollte man beispielsweise Altersarmutsgefährdung in Wien auf Grundlage der Daten des EU-SILC 2005 analysieren und sich dabei auf Personen im Alter von 75 und mehr Jahren im Bundesland Wien konzentrieren, bestünde die zu untersuchende Stichprobe aus 79 „Fällen“, von denen lediglich 9 Personen armutsgefährdete ältere Menschen sind. Vor allem auf Grund dieser kleinen Fallzahlen zur Armutsgefährdung ist es daher kaum möglich,

---

<sup>4</sup> Als Haupttätigkeit wird jene Tätigkeit definiert, die im abgelaufenen Jahr nach eigener Einschätzung in den meisten Monaten durchgeführt worden ist.

<sup>5</sup> Berechnungen auf Basis von ungewichteten Daten liefern Erkenntnisse über die Zusammensetzung des Samples. Mit Hilfe von gewichteten Daten können hingegen Aussagen über die dem Sample zugrunde liegende Grundgesamtheit (die Population) getroffen werden.

bivariate Methoden zur Analyse der Armutsgefährdung älterer Menschen innerhalb der untersuchten urbanen Regionalvariablen angewandt werden. Allerdings bieten multivariate Analysemethoden, wie beispielsweise logistische Regressionen, die Möglichkeit, auch bei kleiner Samplegröße zu statistisch zuverlässigen Aussagen zu kommen.

**Tabelle 1: Ungewichtete Fallzahlen (des armutsgefährdeten Anteils) bei Abgrenzung der Stichprobe älterer Menschen in urbanen Regionen anhand alternativer Indikatoren für „Alter“ und „urbane Region“**

	Wien	Großstädte	Dichte Besiedelung	Ländliche Region
<b>55+</b>	511 (29)	796 (48)	1.020 (77)	2.076 (287)
<b>60+</b>	378 (17)	589 (33)	744 (54)	1.614 (236)
<b>65+</b>	243 (11)	381 (23)	480 (35)	1.107 (183)
<b>70+</b>	134 (8)	219 (16)	277 (25)	735 (140)
<b>75+</b>	79 (8)	134 (16)	168 (21)	461 (92)
<b>60/65+</b>	314 (13)	493 (28)	622 (42)	1.391 (215)
<b>55 - 64</b>	268 (18)	415 (25)	540 (42)	969 (104)
<b>65 - 74</b>	164 (3)	247 (7)	312 (14)	646 (91)
<b>Haupttätigkeit: Pension</b>	367 (15)	591 (34)	750 (55)	1.569 (208)

*Quelle: Statistik Austria, EU-SILC, 3. Welle (2005); eigene Auswertungen*

Die höchsten Fallzahlen mit Blick auf urbane Gebiete werden für die Region „dichte Besiedelung“ sowie für die Altersgruppe der über 55-Jährigen („55+“) ausgewiesen. Mit Ausnahme der Altersgruppen „70+“, „75+“ und „65 – 74“ ist die ungewichtete Fallzahl armutsgefährdeter Personen für Regionen mit „dichter Besiedelung“ größer als 25. Dies macht – im Hinblick auf generelle statistische Anforderungen an den Datensatz – die Durchführung logistischer Regressionen zur Armutsgefährdung zumindest für diese urbane Region möglich (Backhaus et al. 2006, 480).

Mit Blick auf die in Tabelle 1 angeführten Stichprobengrößen wird für die Untersuchung daher die Bevölkerung im Alter von 55+ Jahren für die eigenen Analysen ausgewählt. Deren Armutslage wird im Folgenden kontrastierend für Wien, Großstädte, Regionen mit dichter Besiedelung auf der einen Seite und ländliche Regionen auf der anderen Seite untersucht. Dazu werden Ergebnisse multivariater Analysen zur Armutsgefährdung (Kapitel 3.2) und Deprivation (Kapitel 3.3) älterer Menschen in den verschiedenen Regionen angeführt.

Noch ein wichtiger Hinweis zur Alterspopulation, auf die sich die im Folgenden angeführte Evidenz bezieht: EU-SILC enthält lediglich Informationen über Privathaushalte in Österreich. Dies impliziert, dass z.B. Pflegeheime oder Altenheime nicht Teil des Samples sind. Die Anzahl von Personen, die ihren Wohnsitz von einem Privathaushalt in ein Heim verlegen, nimmt naturgemäß mit zunehmendem Alter zu<sup>6</sup>. Gerade für die zu untersuchende Bevölke-

<sup>6</sup> 55.243 Personen lebten in Österreich 2001 (Jahr der letzten Volkszählung) in Einrichtungen für ältere Menschen, wie Pflegeanstalten und SeniorInnen- und PensionistInnenheime

rungsgruppe der älteren Menschen bedeutet diese Konzentration auf Privathaushalte daher eine Einschränkung auf eine spezifische Gruppe älterer Menschen, die sich von Personen in Anstaltshaushalten in vielerlei Hinsicht signifikant unterscheiden sollte (nicht zuletzt im Hinblick auf den Gesundheitsstatus, der insbesondere bei einer Analyse von Deprivation eine übergeordnete Rolle spielt, siehe Kapitel 3.3).

### 3.2 Armutsgefährdung älterer Menschen nach Regionen

Mithilfe der binären logistischen Regression lässt sich die Abhängigkeit einer dichotomen Variable – in unserem Fall ist dies zunächst die Armutsgefährdung älterer Personen in urbanen und ländlichen Regionen – von unabhängigen Variablen mit beliebigen Skalenniveaus untersuchen (Bühl und Zöfel 2002, 351). Mit Hilfe dieser Methodik kann die Wahrscheinlichkeit berechnet werden, mit der Armutsgefährdung in Abhängigkeit von unabhängigen Variablen eintritt. Dazu muss zunächst geklärt sein, welche Faktoren auf individueller und/oder Haushaltsebene das Armutsrisiko beeinflussen. Zur Beantwortung dieser Frage verwenden wir einen dualen Zugang: Erstens berücksichtigen wir als unabhängige Variablen Merkmale, die in herkömmlichen Studien zur Armutsgefährdung in Österreich (vgl. dazu vor allem Statistik Austria 2007) bereits als relevant festgestellt worden sind<sup>7</sup>. Zweitens fokussieren wir insbesondere auf jene Charakteristika, die sich nach den bislang angeführten Erkenntnissen bisheriger Studien zur Altersarmut bzw. zur urbanen Armut als signifikant herausgestellt haben.

In Tabelle 2 sind Ergebnisse logistischer Regressionen zur Armutsgefährdung angeführt, die für die Bevölkerungsgruppe der Über-55-Jährigen und für unterschiedliche Regionen durchgeführt worden sind. Als unabhängige Variable wurden zunächst verschiedene individuelle Merkmale betrachtet. Herangezogen werden die in der Armutsforschung üblicherweise verwendeten demografischen Charakteristika wie Geschlecht, Alter, Bildung, Gesundheitszustand, Haupttätigkeit und Familienstand, sowie eine Variable, die vor allem für die Altersgruppe älterer Personen relevant ist: die Anzahl der geleisteten Erwerbsarbeitsjahre<sup>8</sup>.

