



MAX-PLANCK-INSTITUT FÜR SOZIALRECHT UND SOZIALPOLITIK
MAX PLANCK INSTITUTE FOR SOCIAL LAW AND SOCIAL POLICY

mea *Munich Center for the Economics of Aging*

Einkommensheterogenität und Rentenprognosen

Weiterentwicklung eines Rentensimulationsmodells und ausgewählte Anwendungen

Johannes Rausch

02-2022

MEA DISCUSSION PAPERS



Einkommensheterogenität und Rentenprognosen

Weiterentwicklung eines Rentensimulationsmodells und ausgewählte Anwendungen

Johannes Rausch

Januar 2022

Abstract:

So far, simulation models of the German pension insurance (GRV) have taken into account the heterogeneity of the insured population only to a limited extent. In particular, income heterogeneity has not been taken into account at all. In this paper, the pension simulation model “MEA-PENSIM” is extended by introducing different income categories and selected applications include the consideration of income-specific life expectancies, income-dependent replacement rates and inflation-indexation of public pensions after the first year of retirement. The income differentiation is based on administrative data. It is shown that taking account of income-specific differences (e.g. with regard to retirement behavior) increases the quality of the model. Moreover, the more differentiated view provides interesting additional insights, especially on the replacement rates of the lower income groups. The extended model is particularly suited to assess reforms that reduce the equivalence principle by inducing more redistribution. More generally, the model can simulate the distributional effects of pension reforms.

Zusammenfassung:

Simulationsmodelle der Gesetzlichen Rentenversicherung (GRV) berücksichtigen die Heterogenität des Versichertenbestandes bisher kaum. Insbesondere die Einkommensheterogenität blieb bislang unberücksichtigt. In diesem Papier wird das Rentensimulationsmodell MEA-PENSIM um eine differenzierte Betrachtung der Einkommenssituationen sowie ausgewählter Anwendungen erweitert. Letztere umfassen u.a. eine Betrachtung von einkommensspezifischen Lebenserwartungen, einkommensabhängiger Ersatzraten sowie einer Kaufkraftdynamisierung der Bestandsrenten. Die Einkommensdifferenzierung erfolgt anhand administrativer Daten der GRV. Es zeigt sich, dass die Berücksichtigung einkommensspezifische Unterschiede (z.B. hinsichtlich des Renteneintrittsverhalten) die Modelgüte erhöht. Darüber hinaus liefert die differenziertere Betrachtung interessante zusätzliche Erkenntnisse, insbesondere zu den Ersatzraten der unteren Einkommensgruppen. Das erweiterte Modell ist besonders geeignet, um Reformen zu bewerten, die das Äquivalenzprinzip durch mehr Umverteilung aufweichen. Ganz allgemein kann das Modell die Verteilungseffekte von Rentenreformen simulieren.

Keywords: pension simulation, social security, old-age finances, pension reforms

JEL-Codes: H55, I38, J11, J14, J21, J26

Ich danke Nicolas Goll für seinen fachlichen und redaktionellen Input, sowie Jana Meiser für ihre redaktionelle Unterstützung.

Corresponding author:

MEA, Max Planck Institute for Social Law and Social Policy

Amalienstrasse 33

D-80799 Muenchen, Germany

Email: rausch@mea.mpisoc.mpg.de

Einleitung

In der Diskussion um die nachhaltige Ausgestaltung der Deutschen Rentenversicherung sind Simulationsmodelle von hoher Bedeutung. So liefern sie wesentliche Erkenntnisse bezüglich der Folgen des demographischen Wandels auf die Determinanten der Gesetzlichen Rentenversicherung. Des fernerer werden sie benötigt, um die Auswirkungen von Reformmaßnahmen zu quantifizieren.

In diesem Papier wird die Erweiterung des Rentensimulationsmodells MEA-PENSIM um eine zusätzliche Differenzierungsebene vorgestellt und anhand ausgewählter Anwendungsbeispiele den sich ergebenden zusätzlichen Erkenntnisstand aufgezeigt und analysiert. Konkret werden die Pflichtversicherten in fünf Einkommensgruppen untergliedert, die sich auch in ihren einkommensspezifischen Lebenserwartungen unterscheiden.

Das so erweiterte Modell wird dann verwendet, um zuletzt diskutierte Rentenreformoptionen neu zu quantifizieren. Dabei werden zwei Reformmaßnahmen betrachtet: Erstens: eine Beibehaltung der Rentenniveau-Haltelinie für Zugangsrenten bei gleichzeitiger Dynamisierung der Bestandsrenten anhand der Inflation (Kaufkraftdynamisierung); Zweitens: Beibehaltung der Haltelinie lediglich für die ersten 15 Entgeltpunkte und Dynamisierung der übrigen Entgeltpunkte gemäß geltendem Recht (Sockelmodell) (vgl. Börsch-Supan und Rausch 2020 und Kommission Verlässlicher Generationenvertrag (KVG) 2020).

Rentensimulationsmodelle sind wichtig, um in „Was wäre wenn“ Szenarien die Auswirkungen von ökonomischen Schocks (z.B. der Finanzkrise 2008 oder der COVID19-Krise 2020) und von Politikmaßnahmen (z.B. der Einführung eines höheren Rentenalters oder einer Verlängerung der derzeit gültigen Haltelinien) auf die Rentenversicherung abzuschätzen. Im Wesentlichen können zwei Klassen von Rentensimulationsmodellen unterschieden werden. Die verbreitetere Variante sind solche, die anhand von Annahmen und Setzungen in mehreren Schritten die Entwicklung der Demographie und Beschäftigung sowie der wichtigsten Kenngrößen der Gesetzlichen Rentenversicherung (GRV) und übrigen Sozialversicherungssysteme projizieren. Durch die Variation der Annahmen werden verschiedene „Szenarien“ einer möglichen künftigen Entwicklung definiert. Diese Modelle sind somit relativ einfach aufgebaut. Außerdem beinhalten sie keine Rückkoppelung der Wachstumsrate des Bruttoinlandsproduktes und der Beschäftigung mit der demographischen Entwicklung und deren Folgen. Derartige Effekte werden in den Beschäftigungsszenarien approximativ erfasst, ohne sie jedoch unter weiteren Annahmen zu quantifizieren. Die Berechnungen des Statistischen Bundesamtes (Destatis), sowie der Deutschen Rentenversicherung Bund (DRV Bund) erfolgen anhand solcher Modelle. Des Weiteren gehören das Simulationsmodell PENPRO der Abteilung Staat des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung in Berlin (DIW) (Buslei et al. 2019) sowie das in dieser Studie verwendete Simulationsmodell MEA-PENSIM des Munich Center of the Economics of Aging (MEA) des Max-Planck-Instituts für Sozialrecht und Sozialpolitik in München (Wilke 2004, Holthausen et al. 2012, Rausch und Gasche 2016) zu dieser Modellklasse.

Diesen einfach strukturierten Modellen stehen Modelle mit einer makroökonomischen gesamtwirtschaftlichen Betrachtung gegenüber. Durch diese soll die Wechselwirkungen zwischen Demographie und Arbeitsmarkt explizit simuliert werden um die Auswirkungen von Demographie und Reformmaßnahmen umfassender zu betrachten. Allerdings beruht die makroökonomische Struktur auf zusätzlichen Annahmen, welche in der Deutung der Modellergebnisse bedacht werden müssen. Zudem kann die Bewertung der Beobachtungen aufgrund der nicht immer nachvollziehbaren Rückkoppelungseffekte schwierig sein. Zu dieser Modellklasse gehören unter anderem das Modell SIM, welches unter anderem für die Modellrechnungen des Bundesministeriums der Finanzen verwendet wird (Werdning 2013, Werdning et al. 2020), sowie das von der Bundesbank verwendete Modell (Deutsche Bundesbank 2019). Zusammenfassend besitzen also beide Modellklassen ihre Vor- und Nachteile.

Ungeachtet der Verwendung eines makroökonomischen Ansatzes unterscheiden sich die genannten Modelle kaum in der Art der berücksichtigten Erwerbsgruppen, wie z.B. Selbständige, Beschäftigte, Beam*innen und Arbeitslose. In der Regel werden diese lediglich nach Geschlecht sowie alten und neuen Bundesländern aufgeteilt. Eine zusätzliche Differenzierung nach Bildung, Gesundheit oder Einkommen erfolgt hingegen nicht. Für den Hauptzweck der Modelle, die Entwicklung des Beitragssatzes und Sicherungsniveaus sowie der Ein- und Ausgaben zu prognostizieren, ist eine weitere Aufteilung bislang auch nicht zwingend nötig. Dies liegt vor allem am Äquivalenzprinzip, das in der Gesetzlichen Rentenversicherung gilt. Demnach steigen die Renten proportional zu den gezahlten Rentenbeiträgen bzw. Einkommen.¹ Mikroökonomische Bewertungen erfolgen hingegen erst in einem zweiten Schritt mithilfe von Datensätzen wie dem Sozio-ökonomischen Panel (SOEP), Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) oder Daten des Forschungsdatenzentrums der Deutschen Rentenversicherung (FDZ-RV).

Nichtsdestotrotz kann die vereinfachte Betrachtung die Ergebnisse der Modellrechnungen verzerren. So gehen einkommensabhängig Verhaltensweisen/Unterschiede bisher nicht in die Simulationsrechnungen ein, obgleich diese trotz des Äquivalenzprinzips die Finanzen der Rentenversicherung beeinflussen. Hierbei sind beispielsweise einkommensabhängige Unterschiede im Verrentungsverhalten und der Gesundheit zu nennen. Gehen bspw. eher Geringverdiener*innen mit niedrigen Renten früher in Rente, fallen die Ausgaben der Rentenversicherung geringer aus als wenn wohlhabende Personen mit hohen Rentenansprüchen früher in Rente gehen. Andererseits hängt die Rentenbezugszeiten von der Gesundheit bzw. Lebenserwartung ab. Eine ähnliche Differenzierung wäre entlang des Bildungsstands denkbar. Hinzukommt, dass zuletzt vermehrt diskutiert wurde, das Äquivalenzprinzip aufzuweichen, um der Gefahr einer steigenden Altersarmut entgegenzuwirken, ohne die nachhaltige Finanzierbarkeit des Systems zu gefährden (vgl. Börsch-Supan und Rausch 2020 und KVG 2020). Tatsächlich erfolgte im Januar 2021 mit der Einführung der Grundrente (Deutsche Bundestag, 2020) ein weiterer Schritt weg vom Äquivalenzprinzip. Allerdings gibt es auch pragmatische Gründe die Versicherten weiter zu untergliedern. So können beispielsweise spezifische Ersatzraten für die Untergruppen gebildet und somit beurteilt werden, ob die Armutsgefahr für spezielle Gruppen zunimmt bzw. wie die Verteilungseffekte einer Reform aussehen würden. MEA-PENSIM ist, soweit bekannt, das erste und einzige Simulationsmodell, welches eine derartig differenzierte Betrachtung erlaubt. Die Erweiterung gestattet daher bisher nicht adressierbare Fragestellungen in den Blick zu nehmen und stellt somit einen erheblichen Mehrwert dar.

Die Resultate weisen zunächst darauf hin, dass die Nichtberücksichtigung der Einkommensheterogenität zu keiner Verzerrung der Simulationsergebnisse geführt hat. So sind die Ergebnisse der wichtigsten GRV-Determinanten (Beitragssatz und Sicherungsniveau) mit und ohne Berücksichtigung der Einkommensgruppen nahezu identisch. Allerdings trifft dies nur zu, wenn zwischen den Einkommensgruppen keine weiterführenden Unterschiede unterstellt werden und insbesondere die weitere Entwicklung wichtiger Determinanten, wie die der Löhne, parallel verlaufen. So zeigt sich bspw., dass der Beitragssatz langfristig stärker ansteigen würde, sollte das oberste Einkommensquintil eine höhere Lebenserwartung als die restlichen Einkommensgruppen aufweisen. Hinzukommt, dass die differenziertere Betrachtung die Simulationsgüte im Bereich der Entgeltpunktsimulation verbessert.

Das Hauptaugenmerk der Erweiterung von MEA-PENSIM liegt in der Entwicklung der Determinanten der einzelnen Einkommensgruppen sowie der Auswirkungen der betrachteten Reformmaßnahmen auf die Einkommensgruppen. Die Ersatzraten (Renten von 70-Jährigen/Einkommen von 60-Jährigen) der einzelnen Einkommensgruppen unterscheiden sich dabei v. a. am Simulationsbeginn und fallen für die

¹ Von dem strikten proportionalen Verhältnis zwischen Einkommen und Renten gibt es nur wenige Ausnahmen. So werden beispielsweise Rentenanwartschaften für Kindererziehungszeiten gutgeschrieben.

Männer ähnlich zum Netto-Standardrentenniveau vor Steuern über den Simulationszeitraum ab. Für die mittleren Einkommensgruppen ist der Rückgang sogar etwas stärker. Dies könnte bspw. daran liegen, dass diese Gruppen von der Rente mit 67 schwerer betroffen sind und zukünftig höheren Abschlägen gegenüberstehen als derzeit. Für das oberste Einkommensquintil ist die Reduktion hingegen geringer als die des Netto-Standardrentenniveaus vor Steuern. Nach den getroffenen Annahmen kann diese Gruppe folglich einen Teil der Dämpfung der Rentenanpassung durch zusätzliche Rentenanwartschaften, bspw. Aufgrund eines Aufschubs des Renteneintritts, ausgleichen. Bei den Frauen steigen die Ersatzraten der Frauen zunächst an, was wohl auf die zunehmende Erwerbsbeteiligung jüngerer Kohorten zurückzuführen ist. Allerdings sinken anschließend auch die Ersatzraten der Frauen wieder leicht ab. Der Rückgang ist aber wesentlich schwächer als bei den Männern. Ungeachtet der Entwicklung der Ersatzraten liegen die Netto-Renten vor Steuern des ersten Einkommensquintils unterhalb des Grundsicherungsniveaus (inkl. Wohngeld).² Zudem fallen die Renten des zweiten Quintils mit Nettoansprüchen um das Grundsicherungsniveau ebenfalls gering aus. Allerdings kann unter den gesetzten Annahmen keine weitere Zunahme des Altersarmutsrisikos beobachtet werden.

Bzgl. der Reformmaßnahmen konnte zunächst verifiziert werden, dass bereits unter den alten Simulationsrechnungen die wesentlichen Determinanten der Rentenversicherung adäquat abgebildet werden konnte. So fallen auch hier die Beitragssätze und Netto-Standardrentenniveaus vor Steuern ohne und mit der Einkommensdifferenzierung ähnlich aus. Allerdings erleichtert die zusätzliche Differenzierung die Simulation erheblich. So können die Reformvorschläge nun direkter implementiert werden und komplizierte Hilfskonstruktionen, die zudem eher intransparent sind, werden unnötig. Zudem kann nun aufgezeigt werden, dass von einer Kaufkraftdynamisierung eher die oberen Einkommensgruppen profitieren, während dies beim Sockelmodell eher die unteren Einkommensgruppen sind.

Insgesamt zeigt sich, dass die Möglichkeit die Versicherten in MEA-PENSIM nach weiteren Kriterien Aufteilen zu können einen erheblichen Mehrwert darstellt. Reformen können leichter, zielgenauer und transparenter im Modell adressiert werden und die Folgen spezifischer Reformen tiefgreifender untersucht werden. Dies trifft insbesondere im Falle einer weiteren Aufweichung des Äquivalenzprinzips zu. Darüber hinaus wird die Projektionsgüte erhöht, da nun (einkommens)spezifische Verhaltensweisen in der Modellierung berücksichtigt werden können.

Das Papier ist wie folgt gegliedert. Im Anschluss an die Einleitung wird zunächst das Rentensimulationsmodell MEA-PENSIM vorgestellt sowie die notwendigen Maßnahmen, um die Pflichtversicherten nach weiteren Kriterien aufzuteilen. Im zweiten Teil wird die Datengrundlage, anhand derer die Pflichtversicherten nach Einkommensquintilen eingeteilt werden, vorgestellt, sowie die sich hieraus ergebenden Einkommensquintile analysiert. Anschließend werden die Simulationsannahmen vorgestellt und die Simulationsergebnisse diskutiert. Dabei erfolgt zunächst ein Vergleich der Simulationsergebnisse mit und ohne Einkommensgruppen sowie eine Auswertung des zusätzlichen Informationsgehaltes. Im Anschluss werden die Lebenserwartungen variiert und die Reformoptionen behandelt. Das Papier schließt mit einem kurzen Fazit.

