

(Prospektiver) Anstieg der Wohnkostenbelastung für Ältere im regionalen Vergleich

Sebastian Ach und Prof. Dr. Matthias Wrede, Nürnberg

Materielle Armut wird nicht nur durch niedriges Einkommen, sondern auch durch hohe Preise vor allem lebensnotwendiger Güter ausgelöst. Letzteres ist offensichtlich aktuell aufgrund dramatisch steigender Lebenshaltungskosten hochgradig relevant. Aufgrund des per se hohen Ausgabenanteils der Wohnkosten ist der Anstieg der Wohnkosten ein starker Treiber von zunehmender materieller Armut. In unserer Untersuchung zu Stand und Entwicklung der Wohnkostenbelastung für ältere Mieterhaushalte auf der Basis von Regionaldaten der Deutschen Rentenversicherung und Individualdaten von SHARE-RV stellen wir vor allem fest, dass der Anstieg der Angebotsmieten auf regionaler Ebene eine zunehmende Wohnkostenbelastung von Rentnerinnen und Rentnern (gemessen am Einkommen) insbesondere in den Großstädten des Westens, nicht aber im Osten vermuten lässt. Die Individualdatenanalyse bestätigt den generellen Trend zulasten der Rentnerhaushalte, findet aber erst in jüngster Zeit eine deutliche regionale Differenzierung zwischen verschiedenen strukturellen Kreistypen in Ost und West mit einer stärker steigenden Belastung in dem Cluster Großstädte im Westen und in Berlin insbesondere im Vergleich zum Osten Deutschlands. Diese Befunde sind damit vereinbar, dass zunehmend in den boomenden Wohnungsmärkten die Schutzwirkung von Bestandsmietverträgen nachlässt.

1. Wohneigentum, Vermögen und Altersvorsorge

Nicht nur als existenzielles Grundbedürfnis, sondern auch in seinen finanziellen Dimensionen hat Wohnen einen herausragenden Stellenwert für die Lebensbedingungen privater Haushalte. Wohnen (ohne Energie) ist mit 30,7 Prozent auch 2020 mit Abstand der größte Ausgabenposten privater Haushalte in Deutschland (Statistisches Bundesamt 2021). Gleichfalls dominiert selbstgenutztes Wohneigentum im Portfolio privater Haushalte; laut der Studie „Private Haushalte und ihre Finanzen“ (PHF) der Deutschen Bundesbank lag 2017 der Median des Wertes selbstgenutzten Wohneigentums von Eigentümerinnen und Eigentümern bei 199 200 Euro, der Mittelwert bei 258 800 Euro und damit nur geringfügig unter dem Mittelwert des Bruttovermögens aller Haushalte mit 262 500 Euro (Deutsche Bundesbank 2019). Für die Gruppe der Ü-65-Jährigen ist der Stellenwert des Immobilienbesitzes noch größer als für Jüngere (Bartsch et al. 2021).

Wohneigentum und Wohnkosten beeinflussen maßgeblich die gegenwärtigen und zukünftigen materiellen Lebensbedingungen privater Haushalte. Wohneigentum verlangt zwar Erhaltungsaufwand, spart dem Haushalt jedoch als Selbstnutzer Mietzahlungen, kann alternativ durch Verkauf in Finanzvermögen umgewandelt werden oder durch Vermietung Einkommen generieren, deren Höhe aber jeweils von der Lage des gesamtdeutschen und lokalen Wohnungsmarktes abhängt. Dass eine Liquidierung selbstgenutzten Wohneigentums bei akutem Bedarf ohne größeren Vermögensverlust gelingt, ist angesichts möglicherweise platzender Immobilienpreisblasen nicht gesichert. Anders als in den USA oder Großbritannien existiert in Deutschland auch kein ausgeprägter Markt für Umkehrhypotheken (Bartsch et al. 2021). Hohe Transaktionskosten des Immobilienverkaufs in Form von Grunderwerbssteuer, Notargebühren und Maklercourtage stehen Fungibilität entgegen.

Aufgrund der boomenden Wohnungsmärkte und der seit Jahren stetig steigenden Mieten

wird Wohneigentum auch aus sozialpolitischer Perspektive zunehmend als wichtiges Element der Altersvorsorge angesehen. Als „Asset-based Welfare“ gewinnt es für die Sicherung des zukünftigen Lebensstandards an Bedeutung (Eckardt und Dötsch 2021). Selbstgenutztes Wohneigentum wird nicht nur unter dem Gesichtspunkt der Förderung von Vermögensbildung, sondern auch mit spezifisch sozialpolitischer Zielsetzung unterstützt (Eigenheimrente (sogenannter Wohn-Riester), Börsch-Supan et al. 2016). Als Element der privaten Altersvorsorge kann Wohneigentum dem – derzeit politisch infrage gestellten – sinkenden Absicherungsniveau gesetzlicher Renten entgegenwirken (Grabka et al. 2018). Infolge der mangelnden Substituierbarkeit und des hohen Ausgabenanteils der Wohnkosten ist der insbesondere in den Ballungszentren lang anhaltende, starke Anstieg der Neuvertrags- und – in geringerem Maße – der Bestandsmieten (Deutsche Bundesbank 2022) für Mieterhaushalte hingegen eine potenzielle Ursache zunehmender materieller Altersarmut (Lozano-Alcántara und Vogel 2021).

Trotz der offensichtlichen Bedeutung des Wohnungsmarktes und des Wohneigentums für die Alterssicherung ist dieser Zusammenhang in Deutschland erst seit einigen Jahren im Fokus der sozialpolitischen Forschung.¹ Für die langjährige Vernachlässigung gibt es vielschichtige wirtschaftliche und politische Gründe: Insbesondere nach der Wiedervereinigung gab es in Teilen Deutschlands einen großen Wohnungsüberhang; zudem stagnierten die Immobilienpreise in Deutschland über Jahrzehnte. Wohnungspolitik ist weder im Aufgabenbereich des für die Alterssicherung zuständigen Bundesministeriums angesiedelt noch in dem der Deutschen Rentenversicherung. Selbstgenutztes Wohneigentum ist aufgrund der Unteilbarkeit und der hohen Transaktionskosten kein durchgängig geeignetes Instrument der Alterssicherung. Da Wohnungsmärkte stark regional zersplittert sind und Nachfrageüberhänge, Immobilienpreise sowie deren Entwicklung erhebliche regionale Heterogenität aufwei-

sen, ist ein einfacher bundeseinheitlicher Zugang wenig erfolgversprechend. Angesichts der Bundeszuständigkeit für Alterssicherung drängt sich Wohnungspolitik als Alterssicherungsinstrument nicht auf.

Dieser Beitrag verfolgt vier Ziele, die in enger Verbindung zu der regionalen Dimension der Wohnungsmärkte stehen. Zum einen sollen jenseits der üblichen Ost-West- beziehungsweise Stadt-Land-Einteilungen aus einer Clusteranalyse für Deutschland zur Untersuchung der sozialen Lage Älterer geeignete Regionstypen abgeleitet werden. Zum zweiten sollen die Zusammenhänge von Wohnverhältnissen, Wohnkosten, Alterseinkommen und Altersarmut für diese Regionstypen im räumlichen und zeitlichen Verlauf charakterisiert und analysiert werden. Drittens sollen Kenngrößen zu Wohnkosten und Altersarmut auf der Basis von Regional- und Individualdaten vergleichend untersucht werden. Zum vierten soll die Heterogenität der Zusammenhänge in Abhängigkeit von Rentner-, Familienstatus, vom Wohneigentum und Regionstyp herausgearbeitet werden.

2. Wohneigentum und Wohnkosten

Basierend auf dem Motiv, den Konsumstrom im Lebenslauf zu glätten, sagt das Lebenszyklusmodell des Sparens voraus, dass Menschen im jüngeren und mittleren Alter Vermögen zur Vorsorge für das Alter aufbauen und nach Abschluss der Erwerbsperiode reduzieren. Als Investitionsgut ist selbstgenutztes Wohneigentum zwar grundsätzlich – bei gutspezifischen Risiken und Erträgen – geeignet, der Altersvorsorge und der Absicherung gesundheitsbezogener Kosten im Alter (di Nardi et al. 2016) zu dienen, wird aber aufgrund der Konsumguteigenschaft sowie unzureichender Möglichkeiten darauf gestützter Kreditaufnahme in erheblich geringerem Maße als Finanzvermögen im Alter

¹ Bei international vergleichenden Analysen wurde kein klarer Zusammenhang zwischen Eigentümerquote und Alterssicherung festgestellt (für weitere Details siehe unter anderem Causa et al. 2019; Van Gunten und Kohl 2020).

abgebaut (Nakajima und Telyukova 2020). Vererbungsmotive und der Wunsch, so lange wie möglich in der eigenen Wohnung zu leben, stehen einer Veräußerung oder Vermietung im Alter entgegen (Helbrecht 2013). Zwar nimmt die Eigentümergebietung in den meisten Ländern ab, wenn das Alter von 70 überschritten ist (Chiuri und Jappelli 2010; Causa et al. 2019), aber nur sehr moderat. Infolge der Alterung der Gesellschaft und im Zuge von Kohorteneffekten ist der Anteil älterer Eigentümerhaushalte in Deutschland seit 2000 erheblich gestiegen (Voigtländer und Sagner 2021). Ob nun ausschließlich als Voraussetzung oder auch als Folge des Wohneigentumsstatus – Eigentümerinnen und Eigentümer sind im Durchschnitt erheblich vermöglicher, einkommensstärker, weniger von Armut bedroht und betreiben mehr private Altersvorsorge als Mieterinnen und Mieter (ohne Anspruch auf Kausalität: Deutsche Bundesbank 2019; Eckardt und Dötsch 2021; Baldenius et al. 2020).

Seit 2010 sind die durchschnittlichen Immobilienpreise in Deutschland stark gestiegen, am ausgeprägtesten in den Metropolen und in besonders attraktiven Städten (Deutsche Bundesbank 2022). Bestehende Unterschiede zwischen Zentrum und Peripherie auf regionaler Ebene, aber auch innerhalb der Städte haben sich durch diese Entwicklung vergrößert (Baldenius et al. 2020). Da die Mieten in dem Zeitraum ebenfalls stärker angestiegen sind, zählen Mieterinnen und Mieter sowie Bezieherinnen und Bezieher niedriger Einkommen, für die sich die Lebenshaltungskosten besonders ausgeprägt erhöht haben, zu den Verliererinnen und Verlierern des Wohnungsmarktbooms (Baldenius et al. 2020).