Trotz der signifikant höheren Armutsgefährdungsrate von über-55-jährigen Frauen (Quote in Österreich: 14%, im Vergleich zu 9% für ältere Männer), zeigt sich kein signifikanter Beitrag der Geschlechtsvariable zur Erklärung der Armutsgefährdung älterer Menschen in urbanen Regionen. Auch die Variablen „Gesundheitszustand“ und „Haupttätigkeit“ weisen nur nicht-signifikante Werte aus. Im Hinblick auf unterschiedliche Alterskategorien weist die Gruppe der Über-75-Jährigen im Gegensatz zur Referenzkategorie (den 55 bis 64-Jährigen) eine

---

([http://www.statistik.at/web\\_de/statistiken/bevoelkerung/haushalte\\_familien\\_lebensformen/lebensformen/023306.html](http://www.statistik.at/web_de/statistiken/bevoelkerung/haushalte_familien_lebensformen/lebensformen/023306.html))

<sup>7</sup> Allerdings mit Ausnahmen: So weisen Armutsstudien spezifische Familienformen (AlleinerzieherInnen, Haushalte mit mindestens drei Kindern) als besonders gefährdet aus. Diese Formen spielen bei Haushalten älterer Personen aber meist keine Rolle mehr. Ähnliches gilt auch für die – mit dem Armutsgefährdungsrisiko eng einhergehende – Problemlage Arbeitslosigkeit, die nur für die Unter-60 bzw. Unter-65-Jährigen relevant ist.

<sup>8</sup> Auf Grund der geringen Fallzahl im Hinblick auf Drittstaatsangehörige muss auf diese unabhängige Variable verzichtet werden. Angesichts der höheren Armutsgefährdung von Drittstaatsangehörigen in Österreich ist aber zu vermuten, dass deren höherer Bevölkerungsanteil in urbanen Regionen zur Erhöhung der Armutsgefährdungsquote beitragen müsste.

signifikant höhere Wahrscheinlichkeit aus, armutsgefährdet zu sein: allerdings nur innerhalb von Großstädten.

**Tabelle 2: Logistische Regressionen zur Armutsgefährdung älterer Menschen (55+) in unterschiedlichen Regionen, individuelle Merkmale, 2005**

	<b>Wien</b> β (Std. err)	<b>Großstädte</b> β (Std. err)	<b>Dichte Besied.</b> β (Std. err)	<b>Ländliche Region</b> β (Std. err)
<b>Geschlecht</b> (RK: Männer)				
Frauen	-,275 (.636)	,139 (.491)	,014 (.380)	-,411 (.224)*
<b>Alterskategorie</b> (RK: 55-64)				
65-74	-1,180 (.788)	-,751 (.565)	-,461 (.407)	,045 (.230)
75+	,721 (.627)	,942 (.491)*	,488 (.404)	,389 (.250)
<b>Höchster Bildungsabschluss</b> (RK: max. Pflichtschule)				
Lehre/mittlere Schule	-,282 (.595)	-,602 (.424)	-,621 (.331)*	-,911 (.215)***
Matura/Universität	-1,118 (.778)	-1,648 (.654)**	-1,593 (.524)***	-1,539 (.492)***
<b>Geleistete Erwerbsarbeitsjahre</b> (RK: nie erwerbstätig)				
1-15 Jahre	-20,116 (7.887,368)	-1,006 (.794)	-,885 (.651)	-,048 (.290)
16-29 Jahre	-1,374 (1,009)	-,058 (.593)	-,351 (.539)	-,170 (.331)
30+ Jahre	-1,114 (.549)**	-,893 (.471)*	-,696 (.393)*	-,572 (.240)**
<b>Gesundheitszustand</b> (RK: sehr schlecht / schlecht)				
Sehr gut, gut oder mittelmäßig	,334 (.680)	,592 (.501)	-,133 (.356)	-,049 (.208)
<b>Haupttätigkeit</b> (RK: Erwerbstätigkeit)				
Pension	-,483 (1,071)	-,382 (.940)	-,030 (.797)	,554 (.948)
Andere Tätigkeit	1,213 (1,164)	,176 (1,051)	,708 (.892)	1,270 (.965)
<b>Familienstand</b> (RK: ledig)				
Verheiratet	-1,632 (.868)*	-,838 (.707)	-1,682 (.461)***	-1,080 (.316)***
Verwitwet	-,345 (.806)	,009 (.686)	-1,057 (.470)**	-,959 (.341)***
Geschieden	-,650 (.975)	,845 (.722)	-,321 (.516)	,253 (.480)
<b>Konstante</b>	-,400 (1,597)	-1,673 (1,304)	-,210 (.969)	-,609 (1,008)
<i>Nagelkerke R<sup>2</sup></i>	,225	,193	,154	,124
<i>n</i>	511	796	1.020	2.076

Quelle: Statistik Austria, EU-SILC, 3. Welle; eigene Auswertungen mit gewichteten Daten; Rundungsfehler können auftreten; Anmerkungen: RK: Referenzkategorie; \* ...Signifikanzniveau  $p < 0,10$ ; \*\* ...Signifikanzniveau  $p < 0,05$ ; \*\*\* ...Signifikanzniveau  $p < 0,01$

Wenig überraschend zeigt sich, dass ein höheres Bildungsniveau mit Ausnahme von Wien in allen sonst untersuchten Regionen die Wahrscheinlichkeit, armutsgefährdet zu sein, signifikant reduziert. Matura oder Universitätsabschluss senken das Risiko dabei um einiges deutlicher als im Vergleich zu einem Lehr- oder Mittelschulabschluss, der wiederum gegenüber einem Pflichtschulabschluss ein geringeres Armutsgefährdungsrisiko birgt.

Die negative Wirkung auf das Armutsgefährdungsrisiko lässt sich auch für eine zunehmende Anzahl geleisteter Erwerbsarbeitsjahre feststellen. In allen untersuchten Regionen senken 30 oder mehr bereits geleistete Erwerbsarbeitsjahre das Armutsgefährdungsrisiko signifikant gegenüber der Gruppe, die nie erwerbstätig gewesen ist.

Vor allem der Familienstand wirkt sich teils stark auf das Armutsrisiko aus. Im Vergleich zur Referenzgruppe „ledig“ gilt mit Ausnahme von Großstädten, dass eine aufrechte Ehe die Armutsgefährdungswahrscheinlichkeit mindert. Verwitwete ältere Personen weisen in dicht besiedelten und ländlichen Regionen deutlich geringere Wahrscheinlichkeiten, Armutsgefährdung zu erfahren, auf, als Personen, die ledig geblieben sind.

Zum Schluss noch ein Wort zum Erklärungswert der verwendeten unabhängigen Variablen. So genannte Pseudo- $R^2$ -Statistiken versuchen, den Anteil der erklärten „Variation“ des logistischen Regressionsmodells zu quantifizieren. Wir verwenden dafür den Nagelkerke- $R^2$ , der, etwa im Gegensatz zum Cox & Snell- $R^2$ , Werte zwischen 0 und 1 erreichen kann und damit eine eindeutige inhaltliche Interpretation erlaubt (Backhaus et al. 2006, 448f). Als akzeptabel werden Werte ab 0,2 angesehen. Bei der durchgeführten logistischen Regression wird ein Wert für Wien in Höhe von 0,225 ausgewiesen. Er stellt den größten Anteil der Varianzerklärung im Vergleich zu den anderen Regionen dar. Dort beläuft sich der Nagelkerke- $R^2$  auf 19,3% (Großstädte), 15,4% (Regionen mit dichter Besiedlung) und 12,7% (ländliche Regionen). Im Hinblick auf die Beurteilung der Güte des logistischen Regressionsmodells sind damit nur die Ergebnisse für Wien akzeptabel (Backhaus et al. 2006, 456). Das Modell weist für Österreichs Bundeshauptstadt allerdings nur 2 Variablen als signifikant aus: Verheiratete Personen sowie Personen mit einer mindestens 30 jährigen Erwerbskarriere haben eine signifikant geringere Armutsgefährdungswahrscheinlichkeit als ihre jeweiligen Referenzgruppen. Der Beitrag aller anderen Variablen (Alter, Geschlecht, Ausbildungsniveau, Gesundheitszustand, Haupttätigkeit) ist hingegen nicht signifikant.

