

Kumpmann, Ingmar; Gühne, Michael; Buscher, Herbert S.

Working Paper

Armut im Alter – Ursachenanalyse und eine Projektion für das Jahr 2023

IWH Discussion Papers, No. 8/2010

Provided in Cooperation with:

Halle Institute for Economic Research (IWH) – Member of the Leibniz Association

Suggested Citation: Kumpmann, Ingmar; Gühne, Michael; Buscher, Herbert S. (2010) : Armut im Alter – Ursachenanalyse und eine Projektion für das Jahr 2023, IWH Discussion Papers, No. 8/2010, Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung Halle (IWH), Halle (Saale), <https://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:101:1-2010070659>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/37050>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

**Armut im Alter – Ursachenanalyse
und eine Projektion für das Jahr 2023**

Ingmar Kumpmann, Michael Gühne, Herbert S. Buscher

April 2010

Nr. 8

**Armut im Alter – Ursachenanalyse
und eine Projektion für das Jahr 2023**

Ingmar Kumpmann, Michael Gühne, Herbert S. Buscher

April 2010

Nr. 8

Autoren: *Ingmar Kumpmann*
Abteilung Makroökonomik
E-Mail: Ingmar.Kumpmann@iwh-halle.de
Tel.: +49 345 7753 705

Michael Gühne
Technische Universität Dresden
E-Mail: post@michaelguehne.de

Herbert S. Buscher
Bereich Formale Methoden und Datenbanken
E-Mail: Herbert.Buscher@iwh-halle.de
Tel.: +49 345 7753 770

Die Diskussionspapiere stehen in der alleinigen Verantwortung der jeweiligen Autoren. Die darin vertretenen Auffassungen stellen keine Meinungsäußerung des IWH dar. IWH-Diskussionspapiere sind Zwischenergebnisse, die zur Diskussion gestellt werden. In der Regel sind sie nur für einen begrenzten Zeitraum relevant; eine überarbeitete Version ist unter Umständen direkt über die Autoren erhältlich.

Kommentare und Vorschläge sowohl zu angewandten Methoden als auch zu den Ergebnissen sind jederzeit willkommen.

IWH-Diskussionspapiere werden in RePEc-Econpapers und in ECONIS indiziert.

Herausgeber:
INSTITUT FÜR WIRTSCHAFTSFORSCHUNG HALLE – IWH
Prof. Dr. Dr. h. c. Ulrich Blum (Präsident), Dr. Hubert Gabrisch (Forschungsdirektor)
Das IWH ist Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft.

Hausanschrift: Kleine Märkerstraße 8, 06108 Halle (Saale)
Postanschrift: Postfach 11 03 61, 06017 Halle (Saale)
Telefon: +49 345 7753 60
Telefax: +49 345 7753 820
Internetadresse: <http://www.iwh-halle.de>

Armut im Alter – Ursachenanalyse und eine Projektion für das Jahr 2023*

Zusammenfassung

Verschiedene Faktoren bewirken eine Zunahme der Altersarmut in Deutschland, insbesondere in Ostdeutschland. Mit Daten des Sozio-oekonomischen Panel (SOEP) untersuchen wir Ursachen und Ausmaß der Altersarmut in Deutschland. Wir beginnen mit einer Querschnittsregression zur Bestimmung der Einflussfaktoren der Alterseinkommen. Im zweiten Schritt nehmen wir eine Projektion der Einkommen der 50- bis 55-Jährigen des Jahres 2008 für das Jahr 2023 vor. Dabei berücksichtigen wir sämtliche Einkommensarten, einschließlich verschiedener Formen von Kapitaleinkünften und des Wohnwerts selbst genutzten Wohneigentums. Es zeigt sich, dass, verglichen mit der heutigen alten Generation, vor allem in Ostdeutschland das Armutsrisiko steigt. Dies ist auf den Wandel der Erwerbsbiografien in der Folge der deutschen Vereinigung zurückzuführen.

Schlagworte: Altersarmut, Rente, Alterseinkommen

JEL-Klassifikation: I32, J14

* Für wertvolle Hinweise bzw. Hilfen zu dieser Studie danken wir Katja Drechsel, Sebastian Giesen, Markus M. Grabka, Gabriele Hardt und Alexandra Smigiel.

Old Age Poverty – Causes and a Projection for 2023*

Abstract

Several factors bring about a rise in old age poverty in Germany, especially in East Germany. Using data from the German Socio-economic Panel (SOEP) we examine causes and extent of old age poverty in Germany. We begin our inquiry with a cross section regression in order to determine the impact of several factors on retirement incomes in Germany. In the second step we perform an income projection of today's 50 to 55 year-old people for the year 2023. In doing so, we take into account different sources of income, including several forms of capital income and the calculated rent of owner-occupied houses and flats. We find a significant rise in old age poverty especially in East Germany as a consequence of rising unemployment after the German unification.

Keywords: old age poverty, pension, old age income

JEL classification: I32, J14

* We would like to thank Katja Drechsel, Sebastian Giesen, Markus M. Grabka, Gabriele Hardt and Alexandra Smigiel for helpful comments and assistance to this study.

Armut im Alter – Ursachenanalyse und eine Projektion für das Jahr 2023

1. Einleitung

Armut im Alter galt lange Zeit als ein weitgehend überwundenes Problem. Doch bereits seit den 1980er Jahren wird diskutiert, ob die gesetzliche Rente wirklich sicher sei und zur Finanzierung des Lebensunterhalts im Alter ausreichen wird, auch wenn zuvor viele Jahre lang eingezahlt wurde. In den letzten Jahren wächst spürbar die Sorge, dass die Armutsrisiken für alte Menschen in Zukunft stark wachsen könnten. Zunehmend durch lange Zeiten der Arbeitslosigkeit geprägte Erwerbsbiografien, prekäre Beschäftigungsverhältnisse, die schwache Entwicklung der Reallöhne und der demografische Wandel mit einer immer ungünstiger werdenden zahlenmäßigen Relation zwischen junger und alter Generation liegen dem zu Grunde. Dieser Beitrag untersucht, welche Faktoren für Altersarmut verantwortlich sind. Auf dieser Grundlage wird anschließend eine Projektion künftiger Altersarmut erstellt, wobei zwischen West- und Ostdeutschland unterschieden wird.

Der zweite Abschnitt gibt einen Überblick über mögliche Ursachen steigender Altersarmut in Deutschland und über bisher durchgeführte Studien zu dem Thema. Im Abschnitt drei wird eine Bestandsaufnahme vorgenommen: Wie groß ist das Problem der Armut im Alter heute? Und welche Faktoren sind dafür verantwortlich, dass ein Teil der Personen im Alter nur noch einen sehr geringen Lebensstandard halten kann? Bei der Untersuchung stützen wir uns auf Daten des Sozio-oekonomischen Panel (SOEP) aus der Erhebung des Jahres 2008.

Auf der Grundlage dieser Überlegungen und Ergebnisse wird dann im vierten Abschnitt für die Generation der 50- bis 55-Jährigen des Jahres 2008 eine Projektion der Alterseinkommen nach 15 Jahren durchgeführt. Anders als bisherige Prognosen beziehen wir dabei alle im SOEP erfassten Einkommensarten ein und kommen dadurch zu einer umfassenden Einschätzung künftiger Einkommensrisiken für alle Bevölkerungsgruppen. Ein weiterer Unterschied zu anderen Studien besteht darin, dass wir alle Einkommensgrößen mit dem jeweiligen Medianeinkommen standardisieren, also als Anteil am Medianeinkommen ausdrücken. Dadurch können wir eine Projektion von Armutsrisiken im Alter vornehmen ohne Annahmen über die künftige Entwicklung von Volkseinkommen, Löhnen oder Preisen treffen zu müssen. Im abschließenden fünften Teil werden die Ergebnisse zusammengefasst und einige politische Konsequenzen gezogen.

2. Mögliche Ursachen von Altersarmut und ihre bisherige Untersuchung

Unter Armutsgefährdung verstehen wir ein verfügbares Einkommen (pro Kopf), das unterhalb von 60% des gesellschaftlichen Medianeinkommens liegt (vgl. Bundesregierung 2008a, S. 20). Damit verwenden wir den üblichen Begriff der relativen Armut, der auch dadurch gerechtfertigt ist, dass gesellschaftliche Teilhabechancen davon bestimmt werden, wie weit Personen von dem im jeweiligen Umfeld üblichen Einkommensniveau entfernt sind.

Leben mehrere Personen gemeinsam in einem Haushalt, dann treten Einspareffekte durch gemeinschaftliche Nutzung von Gebrauchsgütern oder Wohnraum auf. Diese werden üblicherweise dadurch berücksichtigt, dass zur Ermittlung der relevanten Pro-Kopf-Größe das jeweilige Haushaltseinkommen nicht einfach durch die Zahl der Haushaltsmitglieder geteilt wird. Stattdessen werden pro Kopf bedarfsgewichtete Äquivalenzeinkommen ermittelt, zu deren Berechnung nur für das erste Haushaltsmitglied der Wert Eins verwendet wird, während für weitere Haushaltsmitglieder Werte unter Eins eingesetzt werden. Dadurch liegt in Mehrpersonenhaushalten das äquivalenzgewichtete Einkommen systematisch über dem Durchschnittseinkommen. Wir verwenden für die Äquivalenzgewichtung die modifizierte OECD-Skala, in der das erste erwachsene Haushaltsmitglied mit 1, weitere erwachsene und jugendliche Haushaltsmitglieder mit 0,5 und Kinder unter 14 Jahren mit 0,3 in die Berechnung eingehen (vgl. Bundesregierung 2008a, S. 277 f.). Als armutsgefährdet gelten somit Personen, deren äquivalenzgewichtete Einkommen unter 60% des gesellschaftlichen Medians liegt. Für die derart ermittelte Altersarmut werden dann in Folge die Bestimmungsfaktoren untersucht.