Einführung einer zusätzlichen Differenzierungsebene in MEA-PENSIM

Das Rentensimulationsmodell MEA-PENSIM

Grundlage für die folgenden Berechnungen ist das Rentensimulationsmodell MEA-PENSIM³ des Munich Center for the Economics of Aging (MEA) des Max-Planck-Instituts für Sozialrecht und Sozialpolitik

² Das erste Einkommensquintil entspricht der Gruppe mit dem geringsten Einkommen. Das fünfte Quintil entsprechend der Gruppe der Gutverdienenden.

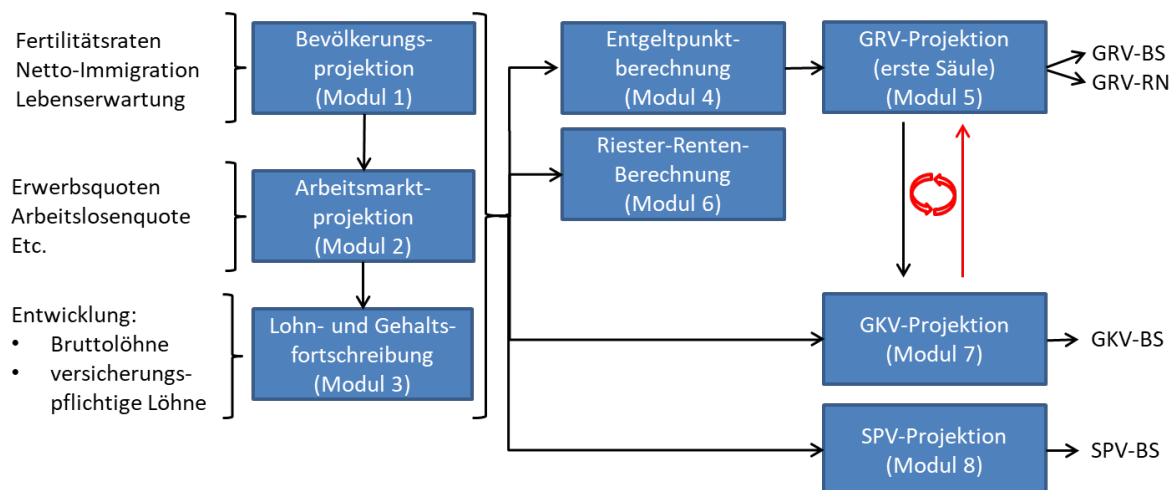
³ Die Simulation beschränkt sich auf die allgemeine Gesetzliche Rentenversicherung.

in München. Das Modell projiziert aus Annahmen und Setzungen in mehreren Schritten die Entwicklung der Demographie und Beschäftigung sowie der wichtigsten Kenngrößen der GRV (vgl. Abbildung 1). Basis für die Projektionen ist die Bevölkerungsstruktur nach Alter und Geschlecht des Jahres 2019.

Das Programm ist in mehrere Module untergliedert, die i.d.R. nacheinander ausgeführt werden. Im ersten Schritt wird die Entwicklung der in Deutschland lebenden Bevölkerung projiziert. MEA-PENSIM differenziert hierbei zwischen Frauen und Männern sowie den neuen und alten Bundesländern.⁴ Die Bevölkerungsprojektion kann entweder programmintern anhand eigener Annahmen hinsichtlich der zukünftigen Lebenserwartung, Geburtenziffer und Netto-Migration erfolgen oder es können ausgewählte Projektionen des Statistischen Bundesamtes (14. Koordinierte Bevölkerungsvorausberechnung) übernommen werden.

Aufbauend auf der Bevölkerungsprojektion erfolgt anschließend im zweiten Modul die Vorausberechnung des Arbeitsmarktes beziehungsweise der zukünftigen Erwerbstätigkeit der deutschen Bevölkerung. Hierbei werden für die Bevölkerung, getrennt nach Alter, Geschlecht sowie Region einerseits die Anzahl der rentenversicherungspflichtig abhängig Beschäftigten (inkl. geringfügig Beschäftigte mit Eigenanteil), geringfügig Beschäftigten ohne Eigenanteil, Selbständigen, Beam*t*innen sowie Arbeitslosen (getrennt nach ALG-I und ALG-II) und andererseits die Anzahl der Leistungsempfänger*innen (Altersrenten und Erwerbsminderungsrenten)⁵ ermittelt (vgl. auch Abbildung 2). Die Anzahl der jeweiligen Arbeitsmarktgruppen ergeben sich dabei aus Quoten, die über den Projektionshorizont variiert werden können. Für das Basisjahr ergeben sich diese Quoten zum einen aus der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR) und zum anderen aus Statistiken der Deutschen Rentenversicherung. Zudem wird die Altersstruktur dem Mikrozensus entnommen.

Abbildung 1 Programmstruktur von MEA-PENSIM



Quelle: Eigene Darstellung

Die Anzahl der Rentner*innen ergibt sich aus dem Rückgang der Pflichtversichertenquoten ab dem Alter 50. Alternativ können für die Verrentung exogene Quoten gesetzt werden. In diesem Fall werden die Pflichtversichertenquoten in MEA-PENSIM automatisch derart festgelegt, dass die angenommenen Verrentungsquoten erreicht werden. Unabhängig vom gewählten Verfahren ist das früheste Renteneintrittsalter 51 und das späteste 70.

⁴ Im Folgenden bezeichnen wir die Unterscheidung nach neuen und alten Bundesländern auch als „Region“.

⁵ Nicht explizit ermittelt wird die Anzahl der Hinterbliebenenrentner*innen.

Um die finanzielle Situation der gesetzlichen Rentenversicherung abzubilden, werden zudem finanztechnische Determinanten benötigt. Insbesondere sind Annahmen über die Entwicklung der versicherungspflichtigen Bruttolöhne und -gehälter, der Bruttolöhne und -gehälter insgesamt, sowie des Durchschnittsentgelts der GRV zu treffen. In MEA-PENSIM werden dies im dritten Modul bestimmt, indem unter Verwendung von exogene Wachstumsraten die (altersspezifischen) Löhne und Gehälter fortgeschrieben werden.⁶ Des Weiteren werden die zukünftigen Beitragssätze der übrigen Sozialversicherungssysteme (GKV, SPV und GAV) benötigt. Für die Arbeitslosenversicherung wird der Beitragssatz exogen gesetzt. Der zukünftige SPV- und GKV-Beitragssatz kann alternativ auch von MEA-PENSIM prognostiziert werden (Modul 7 und 8).⁷

Aufbauend auf diesen Projektionen erfolgt die eigentliche Berechnung der zukünftigen Entwicklung der deutschen Rentenversicherung. Zunächst (Modul 4) werden hierzu die durchschnittlichen Entgeltpunkte/Rentenanwartschaften der Rentner*innen einer Kohorte (getrennt nach Geschlecht und Region) bestimmt. Dabei erwirbt ein/e Arbeitnehmer*in je Jahr Entgeltpunkte im Verhältnis seines/ihrer beitragspflichtigen Bruttoeinkommens zum Durchschnittsentgelt der GRV.⁸ Die Entgeltpunkte ergeben sich somit aus der Erwerbs- und Einkommenshistorie der pflichtversicherten Erwerbstätigen.⁹ Gesondert wird in MEA-PENSIM die Gruppe der Selbständigen, Beamt*innen, geringfügig Beschäftigten ohne Eigenanteil und stillen Reserve behandelt. Dabei wird angenommen, dass auch diese Personen zeitweise versicherungspflichtig waren und folglich Rentenanwartschaften erworben haben, allerdings nicht die Voraussetzungen für einen vorzeitigen Rentenbezug erfüllen. Diese Gruppen werden daher in MEA-PENSIM zum gesetzlichen Renteneintrittsalter verrentet (vgl. auch Abbildung 2).¹⁰ Zudem werden ihnen Rentenanwartschaften gutgeschrieben, die sich an den Entgeltpunkten der versicherungspflichtig Beschäftigten orientieren.

Abschließend (Modul 5) werden die zukünftigen Einnahmen und Ausgaben der Gesetzlichen Rentenversicherung sowie die daraus folgende Entwicklung des Beitragssatzes sowie des Rentenniveaus berechnet. MEA-PENSIM bildet hierzu die gesetzlichen Regularien der allgemeinen Rentenversicherung so weit als möglich ab. Dies beinhaltet insbesondere die Fortschreibungsvorschriften des aktuellen Rentenwertes sowie der Bundeszuschüsse.

Einführung einer weiteren Unterscheidungsebene der GRV-Pflichtversicherten

Wie bereits im letzten Abschnitt dargelegt, werden in MEA-PENSIM die versicherungspflichtig Beschäftigten (inkl. geringfügig Beschäftigte mit Eigenanteil), Arbeitslosengeld-Beziehenden und Rentner*innen lediglich nach Alter, Geschlecht sowie Regionen (Ost/West siehe Fußnote 4) untergliedert. Das erste Ziel dieses Papiers ist eine Erweiterung dieser Differenzierung vorzustellen. So können die genannten Arbeitsmarktgruppen fortan anhand weiterer Merkmale, wie z.B. Einkommen, Bildungsgrad oder Versicherungsdauer, differenziert werden (vgl. roter Kasten in Abbildung 2). Hierzu wird der Programmcode an drei Stellen angepasst.

⁶ Die Wachstumsraten der Gesamtbevölkerung können je nach Entwicklung der Demographie und des Arbeitsmarktes abweichen.

⁷ In dieser Studie werden externe Annahmen bzgl. der Entwicklung des SPV- und GKV-Beitragssatzes herangezogen. Daher wird nicht näher auf diese Module eingegangen.

⁸ Das Arbeitseinkommen ist bis zur Beitragsbemessungsgrenze beitragspflichtig. Die Beitragsbemessungsgrenze entspricht etwa dem doppelten Durchschnittsentgelt der GRV.

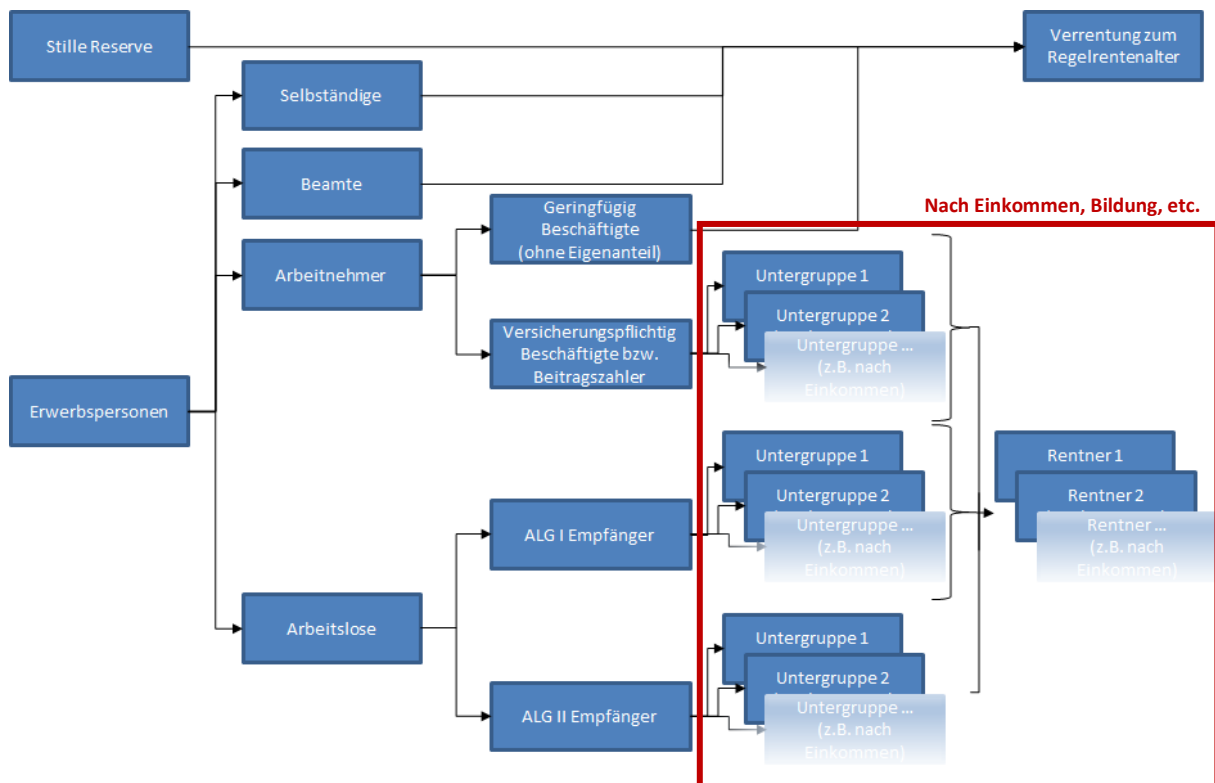
⁹ Es gibt zudem Entgeltpunkte während des Bezuges von Arbeitslosengeld I sowie für gesamtgesellschaftliche Leistungen wie Kindererziehung und private Pflege.

¹⁰ Hierbei bezeichnet „verrentet“ den Bezug einer gesetzlichen Rente und nicht zwingend eine Beendigung der Erwerbstätigkeit.

Als Erstes werden die Gruppen der versicherungspflichtig Beschäftigten sowie der Empfänger*innen von Arbeitslosengeld I und II in entsprechende Untergruppen aufgeteilt. Dies erfolgt, wie bei den Selbständigen, Beamten und Arbeitnehmer, anhand exogener Quoten, welche über den Simulationshorizont variiert werden können. Die Zusammensetzung der Rentner*innen ergibt sich im Anschluss endogen anhand des Rückgangs der versicherungspflichtigen Beschäftigung und Arbeitslosen der jeweiligen Untergruppe ausgehend vom Alter 50. Es wird somit das bisherige Verfahren zur Bestimmung der Rentner*innen beibehalten, nun allerdings auf die Untergruppen angewandt.

Als Zweites werden die beitragspflichtigen Löhne und Gehälter bzw. die Einkommensprofile der Untergruppen benötigt. Grundsätzlich werden diese exogen bestimmt und eingelesen. Ihre Fortschreibung erfolgt anschließend wiederum anhand exogener Wachstumsraten. Hierbei ist zu beachten, dass sich die Wachstumsraten der Löhne und Gehälter der Untergruppen und der Gesamtbevölkerung unterscheiden können, falls die Zusammensetzung der Untergruppen über den Simulationshorizont variiert werden. Wird beispielweise unterstellt, dass der Anteil der Personen im oberen Einkommensbereich zunimmt, impliziert dies über die Gesamtbevölkerung ein höheres Lohnwachstum je Arbeitnehmer*in.

Abbildung 2: Erweiterung des Arbeitsmarktes in MEA-PENSIM



Quelle: Eigene Darstellung

Als Drittes müssen die Entgeltpunkte für jede Untergruppe separat berechnet werden. Die zukünftig erworbenen Rentenanwartschaften ergeben sich dabei endogen aus den zuvor festgelegten Erwerbs- und Einkommenshistorien der jeweiligen Gruppen, analog zum ursprünglichen Verfahren. Allerdings werden zunächst die bereits erworbenen Entgeltpunkte des Basisjahres aufgeteilt. Hierbei sind zwei Entgeltpunkte-Variablen zu unterscheiden. Zum einen die Entgeltpunkte der noch nicht verrenteten Erwerbsbevölkerung (zwischen 15 und 70 Jahren) und zum anderen die Entgeltpunkte der bereits verrenteten Bevölkerung (ab 50 Jahren). Beide Werte werden anhand exogen bestimmter Raten aufgeteilt. Sicherheitshalber werden sie zudem derart skaliert, dass die ursprünglichen Durchschnittswerte beibehalten werden. Bei den Entgeltpunkten der Rentenpopulation müssen vor der Aufteilung in die

neuen Untergruppen zunächst diejenigen Rentner*innen herausgerechnet werden, die vor dem Renteneintritt nicht pflichtversichert waren, da sie vornehmlich der Gruppe der Selbständigen, Beamten oder stillen Reserve angehört haben.¹¹

Im Anschluss können nun die Rentenbeitragszahlung und Rentenanwartschaften für jede betrachtete Gruppe separat berechnet werden. Hierdurch können für alle Gruppen z.B. eigene Ersatzraten bestimmt werden.