Ältere weisen infolge von Kohorteneffekten und der Stellung im Lebenszyklus hinsichtlich der Wohnverhältnisse, des Vermögens und des Einkommens Besonderheiten auf. Aufgrund fehlender oder zumindest erheblich eingeschränkter Erwerbsmöglichkeiten und Mobilität sind sie einerseits deutlich vulnerabler als der Durchschnitt der Bevölkerung. Andererseits verfügen Ältere zumin-

dest zu Beginn der Ruhestandsphase im Durchschnitt und Median über ein relativ hohes Nettovermögen, Median 2017: 65- bis 74-Jährige 166800 Euro, alle Haushalte 70800 Euro (Deutsche Bundesbank 2019). Nur 36 Prozent der Ü-65-Jährigen wohnten 2017 zur Miete, von denen 29 Prozent mehr als 30 Prozent des verfügbaren Einkommens für Wohnkosten verwendeten. Da die meisten Wohnungseigentümerinnen und -eigentümer jenseits der 65 Hypotheken bereits abbezahlt und zudem im Durchschnitt höhere Einkommen als Mieterinnen und Mieter haben, ist deren Wohnkostenbelastung (bezogen auf das Einkommen) 11 Prozentpunkte niedriger (BPB 2021). Trotz steigender Mieten hat sich für die Ü-65-jährigen Mieterhaushalte zwischen 2012 und 2017 die Wohnkostenbelastung kaum verändert. Das Risiko für Altersarmut bezogen auf das Einkommen nach Abzug der Wohnkosten ist hingegen gestiegen – anders als das Altersarmutsrisiko bezogen auf das Einkommen vor Abzug der Wohnkosten (Lozano-Alcántara und Vogel 2021; Vogel et al. 2022). Diese beiden Befunde sind miteinander vereinbar, wenn das Einkommen der Ärmere schwächer ist und die Wohnkosten stärker gestiegen sind als bei einem durchschnittlichen Haushalt. Bei Hausbesitzerinnen und -besitzern sank in dieser Altersgruppe die Wohnkostenbelastung und stieg das Armutsrisiko nach Wohnkosten nur minimal.

Sämtliche beschriebenen Phänomene zeichnen sich zum Teil durch ausgeprägte regionale Heterogenität aus. Die Unterschiede zwischen Zentrum und Peripherie, Ost und West sowie Stadt und Land, aber auch innerhalb von Städten können beachtlich sein. Gäbe es keine monetären und nicht-monetären Mobilitätskosten wie Verlust des sozialen Umfelds, wären diese Unterschiede sozialpolitisch bedeutungslos, da Benachteiligte durch Umzug diese Schlechterstellung vermeiden könnten. Preis- und Lohnniveauunterschiede würden naturgegeben und durch menschliches Handeln hervorgerufene Unterschiede zwischen den Regionen ausgleichen (Rosen 1979; Ro-

back 1982). Da gerade für Ärmere und Ältere Mobilitätskosten vergleichsweise hoch sind, findet für diese Gruppen die beschriebene Kompensation durch Preisunterschiede aber nicht statt. In Deutschland sind zwar auf Ebene der Kreise verfügbares Einkommen und regionale Preise beziehungsweise Angebotsmieten positiv korreliert, aber auch Nominal- und Realeinkommen (BBSR 2009): Preisunterschiede gleichen Einkommensunterschiede nur teilweise aus. Die Eigentümerquote unterscheidet sich deutlich zwischen kreisfreien Städten und Landkreisen sowie zwischen Ost und West; sie ist in den letzten Jahrzehnten deutlich angestiegen von 40,9 Prozent in 1998 auf 46,5 Prozent in 2018 (Statistisches Bundesamt 2020a; Nowossadeck und Engstler 2017), aber auch 2018 noch 18,4 Prozentpunkte niedriger als der EU-27-Durchschnitt (Eurostat 2022a). Das West-Ost-Gefälle ist in dem Zeitraum stark gesunken; allein Brandenburg hat über 12 Prozentpunkte aufgeholt. Die regionalen Wohnungsmärkte in Deutschland weisen in vielfacher Hinsicht signifikante Unterschiede auf, zum Beispiel bezüglich Leerstand, Wohnungsbau, Immobilienpreisen und Mieten, die sich teilweise in dem letzten Jahrzehnt stark verstärkt haben (BBSR 2021). Dabei bestehen großräumige West-Ost- und Süd-Nord-Gefälle, aber auch innerhalb dieser Regionen Stadt-Land-Gefälle. In den boomenden Metropolen wie München, Frankfurt und Hamburg liegen die Mietbelastungsquoten bei 29 Prozent und höher. Da die Angebotsmieten in den Wachstumsregionen stark gestiegen sind, die Bestandsmieten aber vergleichsweise moderat, können Mieterhaushalte ihre Wohnumgebung an Veränderungen der Haushaltsgröße und Zusammensetzung regelmäßig nur bei Inkaufnahme höherer Quadratmetermieten anpassen. Entsprechend hat sich der Lock-in-Effekt bei Mietwohnungen in Wachstumsregionen verstärkt. Dies dürfte gerade für ältere, langjährige Mieterinnen und Mieter gelten, deren Altmietverträge eine größere Differenz zum Niveau der Angebotsmieten aufweisen. Einkommensarmut ist in städtischen Gebieten

und im Westen Deutschlands im Zeitraum 1996 bis 2017 bei Kontrolle für soziodemografische Faktoren wahrscheinlicher als in ländlichen Gebieten beziehungsweise im Osten; im Westen ist für Personen, die nicht als einkommensarm gelten, seit 2012 zudem die Wahrscheinlichkeit, nach Abzug der Wohnkosten in Einkommensarmut zu fallen, höher als im Osten (Lozano-Alcántara und Vogel 2021).

3. Auswahl der Regionen

Unsere Analyse regionaler Unterschiede zielt auf Regionen ab, zwischen denen ein Umzug mit erheblichen monetären und nicht-monetären Mobilitätskosten verbunden ist, sodass ein Wegzug zur Verbesserung der Lebensumstände für viele keine in Betracht kommende Option darstellt. Wir wenden unseren Blick auf Regionen, deren Größe und institutionelle Eigenständigkeit zur Folge hat, dass Umzüge über Regionsgrenzen in der Regel mit merklichen Veränderungen der politischen Zuständigkeiten, der verkehrlichen Anbindung sowie mit weiteren Friktionen verbunden sind. Somit betrachten wir nicht kleinräumige Unterschiede innerhalb von Gemeinden und Städten und damit des unmittelbaren Lebensumfelds, obwohl gerade für Ältere auch der innerstädtische Umzug mit erheblichen Einbußen an Lebensqualität verbunden sein kann. Aufgrund der Größe, der Konsistenz sowie der Verfügbarkeit von Daten der amtlichen Statistik und der Regionaldaten der Deutschen Rentenversicherung haben wir uns für die 401 Landkreise und kreisfreie Städte im Jahr 2020 als regionale Basiseinheiten entschieden. Zwar waren 2020 71 Prozent der Umzüge über Gemeindegrenzen auch Umzüge über Kreisgrenzen; bei Berücksichtigung aller Umzüge einschließlich innergemeindlicher Umzüge machen Umzüge über Kreisgrenzen jedoch nur einen kleinen Anteil aus. Um generelle sozial- und finanzpolitische Erkenntnisse gewinnen zu können, sind nicht Idiosynkrasien einzelner Kreise, sondern Strukturmerkmale relevant. Bisher

hat die Forschung vor allem Unterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland und alternativ städtischen und ländlichen Räumen untersucht. Aufgrund der erheblichen Heterogenität so abgegrenzter Regionen wählen wir eine differenziertere Einteilung und leiten diese systematisch aus den bestehenden interregionalen Unterschieden ab. Dazu führen wir eine Clusteranalyse durch. Diese muss bestimmte Anforderungen erfüllen:

- 1) Die regionalen Cluster müssen auf verfügbaren Daten beruhen.
- 2) Sie sollten hinsichtlich relevanter Merkmale geringe Unterschiede innerhalb der Cluster und große Unterschiede zwischen den Clustern aufweisen (Backhaus et al. 2021, S. 490) und
- 3) für eine empirisch-quantitative Analyse jeweils hinreichend viele Beobachtungen enthalten.

Auf der Basis von Daten zur sozialen Situation Älterer auf Kreisebene im Jahr 2017 erweist es sich als optimal, vier regionale Cluster zu definieren (siehe Anhang). Da die Datengrundlage unserer Individualanalyse aufgrund des Datenschutzes die Kreiszugehörigkeit des Wohnortes der Befragten nicht beinhaltet, sondern nur die Lage in Ost- beziehungsweise Westdeutschland sowie die Einordnung des Kreises in das System der vier siedlungsstrukturellen Kreistypen des Bundesinstituts für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) (kreisfreie Großstädte, städtische Kreise, ländliche Kreise mit Verdichtungsansätzen und dünn besiedelte ländliche Kreise) enthält, passen wir die von uns ermittelten Cluster an diese Datengrundlage an. Dazu fassen wir im Westen die ländlichen Kreise zusammen und im Osten alle Kreise außer Berlin. Im Endergebnis erhalten wir die vier folgenden Cluster:

- 1) kreisfreie Großstädte im Westen und in Berlin,
- 2) städtische Kreise im Westen,
- 3) ländliche Kreise im Westen und
- 4) Kreise im Osten (außer Berlin).

Diese räumliche Einteilung ermöglicht Analysen und regional differenzierte Politikempfehlungen, die den bestehenden regionalen Unterschieden angemessen Rechnung tragen.