Eine Reihe von Ursachen bewirkt, dass die Zahl alter Menschen unter der so definierten Armutsschwelle vermutlich zunehmen dürfte. Vier dieser Ursachen haben vermutlich eine besonders starke Bedeutung.

Eine erste Ursache ist die *Wandlung von Erwerbsbiografien*. Bogedan und Rasner (2008, S. 135) und Lang (2009) zeigen, dass in den letzten Jahrzehnten Teilzeitarbeit und geringfügige Beschäftigung zugenommen haben, mit den entsprechenden Folgen für das Einkommen. Ferner haben in Ostdeutschland die Zeiten der Arbeitslosigkeit seit der deutschen Vereinigung spürbar zugenommen. Infolgedessen sind oft die Ansprüche gegenüber der gesetzlichen Rentenversicherung (GRV) und die privaten Vorsorgemöglichkeiten geringer. Hinzu kommen wachsende Lohnunterschiede zwischen den Erwerbstätigen in den neuen Bundesländern, die mit entsprechenden künftigen Unterschieden der Renteneinkommen im Alter korrespondieren. Diese gestiegene Diskrepanz zwischen den Einkommen ist aber nicht nur ein Problem der neuen Bundesländer. So weisen Himmelreicher und Frommert (2006, S. 120) darauf hin, dass die Verteilung

von Rentenpunkten der gesetzlichen Rentenversicherung unter Männern zwischen 1998 und 2003 ungleicher geworden ist. Hält diese Entwicklung an, könnte auch dies zusätzliche Armutsrisiken begründen.

Eine zweite Ursache steigender Armutsrisiken ist der *Rückgang der Lohnquote* der letzten Jahre (vgl. Schulten 2009, S. 1 f.). Die Lohnquote, also der Anteil der Arbeitnehmerentgelte am Volkseinkommen, schwankte in den 90er Jahren zwischen 70% und 73%, sank aber zwischen 2000 und 2007 von 72% auf 64%. Erst in letzter Zeit stieg sie wieder auf 67,5% an.¹ Da die Renten der GRV durch die Rentenanpassungsformel an die Lohnentwicklung gekoppelt sind, bedeutet eine unterproportionale Lohnentwicklung auch eine unterproportionale Rentenentwicklung. Davon sind Personen, deren Alterseinkommen fast ausschließlich aus Rentenzahlungen und fast nicht aus Kapitaleinkünften oder anderen Einkommensarten bestehen, überproportional betroffen. Dies dürfte gerade für Geringverdiener am stärksten zutreffen. Ob der Rückgang der Lohnquote in der Zukunft anhält, ist indes schwer zu prognostizieren.

Eine dritte Ursache steigender Armutsrisiken ist mit der politisch eingeleiteten *teilweisen Umstellung der Alterssicherung auf Kapitaldeckung* verbunden. So steigen systematisch die Renten der gesetzlichen Rentenversicherung in dem Maße weniger stark, in dem der Staat private Vorsorge verstärkt fördert (Riesterterre). Damit diese Teilumstellung vom Umlageverfahren auf Kapitaldeckung ohne Einkommensausfälle gelingt, müssen die Arbeitnehmer verstärkt privat vorsorgen, z. B. durch Riesterverträge. Gerade für Bezieher niedriger Einkommen stellt sich aber die Frage, ob sie tatsächlich die durch den Riesterfaktor niedrigeren Rentenansprüche durch vermehrte Privatvorsorge kompensieren. Geyer und Steiner (2009) zeigen mit Hilfe von SOEP-Daten, dass die Wahrscheinlichkeit, einen Riestervertrag abzuschließen, bei Beziehern niedriger Einkommen eher geringer ist und auch in einer Regressionsanalyse nur für ostdeutsche Frauen mit dem Einkommen negativ korreliert. Zusätzlich stellt sich die Frage, ob mit der Zunahme von Riester-Verträgen tatsächlich die private Vorsorge zugenommen oder ob sich lediglich die Sparform hin zu geförderten Sparprodukten verschoben hat. Letzteres wird durch die Studie von Corneo, Keese und Schröder (2009) nahe gelegt, die gerade für Geringverdiener keinen Effekt der Riesterreform auf die Sparneigung insgesamt feststellen können. Frick und Grabka (2009) ermitteln eine deutliche Zunahme der Ungleichheit der Vermögensverteilung zwischen 2002 und 2007. In den ostdeutschen Bundesländern hat demnach in der Altersgruppe der 36- bis 65-Jährigen das Vermögen sogar abgenommen. Diese Befunde deuten darauf hin, dass es gerade Geringverdienern nicht gelingt, den Verlust an Ansprüchen gegenüber dem umlagefinanzierten System durch vermehrte Sparanstrengungen auszugleichen.

Eine vierte Ursache wachsender Armutsrisiken bildet der *demografische Wandel*, der bereits durch den Nachhaltigkeitsfaktor in der Rentenanpassungsformel praktisch ge-

¹ Eigene Berechnungen nach *Statistisches Bundesamt* (2010), Tabelle 1.3.

worden ist.² Nach der Prognose der Bundesregierung im Rentenversicherungsbericht 2009 kumuliert sich die Wirkung des Nachhaltigkeitsfaktors zwischen 2009 und 2023 auf eine Rentensenkung um 3,3% (nach BMAS 2009, S. 56, Übersicht B 17). Erzwingt der demografische Wandel Beitragserhöhungen, dann wirkt dies durch die Rentenanpassungsformel ebenfalls dämpfend auf die Rentenhöhe. Außerdem ist auch die private Kapitalanlage nicht frei von demografischen Risiken. So sind zur Alterssicherung angeschaffte Kapitalanlagen von Wertverlust bedroht, wenn aufgrund geburtenschwacher Jahrgänge die Nachfrage nach ihnen zurückgeht. Vermehrte private Kapitalanlage leistet nur dann einen Beitrag zur Sicherung der Alterseinkommen, wenn sie zusätzliches realwirtschaftliches Wachstum generiert, also den gesamtwirtschaftlichen Verteilungsspielraum vergrößert.

Studien zur Prognose künftiger Armutsrisiken alter Menschen müssen daran gemessen werden, inwieweit sie die genannten Ursachen für Altersarmut berücksichtigen.

Die Bundesregierung kommt in ihrem Alterssicherungsbericht 2008 für sechs typische Modellfälle zu dem Ergebnis, dass die Höhe der Altersbezüge aus gesetzlicher Rente und privater Altersvorsorge in Prozent des vorangegangenen Arbeitseinkommens bis 2030 stabil gehalten werden kann (vgl. Bundesregierung 2008b, Teil E). Allerdings geht sie von der optimistischen Annahme aus, wonach nicht nur die maximale Höhe der Riester-Förderung in Anspruch genommen wird, sondern zusätzlich auch die Steuerersparnis aus dem Übergang zur nachgelagerten Rentenbesteuerung voll in die Altersvorsorge fließt. Diese Annahmen sind jedoch als fragwürdig anzusehen (Riedmüller und Willert 2007, S. 64), insbesondere für Bezieher niedriger Einkommen.

Die Studie „Altersvorsorge in Deutschland (AVID) 2005“ prognostiziert künftige Alterseinkommen für die in den Jahren 1942 bis 1961 geborenen Menschen in Deutschland (vgl. Deutsche Rentenversicherung und BMAS 2007). Für sie wurden Erfahrungen der Jahre 1992 bis 2002 fortgeschrieben sowie Alterseinkommen berechnet und auf das Jahr 2005 zurückdiskontiert. Einbezogen werden Renten der GRV, Pensionen, Betriebsrenten und die private Altersvorsorge. Nicht einbezogen werden dagegen Kapitalerträge, z.B. aus Sparbüchern, Wertpapieren, Immobilien u. a. und der Wohnwert selbst genutzten Wohneigentums (vgl. Deutsche Rentenversicherung und BMAS 2007, S. 122 f.). Die Studie zeigt eine Zunahme der Altersarmut vor allem unter den ostdeutschen Männern und Paaren im Zeitverlauf (vgl. Deutsche Rentenversicherung und BMAS 2007, S. 164 ff.; Riedmüller und Willert 2008, S. 24 f.). Zusätzliche Rechnungen beziehen die Wirkung von Dämpfungsfaktoren in der Rentenanpassungsformel bei gleichzeitig steigender Beteiligung an Riesterverträgen ein. Weil diese Rechnungen nicht nach Einkommensgruppen aufgeschlüsselt werden, wird allerdings nicht ersichtlich, ob hier ein Armutsrisiko liegt, das sich daraus ergibt, dass gerade Geringverdiener von der Riester-Förderung wenig Gebrauch machen.

² Der Nachhaltigkeitsfaktor sorgt dafür, dass die Rentenerhöhungen gedämpft werden, wenn die zahlenmäßige Relation Rentner je Beitragszahler zunimmt.

Krenz, Nagl und Ragnitz (vgl. Krenz und Nagl 2009 und Krenz, Nagl und Ragnitz 2009) beschränken ihre Analyse auf Ansprüche aus der gesetzlichen Rentenversicherung und vergleichen die Verteilung der Rentenpunkte der Personengruppe, die zwischen 2004 und 2006 mit jener, die zwischen 2020 und 2022 das 65. Lebensjahr erreicht.³ Dabei prognostizieren sie eine Verschiebung der Rentenansprüche nach unten. Die Armutsgrenze ziehen sie bei der Höhe von 30 Rentenpunkten für Singles und 48 für Paare, was ungefähr der Grundsicherung entspricht. Ergebnis der Untersuchung ist, dass der Anteil der Rentner unter der kritischen Schwelle vor allem unter ostdeutschen Männern und Paaren deutlich zunimmt (vgl. Krenz, Nagl und Ragnitz 2009, Tabellen 1-3).