Bedeutung der Einkommensheterogenität für die Gesetzliche Rentenversicherung

Auf Basis dieser Erweiterung soll nachfolgend die zweite und wesentliche Zielsetzung dieses Papiers behandelt werden. Konkret sollen die Bedeutung und Wirkung der Einkommensheterogenität der Pflichtversicherten auf die Entwicklung der Gesetzlichen Rentenversicherung untersucht werden. Zudem sollen die Verteilungswirkungen der Gesetzlichen Rentenversicherung aufgezeigt werden sowie die Absicherung der Pflichtversicherten in Abhängigkeit zu ihrem Einkommen beurteilt werden. Abschließend wird aufgezeigt, dass einige Reformmaßnahmen, die zuletzt diskutiert wurden, anhand einer Einkommensdifferenzierung zielgenauer simuliert und bewertet werden können.

Aufteilung der Pflichtversicherten nach Einkommensquintilen

Die Einkommenseinteilung der Pflichtversicherten erfolgt anhand von Bruttolohninformationen auf individueller Ebene. Konkret werden hierbei die Pflichtversicherten in fünf Gruppen aufgeteilt. Im Folgenden wird zunächst die hierzu verwendete Datengrundlage vorgestellt, bevor im Anschluss die bestimmten Aufteilungsquoten dargelegt und ausgewertet werden.

Datengrundlage

Die Aufteilung der Einkommen, Erwerbsgruppen und bereits erworbenen Entgeltpunkte nach Einkommensgruppen erfolgt mithilfe dreier Scientific Use Files des Forschungsdatenzentrums der Deutschen Rentenversicherung (FDZ-RV). Zunächst wird der Scientific Use File Versicherungskontenstichprobe für das Jahr 2016 (FDZ-VSKT2016) verwendet. Bei diesem Biographiedatensatz handelt es sich um eine Zufallsstichprobe aus den Versicherungskonten der Versicherten in der Gesetzlichen Rentenversicherung. Der Datensatz ist anonymisiert und lässt keine Rückschlüsse auf Individuen zu. Zur Grundgesamtheit gehören alle Personen, deren Versicherungskonto mindestens einen Eintrag enthält und die am 31.12. des Berichtsjahres mindestens 15 und höchstens 67 Jahre alt sind.

Neben einigen soziodemografischen Merkmalen (wie z.B. Geschlecht, Geburtsjahr und Wohnort) enthält der SUF-VSKT für maximal 624 Biographiemonate (Januar des Jahres in dem der/die Versicherte 14 geworden ist, bis zum Dezember des Jahres des 65. Geburtstags) Informationen bezüglich der sozialen Erwerbssituation (SES) sowie der Beiträge auf Monatsbasis. Insbesondere sind Informationen über die von den Versicherten erworbenen Entgeltpunkte enthalten. Zudem lassen sich mittels der sozialen Erwerbssituation die rentenrechtlichen Zeiten eines Individuums bestimmen. Somit liefern die Daten Auskunft über die relative Einkommensposition bzw. über die Erwerbshistorie der Versicherten sowie über die erworbenen Rentenanwartschaften. Allerdings enthalten die Daten keine Haushaltsinformationen. So ist weder bekannt, ob eine Person verheiratet ist, noch wie hoch das Haushaltseinkommen ist. Zudem enthält der Datensatz keine Informationen über das Vermögen einer Person.

Neben der Versichertenkontenstichprobe wird zum einen der Scientific Use File Versichertenrentenbestand des Jahres 2017 (FDZ-RTBN17) und zum anderen der Scientific Use File Versichertenrentenzu-

¹¹ Genau genommen bilden diese Rentner*innen eine zusätzliche Untergruppe.

gang des Jahres 2018 (FDZ-RTZN18) verwendet. Im Gegensatz zur Versichertenkontenstichprobe beinhalten diese Zufallsstichproben lediglich Rentenbezieher*innen bzw. Neurentner*innen des Berichtsjahres. Auch die relevanten Biographiedaten sind nicht enthalten. Dafür entfällt die obere Altersbegrenzung.

Meistens wird die Versichertenkontenstichprobe zur Bestimmung der erforderlichen Quoten verwendet. Der Datensatz des Rentenbestandes wird hingegen nur für die Aufteilung der bereits erworbenen Rentenanwartschaften der Rentenpopulation herangezogen, da dies aufgrund der Altersbegrenzung mit den VSKT-Daten nicht möglich ist. Die Rentenzugangstatistik wird herangezogen, um die Verrentungsverläufe nach Einkommen zu bestimmen und entsprechend die Entwicklung der Erwerbsbeteiligung der versicherungspflichtig Beschäftigten und Arbeitslosen im Verrentungsfenster MEA-PENSIMs (Alter 51 bis 70) festzulegen.

Die Stichproben werden auf versicherungspflichtige Erwerbstätige beschränkt, die mindestens fünf Versicherungsjahre aufweisen.¹² Hierdurch soll eine Mindestversichertendauer gewährleistet werden. Insbesondere sollen Individuen unberücksichtigt bleiben, die zwar zum Beginn ihres Erwerbslebens in die Rentenversicherung eingezahlt haben, im Verlauf aber entweder verbeamtet wurden, einer selbständigen Tätigkeit nachgegangen sind oder den deutschen Arbeitsmarkt verlassen haben. Des Weiteren wird der Datensatz der Versichertenkontenstichprobe auf diejenigen Erwerbstätigen beschränkt, die zwischen 40 und 60 Jahre alt sind. Die untere Altersbeschränkung erfolgt, da bei jüngeren Kohorten die Einkommenszuordnung problematisch ist. So befinden sich gerade Akademiker*innen in ihren frühen 30ern noch am Anfang ihres Erwerbslebens. Für jüngere Altersklassen werden daher die Quoten anhand der Biographiedaten der im Jahr 2016 40-Jährigen bestimmt. Die obere Altersbeschränkung erfolgt aufgrund einer zu geringen Fallzahl für ältere Altersklassen. So nimmt die Anzahl der versicherungspflichtig Beschäftigten mit zunehmender Nähe zum Regelrentenalter ab. Es werden daher ab den 60. Lebensalter die Quoten konstant gehalten. Allerdings ist dieses Vorgehen nicht unproblematisch, da Unterschiede im Rückgang der Erwerbsbeteiligung auch auf Unterschiede im Renteneintrittsverhalten zurückzuführen sein könnten. Aus diesem Grund wird die Zusammensetzung und Entwicklung der einkommensspezifischen Erwerbsbeteiligung im Verrentungsfenster (Alter 51 bis 70) anhand der Rentenzugangstatistik bestimmt. Analog zur Versichertenkontenstichprobe wird zum Schluss auch die Stichprobe des Rentenbestandes begrenzt. So bleiben Individuen über dem 90. Lebensalter unberücksichtigt, da auch hier die Fallzahl zu gering ist. Zudem werden nur Individuen über 50, dem frühesten Rentenalter in MEA-PENSIM, benötigt.

Einkommensquintilsgrenzen

Die Einkommensquintile werden im Basisjahr anhand der Entgeltpunktinformationen der Versichertenkontenstichprobe gebildet. Es gehen somit nur versicherungspflichtige Bruttolohn- und -gehaltseinkommen in die Quintilsbestimmung ein. Ausgenommen sind somit nicht versicherungspflichtige Einkommen sowie anderweitiges Vermögen. Durch die nicht vorhandenen Haushaltsinformationen, erfolgt die Einteilung somit rein anhand des individuellen beitragspflichtigen Bruttoeinkommens. Im Gegensatz zu anderen Studien werden die Einkommensquintile des Weiteren nicht anhand der Gesamtentgeltpunktzahl bestimmt (vgl. z.B. Haan 2019), sondern an den durchschnittlichen erworbenen Entgeltpunkten je Versicherungsjahr. Eine Einkommenseinteilung anhand der Gesamtanzahl der Entgeltpunkte wäre problematisch, da diese neben dem Einkommen auch von der Versicherungsdauer abhängt. Insbesondere jüngere Versicherte haben zwangsweise eine geringere Anzahl an Entgeltpunkten als rentennahe Erwerbstätige. Zudem können in der Gesamtentgeltpunktzahl geringere Einkommen durch eine längere Erwerbstätigkeit ausgeglichen werden.

¹² Fünf Versicherungsjahre stellt dabei die Minimalzahl an rentenrechtlichen Zeiten dar, die für den Anspruch auf die Auszahlung einer gesetzlichen Rente benötigt werden.

Um etwaige Kohorteneffekte mit abzubilden, werden die Quintilsgrenzen für jedes Alter separat bestimmt. In die Berechnung der Quintilsgrenzen gehen neben den pflichtversicherten Beschäftigten auch die bereits verrentete Bevölkerung, sowie die geringfügig Beschäftigten und die Arbeitslosen mit ein. Die Quintilsgrenzen sind für ältere Kohorten leicht höher als für jüngere Kohorten. Insgesamt sind die Unterschiede aber gering. Tabelle 1 weist daher lediglich die durchschnittlichen Grenzwerte aus. Die unteren zwei Quintile beinhalten demnach Individuen, die durchschnittlich weniger als 0,76 Entgeltpunkte pro Versicherungsjahr erworben haben. Das mittlere Einkommensquintil schließt weitgehend die übrigen Versicherten ein, die durchschnittlich weniger als einen Entgeltpunkt pro Versicherungsjahr erwerben und somit ein Einkommen unter dem Durchschnittsentgelt der Rentenversicherung aufweisen. Die oberen zwei Einkommensquintile befinden sich folglich oberhalb dieses Wertes. Nach dieser Einteilung würde zudem der Standardrentner, also eine Person die 45 Jahre im Durchschnitt einen Entgeltpunkt pro Jahr verdient hat, dem vierten Quintil angehören.

Tabelle 1: Einkommensquintilsgrenzen

Einkommensquintil	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5
Entgeltpunkte pro Versicherungsjahr	$\leq 0,55$	0,55-0,76	0,76-0,94	0,94-1,16	1,16 $\leq$

Quelle: Eigene Berechnung auf Basis von FDZ-VSKT2016

Einkommensverteilung der versicherungspflichtig Beschäftigten

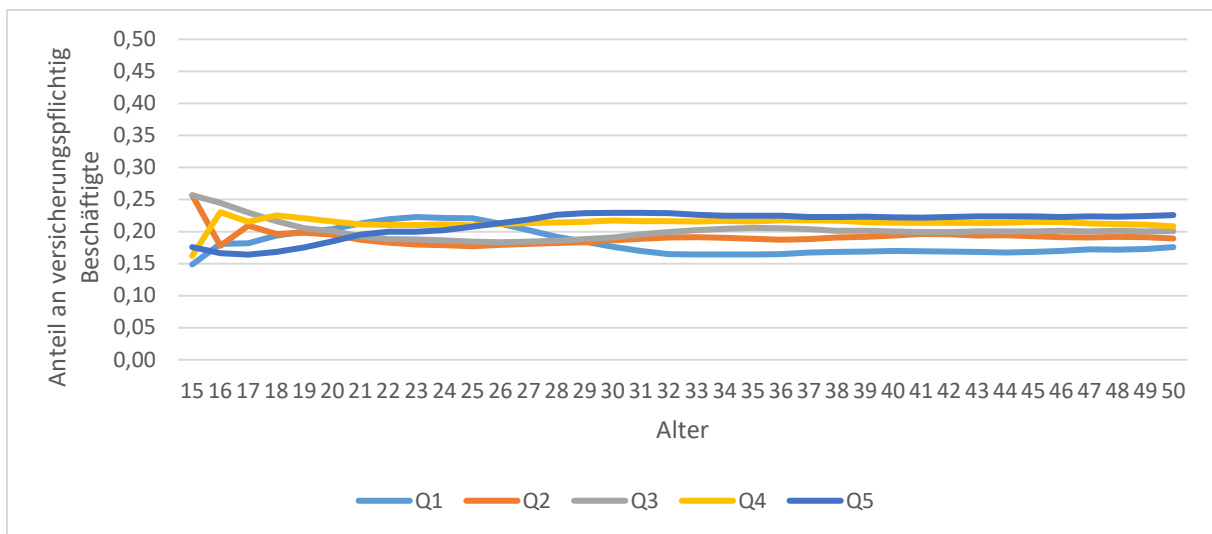
Abbildung 3 zeigt die Verteilung der versicherungspflichtig Beschäftigten (inkl. der geringfügig Beschäftigten mit Eigenanteil) nach Einkommensquintilen bis zum 50. Lebensjahr, gemäß den Daten der Versichertenkontenstichprobe.¹³ Wie zuvor erwähnt, wird der Verlauf nach dem 50. Lebensjahr aus dem Rentenzugang gemäß der Rentenzugangstatistik bestimmt. Da in die Berechnung der Quintilsgrenzen Rentner*innen, geringfügig Beschäftigte (ohne Eigenanteil) sowie Arbeitslose miteingehen, verteilen sich die versicherungspflichtig Beschäftigten nicht gleichmäßig auf die Einkommensquintile. So fällt insbesondere der Anteil der versicherungspflichtig Beschäftigten in den unteren Einkommensgruppen geringer aus, da diesen Einkommensquintilen eher geringfügig Beschäftigte und Arbeitslose angehören. Weiter können am Anfang des Erwerbslebens (15- bis 30-Jährige) stärkere Veränderungen in der Komposition der Beschäftigten beobachtet werden. Zurückzuführen ist dies darauf, dass die Zusammensetzung in diesen Alter aus den Biographiedaten der 2016 40-Jährigen abgeleitet wird und weist auf unterschiedliche Arbeitsmarkteintrittsalter hin. So nimmt der Anteil des obersten Quintils beispielsweise stetig zu, da gerade Akademiker*innen mit höheren Gehältern erst später (nach ihrem Studium) dem Arbeitsmarkt beitreten.

Komplexer wird das Bild, wenn man die Besetzung der Quintile getrennt nach Geschlecht und Region betrachtet. Diese sind in Abbildung 4 ausgewiesen. Im Unterschied zu Abbildung 3 weisen die Graphen in Abbildung 4 allerdings die Alter bis zum 67 Lebensjahr aus. Wie zuvor beschrieben, ergeben sich dabei die Verteilung der versicherungspflichtig Beschäftigten nach Einkommensquintilen der Alter 50 bis 67 nicht anhand der Versichertenkonten sondern anhand des Renteneintritts der Verdienstgruppen laut Rentenzugangstatistik.¹⁴ Im Folgenden werden dementsprechend die Ergebnisse für die Alter vor und nach 50 getrennt besprochen.

¹³ Die in diesem Abschnitt vorgestellten Quoten und Einkommensprofile wurden allesamt geglättet. Der geglättete Verlauf ergibt sich dabei aus dem Arithmetischen Mittel der Alter $a-2$ bis $a+2$.