4. Wohneigentum versus Miete

Die Wohnkostenbelastung des Haushalts, definiert als Verhältnis von Wohnkosten und verfügbarem Einkommen, hängt von soziodemografischen Merkmalen des Haushalts, welche die Höhe des verfügbaren Einkommens beeinflussen, und von Eigenschaften der Wohnung, wie Größe, Lage und Qualität, ab. Zusätzlich ist die Beziehung von Haushalt und Wohnung, insbesondere Wohneigentum und Wohndauer, für Art und Höhe der Wohnkosten ausschlaggebend. Aus der Aufzählung wird deutlich, dass sich die Wohnkostenbelastung nicht nur zwischen Haushalts- und Wohnungstypen, sondern auch zwischen Regionen unterscheidet. Vor allem zwischen Land und Stadt, zwischen gut und schlecht angebundenen Regionen sowie aufgrund der über vier Jahrzehnte unterschiedlichen Eigentumsordnungen zwischen Ost- und Westdeutschland. Die regionalen Unterschiede verändern sich im Lauf der Zeit aufgrund regional divergierender Entwicklungen von Einkommen, Immobilienpreisen und Mieten. Da sich Wohnungseigentümerinnen und -eigentümer sowie Mieterinnen und Mieter einerseits hinsichtlich des Einkommens, des Alters und anderer soziodemografischer Merkmale unterscheiden und andererseits von veränderten Knappheitsverhältnissen und entsprechenden Immobilien- und Mietpreisänderungen ganz unterschiedlich betroffen sind, spielen die Eigentumsverhältnisse für die Entwicklung der Wohnkosten auf individueller und regionaler Ebene eine entscheidende Rolle. Die Eigentumsverhältnisse wurden in Deutschland letztmalig mit dem Zensus 2011 umfassend kleinräumig erfasst und veröffentlicht. Seither sind Aussagen auf der Basis repräsentativer Stichproben (zum Bei-

spiel Mikrozensus, Sozio-oekonomisches Panel (SOEP)) für Bundesländer und vereinzelt Bezirke möglich, nicht aber für die Gesamtheit der einzelnen Kreise und somit auch nicht für die regionalen Cluster. Erst mit dem Zensus 2022 wird die Datengrundlage wieder umfassend aktualisiert werden.

Die Verknüpfung von administrativen Daten der Deutschen Rentenversicherung mit den repräsentativen Daten aus dem Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) erlaubt eine regionale Differenzierung von Eigentumsverhältnissen auf Individualebene (SHARE-RV) sowie die präzise Unterscheidung zwischen Rentnerhaushalten und Nicht-Rentnerhaushalten. Mithilfe von Gewichtungen können valide Aussagen über Wahrscheinlichkeiten bezüglich selbstgenutzten Wohneigentums getroffen werden. Bei der Interpretation der Daten gilt es, das Alter der SHARE-RV-Zielgruppe (Ü-50) sowie die Einschränkung auf Mieterinnen und Mieter sowie Hausbesitzerinnen und -besitzer zu beachten. Andere Wohnformen, wie Genossenschaften, Altersheime und mietfreies Wohnen, werden nicht berücksichtigt.²

Die regionalen und zeitlichen Muster der Eigentümerquoten und der Vergleich zwischen Daten von Zensus 2011, Mikrozensus und SHARE zeigen interessante Ergebnisse (siehe Tabelle 1). Zu allen Zeitpunkten und über die beiden Quellen und Grundgesamtheiten hinweg unterscheiden sich die räumlichen Muster der Eigentümerquoten in der Gesamtbevölkerung (Zensus) und der Ü-50-Jährigen (SHARE) qualitativ nicht: Die Eigentümerquoten sind am höchsten in den ländlichen Kreisen des Westens, am zweithöchsten in den städtischen Kreisen des Westens, gefolgt von den Kreisen im Osten und am niedrigsten in den kreisfreien Großstädten des Westens und Berlins. Dieses Ergebnis überrascht angesichts der strukturellen Unterschiede und Pfadabhängigkeiten nicht. Weniger bekannt sind Ausmaß und regionale Struktur der Unterschiede der Eigentümerquoten der beiden Gruppen. Dass die aus SHARE abgeleitete Eigentümerquote

unter den Ü-50-Jährigen in allen Regionen deutlich höher ausfällt als die Eigentümerquote in der Gesamtbevölkerung, ist vor dem Hintergrund des Lebenszyklusmodells (Arle und Varayia 1978) zu erwarten.³ Dabei gibt es jedoch deutliche regionale Unterschiede. Die Eigentümerquote von Ü-50-Jährigen ist vor allem in den Kreisen des Ostens und noch stärker in dem Cluster der kreisfreien Großstädte des Westens und Berlins deutlich größer als die der Gesamtheit und damit der Jüngeren. Sowohl Mikrozensus als auch SHARE lassen einen moderaten Anstieg der Eigentümerquote über die Zeit erkennen. Indes steigt die Eigentümerquote der Ü-50-Jährigen in den Kreisen des Ostens und noch ausgeprägter in dem Cluster der kreisfreien Großstädte des Westens und Berlins von 2012 bis 2018/2019 deutlich stärker als in den anderen Regionen. Diese Ergebnisse deuten darauf hin, dass es Jüngeren in den hochpreisigen Großstädten, in denen die Immobilienpreise im Durchschnitt stärker gestiegen sind als in anderen Regionen (Deutsche Bundesbank 2022), schlechter gelingt, Eigentum zu erwerben. Im Vergleich zu der Gesamtbevölkerung stellen sich die Älteren in den Großstädten hinsichtlich des Wohneigentums besser und sind daher relativ – im Sinne eines doppelten Vergleichs – gut gegen Preissteigerungen geschützt. Allerdings bilden die von den hohen Mietsteigerungen betroffenen Mieterinnen und Mieter unter den Ü-50-Jährigen – wie bereits ausgeführt – in den Großstädten immer noch eine im Vergleich zu anderen Regionen große Gruppe.

² Die aufgeführten Wohnformen besitzen ohne Zweifel sozialpolitische Relevanz, können jedoch aufgrund der Datenerhebungskriterien und Fallzahlen von SHARE(-RV) nur unzureichend abgebildet werden. Haushalte in Einrichtungen werden zudem aufgrund der Definition privater Haushalte nicht berücksichtigt.

³ Eine Überrepräsentation gut situierter Haushalte schließen wir aufgrund des mittleren Haushaltsnettoeinkommens (37 085 Euro) der Stichprobe und dessen Vergleichbarkeit zu ähnlichen repräsentativen Studien aus (siehe PHF-Studie der Deutschen Bundesbank 2019 sowie die Einkommens- und Verbraucherstichprobe des Statistischen Bundesamtes 2020b).

Tabelle 1: Eigentümerquote

	kreisfreie Großstädte im Westen und in Berlin	städtische Kreise im Westen	ländliche Kreise im Westen	Osten	insgesamt
Eigentümerquote laut Zensus 2011 (A)	27,57 %	54,58 %	60,33 %	39,75 %	46,58 %
Eigentümerquote laut Mikrozensus 2010*				40,2 %	45,7 %
Eigentümerquote laut Mikrozensus 2018*				41,6 %	46,6 %
SHARE-Eigentümer- quote 2012 (B)	47,80 %	71,83 %	80,85 %	56,85 %	65,85 %
SHARE-Eigentümer- quote 2018/2019 (C)	54,44 %	72,70 %	78,98 %	59,79 %	67,69 %
B/A	1,80	1,37	1,42	1,56	1,49
C/B	1,14	1,01	0,98	1,05	1,03

Anmerkungen: * Da das Cluster Osten mit den Ländern Brandenburg, Mecklenburg-Vorpommern, Sachsen-Anhalt, Sachsen und Thüringen übereinstimmt, können die Eigentümerquoten für dieses Cluster aus dem Mikrozensus in Verbindung mit Daten der Fortschreibung des Wohnungsbestands bestimmt werden.

Quelle: eigene Darstellung.

5. Wohnkostenbelastung

Aufgrund der Datenlage bei den Individualdaten aus SHARE analysieren wir nur die Wohnkostenbelastung der Mieterinnen und Mieter und nicht die der Eigentümerinnen und Eigentümer detaillierter. Dieses Vorgehen ist auch aus sozialpolitischer Sicht angesichts der größeren Wohnkostenbelastung bei Mieterinnen und Mietern im Vergleich zu Eigentümerinnen und Eigentümern (Lozano-Alcántara und Vogel 2021) gerechtfertigt. Mit Regionaldaten lässt sich die tatsächliche durchschnittliche Wohnkostenbelastung der Mieterinnen und Mieter nicht exakt bestimmen, da die relevanten Daten nicht vorliegen beziehungsweise nicht verknüpft werden können. Es ist allerdings möglich, modellierte Wohnkostenbelastungen von Mieterinnen und Mietern zu bestimmen, die im Vergleich mit den aus den Individualdaten gewonnenen Wohnkostenbelastungen Aussagen zu

Ursachen, Prognosen und sozialpolitische Schlussfolgerungen ermöglichen.

Wir definieren für Altersrentnerinnen und -rentner und Haushalte innerhalb einer Region (Kreis oder Cluster) die modellierten Mietbelastungen wie folgt:

- 1) modellierte Mietbelastung der Altersrentnerinnen und -rentner = Wohnfläche pro Einwohnerin/Einwohner x Angebotsmiete pro qm / durchschnittliche gesetzliche Altersrente und
- 2) modellierte Mietbelastung der Haushalte = Wohnfläche pro Einwohnerin/Einwohner x Angebotsmiete pro qm / verfügbares Haushaltsmonatseinkommen

Die Wohnfläche pro Einwohnerin/Einwohner wird berücksichtigt, da sich diese insbesondere zwischen städtischen und ländlichen Regionen stark unterscheidet. Die Haushaltsgröße wird mangels verfügbarer Daten

nicht berücksichtigt. Die aus Internetportalen extrahierten Angebotsmieten und die Daten zu Wohnflächen pro Einwohnerin/Einwohner differenzieren nicht zwischen Haushaltstypen, das heißt auch nicht zwischen Rentnerhaushalten und anderen Haushalten. Aufgrund der unterschiedlichen Modellierung sind die Mietbelastungen der Altersrentnerinnen und -rentner und der Haushalte somit nicht miteinander vergleichbar.

Die modellierten Mietbelastungen weichen in vielfältiger Weise von den tatsächlichen Wohnkostenbelastungen ab: Bei den Altersrentnerinnen und -rentnern wird die durchschnittliche Wohnfläche aufgrund des Remanenzeffektes, das heißt insbesondere der fehlenden Anpassung der Wohnfläche nach Verringerung der Zahl der Haushaltsmitglieder, eher unterschätzt, die tatsächliche Miete aufgrund der im Vergleich zu Angebotsmieten deutlich niedrigeren Bestandsmieten vor allem in den Gebieten mit hohen und steigenden Mieten überschätzt, das verfügbare Einkommen aufgrund anderer Einkünfte neben der gesetzlichen Rente unterschätzt. In der Summe dieser Faktoren ist damit zu rechnen, dass die tatsächliche Mietbelastung der Altersrentnerinnen und -rentner niedriger als die modellierte Mietbelastung ist, wobei diese aber noch nicht die Kosten für Heizung und weitere Wohnkosten enthält. Bei der Gesamtheit der Haushalte wird die Mietbelastung aufgrund der fehlenden Berücksichtigung der Zahl der Haushaltsmitglieder trotz des genannten Angebotsmieteneffektes unterschätzt.