Die geringen Werte der Nagelkerke- $R^2$  können unter anderem dadurch begründet werden, dass Armutsanalysen auf Basis des Haushaltseinkommens, und nicht auf Basis individueller Einkommen, durchgeführt werden. Insofern sollte der Erklärungsanteil von Haushaltsmerkmalen doch deutlich größer sein. Tabelle 3 veranschaulicht die Ergebnisse logistischer Regressionen mit dem Fokus auf Haushaltsmerkmale. Inwiefern spielen diese eine Rolle bei der Armutsgefährdung älterer Menschen und wie wirken sie sich auf diese aus? Herangezogen wurden zu diesem Zweck die Variablen „Haushaltsgröße“, „Haupteinkommensquelle im Haushalt“ und schließlich das „Rechtsverhältnis an der Wohnung“. Die in der Einleitung zitierten Ergebnisse aus bisherigen Studien legen nahe, dass insbesondere die erste Variable einen signifikanten Erklärungswert leisten müsste. Tatsächlich bestätigen die Ergebnisse diese Annahme, allerdings nicht für Wien.

**Tabelle 3: Logistische Regression zur Armutsgefährdung älterer Menschen (55+) in unterschiedlichen Regionen, Haushaltsmerkmale, 2005**

	<b>Wien</b> β (Std. err)	<b>Großstädte</b> β (Std. err)	<b>Dichte Besied.</b> β (Std. err)	<b>Ländliche Region</b> β (Std. err)
<b>Haushaltsgröße</b> (RK: Einpersonenhaushalt)				
Zweipersonenhaushalt	-,606 (,446)	-1,145 (,371)***	-,992 (,298)***	-,673 (,186)***
Drei- oder Mehrpersonenhaushalt	-,645 (,740)	-1,197 (,665)*	-1,105 (,513)**	-1,215 (,280)***
<b>Haupteinkommensquelle im Haushalt</b> (RK: Pensionen)				
Erwerbseinkommen	-,022 (,587)	-,154 (,487)	-,088 (,382)	-,619 (,266)**
Andere Haupteinkommensquelle	1,739 (,555)***	,977 (,505)*	1,189 (,399)***	,480 (,277)*
<b>Rechtsverhältnis an der Wohnung</b> (RK: Eigentum)				
Miete	,956 (,611)	1,149 (,457)**	,734 (,313)**	,593 (,174)***
<b>Konstante</b>	-3,339 (,624)***	-2,992 (,454)***	-2,481 (,315)***	-1,270 (,169)***
<i>Nagelkerke R<sup>2</sup></i>	,093	,108	,092	,107
<i>n</i>	511	796	1.020	2.076

Quelle: Statistik Austria, EU-SILC, 3. Welle; eigene Auswertungen mit gewichteten Daten; Rundungsfehler können auftreten; Anmerkungen: RK: Referenzkategorie; \* ...Signifikanzniveau  $p < 0,10$ ; \*\* ...Signifikanzniveau  $p < 0,05$ ; \*\*\* ...Signifikanzniveau  $p < 0,01$



Zwei- oder Mehrpersonenhaushalte weisen im Vergleich zu Einpersonenhaushalten in allen Regionen (mit Ausnahme Wiens) eine signifikant geringere Armutswahrscheinlichkeit auf. Ein weiterer beachtlicher Faktor scheint, dass Eigentum an der Wohnung ein geringeres Armutsrisiko bei älteren Menschen zur Folge hat, als die Alternative, die Wohnung gemietet zu haben. Die Ergebnisse sind außer für Wien, wo sich allerdings derselbe Trend zeigt, für alle Regionen signifikant. Schließlich werden auch überzufällige Ergebnisse im Hinblick auf die Haupteinkommensquelle innerhalb des Haushaltes generiert. So ist die Wahrscheinlichkeit einer Armutsgefährdung in Haushalten, in denen weder Pensionen noch Erwerbseinkommen den Hauptanteil ausmachen, in allen untersuchten Regionen signifikant höher als in Haushalten, die vor allem von Pensionszahlungen leben.

Trotz der etlichen signifikanten Ergebnisse muss darauf hingewiesen werden, dass der gesamte Erklärungsanteil der verwendeten Variablen wesentlich geringer ausfällt als im Vergleich zu den vorhin analysierten individuellen Merkmalen. Für Wien und Regionen mit dichter Besiedlung weist der Nagelkerke-R<sup>2</sup> nur noch Werte zwischen 9,3% und 9,2% aus. Den größten Erklärungsanteil liefert er mit 10,8% für die Großstädte: alle diese Werte deuten allerdings darauf hin, dass dieses Modell im Hinblick auf seinen Gesamterklärungswert für die Wahrscheinlichkeit älterer Personen, armutsgefährdet zu sein oder nicht, schlicht unzureichend ist. Das ist insbesondere auch deshalb bemerkenswert, als Berechnungen für eine alternative Kontrollgruppe, die Unter-55-Jährigen, einen deutlich höheren Varianzerklärungswert für die drei untersuchten Variablen zeigen: Im Hinblick auf die Wiener Bevölkerung unter 55 Jahren werden durch die Indikatoren Haushaltsgröße, Haupteinkommensquelle und Rechtsverhältnis an der Wohnung immerhin 25,2 Prozent der Varianz erklärt. Für die entsprechende Bevölkerungsgruppe in Großstädten sind es 21,5 Prozent und für Regionen mit dichter Besiedlung 22,4 Prozent.

Zusammenfassend lässt sich für Großstädte im Allgemeinen und Wien im Besonderen folgendes festhalten: Innerhalb von Großstädten steigt das Armutsrisiko für Personen über 75 Jahren. Ein höheres Bildungsniveau – und dieses unterscheidet Großstädte nicht von anderen Regionen – reduziert auf der anderen Seite ebenso wie eine steigende Anzahl geleisteter Erwerbsjahre das Armutsrisiko signifikant. Auch für Wien gilt, dass eine mindestens 30-jährige Erwerbskarriere die Armutsgefahr stark senkt. Speziell in Wien hat augenscheinlich auch eine intakte bzw. noch bestehende Ehe negative Auswirkungen auf das Armutsrisiko älterer Menschen. Für Großstädte außer für Wien gilt hingegen, dass bestimmte Haushaltsmerkmale mit dem Armutsrisiko gekoppelt sind. Sowohl die Haushaltsgröße, als auch das Rechtsverhältnis an der Wohnung haben signifikante Auswirkungen in allen betrachteten Regionen außer in Wien. Eine Alternativberechnung der über-55-jährigen Bevölkerung in urbanen und ländlichen Regionen, bei denen sowohl individuelle als auch Haushaltsmerkmale in ein Modell integriert wurden, weisen etwas höhere Werte des Nagelkerke-R<sup>2</sup> aus: sie reichen von 0,173 bis 0,245. Allerdings werden in urbanen Regionen (mit einer Ausnahme, Miete in Großstädten) mit Bezug auf die Haushaltsmerkmale nur mehr nicht-signifikante Zusammenhänge ausgewiesen.

Im Folgenden stellen wir Ergebnisse zweier weiterer Regressionsberechnungen dar, die sich nicht mehr mit der Armutsgefährdung älterer Personen in urbanen und ländlichen Regionen beschäftigen, sondern mit ihrer Deprivation.

### 3.3 Deprivation älterer Menschen nach Regionen

Mögliche Benachteiligungen, die zu Deprivation führen können, werden nach den Usancen der Statistik Austria (2007, 45) anhand von fünf Lebensbereichen abgebildet. Nur teilweise sind diese Lebensbereiche von der Ausstattung mit materiellen Ressourcen abhängig.