Durch die Definition der Armutsschwelle und Messung der Einkommen mit Hilfe der Rentenpunkte wird dem relativen Charakter von Armut Rechnung getragen und werden Probleme der Abdiskontierung künftiger Rentenansprüche umgangen. Allerdings sorgen die erwähnten Dämpfungsfaktoren in der Rentenanpassungsformel systematisch zu einem unterproportionalen Anstieg des Punktwertes. Diese potenzielle Ursache steigender Altersarmut bleibt bei der Beschränkung auf die Zahl der Punkte unberücksichtigt. Außerdem versuchen sie durch Herausnahme von Personen mit weniger als fünf Beitragsjahren Selbstständige auszuklammern.

Auch Geyer und Steiner geben eine Prognose nur für die Ansprüche gegenüber der gesetzlichen Rentenversicherung ab, die sie in Euro berechnen und auf den Wert des Jahres 2005 abdiskontieren (vgl. Geyer/Steiner 2010). Sie berücksichtigen dabei die Dämpfung der Rentenerhöhungen in der Rentenanpassungsformel. Auch sie kommen zu dem Ergebnis, dass vor allem im Osten die Rentenansprüche deutlich abnehmen werden.

Die Aussagekraft der Ergebnisse ist allerdings wegen der Nicht-Einbeziehung von Kapitaleinkünften und privater Vorsorge beschränkt, zumal diese Vorsorgeformen in den kommenden Jahren an Bedeutung gewinnen, auch wegen der politisch gewollten Teilumstellung auf Kapitaldeckung.

In der vorliegenden Studie berücksichtigen wir die gesamte Bevölkerung (also auch Freiberufler und Selbstständige) und beziehen neben den Renten auch alle anderen Einkommensarten (einschließlich Kapitaleinkünften und dem Wohnwert selbst genutzten Wohneigentums) ein, um eine umfassende Abschätzung vornehmen zu können. Dabei können wir auch die Dämpfungsfaktoren in der Rentenformel sowie die Erhöhung der Regelaltersgrenze in unseren Berechnungen berücksichtigen.

³ Die Rentenpunkte (Entgeltpunkte) liegen der Berechnung der Renten in der gesetzlichen Rentenversicherung zu Grunde. Pro Jahr sozialversicherungspflichtiger Arbeit zum Durchschnittslohn erhält man genau einen Punkt, für Erwerbszeiten mit höherem oder geringerem Lohn entsprechend mehr oder weniger Punkte. Eine monatliche Altersrente berechnet sich durch Multiplikation der im Erwerbsleben angesammelten Rentenpunkte mit dem aktuellen Rentenwert, der derzeit bei 27,20 Euro (West) bzw. 24,13 Euro (Ost) liegt.

3. Ausmaß und Einflussfaktoren der Altersarmut 2007/08

Bestandsaufnahme für 2007/08

Die Daten des sozio-oekonomischen Panel (SOEP) aus der Erhebungswelle 2008 enthalten Einkommensangaben für das Jahr 2007. Damit werden das Ausmaß der Altersarmut und die für das Alterseinkommen wesentlichen Einflussfaktoren untersucht. Als armutsgefährdet gilt, wessen äquivalenzgewichtetes Pro-Kopf-Einkommen unter 60% des gesamtdeutschen Medians liegt. Tabelle 1 zeigt für Männer und Frauen ab 65 Jahren in Ost und Westdeutschland die so ermittelten Armutsrisikoquoten. Die Berechnung lehnt sich methodisch an Berechnungen auf Basis des SOEP zum dritten Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung an (vgl. Bundesregierung 2008a, S. 23). Erfasst werden für diese Zahlen alle Menschen ab 65 Jahren einschließlich derjenigen, die noch erwerbstätig sind. In die zu Grunde gelegte Einkommensermittlung fließt neben allen Einkommensformen auch der kalkulierte Wohnwert selbst genutzten Wohneigentums ein. Dadurch werden die Einkommen zwischen Personen mit und ohne Wohneigentum vergleichbar.

Tabelle 1:

Anteil der Personen unter der Armutsgrenze 2007 in Prozent

	West	Ost	Deutschland
Frauen 65 Jahre und älter	13,5	15,9	14,0
Männer 65 Jahre und älter	11,4	10,3	11,2
Personen ab 65 Jahre insgesamt	12,5	13,2	12,7
Gesamtbevölkerung	12,9	19,5	14,0

Quelle: Berechnungen der Autoren mit Daten des SOEP.

Die Tabelle zeigt, dass die Armutsrisikoquote alter Menschen in Westdeutschland ungefähr der Armutsrisikoquote der dortigen Gesamtbevölkerung entspricht, während in Ostdeutschland alte Menschen deutlich weniger armutsgefährdet sind als der dortige Bevölkerungsdurchschnitt, aber mehr als im Westen. Unter den älteren Frauen ist die Armutsrisikoquote erheblich höher als unter den älteren Männern, wobei dieser Abstand im Osten größer ist als im Westen.

Es stellt sich die Frage, ob Einkommensarmut gerade bei älteren Menschen durch Vermögen ausgeglichen werden könnte. So könnte ein vorhandenes Vermögen im Alter angegriffen werden, um fehlendes Einkommen zu kompensieren. Der Aufbau eines Vermögens mit dem Ziel, aus dessen Auflösung im Alter den Konsum zu finanzieren, kann – beispielsweise für Selbstständige – ein rationales Vorsorgeverhalten sein. Auch im Sozialhilferecht wird auf diese Möglichkeit Bezug genommen, indem Vermögensbestände bis zu einem vorgegebenen Schonvermögen aufgebraucht werden müssen, ehe ein Anspruch auf Leistungen der Grundsicherung besteht.

Im Rahmen des SOEP werden Fragen zum Vermögen nicht regelmäßig gestellt. Lediglich der Wohnwert selbstgenutzten Wohneigentums wird jährlich erfasst und in der Einkommensberechnung, die Tabelle 1 zu Grunde liegt, berücksichtigt. Bisher wurden nur in den Jahren 2002 und 2007 ausführliche Fragen zu anderen Formen des Vermögens gestellt. Eine Untersuchung mit den Daten von 2007 zeigt, dass von den Über-65-Jährigen, die nach dieser Befragung unter der einkommensmäßigen Armutsgrenze lagen, 7,6% ein solches Vermögen über 10 000 Euro besaßen. Nur 1,4% der alten Menschen unter der Armutsgrenze hatten ein solches Vermögen über 50 000 Euro.⁴ Bedenkt man, dass Vermögensbestände nur einmalig für Konsumzwecke aufgelöst werden können, so kann angesichts dieser Zahlen davon ausgegangen werden, dass die Kompensation von Einkommensarmut durch Vermögensreichtum nur eine geringe Rolle spielt. Sie wird im Folgenden deshalb vernachlässigt.

Einflussfaktoren der Alterseinkommen

Um zu ermitteln, welche Faktoren in welchem Ausmaß für Armut im Alter verantwortlich sind, wird eine Regressionsanalyse mit den SOEP-Daten aus der Erhebung 2008 durchgeführt. Darin werden verschiedene mögliche Faktoren aus dem privaten Leben bzw. aus der Erwerbsbiografie bezüglich ihres Einflusses auf das Alterseinkommen einer Person hin untersucht.

Abhängige Variable in den Schätzungen ist das äquivalenzgewichtete Einkommen der einzelnen Haushaltsmitglieder aus Haushalten mit Personen ab 65 Jahren. Die in der Erhebung 2008 erfragten Einkommensvariablen beziehen sich auf das Vorjahr, also 2007. Entsprechend werden nur Personen einbezogen, die 2007 mindestens 65 Jahre alt waren. Das personenbezogene Einkommen leitet sich unter Verwendung der modifizierten OECD-Skala aus dem Haushaltseinkommen ab. Um zu verhindern, dass die Einkommensgröße durch Erwerbseinkommen jüngerer Haushaltsmitglieder verzerrt wird, werden nur solche Personen in die Untersuchung einbezogen, die in Haushalten leben, in denen keine jüngeren Personen wohnen. Hierbei wird von der Überlegung ausgegangen, dass sich der ganz überwiegende Teil der Bevölkerung ab 65 Jahren im Ruhestand befindet. Diese Annahme ist nur teilweise zu rechtfertigen, da auch Personen in die Untersuchung einbezogen werden, die zwar älter als 65 Jahre sind, aber gleichwohl noch einer Erwerbstätigkeit nachgehen. Hierzu zählen insbesondere einige Freiberufler und Selbstständige. In einer zweiten Regression werden als abhängige Variable ausschließlich Einkommen aus erwerbsbezogenen Renten und Beamtenpensionen (aber ohne Hinterbliebenenrenten) verwendet. Aus den Unterschieden in beiden Regressionsergebnissen kann dann annäherungsweise geschlossen werden, in welchem Ausmaß zusätzliche Einkommen aus Vermögen dazu beitragen, der Altersarmut zu entgehen.

Tabelle 2 gibt einen Überblick über die in der Regressionsanalyse verwendeten Variablen.

⁴ Auch diese Vermögenswerte wurden entsprechend der modifizierten OECD-Skala äquivalenzgewichtet.