Für unseren Analysezweck sind die Modellierungen trotz der genannten Limitationen weitgehend unschädlich, wenn die Abweichungen von der tatsächlichen Mietbelastung systematisch weder regional noch über die Zeit variieren.

Die modellierten Mietbelastungen gemäß der Gleichungen (1) und (2) sind in den Kreisen Ostdeutschlands für die Haushalte insgesamt und insbesondere für Altersrentnerinnen und -rentner deutlich niedriger als in den anderen Regionen und von 2011 bis 2017 gesunken, während sie überall sonst ge-

stiegen sind (siehe Tabelle 2). Gab es 2011 für Altersrentnerinnen und -rentner nahezu keine regionalen Unterschiede zwischen den drei Clustern in Westdeutschland und für die Gesamtheit der Haushalte nur moderate Unterschiede, so sind die Belastungen 2017 in dem Cluster kreisfreie Großstädte im Westen und in Berlin mit deutlichem Abstand am größten.

Eine multivariate Analyse für die Jahre 2005, 2011 und 2017, die für alle zeitinvarianten Einflussfaktoren auf Kreisebene kontrolliert (siehe Tabelle 3), ergibt, dass der Trend zu steigenden Mietbelastungen bereits 2011 eingesetzt hatte und bestätigt die besondere Dramatik in dem Cluster kreisfreie Großstädte im Westen und in Berlin und die deutlich entspanntere Entwicklung in den Kreisen Ostdeutschlands (Modelle (1) und (2)). Die regionalen Unterschiede werden sowohl von den Mietniveaus als auch von den Einkommensunterschieden bestimmt (Modelle (3) und (4)). Weitere Analysen lassen erkennen, dass die verfügbaren Haushaltseinkommen mit den Mieten positiv korreliert sind, sodass ein ausschließlicher Blick auf die regionalen Mietunterschiede die regionale Variation der Mietbelastungen überzeichnen würde. Allerdings halten die Unterschiede der Altersrenten mit den Unterschieden der verfügbaren Einkommen aller Haushalte im Zeitablauf nicht Schritt, sodass sich – ausweislich der Regionaldatenanalyse – auch für durchschnittliche Rentenbezieherinnen und -bezieher die Wohnkostensituation in dem Cluster kreisfreie Großstädte im Westen und in Berlin markant verschlechtert.

Da es die Individualdaten von SHARE im Gegensatz zu den Regionaldaten ermöglichen, die tatsächlichen (Bestands-)Mieten, Haushaltsgröße und sämtliche Einkommen differenziert zu berücksichtigen, werden wir nun mit diesen Informationen überprüfen, ob die bisherige Beschreibung der sozialen Situation und deren Entwicklung für Ältere und insbesondere für Mieterinnen und Mieter bestätigt werden kann. Aufgrund der Prognosewirkung der Angebotsmieten für die Bestandsmieten der Zukunft können wir

Tabelle 2: Modellierte Mietbelastung 2011 und 2017

	kreisfreie Großstädte im Westen und in Berlin	städtische Kreise im Westen	ländliche Kreise im Westen	Osten	insgesamt
modellierte Mietbelastung Rentnerinnen und Rentner 2011	38,07 %	38,39 %	38,76 %	25,96 %	36,53 %
modellierte Mietbelastung Haushalte 2011	18,24 %	17,04 %	16,38 %	15,72 %	17,01 %
modellierte Mietbelastung Rentnerinnen und Rentner 2017	42,72 %	40,37 %	40,82 %	24,61 %	38,86 %
modellierte Mietbelastung Haushalte 2017	21,01 %	18,66 %	17,92 %	15,63 %	18,70 %

Anmerkungen: modellierte Mietbelastung gemäß Gleichungen 1) und 2).

Quelle: eigene Darstellung auf Basis der Regionaldaten wie im Anhang beschrieben.

anschließend aus dem Vergleich der Ergebnisse für Regionaldaten und Individualdaten Tendenzen für die weitere Entwicklung ableiten.

Die Wohnkostenbelastung von SHARE-RV-Mieterhaushalten wird auf der Grundlage der Selbstauskunft zu dem monatlichen Nettoeinkommen des gesamten Haushalts in einem durchschnittlichen Monat des Vorjahres und zu den Wohnkosten berechnet. Letztere enthalten die letzte Brutto-Mietzahlung (vor Abzug von Wohngeld beziehungsweise Mietzuschuss) sowie sämtliche Nebenkosten wie etwa Heizkosten, Müllentsorgung und Wasser. Der Umstand, dass es sich bei diesen Bestandsmieten zu einem Großteil um Altmietverträge handelt, spiegelt sich in der durchschnittlichen Wohndauer von 18,4 Jahren wider (Welle 8, 2018⁴).

Wie bereits vermutet ist die tatsächliche Wohnkostenbelastung für SHARE-RV-Rentnerhaushalte etwas geringer als die modellierte Mietbelastung der Regionaldatenanalyse (siehe Tabelle 4). Auch bei den SHARE-RV-Daten zeigt sich die niedrigere

Wohnkostenbelastung in ostdeutschen Kreisen. Analog zur Regionaldatenanalyse zeigt sich auch bei der Individualdatenanalyse für Rentnerhaushalte eine geringfügig höhere Belastung als für die Grundgesamtheit aller Ü-50-Haushalte. Letztere unterscheidet sich aber von der jüngeren Grundgesamtheit in den Regionaldaten.

Von besonderem Interesse ist der Vergleich zwischen der Entwicklung der Mietkosten- und Wohnkostenbelastung der Regional- und Individualdaten. Wie bei der Regionaldatenanalyse weisen die SHARE-RV-Rentnerhaushalte westdeutscher Cluster 2012 kaum Unterschiede bezüglich der Wohnkostenbelastung auf. Während die Entwicklung der Angebotsmieten auf einen deutlichen Anstieg der modellierten Mietbelastung in westdeutschen Clustern hinweist (insbesondere in Großstädten), lässt sich

⁴ SHARE, Welle 5 wurde 2013 durchgeführt (Welle 8: 2019/20). Aufgrund der retrospektiven Erfassung wichtiger Variablen zum Vorjahr (etwa das Haushaltseinkommen) werden für die Interpretation die Jahre 2012 (Welle 5) und 2018 (Welle 8) genutzt.

Tabelle 3: Multivariate Analyse der modellierten Mietbelastung

	(1)	(2)	(3)	(4)
	modellierte Mietbelastung Rentnerinnen und Rentner	modellierte Mietbelastung Haushalte	modellierte Mietbelastung Rentnerinnen und Rentner	modellierte Mietbelastung Haushalte
Jahr=2011	4,462 *** (0,349)	0,889 *** (0,156)	3,594 *** (0,112)	1,146 *** (0,104)
Jahr=2017	7,447 *** (0,640)	2,999 *** (0,268)	3,336 *** (0,490)	1,603 *** (0,231)
Westen, städtisch # Jahr=2011	-0,0880 (0,373)	-0,397 ** (0,168)		
Westen, städtisch # Jahr=2017	-1,149 * (0,685)	-0,880 *** (0,296)		
Westen, ländlich # Jahr=2011	-0,611 (0,393)	-0,779 *** (0,179)		
Westen, ländlich # Jahr=2017	-1,778 ** (0,711)	-1,408 *** (0,304)		
Osten # Jahr=2011	-1,674 *** (0,374)	-0,952 *** (0,177)		
Osten # Jahr=2017	-6,211 *** (0,669)	-3,263 *** (0,295)		
Angebotsmiete			3,686 *** (0,145)	1,822 *** (0,0768)
Altersrente (Bestand)			-0,0199 *** (0,00226)	
verfügbares Ein- kommen pro Kopf				-0,000513 *** (0,0000370)
Konstante	32,17 *** (0,0800)	16,26 *** (0,0378)	26,37 *** (1,997)	14,99 *** (0,768)
N	1203	1203	1203	1203
F	297,3	78,46	1025,5	517,6
R _w ²	0,712	0,565	0,913	0,873
R _b ²	0,383	0,108	0,777	0,717
R _o ²	0,222	0,192	0,781	0,748
kreisfixe Effekte	ja	ja	ja	ja

Anmerkungen: lineares Modell mit fixen Effekten (Within-Estimator); Heteroskedastizität-robuste Standardfehler, * p < 0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,01; Referenzkategorien: Jahr 2005, kreisfreie Großstädte im Westen und in Berlin.

Quelle: eigene Darstellung auf Basis der Regionaldaten wie im Anhang beschrieben.

Tabelle 4: Gewichtete Wohnkostenbelastung 2012 und 2018

	kreisfreie Großstädte im Westen und in Berlin	städtische Kreise im Westen	ländliche Kreise im Westen	Osten	insgesamt
Wohnkostenbelastung Rentnerhaushalte 2012	34,50 %	35,20 %	35,72 %	30,35 %	33,75 %
Wohnkostenbelastung Ü-50-Haushalte 2012	31,84 %	33,11 %	31,86 %	28,93 %	31,58 %
Wohnkostenbelastung Rentnerhaushalte 2018	33,69 %	36,70 %	38,14 %	27,43 %	33,74 %
Wohnkostenbelastung Ü-50-Haushalte 2018	32,11 %	33,12 %	31,26 %	25,91 %	30,89 %

Anmerkungen: Ausschluss von Haushalten mit negativen Wohnkosten. Werte sind gewichtet und berücksichtigen Multiple-Imputationen.

Quelle: eigene Darstellung auf Basis der Daten aus SHARE-RV 8.0.0 (Wellen 5 und 8).

dieser Zusammenhang in den Individualdaten jedoch nur in den städtischen Kreisen im Westen und den ländlichen Kreisen im Westen für Rentnerhaushalte beobachten. Die Wohnkostenbelastung von Rentnerhaushalten in westlichen Großstädten scheint dagegen leicht rückläufig zu sein.