Das Unvermögen, sich grundlegende Dinge leisten zu können, wird als primäre Benachteiligung der Lebensführung bezeichnet. Dazu wird z.B. gefragt, ob es sich ein Haushalt leisten kann, einmal im Jahr Urlaub zu machen, die Wohnung angemessen warm zu halten oder unerwartet anfallende Ausgaben zu tätigen. Eine sekundäre Benachteiligung der Lebensführung wird angenommen, wenn es dem Haushalt aus finanziellen Gründen nicht möglich ist Gebrauchsgüter anzuschaffen. Dazu gehört etwa ein Computer, ein Internetanschluss oder ein DVD-Player. Als dritte Dimension von Benachteiligung werden gesundheitliche Einschränkungen, wie etwa das Vorhandensein von chronischen Krankheiten, identifiziert. Eine vierte Dimension der Benachteiligung betrifft Wohnungsprobleme und mangelhafte Ausstattung von Wohnungen, etwa das Nicht-Vorhandensein von einem Bad oder einem WC in der Wohnung. Als weitere Dimension der Benachteiligung werden Probleme im Wohnumfeld identifiziert. Dazu gehören etwa Lärmbelästigung oder Kriminalität. In jedem dieser fünf Bereiche können Benachteiligungen bestehen. Um nicht nur von Benachteiligung, sondern von Deprivation sprechen zu können, muss in jedem der fünf Bereiche eine gewisse Anzahl an Benachteiligungen gleichzeitig zutreffen. So wird eine Deprivation im Hinblick auf primäre Benachteiligungen nur dann unterstellt, wenn zumindest drei der identifizierten Nachteile in einem Haushalt gleichzeitig festgestellt werden (vgl. Tabelle 4).

Nach Auswertungen der Statistik Austria (2007, 133) waren immerhin 25% der österreichischen Bevölkerung depriviert. Das Risiko älterer Personen ist dabei überproportional groß: So waren im Jahr 2005 immerhin 162.000 Männer (31%) und sogar 303.000 Frauen (40%) über 65 Jahren von Deprivation betroffen. Im Hinblick auf regionale Unterschiede war die Deprivation in Wien (33%) und in den Großstädten (30%) deutlich höher als im ländlichen Raum (22%). Natürlich kann bei etlichen Formen von Benachteiligungen die berechnete Frage gestellt werden, ob sie generell als Zeichen für Deprivation gelten und vor allem mit Blick auf die ältere Population gelten sollen. Dies gilt vor allem für jene Benachteiligungen, die zur sekundären Deprivation führen können. Allerdings wird im EU-SILC nicht nur gefragt, ob Haushalte diese Gebrauchsgüter besitzen, sondern – für den Fall, dass sie dies nicht tun – auch, ob dies aus finanziellen Gründen der Fall ist. Nur wenn auf Grund von finanziellen Ressourcen vom Kauf der entsprechenden Güter Abstand genommen wurde, gelten Haus-

halte im Hinblick auf dieses Merkmal als benachteiligt. Nicht-Besitz allein qualifiziert daher nicht als Benachteiligung<sup>9</sup>.

**Tabelle 4: Dimensionen mangelnder Teilhabe**

<b>Dimensionen</b>	<b>Ausprägungen</b>	<b>Deprivation, wenn ...</b>
Primäre Benachteiligungen	Der Haushalt kann es sich aus finanziellen Gründen nicht leisten: <ul style="list-style-type: none"> <li>• ...einmal im Jahr Urlaub zu machen</li> <li>• ...die Wohnung angemessen warm zu halten</li> <li>• ...bei Bedarf neue Kleidung zu kaufen</li> <li>• ...Fleisch, Fisch oder eine gleichwertige vegetarische Speise jeden zweiten Tag zu essen</li> <li>• ...unerwartet anfallende Ausgaben zu tätigen.</li> <li>• Der Haushalt ist mit Zahlungen im Rückstand.</li> </ul>	zumindest 3 Probleme gleichzeitig auftreten
Sekundäre Benachteiligungen	Der Haushalt kann es sich aus finanziellen Gründen nicht leisten, folgende langlebige Gebrauchsgüter anzuschaffen: <ul style="list-style-type: none"> <li>• PC</li> <li>• Handy</li> <li>• Internetanschluss</li> <li>• DVD-Player</li> <li>• Geschirrspülmaschine</li> <li>• PKW</li> </ul>	zumindest 3 Probleme gleichzeitig auftreten
Gesundheitliche Einschränkungen	Zumindest ein/e Erwachsene/r im Haushalt <ul style="list-style-type: none"> <li>• hat einen sehr schlechten Gesundheitszustand</li> <li>• ist seit zumindest einem halben Jahr durch eine Behinderung stark beeinträchtigt</li> <li>• hat eine chronische Krankheit</li> </ul>	zumindest 2 Probleme gleichzeitig auftreten
Wohnungsprobleme	Es gibt in der Wohnung <ul style="list-style-type: none"> <li>• kein Bad oder WC</li> <li>• Schimmel oder Feuchtigkeit</li> <li>• dunkle Räume</li> <li>• keine Waschmaschine</li> </ul>	zumindest 2 Probleme gleichzeitig auftreten
Probleme im Wohnumfeld	Es gibt im Wohnumfeld: <ul style="list-style-type: none"> <li>• Lärmbelästigung</li> <li>• Luft- oder Wasserverschmutzung durch Verkehr oder Industrie</li> <li>• Kriminalität, Gewalt, Vandalismus</li> </ul>	zumindest 2 Probleme gleichzeitig auftreten

Quelle: Statistik Austria (2007, 45)

Wie bereits in Kapitel 3.1 verknüpfen wir im Folgenden die Regionalvariablen mit der Altersvariablen 55+ um spezifische Aussagen zur Deprivationswahrscheinlichkeit älterer Personen in urbanen und ländlichen Regionen treffen zu können. Die Ergebnisse der binären logistischen Regressionen ausgewählter individueller und Haushaltsmerkmale finden sich in den Tabellen 5 und 6.

<sup>9</sup> So haben die RespondentInnen die Möglichkeit, bei Fragen etwa zum Besitz eines PCs zu antworten, dass es deshalb keinen Computer im Haushalt gibt, weil dies nicht erwünscht ist, oder aber, dass es keinen PC im Haushalt gibt, weil man sich diesen aus finanziellen Gründen nicht leisten kann.

**Tabelle 5: Logistische Regressionen zur Deprivation älterer Menschen (55+) in unterschiedlichen Regionen, individuelle Merkmale, 2005**