Tabelle 2:
Variablen in der Regressionsanalyse

Variable	Beschreibung	SOEP-Code
Gesamteinkommen im Alter	Gesamtes Alterseinkommen pro Monat	I1110208 + I1110508
Erwerbsbezogene Renten und Pensionen	Einkommen aus erwerbsbezogenen Renten und Pensionen pro Monat	IOLDY08
Vollzeit-Erwerbstätigkeit	Arbeitsmarkterfahrung Vollzeit in Jahren	EXPFT08
Vollzeit-Erwerbstätigkeit quadriert	Arbeitsmarkterfahrung Vollzeit in Jahren quadriert	
Teilzeit-Erwerbstätigkeit	Arbeitsmarkterfahrung Teilzeit in Jahren	EXPPT08
Teilzeit-Erwerbstätigkeit quadriert	Arbeitsmarkterfahrung Teilzeit in Jahren quadriert	
Geschlecht	Dummyvariable mit Mann = 1, Frau = 0	SEX
Kinder	Zahl der Kinder, die eine Frau im Lauf des Lebens hat	(Spelldaten aus BIOBIRTH.dta)
Beamte	Dummyvariable mit dem Wert Eins, wenn die Person mindestens in einem Jahr Beamte/r war	STIB84 bis STIB08
Selbstständig	Dummyvariable mit dem Wert Eins, wenn die Person mindestens in einem Jahr selbstständig war	STIB84 bis STIB08
Scheidung	Zahl der Ehescheidungen im Leben	(Spelldaten aus BIOMARSY.dta)
Ehe	Dummyvariable: Eins, wenn aktuell verheiratet	D1110408
Witwe/r	Dummyvariable: Eins, wenn verwitwet	D1110408
Lehre	Dummyvariable: Eins, wenn abgeschlossene Lehre	YPBBIL01, YPBBIL02, YPBBIL03
Studium	Dummyvariable: Eins, wenn Hochschulabschluss	YPBBIL01, YPBBIL02, YPBBIL03
Ost	Dummyvariable: Eins, wenn sich der Haushalt in Ostdeutschland (einschl. Ost-Berlin) befindet.	Aus YBULA
Verschiedene Interaktionsterme zwischen Ostdeutschland und anderen erklärenden Variablen		

Das Einkommen pro Person leitet sich aus den Haushaltseinkommen her, sodass im Ergebnis allen Mitgliedern eines Haushalts dasselbe Einkommen zugeschrieben wird. Daraus ergibt sich die Konsequenz, dass eine entsprechende haushaltsbezogene Ermittlung auch bei den meisten unabhängigen Variablen durchgeführt werden muss.

Die entsprechenden Variablen des Modells werden ebenfalls haushaltsbezogen äquivalenzgewichtet den Haushaltsmitgliedern zugeordnet.

Um mögliche nicht-lineare Effekte zu erfassen, gehen die Jahre der Vollzeit- und der Teilzeit-Erwerbsarbeit jeweils linear und quadriert in die Regressionsgleichung ein. Mit zunehmender Dauer der Beschäftigung dürften die Alterseinkommen zunehmen. Möglicherweise wird dieser Effekt mit zunehmender Dauer der Erwerbszeiten stärker oder schwächer, was wir durch Hinzunahme der quadrierten Werte testen. Für beide Beschäftigungsformen – Anzahl der Jahre in Vollzeit- bzw. Teilzeitbeschäftigung – wird entsprechend verfahren. Erwartet wird insbesondere ein positiver Effekt der Vollzeitbeschäftigung sowohl für das gesamte Alterseinkommen als auch für die erwerbsbezogenen Renten und Pensionen und somit eine Verringerung des Risikos späterer Altersarmut.

Weitere mögliche Determinanten für das zukünftige Alterseinkommen bzw. die Einkommenshöhe sind der Erwerbsstatus, unterschieden nach Beamte und Selbstständige, die formale Qualifikation der Personen, unterschieden danach, ob eine abgeschlossene Lehre und/ oder ein abgeschlossenes Hochschulstudium vorliegt, und der Familienstatus der in die Untersuchung eingezogenen Personen, unterschieden nach verheiratet, verwitwet bzw. geschieden.

Als ein Grund für eine mögliche Einkommensarmut im Alter kann die Anzahl der Kinder gesehen werden, die eine Lebensgemeinschaft im Laufe ihres Lebens großgezogen hat. Der Grund hierfür ist, dass Kinder im Haushalt das pro Kopf verfügbare Einkommen der Lebensgemeinschaft verringern und somit ein geringerer Spielraum für die Eltern verbleibt, während dieser Zeit Kapital für die Alterssicherung aufzubauen. Angesichts der Datenverfügbarkeit des SOEP wird dabei aber lediglich die Zahl der Kinder, die eine Frau im Laufe des Lebens geboren hat, als Variable verwendet.

Die Region (Ost- oder Westdeutschland) wird überwiegend in Form von Interaktionstermen einbezogen. So werden Interaktionsterme für den Ostdeutschland-Dummy mit der Vollzeit- und Teilzeitarbeit, sowie deren quadrierten Werten, mit dem Geschlecht, der Kinderzahl, dem Beamtenstatus, der Selbstständigkeit, den Scheidungen, Ehe, Verwitwung, Lehre und Studium gebildet. Ein zusätzlicher Ost-Dummy fängt die Effekte auf, die durch diese Interaktionsterme nicht erfasst sind. Befragte aus Berlin werden bei der Zuordnung zu Ost- oder Westdeutschland entsprechend den früheren Gebietsständen zugeordnet.

Bei den Variablen „Beamte“ und „Selbstständige“ weist der Datensatz erhebliche Lücken auf. Der Grund hierfür ist, dass die Kenntnis des früheren Berufsstatus – und damit die Erfassung im SOEP Datensatz – davon abhängt, ob die betreffende Person in der beruflich aktiven Lebensphase im SOEP erfasst wurde oder nicht. Dies trifft allerdings auf viele Ruheständler im Datensatz von 2008 nicht zu. Da das SOEP in der Welle 2000 (mit dem Sample F) deutlich erweitert wurde, befanden sich sehr viele der 2008 erfassten Personen über 65 Jahren bereits im Ruhestand als sie erstmalig in die Befragung

gen des SOEP aufgenommen wurden. Für diese Personen ist deshalb der frühere berufliche Status unbekannt. In den Regressionen werden diese Lücken in den Daten durch das Verfahren der multiplen Imputation aufgefüllt (vgl. Rubin 1976, 1987).⁵

Der Grund für eine multiple Imputation ist, dass im Falle von Datenauswertungen, die vollständige Datensätze verlangen, bei fehlenden Daten oftmals viele Variablen und Beobachtungen nicht berücksichtigt werden können. Sind die Ausfälle nicht zufällig, dann kommt es zu einer Verzerrung der Schätzergebnisse. Um diesen Informationsverlust zu kompensieren, werden die fehlenden Werte eines Datensatzes vervollständigt (vgl. Gartner und Scheid 2003). Unter Beachtung des von Rubin (1987) vorgeschlagenen Verfahrens zur Ermittlung der mindestens benötigten Anzahl von Iterationen in Abhängigkeit vom Anteil der fehlenden Werte an den Gesamtbeobachtungen, wurden zwanzig verschiedene Datensätze erzeugt.

Ein Vergleich der Regressionsergebnisse mit multipler Imputation mit jenen ohne die Imputation zeigt, dass die Ergebnisse für die anderen unabhängigen Variablen recht robust sind. Die (ohnehin marginalen) Unterschiede zwischen den Ergebnissen einer Regression mit vielen Beobachtungen und Imputation und einer Regression mit nur den wenigen vollständigen Beobachtungen entsprechen außerdem den Unterschieden, die sich bei Verzicht auf die Variablen „Beamte“ und „Selbstständige“ zwischen den Ergebnissen einer Regression mit vielen Beobachtungen und einer Regression mit den wenigen Beobachtungen ergeben. Auch dies bestätigt, dass das Imputationsverfahren zu keinen Verzerrungen führt.

Um die Verzerrung der Ergebnisse durch Ausreißer zu vermeiden, werden zusätzlich Beobachtungen, bei denen in allen 20 Durchläufen der Imputation die Residuen einen Wert, der betragsmäßig über dem Fünffachen des Standardfehlers liegt, aus der Regression entfernt. Insgesamt werden dadurch bei der Regression der Alterseinkommen 462 Beobachtungen entfernt. Es bleiben 3 357 Beobachtungen in der Regression enthalten. Bei der Regression der erwerbsbezogenen Renten und Pensionen gehen dadurch 294 Beobachtungen verloren. Es bleiben hier 3 365 Beobachtungen für die Schätzung bestehen.

⁵ Bei der multiplen Imputation wird im Gegensatz zur einfachen Imputation fehlender Werte durch den Ansatz von Rubin zusätzlich die Unsicherheit berücksichtigt, mit der die fehlenden Werte ersetzt werden. Hierzu dienen die Kovarianzen des Modells sowie die Varianzen der Parameterschätzungen. Anstelle eines vollständigen Datensatzes werden mehrere „vervollständigte“ Datensätze erzeugt. Die fehlenden Werte werden dabei aus einer Verteilung gezogen, die a priori zu spezifizieren ist. Dieses Verfahren wird mehrfach wiederholt und der sich jeweils ergebende Datensatz gespeichert. In einem nächsten Schritt wird dann mit diesem Datensatz die Regression geschätzt und die Parameterschätzungen gespeichert. Für jeden Datensatz erhält man somit eine unterschiedliche Parameterschätzung, die für das zugrunde gelegte Modell die entsprechende Unsicherheit widerspiegelt. Die unterschiedlichen Schätzergebnisse werden anschließend zur Ermittlung von „durchschnittlichen“ Parameterschätzungen sowie deren Streuung zusammengefasst. Für die Durchführung dieses Verfahrens wurde auf die in Stata 11 zur Verfügung stehende Software zurückgegriffen, die nach dem Algorithmus von Royston (2004) programmiert ist.

Für die Regressionen werden alle Beobachtungen mit den im SOEP zur Verfügung gestellten aktuellen Hochrechnungsfaktoren gewichtet, (Gewichte aus der Welle des Jahres 2008). Dies gewährleistet, dass die Regressionsergebnisse sich nicht auf die Stichprobe beziehen, sondern für die entsprechende Grundgesamtheit interpretiert werden können. Da Querschnittsregressionen üblicherweise mit dem Problem der Heteroskedastizität behaftet sind, werden die Standardfehler bzw. die Varianz-Kovarianz-Matrix mit dem heteroskedastizitäts-konsistenten Kovarianzschätzer von White (1980) ermittelt. Hierdurch ist es möglich, eine korrekte Inferenz bezüglich der geschätzten Koeffizienten und Effekte durchzuführen.