Diskrepanzen zwischen Regional- und Individualdatenanalyse können aber nicht ausschließlich auf die Unterschiede zwischen Angebots- und Bestandsmieten zurückgeführt werden, sondern weisen auch auf soziodemografische Unterschiede zwischen den Ü-50-Haushalten der verschiedenen Cluster hin. So zeigen multivariate Analysen der Wohnkostenbelastung für 2012 und 2018 (siehe Tabelle 5), dass es im Durchschnitt keine signifikanten Unterschiede in der Wohnkostenbelastung zwischen den Clustern im Westen gibt. Es wird zudem deutlich, dass Rentnerhaushalte und alleinstehende Ü-50-Haushalte eine im Durchschnitt signifikant höhere Wohnkostenbelastung besitzen. Diese Effekte sind clusterunabhängig. Besonders alleinstehende Ü-50-Haushalte sind trotz signifikant geringerer Wohnkosten einer um 11 Prozentpunkte höheren Wohnkosten-

belastung ausgesetzt als Ü-50-Paarhaushalte. Ob dies auf ineffizient großen Wohnraum, ein geringeres Haushaltseinkommen (etwa bei Verwitwung) oder andere soziodemografische Merkmale zurückzuführen ist, kann auf Grundlage der SHARE-RV-Daten nicht abschließend geklärt werden.

Zusammenfassend bleibt festzustellen, dass der Trend steigender Angebotsmieten innerhalb der Großstädte und Städte im Westen noch nicht dazu geführt hat, dass die tatsächliche Wohnkostenbelastung von Ü-50-Haushalten im Westen signifikante Unterschiede zwischen den Clustern aufweist. Ausschlaggebend sind dafür vermutlich auch die Altmietverträge. Eine Berücksichtigung der Wohndauer zeigt, dass die durchschnittlichen Wohnkosten für SHARE-Mieterhaushalte signifikant geringer sind, wenn der Mieterhaushalt länger in der Wohnung lebt, auch wenn für das Alter der Referenzperson kontrolliert wird (siehe Tabelle 6). Der Zusammenhang ist 2012 nur im Osten, 2018 hingegen in allen anderen Clustern stärker als in dem Cluster Großstädte im Westen und in Berlin. Dies kann darauf hindeuten, dass gerade in Großstädten mit angespannten Wohn-

Tabelle 5: Multivariate Analyse der Wohnkostenbelastung

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Wohnkosten 2012	Wohnkosten 2018	Wohnkosten- belastung 2012	Wohnkosten- belastung 2018
Rentnerhaushalte	-98,186 (198,166)	564,473 (397,491)	0,043*** (0,013)	0,048*** (0,017)
Alleinstehende	-2225,788*** (204,653)	-1822,348*** (329,576)	0,092*** (0,014)	0,112*** (0,018)
Westen, städtisch	308,806 (309,138)	-197,091 (487,838)	0,025 (0,016)	0,032 (0,021)
Westen, ländlich	-205,625 (375,060)	-1195,126* (683,226)	0,013 (0,022)	0,054 (0,037)
Osten	-1488,795*** (267,048)	-2404,777*** (434,747)	-0,018 (0,016)	-0,063*** (0,179)
Konstante	7991,731*** (281,257)	8786,932*** (451,977)	0,246*** (0,013)	0,226*** (0,018)
N	674	434	674	434
F	31,72	17,06	15,02	16,42
R ²	0,212	0,218	0,122	0,247

Anmerkungen: lineares Modell; Standardfehler berücksichtigen Multiple-Imputationen und kalibrierte Haushaltsgewichte, * p < 0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,01; Referenzkategorien: Nicht-Rentnerhaushalte, Paarhaushalte, kreisfreie Großstädte im Westen und in Berlin; Ausschluss von Haushalten mit negativen Wohnkosten.

Quelle: eigene Darstellung auf Basis der Daten aus SHARE-RV 8.0.0 (Wellen 5 und 8).

nungsmärkten Altmietverträge zunehmend weniger Schutz vor steigenden Angebotsmieten bieten als in weniger angespannten Wohnungsmarktregionen.

Bei der Wohnkostenbelastung lässt sich dieser Zusammenhang nur für 2012 finden. 2012 ist die Wohnkostenbelastung durchschnittlich um etwa 3,3 Prozentpunkte geringer, wenn der Mieterhaushalt zum Zeitpunkt des Interviews mehr als 24 Jahre in der aktuellen Wohnung wohnt.⁵ Laufen diese Altverträge aufgrund von kündigungs- beziehungsweise mortalitätsbedingtem Mieterwechsel aus, drohen den zukünftigen Rentnerhaushalten bei der aufgezeigten Entwicklung der Altersrenten und Angebotsmieten starke Anstiege in der Wohnkostenbelastung (insbesondere

in dem Cluster Großstädte im Westen und in Berlin).

6. Armutsrisiko

Um das Armutsrisiko von Ü-50-Haushalten zu ermitteln, berechnen wir basierend auf der Selbstauskunft zum Haushaltsnettoeinkommen im SHARE-RV-Datensatz und anhand der neuen OECD-Skala, welche den unterschiedlichen Haushaltsgrößen und -zusammensetzungen Rechnung trägt, das Nettoäquivalenzeinkommen. Liegt dessen

⁵ 24 Jahre entspricht dem 75-Prozent-Quantil der Wohndauer der relevanten SHARE-RV-Mieterhaushalte.

Tabelle 6: Multivariate Analyse der Wohnkosten mit Berücksichtigung der Wohndauer

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Wohnkosten	Wohnkosten	Wohnkosten	Wohnkosten
	2012	2012	2018	2018
Rentnerhaushalte	-146,741 (239,611)	-125,101 (238,020)	494,052 (464,203)	461,840 (470,994)
Alleinstehende	-2288,212 *** (209,546)	-2279,034 *** (207,924)	-2000,583 *** (312,109)	-2031,618 *** (315,964)
Westen, städtisch	208,801 (317,047)	818,164 (789,259)	-309,234 (501,581)	1651,829 (1104,764)
Westen, ländlich	-372,445 (389,701)	144,012 (888,267)	-1319,471 * (672,809)	753,045 (1384,268)
Osten	-1558,893 *** (274,954)	-575,419 (712,650)	-2420,115 *** (442,308)	-679,805 (998,111)
In (Wohndauer)	-350,617 *** (101,357)	-147,350 (196,139)	-300,524 * (441,605)	190,322 (234,154)
In (Wohndauer) # Westen, städtisch		-241,957 (280,058)		-735,370* (376,497)
In (Wohndauer) # Westen, ländlich		-203,045 (335,871)		-808,808* (423,824)
In (Wohndauer) # Osten		-394,105* (234,158)		-635,914** (309,807)
In (Alter)	878,447 (862,915)	722,638 (852,705)	845,527 (1649,824)	735,479 (1599,865)
Konstante	5279,509 (3563,783)	5394,144 (3434,830)	6221,281 (6824,547)	5378,785 (6615,324)
N	667	667	431	431
F	23,83	18,40	14,86	13,28
R ²	0,239	0,242	0,263	0,281

Anmerkungen: lineares Modell; Standardfehler berücksichtigen Multiple-Imputationen und kalibrierte Haushaltsgewichte, * p < 0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,01; Referenzkategorien: Nicht-Rentnerhaushalte, Paarhaushalte, kreisfreie Großstädte im Westen und in Berlin; Ausschluss von Haushalten mit negativen Wohnkosten.

Quelle: eigene Darstellung auf Basis der Daten aus SHARE-RV 8.0.0 (Wellen 5 und 8).

Wert unter 60 Prozent des Bundesmedian-Nettoäquivalenzeinkommens gemäß Mikrozensus, besteht ein Armutsrisiko für den betroffenen Haushalt.⁶

Das Armutsrisiko variiert sowohl zwischen den Regionstypen als auch über die Zeit (siehe Tabelle 7). Die regionalen Unterschiede spiegeln zum Großteil Einkommensunterschiede zwischen Ost und West beziehungs-

weise Stadt und Land wider. Interessant ist, dass die Wahrscheinlichkeit des Armutsrisikos 2012 in städtischen Kreisen im Westen noch höher war als in den ländlichen Kreisen

⁶ Aufgrund der retrospektiven Erfassung des Haushaltseinkommens für einen typischen Monat des Vorjahres wird für W5 (2013) das Bundesmedian-Nettoäquivalenzeinkommen von 2012 und für W8 (2019/20) das Bundesmedian-Nettoäquivalenzeinkommen von 2018 verwendet.

Tabelle 7: Armutsrisiko 2012 und 2018

	kreisfreie Großstädte im Westen und in Berlin	städtische Kreise im Westen	ländliche Kreise im Westen	Osten	insgesamt
Armutsrisiko Rentnerhaushalte 2012	12,30 %	21,23 %	16,94 %	21,80 %	18,33 %
Armutsrisiko Ü-50-Haushalte 2012	12,72 %	17,50 %	14,61 %	21,37 %	16,52 %
Armutsrisiko Rentnerhaushalte 2018	9,04 %	20,13 %	23,67 %	19,41 %	18,10 %
Armutsrisiko Ü-50-Haushalte 2018	10,36 %	12,65 %	18,13 %	18,00 %	14,29 %

Anmerkungen: Werte sind gewichtet und berücksichtigen Multiple-Imputationen.

Quelle: eigene Darstellung auf Basis der Daten aus SHARE-RV 8.0.0 (Wellen 5 und 8).

im Westen, sich der Zusammenhang 2018 aber umgekehrt hat. Insgesamt bleibt das Niveau des Armutsrisikos der Rentnerinnen und Rentner zwischen 2012 und 2018 relativ stabil, wohingegen das Armutsrisiko der Ü-50-Haushalte insgesamt zu sinken scheint. Letzteres ist aber womöglich ein statistisches Artefakt, das der fehlenden Auffrischung in der 8. Welle der SHARE-Daten zuzuschreiben ist, und reflektiert eher selektive Panelmortalität. Die ausgewiesene Stabilität des Armutsrisikos der Rentnerhaushalte steht allerdings im Gegensatz zu dem Anstieg des Armutsrisikos der Ü-65-Jährigen von 15,0 Prozent in 2012 auf 18,2 Prozent in 2018 laut der European Union Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC) Erhebung (Eurostat 2022b).