	<b>Wien</b> β (Std. err)	<b>Großstädte</b> β (Std. err)	<b>Dichte Besied.</b> β (Std. err)	<b>Ländliche Region</b> β (Std. err)
<b>Geschlecht</b> (RK: Männer)				
Frauen	,298 (.304)	,151 (.383)	,055 (.224)	-,183 (.183)
<b>Alterskategorie</b> (RK: 55-64)				
65-74	-,165 (.317)	-,121 (.252)	-,023 (.231)	-,058 (.188)
75+	,108 (.362)	,077 (.291)	,181 (.267)	,220 (.208)
<b>Höchster Bildungsabschluss</b> (RK: max. Pflichtschule)				
Lehre/mittlere Schule	-,472 (.331)	-,488 (.264)*	-,479 (.231)**	-,417 (.169)**
Matura/Universität	-,461 (.366)	-,482 (.302)	-,608 (.272)**	-,937 (.326)***
<b>Geleistete Erwerbsarbeitsjahre</b> (RK: nie erwerbstätig)				
1-15 Jahre	,065 (.0642)	-,035 (.458)	-,125 (.418)	,129 (.270)
16-29 Jahre	,958 (.544)*	,383 (.411)	,417 (.382)	-,035 (.299)
30+ Jahre	,027 (.374)	-,370 (.304)	-,297 (.281)	-,210 (.211)
<b>Gesundheitszustand</b> (RK: sehr schlecht / schlecht)				
Sehr gut, gut oder mittelmäßig	-2,890 (.395)***	-2,547 (.293)***	-2,568 (.258)***	-2,119 (.177)***
<b>Haupttätigkeit</b> (RK: Erwerbstätigkeit)				
Pension	-,511 (.582)	-,249 (.525)	-,546 (.456)	-,323 (.547)
Andere Tätigkeit	-,275 (.712)	-,193 (.620)	-,414 (.548)	-,180 (.579)
<b>Familienstand</b> (RK: ledig)				
Verheiratet	-,372 (.493)	-,208 (.368)	-,522 (.323)	-,775 (.294)***
Verwitwet	-,528 (.540)	-,371 (.408)	-,620 (.358)*	-,548 (.316)*
Geschieden	-,460 (.597)	-,091 (.453)	-,202 (.409)	-,250 (.458)
<b>Konstante</b>	2,700 (.951)***	2,434 (.453)***	2,877 (.669)***	2,195 (0,655)***
<i>Nagelkerke R<sup>2</sup></i>	,313	,287	,301	,275
<i>n</i>	511	796	1.020	2.076

Quelle: Statistik Austria, EU-SILC, 3. Welle; eigene Auswertungen mit gewichteten Daten; Rundungsfehler können auftreten; Anmerkungen:  
 RK: Referenzkategorie; \* ...Signifikanzniveau  $p < 0,10$ ; \*\* ...Signifikanzniveau  $p < 0,05$ ; \*\*\* ...Signifikanzniveau  $p < 0,01$

Tabelle 5 beinhaltet die Ergebnisse der logistischen Regressionen, die den Einfluss individueller Faktoren auf die Wahrscheinlichkeit, im Alter depriviert zu sein, untersuchen. Ähnlich wie im Fall der Armutsgefährdung fällt zunächst auf, dass etliche Variable für keine der Regionen signifikante Einflussfaktoren darstellen. Dies gilt insbesondere für „Geschlecht“ und „Alterskategorien“ bzw. die aktuelle „Haupttätigkeit“. Im Unterschied zur Analyse zur Armutsgefährdung weist allerdings auch die Variable „geleistete Erwerbsarbeitsjahre“ – mit Ausnahme der Gruppe 16-29 Jahre in Wien – keinen signifikanten Zusammenhang zur Deprivation im Alter auf: dies lässt vermuten, dass es nicht die Dauer der Erwerbstätigkeit, sondern eher qualitative Merkmale der bisherigen Erwerbstätigkeit sein könnten, die die Wahrscheinlichkeit, depriviert zu sein, beeinflussen. Auch der Familienstand spielt für die Deprivationswahrscheinlichkeit im Alter wenig Rolle: lediglich ältere Personen in dicht besiedelten Regionen, die verwitwet sind, weisen eine zu ledigen Personen geringere Tendenz aus, depriviert zu sein. Dasselbe gilt für verheiratete und verwitwete Personen im ländlichen Raum. Weder für die Großstädte noch für Wien werden im Hinblick auf den Familienstand allerdings signifikante Zusammenhänge nachgewiesen.

Bleiben zwei Variablen übrig, die das Risiko der Deprivation signifikant beeinflussen: der Bildungsstand (Ausnahme: Wien) und – mit Blick auf die Definition von Deprivation allerdings nicht überraschend – der selbst eingeschätzte Gesundheitszustand. Damit wird der auch im Vergleich zu den Regressionen zur Armutsgefährdung doch deutlich höhere Erklärungswert der Varianz (Nagelkerke  $R^2$  zwischen 0,27 und 0,31) vor allem durch diese beiden Variablen bestimmt.

Im Vergleich dazu sind die Erklärungswerte, die durch die Analyse von Haushaltsmerkmalen erreicht werden, mehr als bescheiden und erreichen nur Werte zwischen 0,03 und 0,05 (Tabelle 6). Obwohl etliche Variablen bei dieser Analyse als überzufällig ausgewiesen werden (vor allem für das Modell, das dicht besiedelte Regionen untersucht), müssen die angeführten Regressionsmodelle aufgrund des geringen Erklärungswertes daher als unzureichend eingestuft werden: im Zusammenhang mit Deprivation tritt die Relevanz individueller Merkmale im Gegensatz zu Haushaltsmerkmalen damit deutlich zutage.

**Tabelle 6: Logistische Regression zur Deprivation älterer Menschen (55+) in unterschiedlichen Regionen, Haushaltsmerkmale, 2005**

	<b>Wien</b> β (Std. err)	<b>Großstädte</b> β (Std. err)	<b>Dichte Besied.</b> β (Std. err)	<b>Ländliche Region</b> β (Std. err)
<b>Haushaltsgröße</b> (RK: Einpersonenhaushalt)				
Zweipersonenhaushalt	-,191 (,226)	-,237 (,186)	-,379 (,171)*	-,455 (,157)***
Drei- oder Mehrpersonenhaushalt	-,297 (,357)	-,056 (,283)	-,068 (,251)**	-,162 (,194)
<b>Haupteinkommensquelle im Haushalt</b> (RK: Pensionen)				
Erwerbseinkommen	,163 (,262)	-,060 (,222)	-,031 (,198)	-,357 (,168)**
Andere Haupteinkommensquelle	,639 (,431)	,466 (,336)	,540 (,299)*	,060 (,233)
<b>Rechtsverhältnis an der Wohnung</b> (RK: Eigentum)				
Miete	,624 (,245)**	,561 (,184)***	,680 (,164)***	,337 (,140)**
<b>Konstante</b>	-1,047 (,260)***	-,886 (,197)***	-,923 (,176)***	-,511 (,143)***
<i>Nagelkerke R<sup>2</sup></i>	,035	,032	,051	,029
<i>n</i>	511	796	1.020	2.076

Quelle: Statistik Austria, EU-SILC, 3. Welle; eigene Auswertungen mit gewichteten Daten; Rundungsfehler können auftreten; Anmerkungen: RK: Referenzkategorie; \* ...Signifikanzniveau  $p < 0,10$ ; \*\* ...Signifikanzniveau  $p < 0,05$ ; \*\*\* ...Signifikanzniveau  $p < 0,01$

#### 4. Fazit, Diskussion und Ausblick

Ziel des vorliegenden Artikels war es, auf Basis empirischer Evidenz für Österreich zu untersuchen, welche Faktoren für die Armut älterer Menschen, die in urbanen Regionen leben, verantwortlich sind und inwiefern sich diese Faktoren von den Armutsursachen der älteren Bevölkerung in ländlichen Regionen unterscheiden. Es sollte untersucht werden, ob es einen oder mehrere Großstadtfaktor/en gibt, die urbane Armut – im Gegensatz zur ländlichen Armut – erklären können. Welche Schlussfolgerungen lassen sich nun aus den Ergebnissen ziehen?