Regressionsergebnisse

Tabelle 3 fasst die Regressionsergebnisse für die Personen ab 65 Jahre für ihr Einkommen im Jahr 2007 zusammen.⁶

Die Dauer der Vollzeit-Erwerbstätigkeit erweist sich erwartungsgemäß als hochsignifikant für die Höhe erwerbsbezogenen Renten und Pensionen, allerdings nicht für die gesamten Alterseinkommen. Ein zusätzliches Jahr Vollzeit-Arbeit erhöht Rente und Pension um fast 27 Euro monatlich. Damit reproduziert unsere Regression fast exakt die Höhe des im Jahr 2007 aktuellen Rentenwerts.⁷ Teilzeitarbeit hat keinen signifikanten Effekt auf die Alterseinkommen.

Für das Geschlecht zeigt sich eine Begünstigung von Männern nur bei den erwerbsbezogenen Renten und Pensionen, nicht aber bei den Alterseinkommen insgesamt. Kinder lassen sich für das Alter als Einkommensrisiko identifizieren. Dabei mindern sie nicht das Einkommen aus lohnbezogenen Renten, aber das Gesamt-Alterseinkommen. Dies ist plausibel: Erziehungszeiten werden teilweise bei der Rente als Anwartschaftszeiten anerkannt. Längere Erwerbsunterbrechungen durch Kinder-Pausen werden bereits durch die Variablen zur Vollzeitarbeit erfasst, sodass bei den lohnbezogenen Renten und Pensionen kein zusätzlicher Kinder-Effekt signifikant auftritt. Hingegen schmälern Kinder zusätzlich die Möglichkeit der Altersvorsorge durch Ersparnisbildung und senken dadurch auch eigenständig signifikant die Höhe der Alterseinkommen insgesamt. Die sehr große Bedeutung, die Kinder bei der Pflege und bei der Aufrechterhaltung sozialer Teilhabe alter Menschen (als Faktor der Armutshinderung) haben, wird dadurch nicht in Frage gestellt.

⁶ Zusätzlich wurde diese Regression auch ohne die Interaktionsterme gerechnet. Dabei zeigte sich, dass alle relevanten Ergebnisse robust sind. Die Ergebnisse dieser Regression stellen wir auf Anfrage gern zur Verfügung.

⁷ Der aktuelle Rentenwert ist der Eurobetrag, den ein Rentner aus der gesetzlichen Rentenversicherung monatlich für ein Jahr sozialversicherungspflichtige Erwerbstätigkeit zum Durchschnittslohn erhält. Dieser lag nach dem 1. Juli 2007 im Westen bei 26,27 Euro, im Osten bei 23,09 Euro.

Tabelle 3:

Ergebnisse der Regressionen: Koeffizienten, t-Werte in Klammern.

Unabhängige Variable	Gesamteinkommen im Alter		Erwerbsbezogene Renten und Pensionen	
Konstante	1075,51***	(9,53)	417,26***	(4,50)
Vollzeitarbeit	10,67	(1,32)	26,70***	(5,43)
Vollzeitarbeit quadriert	-0,20	(-1,06)	-0,33***	(-3,07)
Teilzeitarbeit	-1,86	(-0,34)	-3,62	(-0,70)
Teilzeitarbeit quadriert	0,03	(0,15)	0,24	(1,09)
Geschlecht (1 = männlich)	-51,63	(-0,54)	273,69***	(3,55)
Kinder	-70,75***	(-3,30)	-28,21	(-1,50)
Beamte	557,54***	(3,37)	704,98***	(4,28)
Selbstständig	214,77**	(1,97)	-223,87***	(-3,03)
Scheidung	-161,25***	(-3,92)	-76,82**	(-1,97)
Ehe	233,42***	(2,88)	193,04***	(2,70)
Witwe/r	316,08***	(3,92)	-221,02***	(-3,22)
Lehre	291,02***	(5,43)	227,15***	(5,24)
Studium	1226,07***	(9,44)	794,06***	(7,29)
Ost	-418,37**	(-2,54)	-107,15	(0,76)
Vollzeitarbeit x Ost	-8,31	(-0,77)	-7,87	(-0,94)
Vollzeitarbeit quadriert x Ost	0,25	(1,13)	0,16	(0,99)
Teilzeitarbeit x Ost	23,16**	(2,53)	12,80*	(1,71)
Teilzeitarbeit quadriert x Ost	-0,75**	(-2,02)	-0,42	(-1,39)
Geschlecht x Ost	170,48	(1,44)	6,85	(0,07)
Kinder x Ost	61,50**	(2,19)	16,78	(0,68)
Beamte x Ost	-133,59	(-0,34)	-361,85	(-1,12)
Selbstständig x Ost	-190,21	(-1,43)	118,70	(1,20)
Scheidung x Ost	242,06***	(2,90)	143,19*	(1,88)
Ehe x Ost	97,22	(0,88)	122,95	(1,26)
Witwe/r x Ost	193,57*	(1,76)	264,50***	(2,82)
Lehre x Ost	-301,49***	(-4,34)	-225,43***	(-4,18)
Studium x Ost	-737,38***	(-5,24)	-398,48***	(-3,45)
R ²	0,2802		0,4346	
N	3357		3365	

*/**/** = signifikant auf dem 10-/5-/1-Prozent-Niveau; Datenquelle: SOEP 2009.

Quelle: Berechnungen der Autoren.

Der Status „Beamter“ bewirkt, dass das Einkommen aus Renten und Pensionen über 700 Euro monatlich und das Gesamteinkommen 558 Euro monatlich höher ausfällt im Vergleich zu den anderen Kategorien der Beschäftigung. War man im Erwerbsleben

selbstständig, so führt dies im Durchschnitt zu einem um monatlich 215 Euro höheren Einkommen im Alter, aber umgekehrt auch zu einer deutlich niedrigeren Altersrente. Dies ist ein Indiz dafür, dass Selbstständigkeit zu einer anderen, im Durchschnitt aber nicht schlechteren Form der Alterssicherung führt als abhängig Beschäftigte sie haben.

Scheidungen scheinen das Alterseinkommen negativ zu beeinflussen. Verwitwete Personen haben signifikant höhere Alterseinkommen, aber niedrigere erwerbsbezogene Renten. In letzteren sind Witwenrenten nicht enthalten. Ehen wirken positiv auf Renten und Alterseinkommen insgesamt.

Ausbildung und Studium machen sich im Alter in hohem Maße bezahlt. Vermutlich hängen die früheren Erwerbseinkommen und damit sowohl die Rentenanwartschaften und Pensionsansprüche als auch Möglichkeiten der Privatvorsorge signifikant vom Ausbildungsgrad und den häufig damit verbundenen höheren Erwerbseinkommen ab.

Das Leben in den östlichen Bundesländern beeinflusst vor allem über die Interaktionsterme die Alterseinkommen negativ. Lehre und Studium sind im Osten signifikant schwächer einkommensfördernd als dies für Gesamtdeutschland feststellbar ist. Vermutlich wirkt sich hier die relativ gleichmäßige Einkommensverteilung in der DDR aus. Höhere Berufsabschlüsse führten in der DDR nur in geringerem Umfang zu höheren Löhnen. Da sich die Rentenpunkte nach den hochgerechneten Erwerbseinkommen aus DDR-Zeiten richten, sind Studium und Ausbildung im Osten für die heutigen Alterseinkommen signifikant weniger förderlich als bezogen auf Gesamtdeutschland.

Insgesamt sind die Alterseinkommen im Osten signifikant niedriger als im Westen, was in den Koeffizienten sowohl zu den meisten Interaktionstermen als auch dem Ost-Dummy (der den nicht schon in den Interaktionstermen enthaltenen Rest-Effekt abbildet) deutlich wird. Der Ost-Dummy ist für die Gesamteinkommen negativ signifikant, nicht aber für die erwerbsbezogenen Renten und Pensionen. Dies ist ein Indiz dafür, dass insbesondere die Vermögenseinkommen im Osten deutlich niedriger sind als im Westen.

Die Regression zum Gesamteinkommen weist einen geringeren Wert für das Bestimmtheitsmaß R^2 als die Regression nur der erwerbsbezogenen Renten und Pensionen auf. Dies ist verständlich, da die hier erfassten biografischen Faktoren auf die Höhe der erwerbsbezogenen Renten und Pensionen stärker wirken als auf die Kapitaleinkommen. Letztere sind zusätzlich durch Erbschaften und die Arten der Kapitalanlage beeinflusst. Insgesamt erweist sich die angewendete Methode als leistungsstark. Obwohl keine Daten für frühere Erwerbseinkommen als erklärende Variablen einfließen und die Vorsorgemöglichkeiten nur mit der Zahl der Erwerbsjahre und Dummyvariablen zu Berufsabschlüssen erfasst werden, gelingt es, fast die Hälfte der Varianz der erwerbsbezogenen Renten und Pensionen zu erklären.

4. Eine Projektion für das Jahr 2023

Im zweiten Abschnitt wurde bereits darauf hingewiesen, dass wachsende Armutsrisiken bei alten Menschen für die Zukunft zu erwarten sind. Deshalb soll in diesem Abschnitt über die Analyse aktueller Altersarmut hinaus gegangen werden indem auf der Basis heutiger Erkenntnisse eine Projektion des Umfangs künftiger Altersarmut erfolgt. Wir versuchen dabei, für die Menschen, die im Jahr 2008 in der ersten Hälfte ihrer 50er Jahre standen, deren Einkommen für einem Zeitpunkt zu ermitteln, zu dem sie vollständig das Ruhestandsalter erreicht haben werden. Dieses Verfahren erlaubt es, für einen begrenzten Personenkreis und einen überschaubaren Zeitraum künftige Gefahren der Altersarmut zu identifizieren.