Erwartungsgemäß ist das Armutsrisiko von Rentnerhaushalten in beiden Wellen signifikant höher als das Armutsrisiko in der Grundgesamtheit der Ü-50-Haushalte (siehe Tabelle 8). Multivariate Analysen zeigen zudem, dass der Besitz von selbstgenutztem Wohneigentum ein starker Prädiktor für das Armutsrisiko ist. Haushalte mit selbstgenutztem Wohneigentum haben im

Durchschnitt eine um 18,3 Prozentpunkte geringere Wahrscheinlichkeit von einem Armutsrisiko betroffen zu sein (Welle 8, 2018). Besonders gefährdet scheinen zudem erneut Alleinstehende sowie Haushalte außerhalb der Großstädte zu sein. Der niedrige Determinationskoeffizient weist jedoch auf eine geringe Erklärungskraft der Modelle hin, was darauf zurückzuführen ist, dass wichtige Determinanten der Altersarmut wie Bildung und Migrationshintergrund fehlen.

Ogleich das Armutsrisiko als Kennzahl in der Armutforschung häufig verwendet wird, bildet es Armut nur eingeschränkt ab, da es den regional unterschiedlichen Lebenshaltungskosten nicht direkt Rechnung trägt. Alternative Armutsindikatoren wie etwa das verfügbare Einkommen nach Abzug der Wohnkosten können aber mit SHARE-Daten nicht berechnet werden, da die Wohnkosten für Eigentümerinnen und Eigentümer nicht erfasst werden. Allerdings ist es zumindest für Ost- und Westdeutschland möglich, den regionalen Median (gemäß Mikrozensuskern) statt des Bundesmedians als Referenzgröße heranzuziehen. Auf diese Weise kann das Armutsrisiko um die generellen Einkommens-

Tabelle 8: Multivariate Analyse des Armutsrisikos

	(1)	(2)
	Armutsrisiko 2012	Armutsrisiko 2018
Rentnerhaushalte	0,036** (0,017)	0,043* (0,026)
Eigentümerinnen und Eigentümer	-0,115*** (0,022)	-0,183*** (0,038)
Alleinstehende	0,070*** (0,024)	0,091*** (0,038)
Westen, städtisch	0,076*** (0,023)	0,079*** (0,026)
Westen, ländlich	0,049** (0,024)	0,167*** (0,033)
Osten	0,104*** (0,026)	0,105** (0,041)
Konstante	0,138*** (0,025)	0,122*** (0,039)
N	2 095	1 270
F	11,04	12,62
R ²	0,046	0,123

Anmerkungen: lineares Modell; Standardfehler berücksichtigen Multiple-Imputationen und kalibrierte Haushaltsgewichte, * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01; Referenzkategorien: Nicht-Rentnerhaushalte, Mieterhaushalte, Paarhaushalte, kreisfreie Großstädte im Westen und in Berlin.

Quelle: eigene Darstellung auf Basis der Daten aus SHARE-RV 8.0.0 (Wellen 5 und 8).

unterschiede zwischen Ost und West und aufgrund der Korrelation von Einkommen und Lebenshaltungskosten auf Ebene der Regionen bedingt auch um die Ost-West-Unterschiede in den Lebenshaltungskosten bereinigt werden. Durch diese Korrektur sinkt die Armutsrisikoquote im Osten um circa 6 Prozentpunkte und steigt im Westen um circa 1 Prozentpunkt (siehe Tabelle 9). Das so gemessene Armutsrisiko ist im Osten für Ü-50-Jährige und insbesondere für Rentnerinnen und Rentner deutlich niedriger als im Westen.

Da Regionaldaten zum Armutsrisiko auf Kreisebene aus dem Mikrozensus nicht generiert werden können, bietet sich auf regionaler Ebene die Quote der Empfängerinnen und Empfänger von Grundsicherung im Alter (Ü-65) als alternatives Armutsmaß an.

Diese Quote ist wegen abweichender Kriterien und Abgrenzungen mit dem Armutsrisiko allerdings auch bezüglich der Höhe nicht direkt vergleichbar. Bei der Interpretation dieser Kennzahl muss zudem berücksichtigt werden, dass die Inanspruchnahme dieser Leistung gering ist, mit dem Alter sinkt sowie bei Wohneigentum niedriger und im Osten höher ist (Buslei et al. 2019). Die regionale Verteilung zeigt bei insgesamt deutlich steigenden Werten ein klares und relativ stabiles Muster mit einem Schwerpunkt auf städtische Regionen (siehe Tabelle 10). Ein Erklärungsfaktor für die „Spitzenstellung“ des Clusters kreisfreie Großstädte im Westen und in Berlin dürfte neben vielfältigen soziodemografischen Unterschieden und dem höheren Mietniveau die geringe Wohneigentümerquote sein. Anders als beim konven-

Tabelle 9: Armutsrisiko: Bundesmedian versus Ost-/Westmedian

	Bundesmedian		Ost-/Westmedian	
	Westen	Osten (inkl. Berlin ⁷)	Westen	Osten (inkl. Berlin)
Armutsrisiko Rentnerhaushalte 2012	12,70 %	14,45 %	13,46 %	7,57 %
Armutsrisiko Ü-50-Haushalte 2012	11,28 %	16,67 %	11,96 %	10,67 %
Armutsrisiko Rentnerhaushalte 2018	12,29 %	12,55 %	13,57 %	6,81 %
Armutsrisiko Ü-50-Haushalte 2018	9,58 %	12,38 %	10,55 %	8,58 %

Anmerkungen: Werte sind gewichtet und berücksichtigen Multiple-Imputationen.

Quelle: eigene Darstellung auf Basis der Daten aus SHARE-RV 8.0.0 (Wellen 5 und 8).

Tabelle 10: Grundsicherungsquote Ü-65

	kreisfreie Großstädte im Westen und in Berlin	städtische Kreise im Westen	ländliche Kreise im Westen	Osten	insgesamt
Grundsicherungs- quote Ü-65 (2011)	4,84 %	2,24 %	1,99 %	1,17 %	2,70 %
Grundsicherungs- quote Ü-65 (2017)	5,89 %	2,66 %	2,30 %	1,24 %	3,25 %

Quelle: eigene Darstellung auf Basis der Regionaldaten wie im Anhang beschrieben.

tionell gemessenen Armutsrisiko ist Wohneigentum wegen der negativen Auswirkung auf die Inanspruchnahme für die Höhe der Grundsicherungsquote unmittelbar relevant. Eine Fixed-Effekt-Regression der Grundsicherungsquote 2011 und 2017 für die Kreise Deutschlands mit jahresfixen Effekten auf die durchschnittliche Altersrente und die Angebotsmieten verdeutlicht den negativen Zusammenhang der Grundsicherungsquote mit den örtlichen Renten und den positiven Zusammenhang mit den lokalen Angebotsmieten (siehe Tabelle 11). Zudem sind die kreisfixen Effekte mit der 2011 im

Zensus gemessenen Wohneigentümerquote stark negativ korreliert: Je höher die örtliche Wohneigentümerquote, desto niedriger die Grundsicherungsquote. Dieser Zusammenhang ist im Westen noch stärker ausgeprägt als im Osten.

⁷ Eine Zuordnung von Berlin zum Westen verändert die deskriptiven Werte nur marginal.

Tabelle 11: Grundsicherungsquote, Renten, Mieten, Eigentümerquote

	(1)	(2)
	Grundsicherungs- quote (65+)	Grundsicherungs- quote (65+)
durchschnittliche Altersrente (Bestand)	-0,00874 *** (0,000523)	-0,00823 *** (0,000559)
Jahr=2017	1,618 *** (0,0837)	1,481 *** (0,0985)
Angebotsmiete		0,0537 *** (0,0199)
Konstante	8,836 *** (0,391)	8,147 *** (0,473)
N	802	802
F	358,4	243,6
R_w^2	0,714	0,718
R_b^2	0,0506	0,0748
R_o^2	0,0675	0,0938
kreisfixe Effekte	ja	ja
Korrelationskoeffizient kreisfixer Effekt und Wohneigentümerquote (Zensus 2011)	-0,768	-0,760

Anmerkungen: Heteroskedastizität-robuste Standardfehler, * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.

Quelle: eigene Darstellung auf Basis der Regionaldaten wie im Anhang beschrieben.

7. Armutsprävention jenseits national gemessener Einkommensarmut

Materielle Armut wird mit Einkommensarmut nur unzureichend gemessen. Für die regionalen Unterschiede bei der materiellen Versorgung sind die Preise nicht handelbarer Güter bedeutsam, unter denen die Preise für Wohnen aufgrund des Ausgabenanteils und der existenziellen Bedeutung hervorstechen. Die seit 2010 stark steigenden Immobilienpreise und Mieten vor allem in den Metropolen und deren Umfeld sorgen für steigende soziale und regionale Ungleichheit der Wohnkosten. Die Schere der Wohnkosten zwischen Mieterinnen und Mietern sowie Eigentümerinnen und Eigentümern, zwischen Mieterinnen und Mietern bei Neu- und Altverträgen sowie zwischen Bewohnerinnen und Bewohnern attraktiver und abgehängter Regionen hat sich im

Laufe dieses Jahrzehnts immer weiter geöffnet. Setzt man Angebotsmieten und Einkommen in ein Verhältnis, dann zeigt sich, dass die Wohnkostenbelastung allgemein und noch stärker für Rentnerinnen und Rentnern gestiegen ist und das vor allem in dem Cluster kreisfreie Großstädte im Westen und in Berlin, in den Kreisen im Osten hingegen im Durchschnitt nur geringfügig. Die Analyse von SHARE-RV verdeutlicht allerdings, dass die belastenden Wirkungen der Mietsteigerungen in der Breite 2018 die Rentnerinnen und Rentner noch nicht erreicht hatten. Vor allem im Osten sind Ältere und insbesondere Rentnerinnen und Rentner bis dahin im Durchschnitt von den Folgen der Entwicklungen auf den Wohnungsmärkten weitgehend verschont geblieben. Unsere Analysen basieren auf bedingten Korrelationen; Aussagen über kausale Zu-

sammenhänge sind auf deren Grundlage nicht möglich. Die Aussagekraft der Regionaldatenanalyse ist – wie beschrieben – insofern eingeschränkt, als dass wir auf Modellierungen zurückgreifen mussten, da Mieten und Einkommen der betreffenden Gruppen in der Datenbasis nicht separat ausgewiesen sind. Wie bei der Individualdatenanalyse sind ein maßgeblicher Einfluss nicht berücksichtigter Variablen und Simultanität zudem nicht auszuschließen. Da als Folge der Covid-19-Pandemie die turnusmäßige Auffrischung des Samples in den SHARE-Daten in der 8. Welle nicht erfolgen konnte, sind bei der Individualdatenanalyse die Fallzahlen relativ gering und Kohorteneffekte stehen möglicherweise im Vordergrund. Dennoch können wir mit den Daten ein weitgehend kohärentes Bild der Wohnkostenbelastung von Rentnerinnen und Rentnern zeichnen, das mit theoretischen Vorhersagen vereinbar ist.