Zunächst konnte gezeigt werden, dass sowohl bei der Untersuchung von Armutsgefährdung als auch von Deprivation individuelle Merkmale Unterschiede zwischen betroffenen und nichtbetroffenen Personen eher erklären konnten als Haushaltsmerkmale. Im Hinblick auf die Armutsgefährdung stellte sich nur eine individuelle Variable bei allen drei untersuchten urbanen Regionen als signifikant heraus: nur wenn eine Person zumindest 30 Jahre erwerbstätig gewesen ist, verringert sich ihr Armutsgefährdungsrisiko gegenüber Personen, die niemals erwerbstätig gewesen sind. Dieser Zusammenhang gilt allerdings auch für die ländliche Bevölkerung. Darüber hinaus wurden zwar weitere signifikante Werte für jeweils eine bzw. zwei der analysierten urbanen Gebiete erzielt, nicht aber für alle drei unterschiedlichen Operationalisierungen eines städtischen Kontextes gleichzeitig. Auffallend ist daher, dass es in Österreich keinen ausgeprägten Großstadtfaktor zur Erklärung der Armutsgefährdung geben dürfte. Dies gilt nicht nur für individuelle Merkmale zur Beschreibung der Armutsgefährdung, sondern ebenso für die untersuchten Haushaltsmerkmale. Für alle drei untersuchten urbanen Regionen, aber auch für die ländliche Bevölkerung gilt, dass es einen überzufälligen Zusammenhang zwischen der Armutsgefährdung und der Haupteinkommensquelle gibt: Wird der Großteil des Haushaltseinkommens nicht durch Pensionen (und auch nicht durch Erwerbseinkommen) gespeist, dann erhöht sich die Armutsgefährdungswahrscheinlichkeit der betreffenden Haushaltsmitglieder deutlich – unabhängig davon, ob die Personen in städtischen oder ländlichen Gebieten leben.

Ähnliche Ergebnisse wurden auch bei der Untersuchung der Deprivationswahrscheinlichkeit erzielt: Bei Betrachtung der individuellen Variablen gibt es nur ein signifikantes Ergebnis, das auf alle drei urbanen Gebiete zutrifft – und ebenso auf die Landbevölkerung: Wird der eigene Gesundheitszustand nicht als schlecht oder sehr schlecht eingeschätzt, dann verringert sich die Deprivationswahrscheinlichkeit drastisch. Wie schon die Analyse der Armutsgefährdungswahrscheinlichkeit gezeigt hat, ist zudem auch bei der Deprivationsgefährdung das Rechtsverhältnis an der Wohnung entscheidend: Personen, die mieten, haben eine gegenüber EigentümerInnen deutlich höhere Deprivationswahrscheinlichkeit – wiederum zeigt sich dieser Zusammenhang sowohl bei der ländlichen als auch der urbanen Bevölkerung.

Diese Erkenntnisse bestätigen, dass sich die überprüften Variablen in allen Regionen in ähnlicher Weise auf die Armutsgefährdung bzw. die Deprivation auswirken. Unterschiede in den aggregierten Armutsraten zwischen der ländlichen und der städtischen Bevölkerung gehen damit vornehmlich auf die unterschiedliche Bevölkerungsstruktur innerhalb der spezifischen Regionen zurück. So zeigen etwa weiterführende Analysen zur sozioökonomischen Lage der Stadt- in Relation zur Landbevölkerung (vgl. Mühlmann 2008), dass das durchschnittliche Bildungsniveau der Stadtbe-

völkerung höher ist als die der Landbevölkerung – was dazu beiträgt, die relativ geringe Armutsgefährdungsquote in urbanen Regionen Österreichs zu erklären. Allerdings kann für die Bevölkerungsgruppe der Unter-55-Jährigen gezeigt werden, dass sich die Differenzen im Bildungsniveau zwischen der urbanen und der nicht-urbanen Bevölkerung stärker angleichen: das sollte mittelfristig positive Effekte auf das Armutsrisiko der älteren Landbevölkerung haben.

Neben den vielen Gemeinsamkeiten bei der Analyse von Faktoren, die Armutsgefährdung und Deprivation in urbanen und ländlichen Regionen erklären, muss aber auch auf die festgestellten Unterschiede hingewiesen werden, die sich mit Blick auf zwei individuelle Indikatoren und einen Haushaltsindikator zeigen. Erstens, die weibliche Bevölkerung am Land hat eine signifikant geringere Armutsgefährdungswahrscheinlichkeit als die männliche Population in derselben Region. Wie dieses Ergebnis – das der generell höheren Armutsgefährdungsquote von Frauen in Österreich zudem widerspricht – interpretiert werden soll, ist unklar. Zweitens macht es nur für Personen in ländlichen Regionen mit Blick auf ihre Deprivationswahrscheinlichkeit einen Unterschied, ob sie verheiratet sind oder nicht. Dies könnte mit den spezifischen Bewältigungsstrategien der Landbevölkerung zu tun haben, die in der Einleitung angesprochen wurden. So verlässt sich die urbane Bevölkerung eher auf formelle Hilfsangebote und die ländliche Bevölkerung stärker auf das informelle bzw. familiäre Netz: dieser Zusammenhang müsste vertiefend analysiert werden. Einen dritten Unterschied gibt es mit Blick auf die Haupteinkommensquelle der befragten Personen: nur im ländlichen Raum verringert Erwerbseinkommen als Haupteinkommensquelle sowohl die Armutsgefährdungs- als auch die Deprivationswahrscheinlichkeit im Vergleich zu Pensionszahlungen signifikant. Dies lässt den Schluss zu, dass es innerhalb der Landbevölkerung besonders niedrige Pensionen bzw. besonders hohe Erwerbseinkommen geben müsste – was vertiefend zu untersuchen wäre.

#### *- Mögliche weiterführende Analysen*

Neben den bereits angesprochenen Überlegungen für weiterführende Analysen, standen die durchgeführten Datenauswertungen vor allem unter dem Eindruck kleiner Stichprobengrößen. Um aus den angeführten Ergebnissen stichhaltige (sozial)politische Implikationen für ältere Personen in Wien bzw. anderen urbanen Regionen abzuleiten, müsste die Informationslage doch deutlich verbessert werden. EU-SILC, aber auch andere Datensätze, wie etwa SHARE (vgl. dazu Mühlmann, 2008) liefern – auf Grund der kleinen Fallzahlen – hier schlicht zu wenige Hinweise in Hinblick auf das Armutsrisiko älterer Menschen: so war es etwa nicht möglich, auf Grund der kleinen Fallzahlen den, im Rahmen von Armutsanalysen sehr wichtigen, Indikator „Staatsbürgerschaft“ in den logistischen Regressionen zu berücksichtigen. Allerdings wäre es möglich, mit Hilfe alternativer Herangehensweise die Problematik der kleinen Stichprobengrößen zumindest teilweise zu umgehen. So könnten logistische Regressionen etwa für Gesamtösterreich durchgeführt werden – und der Regionalfaktor könnte als unabhängige Variable (konstruiert als Dummy in Form von z.B. Wien / Nicht-Wien, Großstadt / Nicht-Großstadt etc.) in die Analyse eingehen. Freilich generiert man dadurch Ergebnisse, mit Hilfe derer Unterschiede zwischen der Stadt- und der Landbevölkerung nicht mehr untersucht werden können. Im Hinblick auf die Analyse der Armutsgefährdung könnte zudem – bei Aufrechterhaltung der dualen Untersuchung einer urbanen und einer ländlichen Bevölkerung – als abhängige Variable nicht die Armutsgefährdungsschwelle untersucht wer-



den, sondern ganz generell das Medianeinkommen. Regressionen auf Basis dieser Variable würden dann zwar keine Aussagen zur Armutsgefährdung, wohl aber zur Einkommensverteilung zwischen der städtischen und ländlichen Bevölkerung zulassen. Eine weitere Alternative zur in diesem Papier verwendeten abhängigen Variable „Armutsgefährdung“ wäre auch, den Einfluss unabhängiger Variablen auf die Armutslücke zu untersuchen und damit Aussagen zur Intensität der Armutsgefährdung zwischen der Stadt- und Landbevölkerung zu treffen.