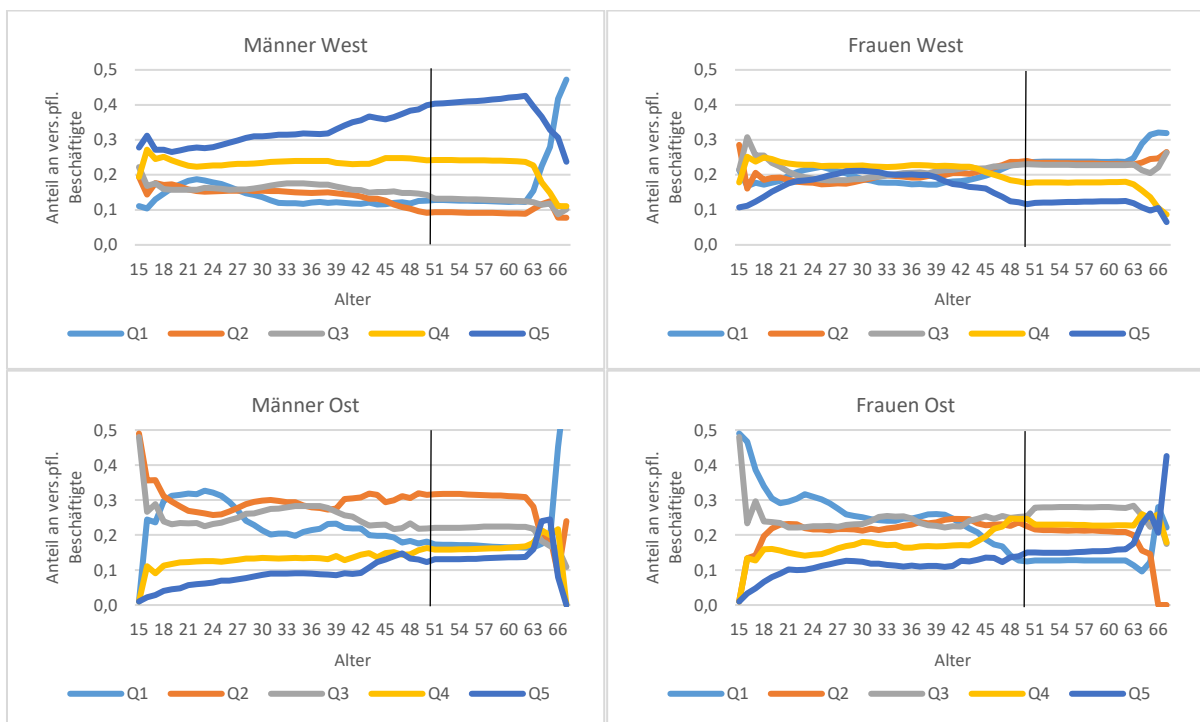
¹⁴ Das Verrentungsverhalten nach Einkommensgruppen wird in Appendix 1 ausgewiesen.

Abbildung 3: Versicherungspflichtig Beschäftigte nach Einkommensquintilen (Gesamt)



Quelle: Eigenen Berechnung auf Basis der FDZ-VSKT2016

Abbildung 4: Versicherungspflichtig Beschäftigte nach Einkommensquintile getrennt nach Geschlecht und Region



Quelle: Eigene Berechnung auf Basis der FDZ-VSKT2016 und FDZ-RTZN18

Grundsätzlich kann festgestellt werden, dass aufgrund der Einkommensunterschiede zwischen Männern und Frauen und Ost- und Westdeutschland sich erhebliche Unterschiede in der Verteilung der jeweiligen versicherungspflichtig Beschäftigten auf die Einkommensquintile ergeben. Insbesondere die westdeutschen Männer unterscheiden sich erheblich von den anderen Gruppen. So gehören die meisten westdeutschen Männer dem fünften Einkommensquintil an. Mit einem beträchtlichen Abstand folgt das vierte Quintil. Die übrigen westdeutschen Männer sind relativ gleichmäßig auf die unteren drei Quintile verteilt. Zudem steigt der Anteil der westdeutschen Männer, die dem fünften Quintil zugehören, mit dem Alter an, während insbesondere der Anteil des zweiten Quintils abnimmt. Bei den westdeutschen Frauen ist die Verteilung hingegen weniger konsistent. So sind hier die Quintile für die Alter 25 bis 40 noch relativ gleichmäßig besetzt. Für die Kohorten, die älter als 40 Jahre alt sind, nimmt

der Anteil des fünften und vierten Quintils ab, während der Anteil des ersten und zweiten Quintils zunimmt. Insbesondere die Veränderung über die Kohorten/das Alter ist somit verschieden für Männer und Frauen. Prinzipiell können diese Entwicklungen unterschiedliche Gründe haben. Bei den Männern könnten beispielsweise die Beschäftigten im unteren Einkommensquintil bereits sehr früh auf eine (Erwerbsminderungs-)Rente angewiesen sein, während die gutverdienenden Beschäftigten tendenziell länger am Arbeitsmarkt verweilen. Bei den Frauen könnte dies hingegen auf den Wiedereintritt in den Lohnarbeitsmarkt nach der Kindererziehung zurückzuführen sein, insbesondere wenn dies Frauen betrifft, die zuvor bereits ein geringeres Einkommen aufgewiesen haben. Sollte dies der Fall sein, würden die altersspezifischen Quoten auch für die Zukunft zutreffen. Allerdings kann diese gegensätzliche Entwicklung auch auf Unterschiede zwischen Kohorten zurückzuführen sein. Beispielsweise könnten gerade ältere Männer noch von einem für sie vorteilhafteren Arbeitsmarkt bzw. kontinuierlicheren Erwerbshistorien profitieren, sowie von einer höheren Lohnungleichheit. Gleichzeitig dürften jüngere weibliche Kohorten aufgrund einer geringeren Diskriminierung am Arbeitsmarkt höhere Einkommen als ältere Kohorten erzielen. Tatsächlich ergeben sich konstantere Verläufe, werden diese mittels der Biographiedaten je Kohorte gebildet (vgl. Appendix 2). In den alten Bundesländern scheint somit ein Großteil der altersspezifischen Verläufe auf Kohorteneffekte zurückzuführen zu sein. Nichtsdestotrotz lassen sich in den alten Bundesländern auch bei den jüngeren Kohorten weiterhin klare Einkommensunterschiede zwischen Männern und Frauen ausmachen. Entsprechend hoch ist auch weiterhin der durch das Statistische Bundesamt ausgewiesene „Gender Pay Gap“ (vgl. StBA 2020).

Nach dem 50. Lebensjahr nimmt bei den westdeutschen Männern der Anteil des obersten Quintils an den versicherungspflichtig Beschäftigten bis zum 63. Lebensjahr weiter zu. Dies ist darauf zurückzuführen, dass zwischen 50 und 62 eher die unteren Einkommensgruppen in Rente gehen als die Oberen (siehe Appendix 1). Folglich verlassen zunächst mehr Geringverdienende den Arbeitsmarkt als Gutverdienende. Zurückzuführen ist dies auf ein höheres Risiko der unteren Einkommensgruppen vor dem Regelrentenalter aus gesundheitlichen Gründen auf eine Erwerbsminderungsrente angewiesen zu sein. Dies ändert sich mit Erreichen des frühesten gesetzlichen Renteneintrittsalters von 63. Ab hier nimmt der Anteil der oberen zwei Quintile an den noch arbeitenden versicherungspflichtig Beschäftigten ab, während der Anteil des ersten Quintils zunimmt. So nutzen zwar alle Einkommensgruppen die Möglichkeit des vorzeitigen Rentenbezugs in hoher Zahl (vgl. Appendix 1), in Westdeutschland beantragen allerdings mehr Gutverdienende eine Frührente als es Geringverdienende machen. Für westdeutsche Frauen ist das Verhalten ähnlich, wenn auch nicht so ausgeprägt wie bei den Männern.

In Ostdeutschland sind die Quoten für Männer etwas konstanter. Insgesamt befinden sich die meisten ostdeutschen Männer im zweiten Quintil, die wenigsten im fünften. Auch das vierte Quintil ist relativ schwach besetzt. Im Vergleich zu den ostdeutschen Männern weisen die ostdeutschen Frauen sowohl für das fünfte, insbesondere aber für das vierte Quintil höhere Quoten aus. Andererseits ist auch das erste Quintil stärker besetzt, wenn auch nur für jüngere Kohorten. Insgesamt sind in Ostdeutschland die Unterschiede zwischen den Geschlechtern allerdings wesentlich geringer als in Westdeutschland. Folglich sind auch die Einkommensunterschiede und der „Gender Pay Gap“ in Ostdeutschland geringer als in Westdeutschland (vgl. STBA 2020). Andererseits ist aber auch erkennbar, dass die Einkommen in den neuen Bundesländern nach wie vor geringer ausfallen als in den alten Bundesländern. Die Analyse nach Kohorte weist zudem daraufhin, dass der Kohorteneffekt im Osten stärker ausgeprägt ist (vgl. Appendix 2). Dies dürfte insbesondere auf die Unterschiede in den Erwerbshistorien aus Zeiten der DDR (bzw. deren Bewertung innerhalb der Gesetzlichen Rentenversicherung) und nach der Wiedervereinigung zurückzuführen sein. Des Weiteren kann ebenfalls in Ostdeutschland beim Renteneintrittsverhalten bis zum 62. Lebensjahr ein größerer Anteil an Erwerbsminderungsrenten bei Geringverdienenden beobachtet werden, wodurch ihr Anteil an den noch arbeitenden versicherungspflichtig

Beschäftigten abnimmt. Im Anschluss beantragen allerdings im Vergleich zu Westdeutschland weiterhin eher die Geringverdienenden zuerst ihre Rente, wodurch der Anteil der Geringverdienenden an den Beschäftigten weiter abnimmt (vgl. Appendix 1). Mit Erreichen des Alters 67 ist zudem der Großteil der versicherungspflichtig Beschäftigten verrentet, wodurch es zu stärkeren Sprüngen in den Graphen kommt, denen allerdings sehr wenige Beschäftigte gegenüberstehen. Die beobachteten Quoten am Ende des Verrentungsfensters sind daher nur bedingt aussagekräftig, beeinflussen die Simulationsergebnisse aber auch nur geringfügig.

Einkommensverteilung der Arbeitslosen

Neben den versicherungspflichtig Beschäftigten müssen auch die Arbeitslosen den Einkommensquintilen zugeordnet werden. Im Unterschied zu den Beschäftigten ist die Anzahl der Beobachtungen bei den Arbeitslosen allerdings gering, insbesondere wenn diese zusätzlich nach Geschlecht und Region aufgeteilt werden. Die Bestimmung von altersspezifischen Quoten ist daher nicht möglich. Stattdessen werden altersunabhängige Quoten verwendet, welche in Tabelle 2 ausgewiesen sind. Gleiches gilt für die Aufteilung der Arbeitslosen in Beziehende von Arbeitslosengeld I und Arbeitslosengeld II.

Aufgrund des negativen Einflusses von Arbeitslosigkeit auf das Einkommen ist es wenig überraschend, dass der weitaus größte Anteil der Arbeitslosen dem ersten Einkommensquintil angehört. So befinden sich über 46% aller arbeitslosen westdeutschen Männer im ersten Quintil sowie über 41% aller arbeitslosen westdeutschen Frauen. Mit steigendem Einkommen nimmt der Anteil an den Arbeitslosen pro Quintil entsprechend ab, sodass weniger als 10% aller Arbeitslosen dem fünften Quintil angehören. Auch der Anteil von Empfänger*innen von Arbeitslosengeld II nimmt mit steigendem Einkommen ab. So liegt im fünften Quintil der Anteil an Empfänger*innen von ALG I an den Arbeitslosen für westdeutsche Männern bei 90% und für Frauen bei 81%. In Ostdeutschland verhält es sich ähnlich. So beziehen hier weniger als 20% aller Arbeitslosen des ersten Quintils Arbeitslosengeld I. Den Großteil der Arbeitslosen im ersten Quintil stellen somit Langzeitarbeitslose dar.

Tabelle 2: Verteilung der Arbeitslosen und Arbeitslosengeld I Beziehenden auf die Einkommensquintile

Einkommensquintil	Anteil an Arbeitslose/Anteil ALG1 an AL des Quintils			
	Männer West	Frauen West	Männer Ost	Frauen Ost
Q1	46%/26%	41%/24%	57%/20%	36%/20%
Q2	20%/44%	26%/48%	27%/59%	32%/36%
Q3	13%/66%	18%/55%	10%/88%	23%/44%
Q4	11%/83%	9% /68%	3% /78%	8% /53%
Q5	10%/90%	4% /81%	3% /88%	2% /86%

Quelle: Eigene Berechnung auf Basis FDZ-VSKT2016

Einkommensprofile nach Einkommensquintilen

Abbildung 5 zeigt als nächstes die Einkommensprofile der Einkommensquintile, getrennt nach Geschlecht und Region.¹⁵ Ausgewiesen werden die durchschnittlich erworbenen Entgeltpunkte zum entsprechenden Alter während einer versicherungspflichtigen Beschäftigung. Die Profile sind so skaliert, dass die Durchschnittseinkommen über alle Quintile den normalerweise in MEA-PENSIM verwendeten Einkommensprofilen entsprechen.¹⁶ In aller Regel steigen die durchschnittlichen Einkommen mit den Einkommensquintilen an. Allerdings gibt es hiervon zwei nennenswerte Ausnahmen. Zum einen liegen

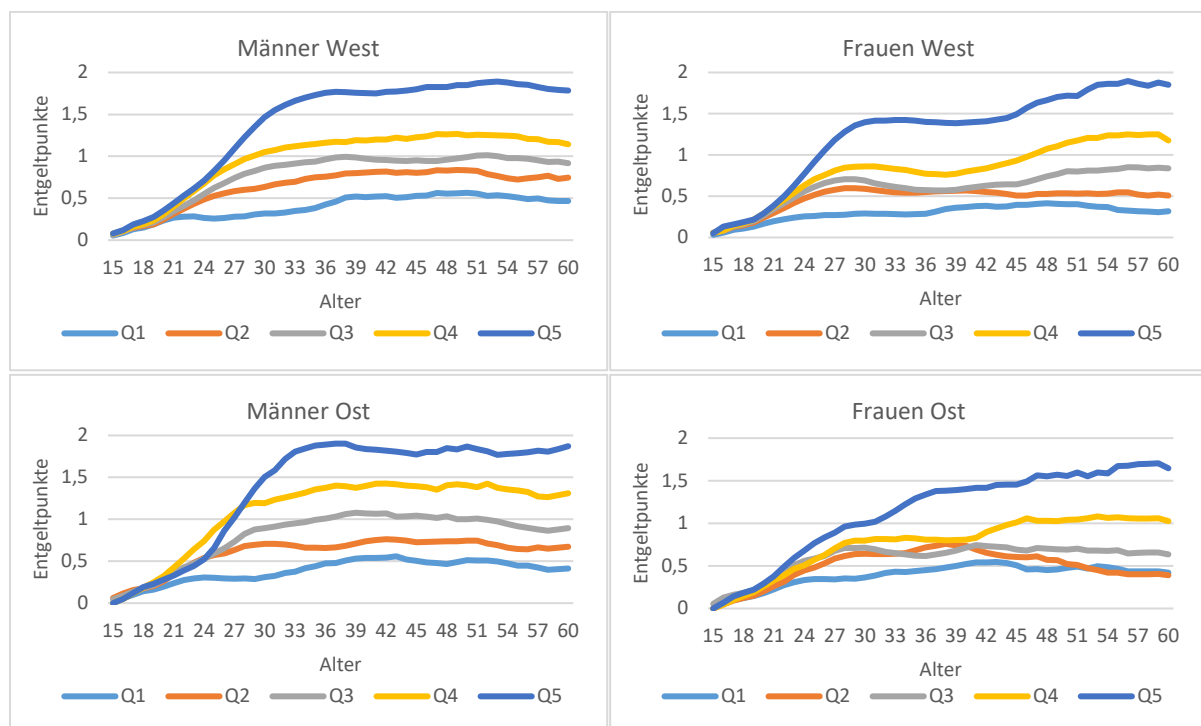
¹⁵ Die tatsächlichen Einkommen des fünften Quintils dürften leicht unterschätzt werden, da Einkommen nur bis zur Beitragsbemessungsgrenze berücksichtigt werden und somit die Entgeltpunkte nach oben begrenzt sind.