Deutschland ist sozial bezüglich der Älteren weiterhin ein geteiltes Land. Die Clusteranalyse hat aufgezeigt, dass sich die Kreise im Osten (abgesehen von Berlin) weniger untereinander als von den Kreisen des Westens unterscheiden. Der Ost-West-Unterschied dominiert insofern auch die Unterschiede zwischen den strukturellen Kreistypen, welche nur im Westen zu weiterer Differenzierung führen. Angebotsmieten, modellierte Wohnkostenbelastung und Grundsicherungsquote weisen einen markanten Ost-West-Unterschied auf, die Eigentümerquote zudem einen deutlichen Unterschied zwischen den Großstädten und den anderen Kreistypen.

Es ist wohl nur eine Frage der Zeit, bis die Zunahme der Angebotsmieten die Älteren erfasst; die Diffusion der Preiserhöhungen in das Umland der Metropolen (FUB IGES 2021) wird ihr Übriges tun, die Wohnkostenbelastung für immer mehr Rentnerinnen und Rentner auch jenseits der exponierten Zentren zu erhöhen. Auch jetzt schon sind diejenigen Älteren vollumfänglich von den gestiegenen Angebotsmieten betroffen, die aufgrund mit sich verschlechterndem Ge-

sundheitszustand unüberwindbar werden den Barrieren in der bisherigen Wohnung oder nach einer Eigenbedarfskündigung umziehen müssen. Der stetige Anstieg der Grundsicherungsquote bei Älteren ist ebenfalls ein sozialpolitisches Warnsignal. Gerade für Ältere spielt Wohnungspolitik bei der Armutsvermeidung eine wichtige Rolle. Kurz- und mittelfristig müssen dabei aber Mieterinnen und Mieter im Fokus stehen. Eigentumsförderung hingegen kann allenfalls langfristig einen zudem vermutlich nur moderaten Beitrag leisten.

Unsere Schlussfolgerungen sind, dass Armutsprävention in der Gesamtbevölkerung, aber insbesondere bei tendenziell immobileren Älteren die Ausgaben für essenzielle Güter (Wohnen, aber auch Energie, Lebensmittel und Gesundheit) im Blick haben und die regionalen Unterschiede adressieren sollte. Einkommensarmut ist allein kein ausreichender Maßstab für materielle Armut, wenn die Bedarfe und Preise für essenzielle Güter regional und individuell stark variieren. Die aktuell rasant steigenden Preise insbesondere für Energie und Lebensmittel, die Ältere sowie Geringverdienerinnen und -verdiener besonders stark treffen, demonstrieren diesen Umstand auf drastische Weise und verlangen eine Reaktion der Sozialpolitik. Aus der beschriebenen regionalen Heterogenität, die über reine Ost-West-Unterschiede hinausgeht, folgt, dass operative Ziele und Umsetzung der Armutsbekämpfung eine stark dezentrale Komponente aufweisen sollten. Aufgrund der erheblichen regionalen Unterschiede ist zudem die Verfügbarkeit kleinräumiger Daten zu sozialen Lagen und relevanten Preisen zu verbessern. Kommunen sollten in der Armutsbekämpfung eine maßgebliche Rolle spielen und dafür über ausreichende Ressourcen verfügen. Wenn regional stark differenzierte soziale Lagen allein mit bundesweit einheitlichen Instrumenten und Parametern adressiert werden, dann führt das entweder zu Mitnahmeeffekten und Überversorgung in einzelnen Gebieten oder im Gegenteil zu einer räumlich konzentrierten Unterversorgung.

Literatur

- Artle, R. und Varaiya, P. (1978). Life cycle consumption and homeownership. *Journal of Economic Theory*, 18, 38–58. doi:10.1016/0022-0531(78)90041-8.
- Backhaus, K./Erichson, B./Gensler, S./Weiber, R. und Weiber, T. (2021). Clusteranalyse. In: *Multivariate Analysemethoden*, S. 489–575. Springer Fachmedien Wiesbaden. doi:10.1007/978-3-658-32425-4_8.
- Baldenius, T./Kohl, S. und Schularick, M. (2020). Die neue Wohnungsfrage. Gewinner und Verlierer des deutschen Immobilienbooms. *Leviathan*, 48, 195–236. doi:10.5771/0340-0425-2020-2-195.
- Bartsch, F./Buhlmann, F./Kirschenmann, K. und Schmidt, C. (2021). Is there a need for reverse mortgages in Germany? Empirical evidence and policy implications. *EconPol Policy Report*.
- BBSR (2009). *Regionaler Preisindex*. Berichte, 30.
- BBSR (2021). *Wohnungs- und Immobilienmärkte in Deutschland 2020*. BBSR Bonn.
- Börsch-Supan, A. (2022a). Survey of health, ageing and retirement in Europe (SHARE) wave 5. SHARE-ERIC. doi:10.6103/SHARE.W5.800.
- Börsch-Supan, A. (2022b). Survey of health, ageing and retirement in Europe (SHARE) wave 8. SHARE-ERIC. doi:10.6103/SHARE.W8.800.
- Börsch-Supan, A./Brandt, M./Hunkler, C./Kneip, T./Korbmacher, J./Malter, F./Schaan, B./Stuck, S. und Zuber, S. (2013). Data resource profile: The survey of health, ageing and retirement in Europe (SHARE). *International Journal of Epidemiology*, 42, 992–1001. doi:10.1093/ije/dyt088.
- Börsch-Supan, A./Bucher-Koenen, T./Ferrari, I./Kutlu-Koc, V. und Rausch, J. (2016). The development of the pension gap and German household's behavior. *MEA Discussion Paper*, 2–2016. doi:10.2139/ssrn.2884091.
- Börsch-Supan, A./Czaplicki, C./Friedel, S./Herold, I./Korbmacher, J. und Mika, T. (2019). SHARE-RV: Linked data to study aging in Germany. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 240, 121–132. doi:10.1515/jbnst-2018-0034.
- BPB (2021). *Datenreport 2021 – Ein Sozialbericht für die Bundesrepublik Deutschland*.
- Buslei, H./Geyer, J./Haan, P. und Harnisch, M. (2019). Wer bezieht Grundsicherung im Alter? – Eine empirische Analyse der Nichtinanspruchnahme. *FNA-Journal* 4/2019.
- Causa, O./Woloszko, N. und Leite, D. (2019). Housing, wealth accumulation and wealth distribution: Evidence and stylized facts. *OECD Economics Department Working Papers*, 1588.
- Chiuri, M. C. und Jappelli, T. (2008). Do the elderly reduce housing equity? An international comparison. *Journal of Population Economics*, 23, 643–663. doi:10.1007/s00148-008-0217-4.
- Christelis, D. (2011). Imputation of missing data in waves 1 and 2 of SHARE. *Working Paper Series*, 1. doi:10.2139/ssrn.1788248.
- Deutsche Bundesbank (2019). *Vermögen und Finanzen privater Haushalte in Deutschland: Ergebnisse der Vermögensbefragung 2017*. Monatsbericht, 13.
- Deutsche Bundesbank (2022). *Indikatoren-system zum deutschen Wohnimmobilienmarkt*. Abgerufen von <https://www.bundesbank.de/de/statistiken/indikatoren-saetze/indikatoren-system-wohnmobilienmarkt>.
- Deutsche Rentenversicherung (2022a). *SHARE-RV 8-0-0 RTBN Administrative Daten im Format des Scientific Use Files des Versichertenrentenbestands (RTBN) 2009-2020 – German Codebook*.
- Deutsche Rentenversicherung (2022b). *SHARE-RV 8-0-0 VSKT Administrative Daten im Format des Scientific Use Files der Versicherungskontenstichprobe (VSKT) 2009-2020 – German Codebook*.
- Eckardt, M. und Dötsch, J. J. (2021). *Wohn-eigentum und Altersvorsorge – Deutsch-*

- land im europäischen Vergleich. Deutsche Rentenversicherung, 1, 66–90.
- Eurostat (2022a). Verteilung der Bevölkerung nach Wohnbesitzverhältnissen, Haushaltstyp und Einkommensgruppe – EU-SILC-Erhebung. Online Datencode: ilc_lvho02.
- Eurostat (2022b). Quote der von Armut bedrohten Personen nach Armutsgefährdungsgrenze, Alter und Geschlecht – EU-SILC- und ECHP-Erhebungen. Online Datencode: ilc_li02.
- FUB IGES (2021). F+B-Wohn-Index Deutschland Q2/2021. Pressemitteilung.
- Grabka, M./Bönke, T./Göbler, K. und Tiefensee, A. (2018). Rentennahe Jahrgänge haben große Lücke in der Sicherung des Lebensstandards. DIW Wochenbericht, 37, 809–818.
- Helbrecht, I. (2013). Wohneigentum statt Rente? Demografischer Wandel und Altersvorsorge in acht europäischen Ländern im Vergleich. Information zur Raumentwicklung, 2, 197–210.
- Little, R. und Rubin, D. (2002). Statistical analysis with missing data. New, York, NY: John Wiley & Sons, Inc. doi:10.1002/9781119013563.
- Lozano-Alcántara, A. und Vogel, C. (2021). Rising housing costs and income poverty among the elderly in Germany. Housing Studies, 1–19. doi:10.1080/02673037.2021.1935759.
- Makles, A. (2012). Stata tip 110: How to get the optimal k-means cluster solution. The Stata Journal: Promoting communications on statistics and Stata, 12, 347–351. doi:10.1177/1536867x1201200213.
- Nakajima, M. und Telyukova, I. A. (2020). Home equity in retirement. International Economic Review, 61, 573–616. doi:10.1111/iere.12435.
- Nardi, M. D./French, E. und Jones, J. B. (2016). Savings after retirement: A survey. Annual Review of Economics, 8, 177–204. doi:10.1146/annurev-economics-080315-015127.
- Nowossadeck, S. und Engstler, H. (2017). Wohnung und Wohnkosten im Alter. In: Mahne, K./Wolff, J. K./Simonson, J. und Tesch-Römer, C. (Hrsg.). Altern im Wandel (S. 287–300). Springer Fachmedien Wiesbaden. doi:10.1007/978-3-658-12502-8_19.
- Roback, J. (1982). Wages, rents, and the quality of life. Journal of Political Economy, 90, 1257–1278. doi:10.1086/261120.
- Rosen, S. (1979). Wage-based indexes of urban quality of life. In: Mieszkowski, P./Straszheim, M. (Hrsg.). Current Issues in Urban Economics (S. 74–104). John Hopkins University Press, Baltimore.
- Rubin, D. B. (Hrsg.). (1987). Multiple imputation for nonresponse in surveys. John Wiley & Sons, Inc. doi:10.1002/9780470316696.
- Statacorp (2021). Stata 17 base reference manual. Stata 17 Base Reference Manual. College, Station, TX: Stata Press.
- Statistisches Bundesamt (2020a). Eigentümerquote nach Bundesländern im Zeitvergleich. Abgerufen von <https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Wohnen/Tabellen/eigentuemersquote-nach-bundeslaender.html>.
- Statistisches Bundesamt (2020b). Wirtschaftsrechnungen: Einkommens- und Verbrauchsstichprobe: Einnahmen und Ausgaben privater Haushalte. Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2021). Wirtschaftsrechnungen – Laufende Wirtschaftsrechnungen Einkommen, Einnahmen und Ausgaben privater Haushalte. Wiesbaden.
- Van Gunten, T. und Kohl, S. (2020). The inversion of the “really big tradeoff”: homeownership and pensions in long-run perspective. West European Politics, 43(2), 435–463, doi:10.1080/01402382.2019.1609285.
- Vogel, C./Lozano-Alcántara, A. und Gordo, L. R. (2022). Steigende Wohnkosten im Alter – (k)ein Problem? In: Teti, A./Nowossadeck, E./Fuchs, J. und Künemund, H. (Hrsg.). Veichtaer Beiträge zur Gerontologie (S. 247–262). Springer Fachmedien Wiesbaden. doi:10.1007/978-3-658-34386-6_16.