Method

Unsere Projektion künftiger Altersarmut bezieht sich auf die Personen im Alter zwischen 65 und 70 Jahren. Die Panelstruktur des SOEP erlaubt es, für die (im Jahr 2008 befragten) 65- bis 70-Jährigen des Jahres 2007 Daten aus dem Jahr 1992 heranzuziehen, also dem Jahr, in dem sie zwischen 50 und 55 Jahre alt waren.⁸ So lässt sich mit einer Regressionsanalyse ermitteln, welche im Jahr 1992 erhobenen biografischen Daten für ihr Einkommen im Jahr 2007 bedeutsam waren. Die im Jahr 1992 erhobenen Daten umfassen dabei verschiedene biografische Daten sowie Einkommensgrößen aus dem Vorjahr (also 1991). Mit Hilfe der so ermittelten Koeffizienten werden im zweiten Schritt für die Befragungsteilnehmer, die bei der Befragung im Jahr 2008 zwischen 50 und 55 Jahre alt waren, Alterseinkommen geschätzt, die sie 15 Jahre später, also im Jahr 2023 haben werden. Damit lässt sich prognostizieren, wie sich die Änderung der beruflichen Verhältnisse, familiärer Umstände u. a. im Zeitverlauf auf die Alterseinkommen auswirken. Unterstellt ist hierbei, dass für die 50- bis 55-Jährigen des Jahres 2008 erwerbsbiografische Faktoren in gleicher Weise auf ihre künftigen Alterseinkommen wirken wie dies für die 65- bis 70-Jährigen des Jahres 2007 der Fall war.

Alle Einkommensdaten – sowohl für 1992 als auch für 2007 und folglich in der Projektion für 2023 – werden mit dem jeweiligen gesamtdeutschen Medianeinkommen standardisiert, also in Relation zum jeweiligen Medianeinkommen ausgedrückt. Dadurch wird das Problem vermieden, Prognosen über künftige Wachstums- oder Inflationsraten abgeben zu müssen.⁹ Zugleich ist dies eine sachgemäße Berücksichtigung des relativen Armutsbegriffs, wie er bereits oben verwendet wurde. Mit diesem Verfahren soll aus

⁸ Wir verwenden Daten aus den SOEP-Befragungen 1992 und 2008. Die jeweiligen Einkommensdaten beziehen sich immer auf das Vorjahr, sodass wir mit Einkommensdaten von 1991 und anderen Daten von 1992 das Einkommen von 2007 erklären. Mit den dabei ermittelten Regressionskoeffizienten projizieren wir dann aus Einkommensdaten von 2007 und anderen Daten von 2008 das Einkommen des Jahres 2023.

⁹ Lediglich durch die Berücksichtigung des Nachhaltigkeitsfaktors (siehe unten) geht indirekt die Prognose der künftigen Arbeitsmarktentwicklung ein, die im Rentenversicherungsbericht 2009 der Bundesregierung zu Grunde gelegt wird.

der relativen Einkommensposition eines Menschen zum aktuellen Zeitpunkt seine künftige relative Einkommensposition im Alter prognostiziert werden. Dieses Verfahren hat Ähnlichkeiten mit dem von Krenz, Nagl und Ragnitz verwendeten Verfahren mit Bezugnahme auf Rentenpunkte, die ebenfalls ein Maß für die relative Einkommensposition darstellen. Wir verzichten dadurch an zentraler Stelle auf die Verwendung von Eurobeträgen und vermeiden die damit verbundenen Probleme wie Deflationierung und Prognose künftiger Wachstumsraten. Indem sich der hier verwendete Ansatz allerdings auf das Gesamteinkommen bezieht, kann er auch Armutsrisiken durch die Verschiebung zwischen den Einkommensarten besser berücksichtigen, was durch die Beschränkung auf die gesetzliche Rente bei Krenz, Nagl und Ragnitz nicht möglich ist. So betrachten wir neben den Renten aus der gesetzlichen Rentenversicherung, Pensionen, Betriebsrenten und privater Altersvorsorge auch alle anderen Formen von Kapitaleinkommen, noch vorhandene Erwerbseinkommen und den Wohnwert selbst genutzten Wohneigentums. Dadurch kann Altersarmut vergleichsweise umfassend eingeschätzt werden.

Um wieder den Einfluss von Erwerbseinkommen jüngerer Haushaltsmitglieder auszuschließen, werden auch hier nur Haushalte einbezogen, in denen keine Personen unter der Altersgrenze leben. Für die Projektion werden dementsprechend nur Haushalte des Jahres 2008 mit Mitgliedern verwendet, die 50 Jahre oder älter sind. Allerdings wird davon ausgegangen, dass Haushaltsmitglieder unter 35 in der Regel Kinder sind, die bis zum Ruhestand der Eltern den Haushalt verlassen. Deshalb werden Haushalte mit Mitgliedern bis 35 Jahren im Sample gelassen, aber angenommen, dass diese jüngeren Personen bis zum Jahr 2023 ausziehen. Ein heuristischer Vergleich zwischen den beiden Kohorten zeigt, dass die Änderungen der Haushaltsstrukturen mit dieser Bereinigungsverfahren sehr ähnlich werden. Dies deutet darauf hin, dass der vorgeschlagene Weg plausibel ist und nicht zu verzerrten Ergebnissen führt.¹⁰

Der nächste Schritt in der Projektion besteht in einer Regressionsschätzung für die Personen, im Jahre 2007 zwischen 65 und 70 Jahre alt waren auf Erklärungsfaktoren, die auf diese Personengruppe im Jahr 1991/92 zuträfen, als sie zwischen 50 und 55 Jahren alt waren. Die erklärenden Variablen sind u.a. die verschiedenen Einkommen der Personen, die Form der Erwerbstätigkeit, Familienstatus etc. Die wesentlichen Informationen über diese Gleichung sind im Anhang ausgewiesen. Diese Regression wurde nur für die Personengruppe geschätzt, die sowohl 1992 als auch 2008 im Datensatz enthalten war. Somit verringerte sich die Anzahl der Beobachtungen auf 427 Personen. Der Erklärungsgehalt dieser Regression war mit einem Bestimmtheitsmaß von 0,64 dennoch erstaunlich gut für eine Querschnittsregression.

Für diese Regression wurden in der abhängigen Variablen die Alterseinkommen des Jahres 2007 um einen Betrag von 7,4% der erwerbsbezogenen Renten und Pensionen gekürzt. Dadurch wird die gesetzlich vorgesehene Dämpfung künftiger Rentensteigerungen bereits bei der Ermittlung der Regressionskoeffizienten einberechnet. So

¹⁰ Die dies betreffenden Berechnungen stellen wir auf Anfrage gern zur Verfügung.

sollen in den Jahren 2011 bis 2014 die Rentenerhöhungen durch Einbeziehung der vergrößerten Förderfähigkeit der Riesterrente um rund 2,6 Prozentpunkte gedämpft werden. Aus bislang unterbliebenen Rentenkürzungen kommt ein Nachholbedarf von 1,75% hinzu. Außerdem soll der Nachhaltigkeitsfaktor in der Rentenanpassungsformel dafür sorgen, dass wegen des demografischen Wandels die Renten schwächer steigen. Nach der Prognose aus dem Rentenversicherungsbericht 2009 der Bundesregierung ergibt sich durch den Nachhaltigkeitsfaktor zwischen 2009 und 2023 kumuliert eine Dämpfung um 3,3% (vgl. BMAS 2009, Übersicht B 17). Nimmt man diese Dämpfungen zusammen, ergibt sich eine Rentendämpfung bis 2023 um 7,41%.

Die geschätzten Regressionskoeffizienten werden dann mit den entsprechenden Variablen der 50- bis 55-Jährigen des Jahres 2008 multipliziert. Damit wird geschätzt, welchen Wert im Jahr 2023 die Alterseinkommen der dann 65- bis 70-Jährigen relativ zum Median haben werden.

In unserer Rechnung wird implizit unterstellt, dass die Lohnquote bis 2023 den Wert des Jahres 2007 behält. Andernfalls müsste eine weitere Anpassung nach Maßgabe der Lohnquote erfolgen. Außerdem nehmen wir implizit an, dass eine Kompensation geringerer Ansprüche an die gesetzliche Rentenversicherung durch verstärkte private Vorsorge nicht gelingt. Dies wird durch die Studie von Corneo, Keese und Schröder (2009) gestützt und ist insbesondere bei Geringverdienern plausibel. Den Übergang zur nachgelagerten Rentenbesteuerung¹¹ beziehen wir nicht ein, zumal die meisten Geringverdiener ohnehin kaum Einkommensteuer bezahlen.

Mit unserem Verfahren können wir einige der im zweiten Abschnitt genannten Ursachen wachsender Altersarmut erfassen: Der Wandel der Erwerbsbiografien und die wachsende Ungleichheit in der Einkommensverteilung zwischen den beiden betrachteten Generationen wird erfasst durch die Einbeziehung der verschiedenen Einkommensarten. Für die Lohnquote verwenden wir implizit den Wert des Jahres 2007, verzichten also darauf, für ihre Entwicklung eine Prognose abzugeben. Ob sie auch in Zukunft als Ursache wachsender Armut wirkt, lassen wir damit offen. Die teilweise Umstellung auf Kapitaldeckung und der demografische Wandel werden dadurch berücksichtigt, dass die Dämpfungsfaktoren in der Rentenanpassungsformel einbezogen werden.

Im Vergleich zu bisherigen Studien gelingt es uns, durch die Verwendung der SOEP-Daten umfassender als Krenz, Nagl und Ragnitz (2009), Geyer und Steiner (2010) und sogar als die AVID-Studie Einkommensarten zu berücksichtigen. Indem wir die Dämpfungsfaktoren der Rentenformel einbeziehen, können wir die durch sie entstehenden Armutsrisiken erfassen, was ebenfalls in den bisherigen Studien nicht gelingt. Dennoch ist eine Projektion über 16 Jahre mit erheblichen Unsicherheiten behaftet. Die Ergebnisse sollten deshalb nur vorsichtig als ungefähre Anhaltspunkte verstanden werden.