¹⁶ Für die Gesamtbevölkerung werden die Einkommensprofile anhand von Daten des Rentenstatistikportals berechnet. Im Vergleich zu der VSKT-Stichprobe handelt es sich bei den Daten des Statistikportals nicht um Stichproben. Die Datenlage ist daher weitaus größer. Allerdings sind die Daten nur in einem stark aggregierten Level einsehbar.

die Einkommen des vierten Quintils der ostdeutschen Männer für die Alter 20 bis 25 über dem Einkommen des fünften Quintils. Zum anderen ist das Einkommen des zweiten Quintils der ostdeutschen Frauen zunächst identisch bzw. leicht höher als das Einkommen des dritten Quintils und in höherem Alter dann identisch zum Einkommen des ersten Quintils. Bei den Männern kann dies relativ leicht mit einem anfänglich geringeren Einkommen der später Besserverdienenden (z.B. aufgrund eines Studiums) begründet werden. Bei den Frauen kann dies verschiedene Gründe haben. Eine denkbare Erklärung wäre beispielweise, dass Frauen des dritten Quintils ihre Arbeit im mittleren Alter für die Kindererziehung reduzieren, während Frauen des zweiten Quintils dies eher im höheren Alter zur Ausübung von Pflegeleistungen machen.

Neben den generellen Trends kann man zudem bei (westdeutschen) Frauen der Quintile drei bis fünf einen weiteren Anstieg der Entgeltpunktpreise nach dem Alter 40 beobachten, während für Männer die Einkommensprofile ab Mitte 30 relativ konstant sind. Der Anstieg dürfte mit dem Ende der Kindererziehung zusammenhängen. So kann das Einkommen beispielweise durch die Beendigung einer Teilzeittätigkeit zugunsten einer Vollzeitbeschäftigung ansteigen.

Abbildung 5: Einkommensprofile nach Einkommensquintilen, getrennt nach Geschlecht und Region



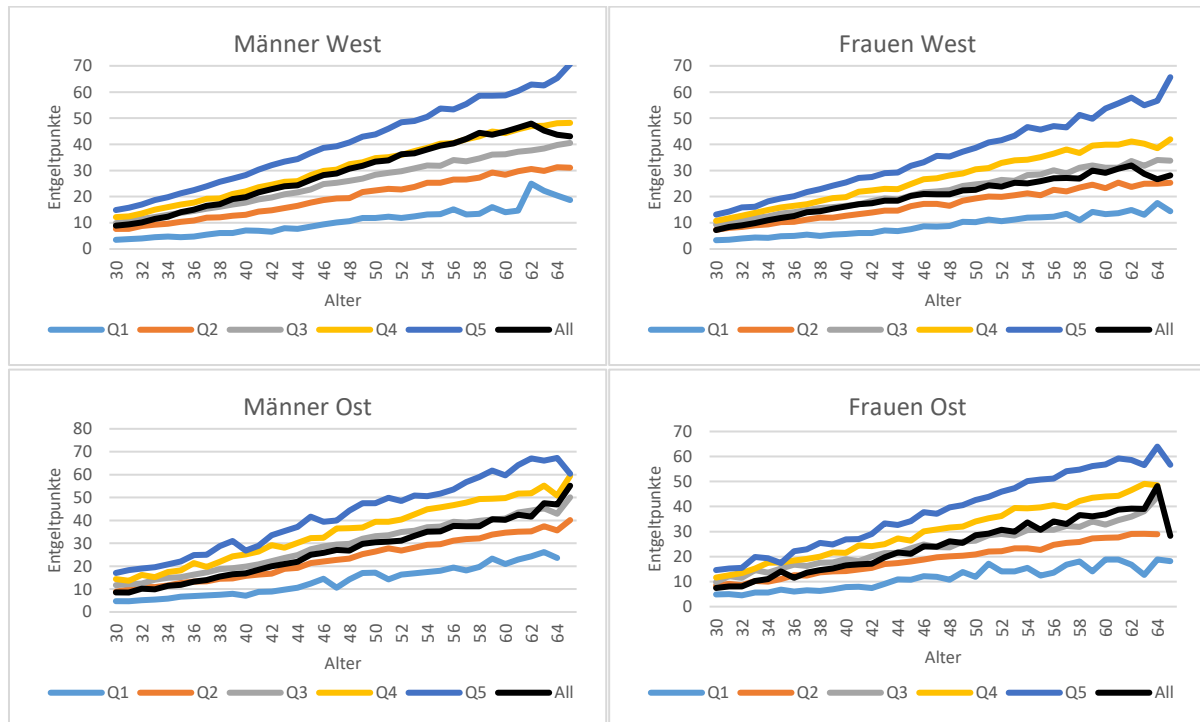
Quelle: Eigene Berechnung auf Basis FDZ-VSKT2016

Verteilung der erworbenen Entgeltpunkte im Basisjahr

Abschließend wird die Verteilung der bereits erworbenen Entgeltpunkte der versicherungspflichtig Beschäftigten bzw. der Rentner*innen auf die Einkommensquintile benötigt. Für die noch erwerbstätigen Pflichtversicherten wird hierzu die Summe der Entgeltpunkte der Pflichtversicherten zum Berichtsjahr aus den VSKT-Daten verwendet. Die Ergebnisse sind in Abbildung 6 ausgewiesen. Bis zum Alter 60 wächst die Diskrepanz zwischen den erworbenen Entgeltpunkten der Einkommensquintile an. So haben in den alten Bundesländern 60-jährige Pflichtversicherte des ersten Quintils durchschnittlich etwa 13 Entgeltpunkte erworben, während Pflichtversicherte des fünften Quintils desselben Alters mit 56 Entgeltpunkten gut 43 Entgeltpunkte mehr ansammeln konnten. In den neuen Bundesländern ist diese Diskrepanz zwar geringer, da Pflichtversicherte des ersten Quintils höhere Anwartschaften aufweisen, insgesamt beträgt der Unterschied aber auch hier mehr als 38 Entgeltpunkte. Für 2020 entspräche dies einem Bruttorentenunterschied von 1470 Euro in den alten Bundesländern und 1260 Euro in den

neuen Bundesländern. Bis zum Regelrentenalter dürfte sich diese Diskrepanz sogar noch weiter erhöhen. Diesen Rentenunterschieden stehen jedoch auch erhebliche Unterschiede in den Beitragszahlungen gegenüber. In MEA-PENSIM werden die Verhältnisse der Entgeltpunkte der Quintile zu den durchschnittlichen Entgeltpunkten der entsprechenden Altersstufe eingelesen. Für die Alter vor 30 und nach 60 werden diese konstant gehalten.

Abbildung 6: Entgeltpunkte nach Einkommensquintilen der Pflichtversicherten, getrennt nach Geschlecht und Region



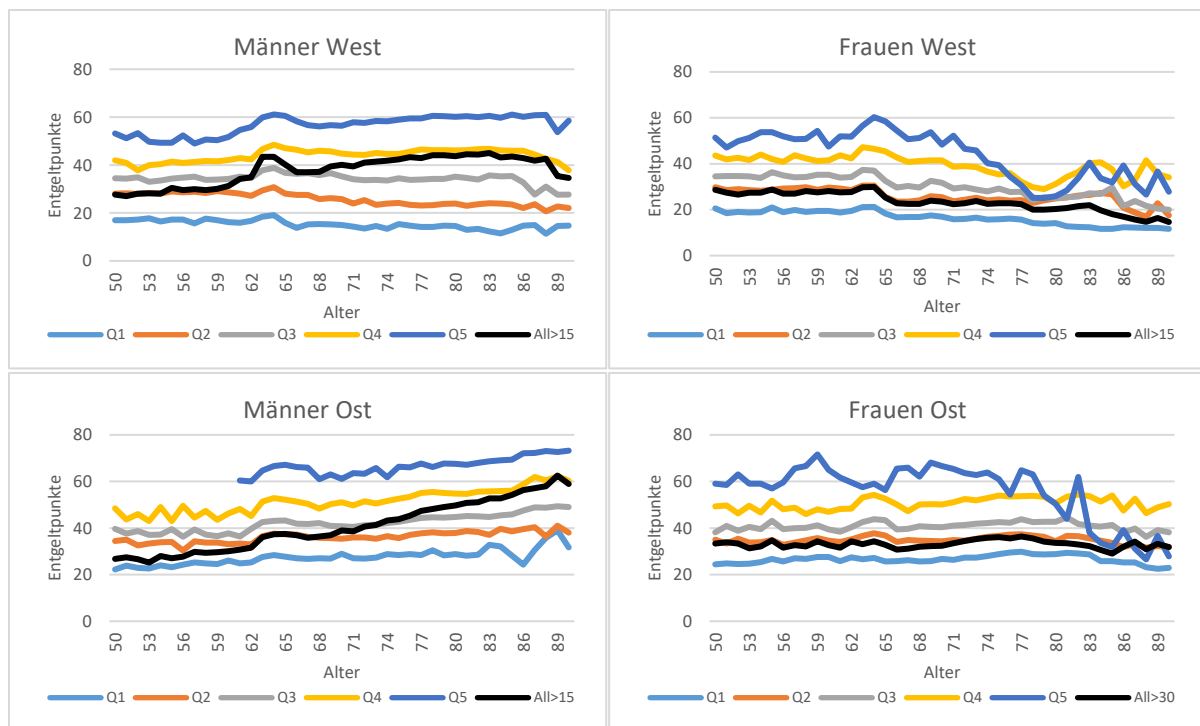
Quelle: Eigene Berechnung auf Basis FDZ-VSKT2016

Für die Entgeltpunkte der bereits verrenteten Personen werden die Daten des Versichertenrentenbestands verwendet. Abbildung 7 zeigt die Verteilung der Entgeltpunkte der verrenteten Bevölkerung nach Einkommensquintilen. Ähnlich wie bei den noch erwerbstätigen Pflichtversicherten sieht man erhebliche Unterschiede in der Entgeltpunktzahl des untersten und obersten Einkommensquintils. So ergibt sich 2017 für 65-jährige Rentner*innen eine Diskrepanz von ca. 40 Entgeltpunkten. Dies entspricht einem Rentenwertunterschied von monatlich mehr als 1368 Euro in 2020. Die Diskrepanz zwischen den Quintilen ist zudem relativ konstant über alle Altersgruppen.

Eine Besonderheit kann bei den ostdeutschen Männern beobachtet werden. So nimmt bei ihnen die Entgeltpunktzahl über alle Einkommensgruppen stark zu, obgleich sich die Entgeltpunkte der einzelnen Quintile nicht wesentlich verändern. Dies weist darauf hin, dass der Anteil der oberen Einkommensklasse für ältere Kohorten höher ausfällt als bei den jüngeren Kohorten. Dies ist darauf zurückzuführen, dass die Rentenansprüche aus DDR-Zeiten teilweise großzügig in die Rentenversicherung überführt wurden und ältere Kohorten daher hohe Entgeltpunktzahlen aufweisen. Die Rentenanwartschaften jüngerer Kohorten beinhalten hingegen immer längere Zeiten nach der Wiedervereinigung und somit Arbeitslosenzeiten bzw. Zeiten mit geringeren Einkommen.

Analog zu den erworbenen Entgeltpunkten der versicherungspflichtig Beschäftigten werden in MEA-PENSIM die Verhältnisse der Entgeltpunkte der Quintile zu den durchschnittlichen Entgeltpunkten der entsprechenden Altersstufe eingelesen. Für die Alter 90-100 werden diese Quoten wiederum aufgrund geringer Fallzahlen konstant gehalten.

Abbildung 7 Entgeltpunkte nach Einkommensquintilen des Rentenbestandes nach Geschlecht und Region



Quelle: Eigene Berechnung auf Basis FDZ-RTRN17

Simulationsannahmen

Die Annahmen der Simulationsrechnungen orientieren sich an vorangegangenen Papieren (vgl. Börsch-Supan et al. 2020). Hierbei richten sich die angenommenen künftigen Entwicklungen von Geburtenrate, Lebenserwartung und Einwanderung an der mittleren Annahme der 14. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung des Statistischen Bundesamtes („G2-L2-W2“; Statistisches Bundesamt 2019). Für die Geburtenziffer wird demnach von einem Wert von 1,55 Kindern pro Frau ausgegangen. Die Lebenserwartung wird weiter ansteigen, für Frauen etwas langsamer als für Männer, wobei die Zunahme der Lebenserwartung in Zukunft geringer ausfallen wird als in den vergangenen Jahren. Explizit wird unterstellt, dass in den 20 Jahren zwischen 2025 und 2045 die Lebenserwartung um etwa 2,8 Jahre für Männer und 2,3 Jahre für Frauen zunimmt und in 2060 84,4 Jahre für Jungen und 88,1 Jahre für Mädchen beträgt. Der jährliche Wanderungssaldo wird mit 221.000 Personen im Durchschnitt bis zum Jahr 2060 angenommen. Die Annahmen wurden bisher nicht auf die Auswirkungen der Corona-Pandemie angepasst. Generell sollte die Pandemie aber nur geringe Auswirkungen auf die allgemeine Bevölkerungsentwicklung haben.

Das Basisjahr der Arbeitsmarktberechnung ist 2018. Hinsichtlich der Beschäftigungsannahmen werden für die Jahre 2019 bis 2022 die Angaben der Gemeinschaftsdiagnose der Wirtschaftsinstitute des Jahres 2020 (vgl. Gemeinschaftsdiagnose 2020) übernommen. Allerdings ist dieses Gutachten vor der zweiten Corona-Welle und dem erneuten Lockdown erschienen. Die Simulationen berücksichtigen somit die Auswirkungen der ersten Corona-Welle auf die Rentenversicherung, nicht aber die der darauffolgenden Wellen. So geht die Gemeinschaftsdiagnose von einer schnellen Erholung der deutschen Wirtschaft beginnend im vierten Quartal des Jahres 2020 aus. Die Arbeitslosigkeit soll im Jahresmittel in 2020 von zuvor 2,267 Mio. auf 2,712 Mio. gestiegen sein, während die Anzahl Erwerbstätiger um 0,2% sank. Zudem stieg die Inanspruchnahme von Kurzarbeit in 2020 erheblich an.¹⁷ Das Gutachten

¹⁷ Kurzarbeit wird in MEA-PENSIM nicht explizit betrachtet, da i.d.R. die Anzahl von Kurzarbeiter*innen gering und daher vernachlässigbar ist. Für die Corona-Pandemie müssen daher externe Annahmen in MEA-PENSIM ein-

geht ferner erst in 2022 von einem Rückgang der Arbeitslosigkeit aus. So soll in 2021 die Arbeitslosigkeit nochmals leicht zunehmen. Die Erwerbstätigkeit soll hingegen bereits 2021 leicht steigen und 2022 den Stand von 2019 erreichen, sprich den Vorkrisenwert. Allerdings ging die Gemeinschaftsdiagnose des Vorjahres von einem Anstieg der Erwerbstätigkeit aus. Die Anzahl an Beitragszahler*innen der letztjährigen Simulationsrechnungen ist somit auch in 2022 noch nicht erreicht. Für die Jahre 2023 bis 2024 werden anschließend die Wachstumsraten der Interimsprognose der Bundesregierung vom September 2020 herangezogen (vgl. Interimsprojektion der Bundesregierung 2020). Hierbei handelt es sich um eine außerordentliche Prognose der Bundesregierung zur Entwicklung der deutschen Wirtschaft aufgrund der Corona-Pandemie. Unter anderem soll die Arbeitslosigkeit bis 2024 auf das Niveau von 2019 zurückkehren. Nach 2024 wird schließlich unterstellt, dass bis 2028 wieder die prognostizierten Werte vom Vorjahr erreicht werden, so dass zwischen 2029 und 2060 die Entwicklung des Basis szenarios von Börsch-Supan et al. (2020) verwendet werden kann. Hierbei wurde angenommen, dass sich die Erwerbsquoten der Männer in Zukunft nicht weiter verändern, während für Frauen ein Jahrgangstrend unterstellt wurde. Das heißt, dass Frauen späterer Jahrgänge ihr ganzes Leben lang tendenziell höhere Erwerbsquoten als Frauen früherer Jahrgänge haben. Daher gehen Börsch-Supan et al. (2020) davon aus, dass Frauen auch in Zukunft ihr jahrgangstypisches Niveau beibehalten werden, so dass die Erwerbsquote für Frauen im Zeitverlauf ansteigen wird, allerdings dem bislang empirisch beobachteten Altersverlauf folgend. Die Aufteilung der versicherungspflichtig Beschäftigten und Arbeitslosen auf die Einkommensquintile erfolgt im Basisjahr anhand der Quoten des letzten Abschnittes. Diese werden allerdings über den Simulationszeitraum suggestive in die um den Kohorteneffekt korrigierte Verteilung (vgl. Appendix 2) übergeführt.