Voigtländer, M. und Sagner, P. (2021). Wohneigentum und Vermögensbildung: Aufgaben für die Sozial- und Regionalpolitik. In: Naumer, H.-J. (Hrsg.). Vermögensbildungspolitik (S. 135–146). Wiesbaden: Springer Gabler, Wiesbaden.

Anschrift der Verfasser:

Sebastian Ach
Prof. Dr. Matthias Wrede
Friedrich-Alexander-Universität
Erlangen-Nürnberg
Lehrstuhl für Volkswirtschaftslehre,
insbesondere Sozialpolitik
Findelgasse 7/9
90402 Nürnberg

Anhang: Daten und Methodik

Regionaldaten

Für die Analyse von Regionaldaten auf Kreisebene (Landkreise und kreisfreie Städte) werden die Regionalfiles des Forschungszentrums der Rentenversicherung zur Struktur der Versicherten sowie Rentenbezieherinnen und -bezieher, die Regionaldatenbank Deutschland mit den tief gegliederten Ergebnissen der amtlichen Statistik des Bundes und der Länder, die Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen der Länder, die Auswertungsdatenbank des Zensus 2011 und die Online-Datenbank INKAR (Indikatoren und Karten zur Raum- und Stadtentwicklung) sowie eine Sonderauswertung der Angebotsmieten des Bundesinstituts für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) verwendet, die anhand der Regionalschlüssel verknüpft werden. Die Rentenzahlbeträge pro Kopf sind jeweils als Quotient der Zahlbeträge der entsprechenden Renten und der Personen basierend auf den Angaben in dem Regionalfile „Aktiv Versicherte und Rentengeschehen“ des Forschungszentrums der Deutschen Rentenversicherung berechnet worden. Die Daten zu den Wohngeldhaushalten und der Wohnfläche pro Kopf sind der Online-Datenbank INKAR des BBSR entnommen, die Daten zur Bevölkerung, zur Grundsicherung im Alter und zu Umzügen über Gemeinde- und Kreisgrenzen der Regionaldatenbank der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder und die verfügbaren Einkommen der Haushalte den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen der Länder enthält. Die verfügbaren Einkommen der Haushalte werden mit den Bevölkerungsdaten in Pro-Kopf-Werte umgerechnet. Die vom BBSR ausgewerteten Angebotsmieten (Nettokaltmieten ohne Nebenkosten für nicht-möblierte Wohnungen der Größen 40 bis 130 qm) basieren auf Inseraten aus Immobilienplattformen und Internetangeboten von Tageszeitungen für Erst- und Wiedervermietungen von Wohnungen.

Clusteranalyse

Die Cluster werden auf der Basis der Anteile der Wohngeldhaushalte sowie der Bezieherinnen und Bezieher von Grundsicherung im Alter sowie der Rentenzahlbeträge pro Kopf für Altersrenten der Männer und der Frauen und nicht nach Geschlechtern differenziert für Erwerbsminderungsrenten jeweils für das Jahr 2017 bestimmt. Um Vergleichbarkeit der Verteilungen zu gewährleisten, werden alle Variablen z-standardisiert, sodass die Variablen jeweils den Erwartungswert null und die Varianz eins aufweisen. Die Partitionierung der Grundgesamtheit der Kreise erfolgt mit dem Algorithmus kmeans von Stata, der in einem iterativen Verfahren auf die Minimierung der Summe der quadrierten Abweichungen von den Clustermittelwerten abzielt. Die Zahl der Cluster wird anhand der Veränderungen diverser Kennziffern bei schrittweiser Erhöhung der Anzahl der Cluster nach dem von Makles (2012) vorgeschlagenen Verfahren optimiert. Die finale Zuordnung der Cluster auf der Basis der siedlungsstrukturellen Kreistypen und der Ost-West-Einteilung kommt der empirisch bestimmten Clustereinteilung sehr nahe. Lediglich bei Cluster 2 ist eine größere Abweichung von circa 40 Prozent der Zuordnungen festzustellen, bei allen anderen Clustern liegt die Abweichung bei 25 Prozent oder niedriger; bei Cluster 4 gibt es sogar eine vollständige Übereinstimmung. Insbesondere erfolgt die Zuordnung Berlins zum Cluster 1 nicht ad hoc, sondern im Rahmen der formalen Clusteranalyse.

Individualdaten

In dem seit 2002 laufenden Panel: Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) werden Bürgerinnen und Bürger Europas über 50 sowie deren Haushaltsmitglieder alle zwei Jahre zu ihren gesundheit-

lichen und sozioökonomischen Lebensbedingungen befragt. Darüber hinaus existiert die Möglichkeit, die befragten Deutschen, welche ihre Erlaubnis gegeben haben, mit administrativen Daten aus der Deutschen Rentenversicherung zu verknüpfen (SHARE-RV). Hierbei werden die Daten der Versicherungskontenstichprobe (VSKT) sowie die Daten des Versicherungsrentenbestands (RTBN) genutzt (Deutsche Rentenversicherung 2022a/b). Ausgeschlossen werden damit zum Großteil Selbstständige und Beamte. Methodische Details beschreiben für SHARE Börsch-Supan et al. (2013) und für SHARE-RV Börsch-Supan et al. (2019). Aufgrund der großen Fallzahlen wird die 5. Welle (2013) als Ausgangswelle gewählt (Zeitpunkt der größten Auffrischungstichprobe) (Börsch-Supan 2022a). Die aktuellste Welle, welche in die Untersuchung einfließt, ist die 8. Welle (2019/20) (Börsch-Supan 2022b). Da die vorgesehene Auffrischung aufgrund der Covid-19-Pandemie in der 8. Welle nicht erfolgt ist, sind die Fallzahlen aufgrund von Panelmortalität deutlich geringer und das Sample älter als in der 5. Welle. Gearbeitet wurde mit dem Release 8.0.0 der SHARE-RV-Daten sowie mit den VSKT-Daten zum Berichtsjahr 2015, welche als Approximation des Wohnorts für die 5. Welle genutzt wurden. Haushalte mit mehreren Singles, mit imputiertem Wohneigentumsstatus beziehungsweise mit einem Monatseinkommen über 200 000 Euro werden in beiden Wellen ausgeschlossen. Insgesamt wurden 2 369 Haushalte der 5. Welle beziehungsweise 1 426 Haushalte der 8. Welle analysiert.

Methodik der Individualdatenanalyse

Alle deskriptiven Analysen und die multiplen Regressionen verwenden die von SHARE bereitgestellten multiplen Imputationen für

fehlende Werte sowie die wellenspezifischen, kalibrierten Haushaltsgewichte, welche repräsentative Aussagen bezüglich der Zielgruppe der Ü-50-Jährigen ermöglichen (Christelis 2011; Rubin 1987; Little und Rubin 2002). Für die Berechnung der korrigierten Standardfehler wird auf das Stata-Multiple-Imputation-Modul zurückgegriffen (StataCorp. 2021). Aus methodischen Gründen wurde darauf verzichtet, die Haushalte im Längsschnitt zu analysieren. Die Ergebnisse der Individualdatenanalyse sind daher deskriptiver Natur und sollten nicht kausal interpretiert werden. Die folgenden Merkmale wurden in den Regressionen berücksichtigt: selbstgenutztes Wohneigentum (Basiskategorie: Mieter), Alleinlebende Alleinstehende (Basiskategorie: Haushalte mit mehreren Mitgliedern), Wohnort (nach Cluster und zum Zeitpunkt des VSKT-Berichtsjahres) und Rentenbezug nach RTBN/VSKT.

Als kleinste Untersuchungseinheit werden die privaten Haushalte in SHARE-RV berücksichtigt. Die Definition eines Haushalts folgt dem Canberra Group Handbook on Household Income Statistics 2011 der United Nations Economic Commission for Europe (UNECE), sodass kollektive Haushalte, wie etwa Gefängnisse, Altersheime und ähnliche Einrichtungen, ausgeschlossen werden. Analog zu anderen Studien (siehe zum Beispiel zur PHF-Studie Deutsche Bundesbank 2019) wird der soziale Status eines Haushalts durch den sozialen Status einer Referenzperson abgebildet. Die Referenzperson wird durch sequenzielle Selektion verschiedener Merkmale bestimmt (UNECE 2011, S. 65). In der Regel handelt es sich dabei um die Person mit dem aktuell höchsten Einkommen im Haushalt. Wenn die Referenzperson zum Zeitpunkt des Interviews Leistungen aus der Deutschen Rentenversicherung erhält, wird der Haushalt als Rentnerhaushalt eingestuft.