¹¹ Dies ist die schrittweise Ausweitung der Rentenbesteuerung bei gleichzeitigem Abschmelzen der Steuerpflichtigkeit der Rentenversicherungsbeiträge.

Ergebnisse

Die Tabellen 4 bis 6 zeigen die projizierten Armutsrisikoquoten für Gesamtdeutschland, West- und Ostdeutschland, jeweils zusätzlich nach Geschlechtern differenziert, im Vergleich zu den mit SOEP-Daten ermittelten Ist-Werten des Jahres 2007. Für die Altersgruppe der 65- bis 70-Jährigen ergibt sich eine Zunahme der Altersarmut um fast 3 Prozentpunkte auf 16,3%. Die Zunahme der Altersarmut betrifft überproportional Menschen in den östlichen Bundesländern, außerdem Männer stärker als Frauen. Das am meisten hervorstechende Ergebnis ist sehr starke Zunahme des Anteils der Personen unter der Armutsrisikoschwelle unter den ostdeutschen Männern.

Tabelle 4:

Anteil der Personen zwischen 65 und 70 Jahren unter der Armutsgrenze in Prozent in Gesamtdeutschland

	2007	2023
Frauen 65-70 Jahre	13,3	14,1
Männer 65-70 Jahre	13,7	19,0
65-70-Jährige insgesamt	13,4	16,3

Projektion der Autoren auf Basis von Daten des SOEP.

Tabelle 5:

Anteil der Personen zwischen 65 und 70 Jahren unter der Armutsgrenze in Prozent in Westdeutschland

	2007	2023
Frauen 65-70 Jahre	13,5	14,7
Männer 65-70 Jahre	13,7	17,8
65-70-Jährige insgesamt	13,6	16,1

Projektion der Autoren auf Basis von Daten des SOEP.

Tabelle 6:

Anteil der Personen zwischen 65 und 70 Jahren unter der Armutsgrenze in Prozent in Ostdeutschland

	2007	2023
Frauen 65-70 Jahre	12,4	11,5
Männer 65-70 Jahre	13,4	23,6
65-70-Jährige insgesamt	12,8	17,2

Projektion der Autoren auf Basis von Daten des SOEP.

Wesentliche Ursachen der wachsenden Altersarmut dürfte die gestiegene Ungleichheit in den Erwerbs- und sonstigen Einkommen sein. Diese spiegelt auch die zunehmend löchrigen Erwerbsbiografien in Ostdeutschland wider. So zeigen die Daten in den Tabellen 7 bis 9, dass im Osten die 50- bis 55-Jährigen des Jahres 2008 im Schnitt zweieinhalb Jahre kürzer Vollzeit gearbeitet haben, als dieselbe Altersgruppe des Jahres 1992. Hinzu kommt, dass von den Dämpfungsfaktoren der Rentenanpassungsformel vor allem jene betroffen sind, deren künftiges Alterseinkommen fast nur aus Renten der GRV besteht und die kaum Möglichkeiten haben, diese Einkommensausfälle durch vermehrte Privatvorsorge auszugleichen.

Allerdings gibt es auch Faktoren, die einer wachsenden Altersarmut entgegenwirken. So dürfte die zunehmende Frauenerwerbstätigkeit die Entwicklung aufhalten. Wie Tabelle 4 zeigt sind Frauen vom Anstieg der Altersarmut weniger betroffen als Männer. Außerdem hat der Anteil der Akademiker zugenommen. Ein abgeschlossenes Studium erweist sich als hochsignifikanter Schutz vor Armut. So lag in der Gruppe der 50- bis 55-Jährigen des Jahres 2008 der Anteil der Akademiker um fünf Prozentpunkte über dem in der Vergleichsgruppe des Jahres 1992.

Tabelle 7:

Strukturmerkmale der jeweiligen 50-55-Jährigen in Gesamtdeutschland

	1992	2008
Vollzeitarbeit in Jahren im Durchschnitt	23,3	22,5
Abgeschlossenes Studium Anteil in %	15,3	20,7

Berechnungen der Autoren auf Basis von Daten des SOEP.

Tabelle 8:

Strukturmerkmale der jeweiligen 50-55-Jährigen in Westdeutschland

	1992	2008
Vollzeitarbeit in Jahren im Durchschnitt	22,2	21,9
Abgeschlossenes Studium Anteil in %	11,8	20,1

Berechnungen der Autoren auf Basis von Daten des SOEP.

Tabelle 9:

Strukturmerkmale der jeweiligen 50-55-Jährigen in Ostdeutschland

	1992	2008
Vollzeitarbeit in Jahren im Durchschnitt	27,4	24,9
Abgeschlossenes Studium Anteil in %	28,5	23,3

Berechnungen der Autoren auf Basis von Daten des SOEP.

Einige überraschende Ergebnisse der hier präsentierten Zahlen sind vermutlich mit Ost-West-Wanderungen zu erklären. So kann der dramatische Rückgang des Akademiker-Anteils im Osten vermutlich durch Abwanderung erklärt werden. Auch könnte die Entwicklung der Altersarmut für Ostdeutschland etwas überzeichnet sein: Sollten einige der in den Westen abgewanderten Arbeitskräfte im Ruhestand in den Osten zurückkehren, könnte dies dazu führen, dass die dortige Armutsrisikoquote niedriger ausfällt.

Die uneinheitlichen und eher geringen Änderungen der Armutsrisikoquoten für Frauen zeigen an, dass hier positive und negative Einflussfaktoren zusammenkommen. Einerseits wächst der Anteil gut qualifizierter und erwerbstätiger Frauen, andererseits sind auch Frauen von steigender Arbeitslosigkeit und zunehmender Lohnspreizung betroffen. Auch hier spielen Wanderungen eine Rolle, die vermutlich immer noch stärker als bei Männern durch die beruflichen Entscheidungen der Ehepartner beeinflusst werden.

Der Richtung nach bestätigen unsere Ergebnisse die Befunde der bisherigen Studien, die ebenfalls das Hauptrisiko für zukünftige Altersarmut in Ostdeutschland sehen. Der hervorstechende dramatische Anstieg der Armutsrisiken bei ostdeutschen Männern findet sich bereits in diesen Studien. So kommt die AVID 2005 zu dem Ergebnis, dass unter den ostdeutschen Männern der Anteil der Empfänger von Netto-Alterseinkommen unter 600 Euro zwischen den Geburtsjahrgängen 1942/46 und 1952/56 von 1% auf 17% steigt (nach Deutsche Rentenversicherung/BMAS 2007, S. 166, Tab. 6-3). Krenz, Nagl und Ragnitz berechnen unter den alleinstehenden ostdeutschen Männern eine Zunahme des Anteils derjenigen, die bis zum Ruhestand weniger als 30 Rentenpunkte gesammelt haben, zwischen den Geburtsjahrgängen 1939/41 und 1955/57 von 1,34% auf 31,60% (vgl. Krenz, Nagl und Ragnitz 2009, S. 42, Tab. 1). Unser Befund einer Steigerung der Armutsrisikoquote im Alter bei ostdeutschen Männern von 13,4 auf 23,6 Prozent (bei uns zwischen den Jahrgängen 1937/42 und 1953/58) geht in dieselbe Richtung. Die Ursachen dieser hervorstechenden Verschlechterung der Alterseinkommen speziell ostdeutscher Männer sollten noch genauer erforscht werden.

5. Schlussfolgerungen

Wir legen eine Projektion künftiger Altersarmut für die Generation der 50- bis 55-jährigen Menschen des Jahres 2008 vor. Dabei gelingt es uns, einige Faktoren in die Projektion einzubeziehen, die in bisherigen Studien in dieser Form nicht berücksichtigt werden konnten. Dazu zählen die Einbeziehung zusätzlicher Einkommensbestandteile (wie Kapitaleinkünfte und der Wohnwert selbstgenutzten Wohneigentums) oder die Wirkung der Dämpfungsfaktoren in der Rentenanpassungsformel, die überproportional jene treffen, deren Einkommen fast ausschließlich aus Renten der gesetzlichen Rentenversicherung bestehen.

Wachsende Altersarmut ist vor allem ein ostdeutsches Problem. Darin bestätigt unsere Studie bisherige Untersuchungen. Sie ist darauf zurückzuführen, dass in den ostdeutschen Bundesländern die heutige ältere Generation noch von ihren langen meist unterbrechungsarmen Erwerbsbiografien in der DDR profitiert, während unter den jüngeren Menschen in Ostdeutschland längere Zeiten der Erwerbslosigkeit weiter verbreitet sind. In Westdeutschland hingegen lässt sich ein entsprechender Wandel der Erwerbsbiografien viel weniger feststellen. Der ostdeutsche Trend wird allerdings vermutlich dadurch etwas überzeichnet, dass gerade Personen mit längeren Erwerbsbiografien und guter Ausbildung in den Westen abgewandert sind und möglicherweise im Ruhestand zurückkehren, sodass die entsprechenden Armutsrisikoquoten für Ostdeutschland günstiger ausfallen könnten.

Welche Wege könnte die Politik gehen, um eine Zunahme von Altersarmut zu verhindern? Zwei unterschiedliche Ansätze können verfolgt werden, die sich gegenseitig eher ergänzen als ersetzen. Der erste Ansatz besteht darin, die Einflussfaktoren geringer Alterseinkommen zu beheben. So konnten wir belegen, dass eine bessere berufliche Qualifikation bei vielen Personen dem Armutsrisiko entgegenwirkt. Die Verhinderung unfreiwilliger Arbeitslosigkeit ist ebenfalls ein Faktor, der Armut im Alter vorbeugt. Der zweite Ansatz besteht darin, das System der Grundsicherung in einer Weise weiterzuentwickeln, dass es in jedem Fall armutsfest wird. Die Kosten dieses zweiten Ansatzes werden umso geringer ausfallen je wirkungsvoller Schritte des ersten Ansatzes verwirklicht werden.