Alternative Herangehensweisen sind aber nicht nur bei einer Überprüfung der Armutsgefährdung bzw. Ungleichheit zwischen der städtischen und der ländlichen Altersbevölkerung vorstellbar, sondern auch bei der Untersuchung von Deprivationslagen. Wie bereits in Kapitel 3.3 kurz angemerkt, wurden die in diesem Arbeitspapier verwendeten Deprivationsfaktoren mit Blick auf die Gesamtbevölkerung kreiert. Etliche der untersuchten Faktoren erweisen sich allerdings für den Lebenszusammenhang älterer Menschen als weniger relevant (vor allem die Ausprägungen der sekundären Benachteiligung), wohingegen andere Deprivationsformen (vor allem der Gesundheitszustand) auf einen – im Vergleich zur jüngeren Bevölkerungskohorte - überproportional großen Teil der Altersbevölkerung zutrifft. Eine oder mehrere Alternativszenarien zur Definition von „Deprivation“, die etwa einige der hier untersuchten Indikatoren ausspart und gleichzeitig andere mit einbezieht, mag nicht nur andere Ergebnisse nach sich ziehen, sondern auch das Merkmal der „Deprivation im Alter“ realitätsnäher widerspiegeln. Ähnlich wie bei der Analyse der Armutsgefährdung festgestellt, könnte auch eine weiterführende Untersuchung der Intensität der Deprivation hilfreiche neue Einblicke bringen (etwa durch Schätzung eines Deprivationsindex) – und mitunter Unterschiede zwischen der städtischen und der ländlichen Altersarmut aufzeigen, die bislang verborgen sind. Voraussetzung dafür ist allerdings einmal mehr eine ausreichende Fülle von entsprechenden Informationen und Fallzahlen.

Aber selbst wenn größere Fallzahlen zur Verfügung stünden, ist es nach wie vor schwierig, ein eindeutiges Armuts- und Deprivationsprofil für ältere Menschen in städtischen Regionen – auch im Vergleich zur Landbevölkerung – zu skizzieren. Ihre Einkommenssituation ist, wie bereits erörtert, Ergebnis ganz spezifischer Lebensbiografien, die durch eine Querschnittsanalyse nur unzureichend abgebildet werden können. So wirken sich etwa erwerbsarbeitslose Zeiten, in denen Kinder oder auch ältere Angehörige betreut wurden, negativ auf die Höhe der Alterspension aus. Für spezifischere Aussagen zum Armuts- und Deprivationsrisiko älterer Menschen in urbanen (und ländlichen) Regionen sollte die quantitative Analyse daher durch eine Analyse der individuellen Lebensverläufe ergänzt werden.

#### *- Einige sozialpolitische Implikationen der Ergebnisse*

Einige Überlegungen zu (sozial)politischen Implikationen auf Basis der angeführten quantitativen Ergebnisse seien hier dennoch angestellt. Zum einen gibt es empirische Evidenz, die zeigt, dass wesentlich mehr ältere Menschen ihre Wohnungen im städtischen Raum und respektive in Wien mieten, als in den ländlichen Regionen. Zugleich birgt die Miete für diese Personengruppen eine höhere Wahrscheinlichkeit armutsgefährdet zu sein. Da außerdem Einpersonenhaushalte überproportional durch Einkommensarmut gefährdet sind, bietet sich aus sozialpolitischer Sicht hier ein Fördermodell für Gemeinschaftswohnen älterer Personen an. Dies kommt zugleich jenen zugute,

die auch in fortgeschrittenem Alter rüstig sind und ihre Unabhängigkeit bewahren wollen und daher auf Heimpflege verzichten möchten (vgl. Schattovits 2000, 102). Unabhängigkeit älterer Menschen wird als Ziel von Sozialpolitik oft gar nicht angeführt und somit die Problemlagen älterer Menschen diesbezüglich zu wenig wahrgenommen. Ähnlich argumentiert Amann, der freilich die sehr spezielle Gruppe der sehr alten Menschen (mit körperlichen oder geistigen Einschränkungen) im Auge hat (2000, 109), nach dessen Ansicht *„unsere Gesundheits- und Sozialsysteme [...] hochbetagte Menschen zu wenig oder gar nicht [unterstützen], die trotz teilweiser Einschränkungen unabhängig bleiben wollen“*.

Ein geringes Bildungsniveau ist nicht nur am Land, sondern auch in der Stadt eher armuts- bzw. deprivationsfördernd. Zugleich ist dies für die sozialpolitischen Implikationen bei älteren Leuten eher belanglos, da diese ihren Bildungsweg lange abgeschlossen haben. Eher könnte es hier darum gehen, die Potenziale dieser Menschen zu nutzen, was auch ökonomisch betrachtet sinnvoll erscheint. Möglich wäre hier etwa eine Integrationsstrategie älterer Menschen in den Arbeitsmarkt – wiewohl dies vor allem eine Option für die besser Qualifizierten wäre, die eher nicht armutsgefährdet oder depriviert sind. So könnte aus ökonomischer Sicht argumentiert werden, dass das Wissens- und Erfahrungspotenzial nicht brachliegen, sondern strategisch zum Einsatz kommen soll. Pensionierte Personen können etwa für Einschulungen, Erfahrungsaustausch etc. herangezogen und somit auch sozial wieder besser integriert werden. Gerade im städtischen Bereich besteht für eine ganze Reihe an Tätigkeiten Bedarf, für die besonders ältere Personen, die nicht im Arbeitsmarkt integriert sind, geeignet erscheinen. Kompetenzen auszunützen, kommt allen Seiten zugute. Gleichzeitig muss gefragt werden, worin diese Kompetenzen bestehen. So ist der Begriff, wie Amann (2000, 109) anmerkt, heute stark mit *„Leistung, Effizienz und Aktivität“* verbunden. Eine solche Bestimmung des Begriffs läuft aber fehl, da sie die Beziehung unzureichend bezeichnet, *„in der subjektives Vermögen und äußere Bedingungen aufeinander verwiesen sind“* (ebd.). Hier muss Sozialpolitik ansetzen, wenn sie nicht lediglich auf die ökonomische Situation älterer Menschen, sondern vor allem auch auf ihre soziale Integration und die Förderung ihrer Fähigkeiten gerichtet sein will.

Alternativ lässt sich fragen, wie ältere Menschen prekäre Lebenslagen vermeiden können und wie es möglich wird, dass das dritte Lebensalter nicht zu einer Phase des (sozialen und ökonomischen) Mangels, sondern der Selbstentfaltung und individuellen Lebensgestaltung wird. Rosenmayr (1996, 59) hat in diesem Zusammenhang rhetorische Fragen aufgeworfen, die nicht zuletzt als Leitfaden einer altersorientierten Sozialpolitik herangezogen werden können. Der Autor interessiert sich vor allem für den Übergang aus dem Erwerbsleben in die „arbeitsfreie“ Zeit: *„Wird diese Freisetzung aus der Arbeitsgesellschaft zu einer befreienden Kreativität oder zu einem verstärkten Konformismus führen? Wird die Freizeit raffinierter sozialer Manipulation und den ökonomischen Interessen der sich bestimmenden Industrien und ihren Überredungskünsten zum Opfer fallen, welche die Märkte der arbeitsfreien Zeit erobern? Kann die befreite Zeit persönliche Lebenszeit werden? Vermag das Zusammenwirken von Bildung und Lebenserfahrung im letzten Lebensdrittel zu ‚später Freiheit‘ führen?“* Diese Fragen beleuchten freilich neben ihrer sozialpolitischen Relevanz auch ganz andere Aspekte des „Altwerdens“, mit der sich eine urbanisierte und industrialisierte Gesellschaft auseinandersetzen hat.