Für das Renteneintrittsverhalten wird annähernd das folgende Verhalten abgebildet: Ein Drittel der Versicherten legt ihren Renteneintritt auf das jeweils gültige gesetzliche Rentenalter („Rente mit 67“), ein weiteres Drittel ändert das bislang bei einem niedrigeren gesetzlichen Rentenalter beobachtete Renteneintrittsverhalten nicht und nimmt dementsprechende Abschlüsse in Kauf. Ein letztes Drittel nimmt Erwerbsminderungsrenten und ähnliche alternative Zugangswege in Anspruch.

Die Verteilung der versicherungspflichtig Beschäftigten auf die Einkommensgruppen wird im Zeitverlauf ebenfalls leicht verändert. So wird der altersspezifische Verlauf der Quoten auf Basis des durchschnittlichen kohortenspezifischen Verlaufs angepasst. Ziel ist es, die Kohorteneffekte herauszufiltern. Im Resultat bleiben die Quoten hierdurch über die Alter 40 bis 50 etwas stabiler (insbesondere bei den ostdeutschen Frauen). Ab 50 ergeben sich die Quoten weiterhin anhand der Unterschiede im Renteneintritt.

Das Wachstum der Bruttolöhne und -gehälter je Arbeitnehmer wird für die ersten Simulationsjahre dem Rentenversicherungsbericht 2020 (BMAS 2020b) entnommen. Für 2020 wird dabei von einem

gelesen werden. Entscheidend sind dabei die für Kurzarbeiter*innen geleisteten GRV-Beitragszahlungen. So werden analog zum Arbeitslosengeld I während des Bezuges von Kurzarbeitergeld weiterhin Rentenbeiträge auf Basis von ca. 80% des letzten regulären Gehaltes geleistet. Dabei entrichten Arbeitnehmer*innen den Arbeitnehmerbeitrag allerdings nur auf Basis des gekürzten Arbeitseinkommens. Der restliche Betrag wäre im Normalfall vom Arbeitgeber zu entrichten. Zur Entlastung der angeschlagenen Betriebe wurde im Zuge der Corona-Pandemie der Arbeitgeberanteil allerdings ebenfalls auf den Beitrag, der auf das gekürzte Gehalt anfällt, reduziert. Die anfallende Differenz übernahm fortan die Bundesagentur für Arbeit.

In MEA-PENSIM werden diese zusätzlichen Beitragszahlungen der BafA exogen angenommen und den berechneten Beitragszahlungen für die Empfänger*innen von Arbeitslosengeld I zugeschrieben. Für 2020 werden die entsprechenden Beträge, soweit vorhanden, offizieller Statistiken der BafA entnommen (BafA 2020) und für die restlichen Monate fortgeschrieben, so dass mit Beitragszahlungen von insgesamt rund 5,5 Mrd. Euro gerechnet wird. Für 2021 wird mit zusätzlichen Zahlungen von 1,5 Mrd. Euro und in 2022 von 0,6 Mrd. Euro gerechnet. Ab 2023 sollte die Kurzarbeit wieder zu vernachlässigen sein.

Rückgang der Bruttolöhne und -gehälter je Arbeitnehmer um 1,0% ausgegangen, was in etwa der Annahme der Gemeinschaftsdiagnose entspricht.¹⁸ Für 2021 wird hingegen ein Anstieg von 3%, für 2022 von 2,6% angenommen. Im Anschluss pendelt sich das angenommene Brutto-Lohnwachstum bei 3% (nominal) ein.¹⁹ In dieser Studie wird ferner angenommen, dass die Inflation durchschnittlich 1,8% beträgt. Das reale Bruttolohnwachstum entspricht demgemäß um die 1,2%. Die Beitragssätze zur GKV und SPV steigen annahmegemäß in dem Maße an, wie es die Modellrechnungen des Bundesministeriums der Finanzen (Werdning et al. 2020) implizieren. Demnach wird eine Zunahme von derzeit 14,6%+0,9% (2019) auf 14,6%+2,36% (2060) für die GKV und von 3,05+0,25% (2019) auf 5,16%+0,25% (2060) für die SPV angenommen. Die Beitragssätze zur ALV werden bis 2023 auf 2,4% und anschließend auf 2,6% festgesetzt. Allerdings berücksichtigen weder die Annahmen zur GKV und SPV noch zur ALV die Auswirkungen der Corona-Krise. So fielen aufgrund der Corona-Krise die Beitragsleistungen zu allen Sozialversicherungssystemen erheblich geringer aus, während gleichzeitig die Ausgaben der GKV und der ALV erheblich anstiegen. So dürften die Rücklagen der ALV, welche Anfang 2020 immerhin 26 Mrd. Euro betrugen, aufgrund der gestiegenen Zahl von Arbeitslosengeld- und Kurzarbeitergeld-Bezieher*innen sowie durch die erhebliche Ausweitung des Kurzarbeitergeldes selbst spätestens 2021 aufgebraucht sein. Es ist somit fraglich, inwiefern die letzten Prognosen zur Beitragssatzentwicklung der GKV und SPV mittelfristig plausibel sind und die von der Bundesregierung zuletzt beschlossene Festlegung des ALV-Beitragssatzes eingehalten werden kann. Mitunter können aber gerade Abweichungen des SPV- und ALV-Beitragssatzes, die mittelfristigen Prognosen der Rentenversicherung aufgrund der Netto-Standardrentenniveau-Garantie der doppelten Haltelinie²⁰ stark beeinflussen.

Im Folgenden werden nun die Simulationsergebnisse vorgestellt. Dabei werden in einem ersten Schritt die Prognosen auf Basis der neuen Struktur mit Einkommensgruppen mit den Ergebnissen der alten Struktur ohne Einkommensgruppen verglichen. Im Anschluss werden weiterführende Anwendungsbeispiele und Reformmaßnahmen betrachtet.

Simulationsergebnisse ohne versus mit Einkommensgruppen

Zunächst soll beurteilt werden, inwiefern die neue Programmstruktur die Prognose der wesentlichen Determinanten der Rentenversicherung, also des GRV-Beitragssatzes sowie des Netto-Standardrentenniveaus vor Steuern, beeinflusst. Das Rentenniveau wird in Abbildung 9 und der Beitragssatz in Abbildung 8 abgebildet, wobei „Base Old“ die Entwicklung unter der alten Programmstruktur repräsentiert, während „Base Q5“ die Entwicklung mit Einkommensunterscheidung darstellt.

¹⁸ Laut der aktuellen Verordnung zur Bestimmung der Rentenwerte fiel der Lohnrückgang 2020 mit -0,41% letztlich geringer aus (vgl. BMS 2021).

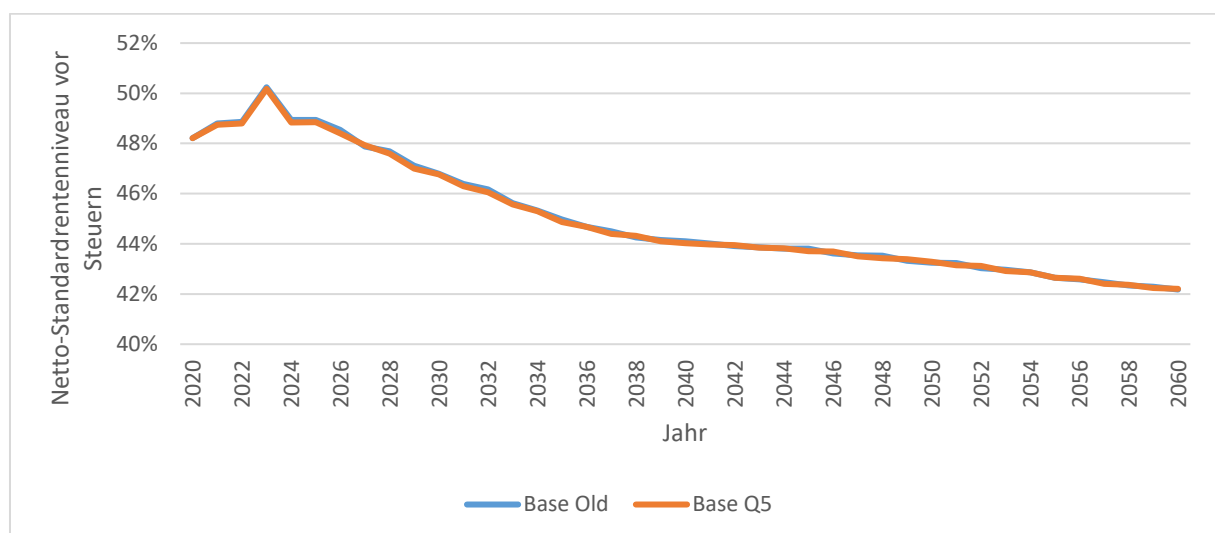
¹⁹ Für die Entwicklung des aktuellen Rentenwertes sind zudem die beitragspflichtigen Löhne und Gehälter entscheidend, welche auch die Beitragssatzgrundlage für die durch die Arbeitsagentur geleisteten Beitragszahlungen für Arbeitslose und Kurzarbeiter enthalten. In MEA-PENSIM wird dieses Entgelt endogen aus den berechneten Beitragseinnahmen berechnet und entspricht in etwa den Annahmen des Rentenversicherungsberichtes. Nicht berücksichtigt wird in dieser Studie der Statistikeffekt der Revision der beitragspflichtigen Entgelte aufgrund des Flexirentengesetzes (vgl. BMAS 2020b S. 47).

²⁰ Die sogenannte doppelte Haltelinie garantiert bis 2025 ein Netto-Standardrentenniveau vor Steuern von mindestens 48% bei einem Beitragssatz von höchstens 20%. Etwaige Mindereinnahmen müssen durch Steuermittel ausgeglichen werden. Das Netto-Standardrentenniveau vor Steuern gibt dabei das Niveau der Standardrente, abzüglich der Sozialversicherungsbeiträge, zum verfügbaren Durchschnittsentgelt der Gesetzlichen Rentenversicherung an. Die Standardrente ist eine Rente auf Basis von 45 Entgeltpunkten. Das verfügbare Durchschnittsentgelt ist eine 2018 eingeführte Größe, die in etwa dem um die Sozialbeiträge reduzierten Durchschnittsentgelt entspricht und jährlich an dem für die Anpassung des aktuellen Rentenwerts maßgeblichen Lohnfaktors sowie der Veränderung der Sozialbeiträge eines versicherungspflichtig Beschäftigten fortgeschrieben wird.

Die wesentliche Entwicklung ist bei beiden Prognosen identisch. Zudem sind nur minimale Unterschiede im Beitragssatz- und Rentenniveauverlauf zu beobachten. Da die makroökonomischen Determinanten für beide Simulationen gleich sind, waren diese Ergebnisse zu erwarten. Tatsächlich hätten signifikante Unterschiede im schlimmeren Fall auf Fehler in der ursprünglichen Programmstruktur, welcher für verschiedenste Studien verwendet wurde, hingewiesen. So unterscheiden sich die Simulationen weder in der Anzahl der Beschäftigten und Rentner*innen noch im Durchschnittseinkommen aller Beschäftigten. Es kommt somit nur auf der Mikroebene zu Unterschieden. Allerdings wird hier ein Großteil des Unterschieds durch die Kalibrierung MEA-PENSIMs im Basisjahr ausgeglichen, wodurch auch an dieser Stelle keine größeren Verwerfungen aufkommen dürften. Gleichwohl werden wir später zeigen, dass die zusätzliche Differenzierung selbst im Basisszenario die Projektion bestimmter Werte verbessert, wenngleich dies die Ergebnisse der übergeordneten Determinanten nicht merklich beeinflusst.

Zuvor soll allerdings der generelle Verlauf des Beitragssatzes und des Rentenniveaus²¹ betrachtet werden und auf die Auswirkungen der Corona-Krise eingegangen werden. So steigt das Netto-Standardrentenniveau vor Steuern im Jahr 2021 aufgrund der Rentengarantie leicht auf ca. 48,9% an. Zurückzuführen ist dies darauf, dass die Bruttolöhne und -gehälter 2020 zwar leicht absanken, wegen der Rentengarantie die Renten in 2021 allerdings konstant gehalten wurden. Aber auch über 2021 hinaus beeinflusst der Lohnrückgang die Entwicklung der Rentenversicherung. Konkret kommt es im Nachhaltigkeitsfaktor bis 2024 zu extremen Schwankungen. Zurückzuführen ist dies auf die Berechnungsvorschriften des sogenannten vorläufigen Durchschnittsentgelts, welches in die Berechnung des Nachhaltigkeitsfaktors anstelle des eigentlichen Durchschnittsentgelts eingeht. Das vorläufige Durchschnittsentgelt wird dabei rein technisch mit der doppelten Lohnentwicklung des Vorvorjahres bestimmt. Dies führt folglich in 2022 zu einem doppelten Rückgang des Durchschnittsentgelts, obgleich zu diesem Zeitpunkt die Bruttolöhne annahmegemäß bereits wieder steigen. Letztlich führt dies 2023 zu einer erhöhten und 2024 zu einer reduzierten Rentenanpassung und parallel zu einem punktuellen Anstieg des Netto-Standardrentenniveaus vor Steuern in 2023 (siehe hierzu auch BMAS 2020b Seite 58-59).

Abbildung 8: Netto-Standardrentenniveau vor Steuern mit und ohne Einkommensgruppen



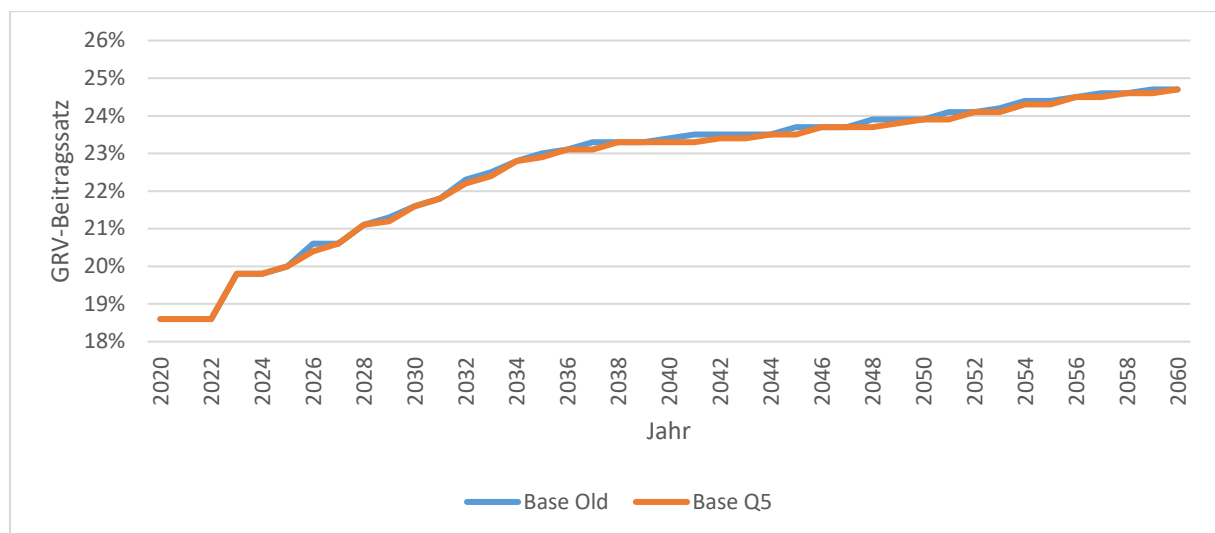
Quelle: Eigene Berechnung

²¹ Das hier ausgewiesene Netto-Standardrentenniveau berücksichtigt nicht den in Fußnote 199 erwähnten Statistikeffekt aufgrund der Flexirente. Tatsächlich würde die Revision der beitragspflichtigen Entgelte das Netto-Standardrentenniveau vor Steuern 2021 zusätzlich zu den Veränderungen aufgrund der Corona-Krise erhöhen.