Literatur

- Bogedan, Claudia; Rasner, Anika* (2008): Arbeitsmarkt x Rentenreform = Altersarmut?, in: WSI-Mitteilungen 61, S. 133-138.
- Bundesministerium für Arbeit und Soziales (BMAS)* (2009): Rentenversicherungsbericht 2009.
- Bundesregierung* (2008a): Dritter Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung.
- (2008b): Ergänzender Bericht der Bundesregierung zum Rentenversicherungsbericht 2008 gemäß § 154 Abs. 2 SGB VI (Alterssicherungsbericht 2008).
- Corneo, Giacomo; Keese, Matthias; Schröder, Carsten* (2009): The Riester Scheme and Private Savings: An Empirical Analysis based on the German SOEP, in: Schmollers Jahrbuch 129 (2009), S. 321-332.
- Deutsche Rentenversicherung Bund; Bundesministerium für Arbeit und Soziales (BMAS)* (Hrsg.) (2007): Altersvorsorge in Deutschland 2005 (AVID 2005). Altersvorsorge und Biographie. München.
- Frick, Joachim R.; Grabka, Markus M.* (2009): Gestiegene Vermögensungleichheit in Deutschland, in: DIW Wochenbericht 4/2009, S. 54-67.
- Gartner, Hermann; Scheid, Sandro* (2003): Multiple Imputation von fehlenden Werten mit Daten über Unterernährung und Kindersterblichkeit. Mimeo, München.
- Geyer, Johannes; Steiner, Viktor* (2009): Zahl der Riester-Renten steigt sprunghaft – aber Geringverdiener halten sich noch zurück, in: DIW Wochenbericht 32/2009, S. 534-541.
- (2010): Künftige Altersrenten in Deutschland: Relative Stabilität im Westen, starker Rückgang im Osten, in: DIW Wochenbericht 11/2010, S. 2-11.
- Himmelreicher, Ralf K.; Frommert, Dina* (2006): Gibt es Hinweise auf zunehmende Ungleichheit der Alterseinkünfte und zunehmende Altersarmut?, in: Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung 75, 1, S. 108-130.
- Krenz, Stefan; Nagl, Wolfgang* (2009): Die Entwicklung der Ansprüche an die gesetzliche Rentenversicherung bis zum Jahr 2020, in: ifo Dresden berichtet 2/2009, S. 13-23.
- Krenz, Stefan; Nagl, Wolfgang; Ragnitz, Joachim* (2009): Is there a growing risk of old-age poverty in East Germany?, in: Applied Economics Quarterly Supplement 60, S. 35-50.
- Lang, Cornelia* (2009): Erwerbsformen im Wandel, in: Wirtschaft im Wandel 4/2009, S. 165-171.

- Riedmüller, Barbara; Willert, Michaela* (2008): Die Zukunft der Alterssicherung. Analyse und Dokumentation der Datengrundlagen aktueller Rentenpolitik. Gutachten im Auftrag der Hans-Boeckler-Stiftung.
- Roysten, Patrick* (2004): Multiple imputation of missing values. *The Stata Journal* 4, No. 3, S. 227-241.
- Rubin, Donald B.* (1976): Inference and missing data (with discussion). *Biometrika* 63, S. 581-592.
- (1987): Multiple imputation for non-response in surveys. New York (Wiley & Sons).
- Schafer, Joseph L.* (1997): *Analysis of Incomplete Multivariate Data*. London (Chapman & Hall).
- Schulten, Thorsten* (2009): Guter Lohn für gute Rente, WSI Diskussionspapier Nr. 164, Juni 2009.
- Statistisches Bundesamt* (2010): Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Inlandsproduktberechnung, Erste Jahresergebnisse, Fachserie 18, Reihe 1.1.
- White, Halbert* (1980): A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity, *Econometrica*, 48, S. 817-838.

Anhang: Regressionsanalyse für die Projektion

Zur Projektion der Alterseinkommen im Jahr 2023 wurde im ersten Schritt mit Hilfe einer Regression untersucht, wie die Einkommen der 65- bis 70-Jährigen des Jahres 2007 von biografischen, familiären und Einkommensvariablen aus dem Jahr 1992 abhängen. Dabei werden als abhängige Variable nicht die Einkommen in Euro, sondern die Nettoeinkommen in Relation zum Medianeinkommen verwendet. Da wir mit den nach Haushaltgröße und -zusammensetzung äquivalenzgewichteten Individualdaten arbeiten, wird dabei auch auf die Daten aus 1992 die Haushaltszusammensetzung des Jahres 2008 angewendet. Während Lohneinkommen individuell zugeordnet werden, ist dies für Kapitaleinkommen nicht immer möglich. Diese werden entsprechend der Haushaltszusammensetzung des Jahres 1992 ohne Äquivalenzgewichtung auf alle Haushaltsmitglieder über 25 Jahre aufgeteilt. Ebenso werden private und öffentliche Transferzahlungen zu gleichen Anteilen auf alle Personen des Haushalts verteilt. Da für den Großteil der 1992 50- bis 55-Jährigen zu 2008 mit Ausnahme des Auszugs von Kindern keine Änderung bezüglich der Haushaltsstruktur vorliegt, kann davon ausgegangen werden, dass eventuelle Ungenauigkeiten bei der individuellen Einkommenszurechnung die Ergebnisse nicht substantiell verzerren sollten. Bei Einkommen als erklärende Variable verwenden wir Bruttogrößen, da Nettoeinkommen im SOEP nicht individuell ermittelt werden.

Um die Wirkung der Dämpfungsfaktoren der Rentenanpassungsformel zu berücksichtigen, werden bei der abhängigen Variable 7,41% der erwerbsbezogenen Rente abgezogen. Dadurch wird die Wirkung der Dämpfungsfaktoren bereits bei der Ermittlung der Regressionskoeffizienten einbezogen.

Eine besondere Problematik stellen die spezifischen Osteffekte dar, welche, wie die Regression zu den Einflussfaktoren der Altersarmut zeigt, einen signifikanten Einfluss ausüben. In einem ersten Schritt werden die Haushalte anhand ihres Wohnbundeslandes Ost- oder Westdeutschland zugeordnet. Da im Datensatz, welcher für die Prognosegleichung verwendet wird, nur eine Person enthalten ist, welche von 1992 zu 2008 zwischen Ost- und Westdeutschland den Wohnort wechselte, sollte die wegen fehlender vollständiger Daten zum Erwerbsverlauf nicht mögliche genaue Ost-West-Zuordnung unproblematisch sein. Beachtet werden muss jedoch, dass davon ausgegangen werden kann, dass der Einfluss der spezifischen Osteffekte in den kommenden Jahren abnimmt. Dafür wurden der Ost-Dummy und die Ostinteraktionsterme mit der Zahl der von der Person in der DDR verbrachten Jahre multipliziert.

Zur Eliminierung des Einflusses von Ausreißern, wurden alle Beobachtungen, deren Residuum betragsmäßig über dem fünffachen Standardfehler liegt, entfernt.

Die Regressionsanalyse erbringt folgendes Ergebnis:

Unabhängige Variablen:	SOEP-Code	Koeffizienten (in Klammern: t-Statistik)	
Arbeitseinkommen	I1111092	0,21***	(5,03)
Vermögenseinkommen	I1110492	0,52***	(2,61)
Kalkulatorische Miete	I1110592	0,39***	(2,66)
Private Transfers	I1110692	0,09	(0,28)
Öffentliche Transfers	I1110792	0,11	(0,88)
Gesetzliche Renten	I1110892	0,44***	(2,78)
Private Renten	I1111792	1,11*	(1,73)
Ost X Arbeitseinkommen		-0,002*	(-1,77)
Ost X Vermögenseinkommen		0,02	(0,94)
Ost X kalkulatorische Miete		0,03***	(2,77)
Ost X öffentliche Transfers		-0,004	(-0,64)
Ost X gesetzliche Renten		-0,01**	(-2,19)
Ost X private Renten		-0,01	(-0,57)
Personen im Haushalt	D1110692	0,002	(0,10)
Kinder im Haushalt	D1110792	0,11	(0,83)
Ost X Personen im Haushalt		0,0005	(0,64)
Ost X Kinder im Haushalt		-0,01*	(-1,82)
Wohnortwechsel zwischen West- und Ostdeutschland	IBULA, YBULA	-0,13	(-0,96)
Geschlecht (1=männlich, 0=weiblich)	SEX	-0,13	(-1,57)
Abgeschlossene Lehre	IPBBIL01, IPBBIL02, IPBBIL03	0,13***	(2,99)
Abgeschlossenes Studium	IPBBIL01, IPBBIL02, IPBBIL03	0,32***	(2,77)
Verheiratet	D1110408	0,05	(0,89)
Verwitwet	D1110408	0,15	(1,26)
Geschieden	D1110408	-0,14	(-1,36)
Selbstständig	STIB92	-0,22**	(-2,05)
Beamte/r	STIB92	0,52***	(3,78)
Arbeiter/in	STIB92	-0,20***	(-2,98)
Angestellte/r	STIB92	-0,10	(-1,08)
Ost X Geschlecht		0,001	(0,48)
Ost X abgeschlossene Lehre		-0,004***	(-2,70)
Ost X abgeschlossenes Studium		-0,004	(-1,56)
Ost X verheiratet		0,002	(0,89)
Ost X verwitwet		0,002	(0,69)
Ost X geschieden		0,003	(1,02)
Ost X selbstständig		-0,001	(-0,40)
Ost X Beamte/r		-0,01***	(-2,93)
Ost X Arbeiter/in		0,003*	(1,80)
Ost X Angestellte/r		0,002	(0,99)
Ost	IBULA	0,001	(0,43)
Konstante		0,48***	(5,64)
N		427	
R ²		0,6386	