## Literatur

- Amann, A. (2000). Umwelt, Mobilität und Kompetenzen im Alter. In: Amann, A. (Hrsg.). Kurswechsel für das Alter, S. 105-119. Wien et al.: Böhlau.
- Amis, P. (1995). Making sense of urban poverty. In: Environment and Urbanization, Vol. 7, Nr. 1, S. 145-158.
- Apospori, E. und Millar, J. (Hrsg.) (2003). The Dynamics of Social Exclusion in Europe: Comparing Austria, Germany, Greece, Portugal and the UK. Cheltenham / Northampton: Edward Elgar.
- Backhaus, K., Erichson, B., Plinke, W. und Weiber, R. (2006). Multivariate Analysemethoden: Eine anwendungsorientierte Einführung. Berlin et al.: Springer.
- Baker, J. (1995). Survival and accumulation strategies at the rural-urban interface in north-west Tanzania, in IIED, 1995, Urban Poverty: Characteristics, causes and consequences. In: Environment and urbanization, Vol. 7, Nr. 1, S. 117-132.
- Baker, J. und Schuler, N. (2004). Analyzing Urban Poverty. A Summary of Methods and Approaches. World Bank Policy Research Paper.
- Bardasi, E. und Jenkins, S. (2002). Income in later life: work history matters. The Policy Press, Bristol.
- Bosworth, B., Burtless, G., Kitamura, Y. und Takayama, N. (2004). Economic Resources of the Elderly: A Comparative Analysis. [http://www.esri.go.jp/en/prj-2004\\_2005/macro/macro16/syousai-e.html](http://www.esri.go.jp/en/prj-2004_2005/macro/macro16/syousai-e.html)
- Braun J., McComb J., Fred-Mensah, B.K. und Pandya-Lorch, R. (1993). Urban Food and Insecurity and Malnutrition in Developing Countries. International Food Policy Research Institute, Washington DC.
- Brown, R. und Prus, S. (2003). Social transfers and income inequality in old-age: A multi-national perspective. LIS Working Paper No. 355.
- Bühl, A. und Zöfel, P. (2002). SPSS 11. Einführung in die moderne Datenanalyse unter Windows. Addison-Wesley.
- Casey, B. und Yamada, A. (2002). Getting older, getting poorer? A study of the earnings, pensions, assets and living arrangements of older people in nine countries. New York.
- Hauser, R. (2008). Altersarmut in der Europäischen Union. In: WSI Mitteilungen, Vol. 3, S. 125-132.
- Hauser, R. (1999). Adequacy and poverty among retired people. In: International Social Security Review, Vol. 52, Nr. 3, S. 107-124.
- Heitzmann, K. und Förster, M. (2007). Armutsgefährdung, manifeste Armut und Einkommenschancen von MigrantInnen in Österreich. In: Fassmann, H. (Hrsg.). 2. Österreichischer Migrations- und Integrationsbericht: 2001-2006, S. 291-302. Klagenfurt: Verlag Drava.
- Kee, W.S. (1969). The Causes of Urban Poverty. In: The Journal of Human Resources, Vol. 4, Nr.1, S. 93-99.
- Krämer-Badoni, T. (1991). Die Stadt als sozialwissenschaftlicher Gegenstand.. In: Häußermann, H., Ipsen, D., Krämer-Badoniet T. (Hrsg.). Stadt und Raum - Soziologische Analysen, S. 1-29. Pfaffenweiler: Centaurus.
- Middleton, S., Barnes, M. und Millar, J. (2003). Introduction: the dynamic analysis of poverty and social exclusion. In: Apospori, E. und Millar, J. (Hrsg.). The Dynamics of Social Exclusion in Europe: Comparing Austria, Germany, Greece, Portugal and the UK, S. 1-15. Cheltenham / Northampton: Edward Elgar.

- Mühlmann, R. (2008). Sozioökonomischer Status älterer Europäer im Stadt-Land-Kontext. Arbeitspapier des Forschungsinstituts Altersökonomie der WU Wien. Im Erscheinen.
- Rosenmayr, L. (1996). Arbeit und Lernen im späten Leben. In: Rosenmayr, L., Majce, G. und Kolland, F. (Hrsg.). Jahresringe: Altern gestalten, S. 57-72. Wien: Holzhausen.
- Sabelhaus, J. und Schneider, U. (1997). Measuring the Distribution of Well-Being: Why Income and Consumption Give Different Answers. In: Konjunkturpolitik, Vol. 43, Nr. 2, S. 153-176.
- Schattovits, H. (2000). Haushalt und Familienleben: Netzwerke der Kommunikation und Kooperation. In: Amann, A. (Hrsg.). Kurswechsel für das Alter, S. 97-104. Wien et al.: Böhlau.
- Smeeding, T. und Sandström, S. (2005). Poverty and Income Maintenance in Old Age: A Cross-National View of Low Income Older Women. Working Paper Nr. 398, Luxembourg Income Study.
- Statistik Austria (2005). Einkommen, Armut und Lebensbedingungen: Ergebnisse aus EU-SILC 2003 in Österreich. Wien: Statistik Austria.
- Statistik Austria (2006). Einkommen, Armut und Lebensbedingungen: Ergebnisse aus EU-SILC 2004. Wien: Statistik Austria.
- Statistik Austria (2007). Einkommen, Armut und Lebensbedingungen: Ergebnisse aus EU-SILC 2005. Wien: Statistik Austria.
- Statterthwaite, D. (1995). The under-estimation and misrepresentation of urban poverty. In: Environment and urbanization, Vol. 7, Nr. 1, 3-10.
- Stefanits, H. und Hollarek, F. (2007). Die Pensionsreformen der Jahre 2000, 2003 and 2004: Auswirkungen auf das Antritsverhalten. In: Soziale Sicherheit, Vol. 60, Nr. 3, S. 119-132.
- Teitz, M. und Chapple, K. (1998). The Causes of Inner-City Poverty: Eight Hypotheses in Search of Reality. In: Cityscape: A Journal of Policy Development and Research, Vol. 3, Nr. 3, S. 33-70.
- Till, M. und Till-Tentschert, U. (Hrsg.) (2006). Armutslagen in Wien: Empirische Befunde zu Arbeit, Geld und Wohnen sowie spezifische Disparitäten nach Migrationshintergrund und Geschlecht. Wien: Universität Wien (Schriftenreihe des Instituts für Soziologie, Band 40).
- World Bank (2008). What is Urban Poverty? URL: <http://web.worldbank.org/WBSITE>
- Wratten, E. (1995). Conceptualizing urban poverty. In: Environment and Urbanization, Vol. 7, Nr. 1, S. 11-38.
- Zaidi, A. (2006). Poverty of Elderly People in EU25. European Centre, Policy Brief August 2006.

#### **Internetquellen** (letzter Zugriff im Juli 2008)

[http://www.statistik.at/web\\_de/dynamic/statistiken/soziales/armut\\_und\\_soziale\\_eingliederung/029390](http://www.statistik.at/web_de/dynamic/statistiken/soziales/armut_und_soziale_eingliederung/029390)

[http://www.statistik.at/web\\_de/static/ehescheidungen\\_und\\_gesamtscheidungsrate\\_seit\\_1991\\_nach\\_bundeslaendern\\_023620.pdf](http://www.statistik.at/web_de/static/ehescheidungen_und_gesamtscheidungsrate_seit_1991_nach_bundeslaendern_023620.pdf)

[http://www.statistik.at/web\\_de/statistiken/bevoelkerung/haushalte\\_familien\\_lebensformen/lebensformen/023306.html](http://www.statistik.at/web_de/statistiken/bevoelkerung/haushalte_familien_lebensformen/lebensformen/023306.html)