Ungeachtet dieses punktuellen Effektes verharrt das Netto-Rentenniveau vor Steuern zwischen 2021 und 2025 bei 48,9%. In Simulationsrechnungen ohne Corona-Krise hätte sich das Rentenniveau hingegen bis 2025 der Rentenniveauhaltelinie von 48% angenähert. Der positive Effekt der Rentengarantie und somit der Corona-Pandemie bleibt dabei insbesondere deshalb vorhanden, da der sogenannte Nachholfaktor, welcher die Wirkung der Rentengarantie eigentlich ausgleicht, mit Einführung der doppelten Haltelinie bis 2025 ausgesetzt bzw. abgeschafft wurde.²² Folglich fällt das Rentenniveau auch langfristig um gut einen Prozentpunkt höher aus als im Fall ohne Corona-Pandemie. Dabei sinkt das Netto-Standardrentenniveau vor Steuern nach Ablauf der doppelten Haltelinie-Regelung in 2025 bis 2060 auf 42,2% ab.

Der Beitragssatzverlauf verändert sich auf der anderen Seite zunächst nicht, da die Nachhaltigkeitsrücklage gut gefüllt ist und daher die Beitragsmindereinnahmen zunächst hieraus entnommen werden können. Allerdings wird die Nachhaltigkeitsrücklage nun schneller entleert, wodurch der Beitragssatz bereits 2023 und somit zwei Jahre früher als in den Prognosen vom Frühjahr 2020 angehoben werden muss. Zudem steigt der Beitragssatz bis 2060 auf etwa 24,7% an und fällt somit auch langfristig höher aus als zuvor prognostiziert. Der höhere Beitragssatz ist dabei eine direkte Folge des langfristig höheren Rentenniveaus.

Abbildung 9: GRV-Beitragssatz mit und ohne Einkommensgruppen



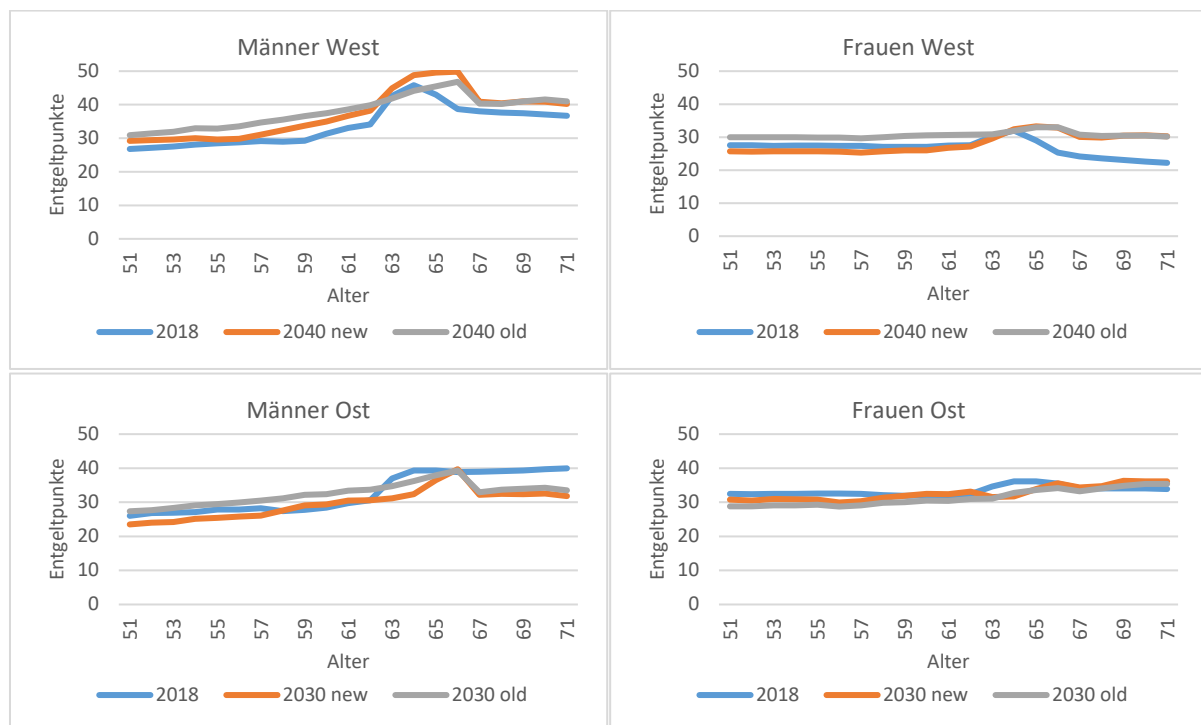
Quelle: Eigene Berechnung

Während die Beitragssätze und Rentenniveaus der Simulationen mit und ohne Einkommensuntergliederung keine nennenswerten Unterschiede aufweisen, hat die differenzierte Betrachtung der Einkommenssituationen einen Einfluss auf die berechneten zukünftigen Entgeltpunkte der verrenteten Bevölkerung. Zurückzuführen ist dies auf die Unterschiede im Rentenzugang der einzelnen Einkommensgruppen. So gehen nach der Rentenzugangstatistik bis zum Alter 62 mehr Personen mit einem niedrigeren Einkommen in Rente als Personen mit einem höheren Einkommen. Diesen strukturellen Unterschied im Renteneintritt konnte MEA-PENSIM zuvor nicht berücksichtigen. Insbesondere für die Berechnung der zukünftigen Entgeltpunkte ist dies allerdings von hoher Bedeutung, was durch Abbildung 10 illustriert wird. So werden in der Abbildung die durchschnittlichen Entgeltpunkte der Rentner*innen des Jahres 2018 (Basisjahrdaten gemäß Rentenversicherung), sowie die durch MEA-PENSIM prognostizierten Entgeltpunkte des Jahres 2040 unter der alten und neuen Programmstruktur abgebildet.

²² Hierzu halbiert der Nachhaltigkeitsfaktor die Rentensteigerung so lange, bis die nicht erfolgte Rentenkürzung ausgeglichen worden wäre.

Für das Jahr 2018 nehmen die durchschnittlichen Entgeltpunkte der verrenteten (westdeutschen) Bevölkerung in der Regel bis zum Alter 64 zu, fallen dann aber im Alter 65/66 zunächst wieder ab. Der Rückgang in den durchschnittlichen Entgeltpunkten ist damit zu begründen, dass vor dem Regelrentenalter nur Versicherte mit einer Mindestzahl an Versicherungsjahren eine Rente beantragen konnten. Individuen mit einer geringen Anzahl an Versicherungsjahren und folglich geringeren Rentenansprüchen werden erst zum Rentenalter anspruchsberechtigt, wodurch die durchschnittliche Entgeltpunktzahl der Rentenpopulation absinkt. Mit der Anhebung des Regelrentenalters sollte sich dieses Maximum entsprechend um 2 Jahre zum Alter 67/68 verschieben. Tatsächlich wurde dieser Sachverhalt bereits unter der alten Programmstruktur hinreichend abgebildet, da der Personenkreis mit einer geringen Anzahl an Versicherungsjahren gerade der Gruppe der Nicht-Pflichtversicherten entspricht, welche bereits unter der alten Programmstruktur gesondert behandelt wurde.

Abbildung 10: Entgeltpunkte der Rentner*innen nach Alter



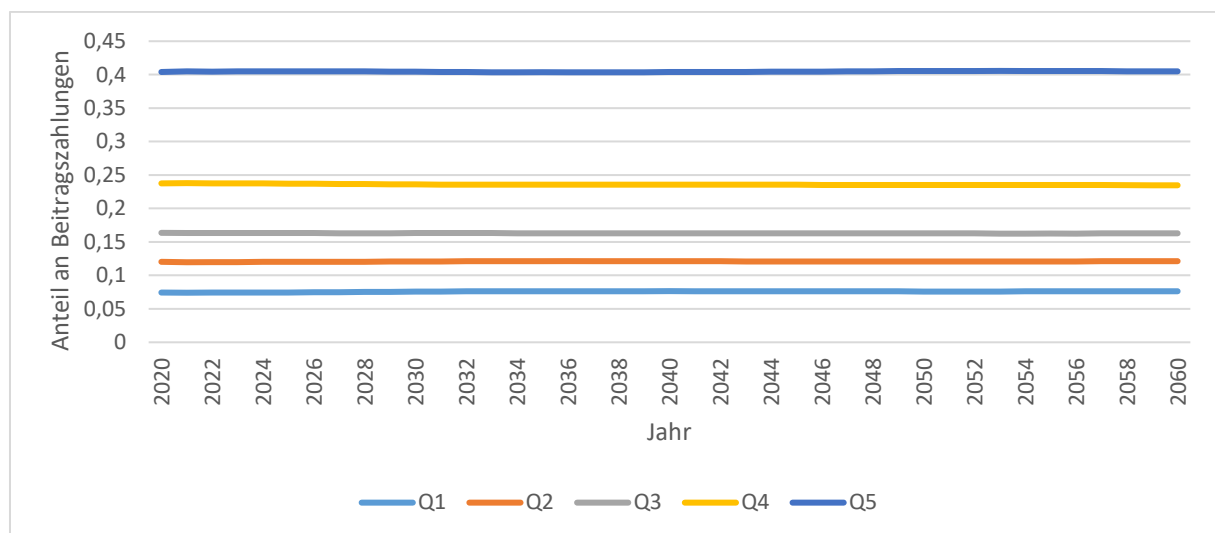
Quelle: Eigene Berechnung

Unterschiede bzw. Verbesserungen treten hingegen bei den berechneten Entgeltpunkten der männlichen Rentner im Alter von 51 bis 64 Jahren auf. So stiegen die Entgeltpunkte unter der alten Berechnung im Jahr 2040 schneller an als dies im Basisjahr zu beobachten war. Unter den neuen Berechnungen mit den verschiedenen Einkommensgruppen entwickeln sich die Entgeltpunkte selbst 2040 ähnlich wie im Basisjahr. So steigen die Entgeltpunkte nun langsamer an, da Individuen der unteren Quintile früher in Rente gehen. Später nehmen die durchschnittlichen Entgeltpunkte hingegen stärker zu, wenn der Anteil der oberen Quintile an den Rentenzugängen steigt. Insgesamt scheint die Einführung der Einkommensgruppen die Qualität der Entgeltpunktberechnung also zu verbessern. Bei den Frauen sind ebenfalls Veränderungen in der Entwicklung der Entgeltpunkte zu beobachten. So gleichen sich auch hier die simulierten Verläufe für die Alter bis 63 an die Basisjahrwerte an. Allerdings sind in Westdeutschland die Entgeltpunkte nach dem Alter 65 unter der alten und neuen Programmstruktur höher als im Basisjahr. Zu erklären ist dies mit der höheren und längeren Erwerbsbeteiligung jüngerer Frauen, da dies langfristig in höheren Rentenansparungen resultiert. Dass die Verbesserung der Entgeltpunktberechnung kaum einen Einfluss auf den Beitragssatz und das Rentenniveau hat, liegt daran, dass

die Anzahl der Rentner*innen bis zum Alter 62 noch relativ gering ausfällt und die Entgeltpunktunterschiede nicht sehr groß ausfallen. Nichtsdestoweniger ist eine plausiblere Simulation der Entgeltpunkte zu begrüßen und erhöht zudem das Vertrauen in die Simulationsergebnisse.

In einem nächsten Schritt soll nun die Verteilung der Beitragsleistungen und Rentenzahlungen nach Einkommensquintilen untersucht werden.²³ Abbildung 11 zeigt hierzu zunächst die Verteilung der Beitragseinnahmen und deren Entwicklung. Da die Beitragsleistungen proportional zum Einkommen erhoben werden und die Quintile ungeachtet des Geschlechts sowie der Region weitgehend gleich besetzt sind, steigt der Anteil an allen Beitragsleistungen mit den Einkommensquintilen an.²⁴ So leisten die Personen des fünften Quintils mit ca. 40% aller Beitragszahlungen den größten Anteil. Anschließend folgt mit großem Abstand das vierte Quintil mit 23,6%. Den geringsten Anteil hat das erste Quintil, welches nur ca. 7,6% aller Beitragszahlungen beisteuert.²⁵ Darüber hinaus ist diese Verteilung über den gesamten Simulationszeitraum relativ stabil, da zum einen die Verteilung der Einkommensgruppen nicht gravierend verändert wird und zum anderen die Löhne und Gehälter in allen Einkommensgruppen mit derselben Wachstumsrate fortgeschrieben werden.

Abbildung 11: Relativer Anteil der Beitragszahlungen an den Gesamtbeitragszahlungen nach Einkommensquintilen



Quelle: Eigene Berechnung

Bezüglich der Rentenausgaben ergibt sich ein etwas komplexeres Bild (vgl. Abbildung 12). Zunächst steigen die Anteile an den gezahlten Rentenausgaben mit den Einkommen an. Grund hierfür ist das in der Rentenversicherung geltende Äquivalenzprinzip, welches mittels der Entgeltpunkte die Rentenanwartschaften ins Verhältnis zu den gezahlten Beiträgen stellt. Anders als bei den Beitragszahlungen verändern sich allerdings die prozentualen Anteile, die die einzelnen Quintile an den Rentenausgaben ausmachen. So steigt der Anteil des fünften Quintils von anfangs 31% auf letztlich 36% an. Parallel nehmen die Anteile des ersten und zweiten Quintils jeweils um 2,2 Prozentpunkte ab. Das heißt aber

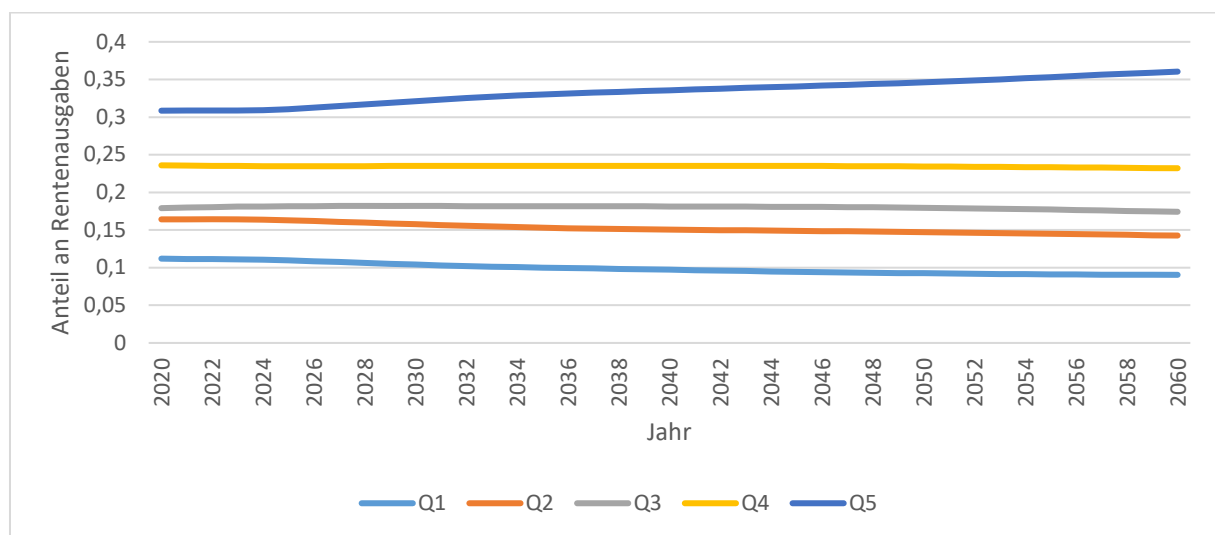
²³ Dies gilt nur für die explizit berechneten Beitragseinnahmen und Rentenausgaben. So werden bspw. die Hinterbliebenenrenten nicht explizit berechnet. Auch die Gruppe der nur kurzzeitig Versicherten, die zwar extra behandelt wird, dürfte eine sehr heterogene Einkommensverteilung aufweisen und wird daher im Folgenden nicht mit ausgewiesen. Ferner gehen manche Beitragsleistungen als Restgröße in die Berechnungen mit ein, wie bspw. Beitragsleistungen für Pflegepersonen.

²⁴ Getrennt nach Geschlecht und Region muss dies allerdings nicht der Fall sein, da hier die Reihenfolge durch die unterschiedliche Besetzungsgröße der Subgruppen an den Einkommensquintilen variieren kann.

²⁵ Zudem dürften auch die aus Steuern finanzierenden Bundeszuschüsse im Wesentlichen durch die oberen Einkommensgruppen finanziert werden.

nicht, dass die Renten dieser Gruppen sinken. Vielmehr ist dies auf Veränderungen in den Erwerbshistorien der aktuellen und zukünftigen westdeutschen Rentnerinnen sowie der ostdeutschen Rentner*innen zurückzuführen. Daraus ergibt sich, dass die Anteile an den Quintilen relativ konstant bleiben, wenn allein die westdeutschen Männer betrachtet werden. Zu begründen ist dies damit, dass sich ihre Erwerbshistorien kaum verändert haben. Betrachtet man beispielsweise lediglich westdeutsche Frauen, steigt deren Anteil am fünften Quintil von anfangs 15% auf 27% an, während ihr Anteil an den drei unteren Quintilen folglich abnimmt. Zurückzuführen ist dies auf die höhere Erwerbsbeteiligung und bessere Bezahlung jüngerer weiblicher Kohorten. In Ostdeutschland ist dieser Kohorteneffekt weniger stark ausgeprägt, aber ebenfalls vorhanden. Des Weiteren ist bei den westdeutschen Männern der Anteil der Quintile an den Gesamrentenausgaben und Gesamtbeitragseinnahmen fast identisch, was die geringe Umverteilung innerhalb der Rentenversicherung widerspiegelt (vgl. Appendix 3). Bei den westdeutschen Frauen ist dies erst gegen Ende des Simulationszeitraums der Fall, aber auch hier nicht in Gänze. Da allerdings eher Frauen von den wenigen Umverteilungsmaßnahmen in der Rentenversicherung profitieren (z.B. Ausgleich für Kindererziehungszeiten und häusliche Pflege), ist dies nicht unbedingt verwunderlich. Die in Abbildung 11 und Abbildung 12 zu beobachtende Diskrepanz ist somit ebenfalls auf die Kohortenunterschiede zurückzuführen und weist nicht auf eine generelle Umverteilung innerhalb der Rentenversicherung hin.

Abbildung 12: Relative Anteil der Rentenausgaben an allen Rentenausgaben nach Einkommensquintilen



Quelle: Eigene Berechnung

In einem letzten Schritt werden die erworbenen Rentenanwartschaften verglichen. Hierbei wird zum einen eine Ersatzrate und zum anderen das Verhältnis zur Grundsicherung (inklusive Wohngeld) betrachtet.²⁶ In beiden Kennzahlen werden die durchschnittlichen Netto-Renten vor Steuern der 70-jährigen Rentenpopulation verwendet. Die Bezugsgröße der Ersatzrate ist das Netto-Einkommen vor Steuern eines 60-Jährigen. Die Grundsicherung ohne Wohngeld beträgt 2020 432 Euro pro Monat. Das Wohngeld richtet sich nach dem Mietspiegel des jeweiligen Wohnorts und variiert daher. In dieser Studie wird ein Mittelwert von 419 Euro verwendet, so dass die Grundsicherung durch das Wohngeld nahezu verdoppelt wird. Über den Simulationszeitraum wird die Grundsicherung anhand des Mittelwerts der Inflation und des nominalen Lohnwachstums fortgeschrieben.²⁷ Beide Kennzahlen werden

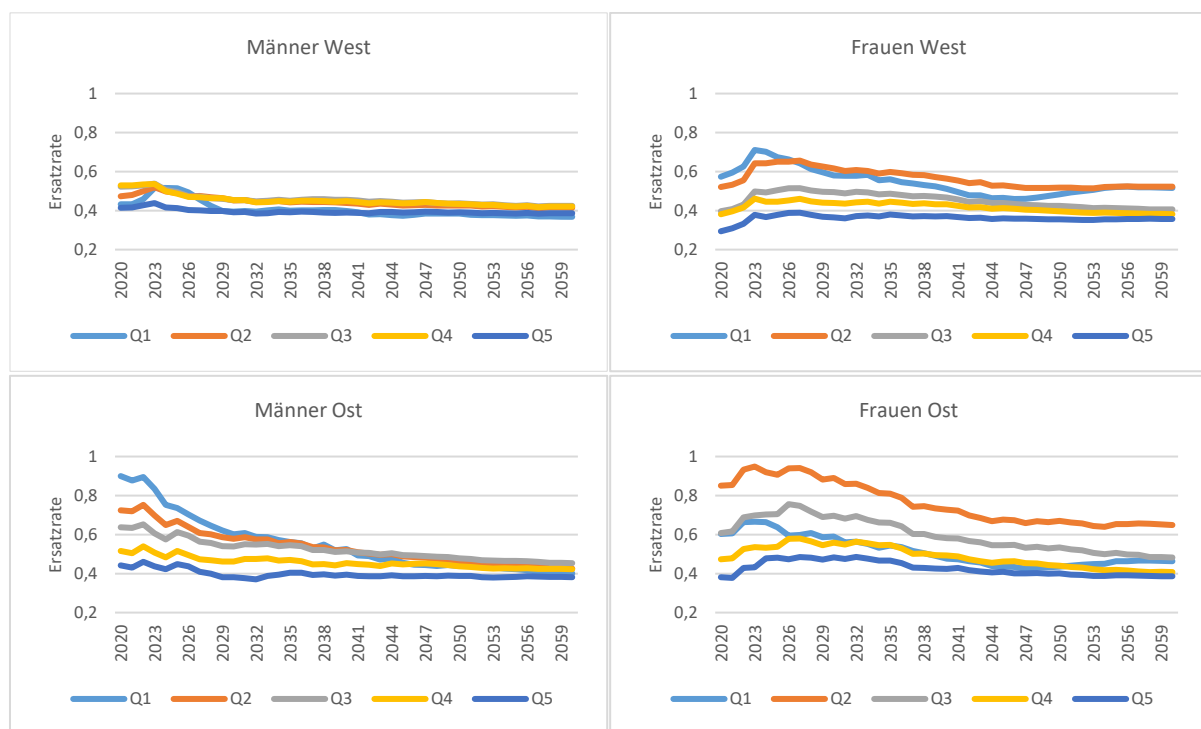
²⁶ Die Berücksichtigung des Abstandes zur Grundsicherung in der Bewertung der Rentenversicherung folgt dabei der Empfehlung der Kommission „Verlässlicher Generationenvertrag“.

²⁷ Es wird folglich angenommen, dass die Grundsicherung an Kaufkraft zunimmt, wenn auch in geringerem Maße wie die Bruttolöhne und -gehälter.

getrennt nach Geschlecht, Region und Einkommensquintil berechnet und in Abbildung 13 (Ersatzrate) sowie Abbildung 14 (Grundsicherung) ausgewiesen.

Im Basisjahr liegen die Ersatzrate der westdeutschen Männer zwischen 41% (Quintil 5) und 52% (Quintil 3). Die Unterschiede in den Ersatzraten sind dabei nur bedingt auf die Rentenhöhe zurückzuführen und hängen vielmehr von der Einkommenshistorie ab. So gilt in der Regel, dass flachere Einkommensprofile höhere Ersatzraten induzieren als solche bei denen das Einkommen am Anfang des Erwerbslebens wesentlich geringer ausfällt. Über den Projektionszeitraum nimmt die Ersatzrate analog zum Netto-Standardrentenniveau vor Steuern ab, wobei das erste Quintil etwa 6,4 Prozentpunkte verliert, das zweite 5,9 Prozentpunkte, das dritte und vierte jeweils ca. 10 Prozentpunkte und das fünfte 2,8 Prozentpunkte. Mit Ausnahme des fünften Einkommensquintils sinken die Ersatzraten somit entweder in einem ähnlichen Ausmaß (Quintil 1 und 2) oder stärker (Quintil 3 und 4) als das Netto-Standardrentenniveau vor Steuern. Höhere Reduktionen können damit beispielweise auf höhere Abschläge (bis zu 7,2 Prozentpunkte) zurückgeführt werden, die anfallen, wenn der Renteneintritt nicht an das steigende Regelrentenalter angepasst wird. Geringeren Reduktionen können hingegen auf zusätzliche Rentenanwartschaften zurückzuführen sein, die beispielweise bei einem Aufschub des Renteneintritts erworben werden.

Abbildung 13: Ersatzrate nach Einkommensquintilen getrennt nach Gender und Region



Ersatzrate=Rente von 70-Jährigen zum Einkommen von 60-Jährigen (netto vor Steuern)

Quelle: Eigene Berechnung

Bei den Ersatzraten der westdeutschen Frauen ergibt sich ein anderes Bild. Zunächst variieren diese stärker als bei den Männern. So betragen 2020 die Ersatzraten des ersten Quintils 57,4% und die des fünften Quintils 29,4%. Die höhere Streuung ist dabei auf einkommensunabhängige Entgeltpunkte zurückzuführen, die vor Allem Frauen für Kindererziehung und Pflegeleistungen erhalten. Die einkommensunabhängigen Entgeltpunkte führen dabei zu einer höheren Varianz, da diese die Ersatzraten der unteren Einkommensquintile stärker erhöhen als die der oberen Einkommensquintile. So stehen den einkommensunabhängigen Entgeltpunkten im unteren Einkommensbereich geringere einkommensabhängige Rentenanwartschaften gegenüber. Die einkommensunabhängigen Entgeltpunkte dürften außerdem auch die im Vergleich zu den Männern leicht höheren Ersatzraten erklären. Die Diskrepanz

zwischen den Quintilen nimmt über die Zeit ab, bleibt aber stets größer als bei den Männern. Konkret sinkt die Ersatzrate des ersten Quintile um 5,8 Prozentpunkte, während die Ersatzrate des fünften Quintils um 6,3 Prozentpunkte zunimmt. Der Unterschied zwischen der größten und kleinsten Ersatzrate sinkt von anfänglichen 28 Prozentpunkten auf 16,5 Prozentpunkte über den Verlauf des Zeitraums.

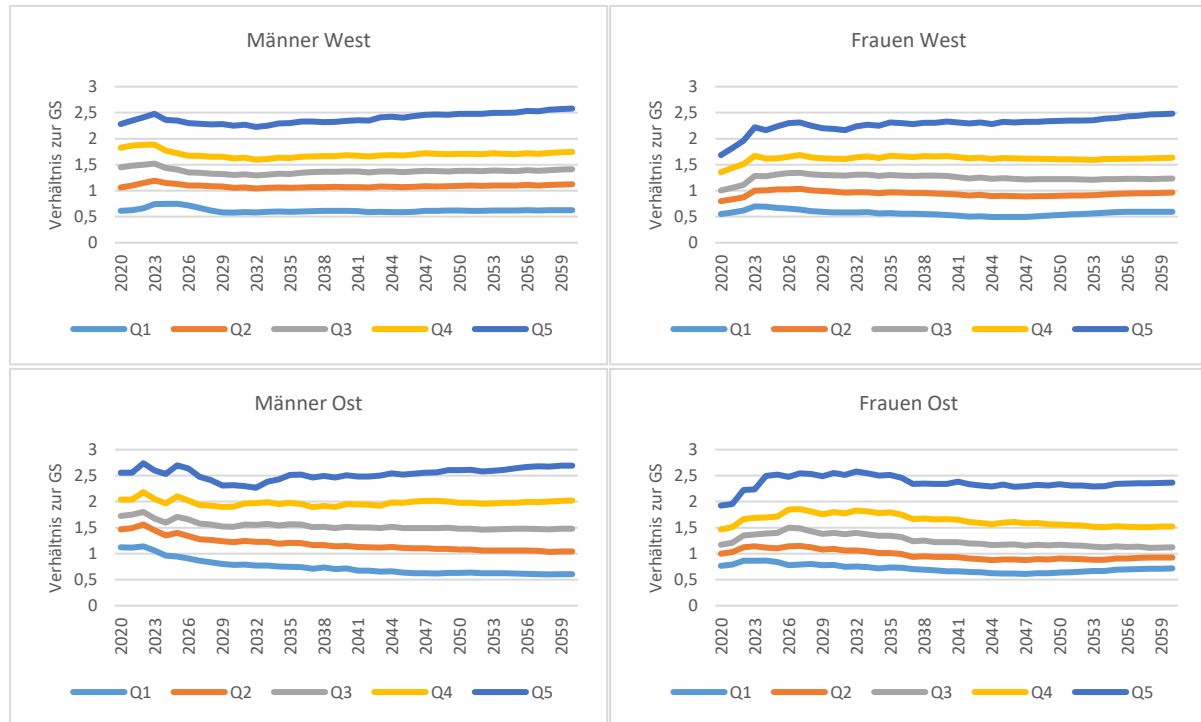
Des Weiteren steigen die Ersatzraten der Frauen zunächst für alle Quintile leicht an, bevor sie wieder langsam abnehmen bzw. stagnieren. Der Anstieg/die Stagnation der Ersatzraten dürfte mehrere Gründe haben. Zum einen sind die zusätzlichen Rentenanwartschaften aufgrund des Aufschubs des Renteneintritts durch die Rente mit 67 zu nennen. Zum anderen müssen Frauen nun länger arbeiten, da die Altersrente für Frauen, die bereits ab dem 60. Lebensalter beantragt werden konnte, abgeschafft wurde. Hinzukommen die steigenden Partizipationsraten von Frauen am Arbeitsmarkt. All dies wirkt der generellen Reduktion des Rentenniveaus entgegen.

Für Ostdeutschland kann anfangs sowohl für Männer als auch für Frauen eine höhere Diskrepanz in den Ersatzraten beobachten werden. Zurückzuführen ist dies auf die Überführung der Rentenanwartschaften aus DDR-Zeiten in die Rentenversicherung, sowie der in den 90ern noch gewährten Rentenanwartschaften in Zeiten der (Langzeit-)Arbeitslosigkeit. So weisen die unteren Einkommensgruppen, die hiervon eher profitiert haben, höhere Ersatzraten auf. Im Zeitverlauf nimmt der Abstand zwischen den Einkommensgruppen aber wieder ab und ähnelt letztlich den Werten in Westdeutschland. Die Angleichung erfolgt dabei durch eine stärkere Abnahme der Ersatzraten der unteren drei Einkommensquintile, während die Ersatzraten der oberen Quintile nahezu stabil bleiben. Auffällig ist zudem noch die Vergleichsweise hohen Ersatzraten der ostdeutschen Frauen des zweiten Quintils. Diese sind neben den bereits erwähnten Effekten auf die sinkenden Einkommensprofile dieser Frauen nach dem 40 Lebensalter zurückzuführen (vgl. Abbildung 5). So stellt bei ihnen das Vergleichseinkommen des 60. Lebensjahres nicht das höchste Einkommen da, wodurch die Ersatzrate höher ausfällt.

Einheitlicher sieht das Bild bei der zweiten Kennzahl, dem Verhältnis zur Grundsicherung, aus (vgl. Abbildung 14). Vorweg sollte festgehalten werden, dass sich die hier errechneten Werte etwa verdoppeln, wenn das Wohngeld nicht mitberücksichtigt würde. Das Verhältnis der Renten zur Grundsicherung nimmt mit den Einkommensquintilen zu. Dies ist eine direkte Folge des Äquivalenzprinzips. Des Weiteren liegen die Renten des ersten Quintils bei 60% des Grundsicherungsbetrags. Eine kleine Ausnahme bilden die ostdeutschen Männer, deren Netto-Renten am Anfang der Prognose noch leicht höher als die Grundsicherung ausfällt und erst über den Simulationszeitraum auf 60% der Grundsicherung absinken. Dieser Verlauf dürfte analog zu den Ersatzraten an der höheren Arbeitslosigkeit in Ostdeutschland und der Änderungen der Bewertung von Arbeitslosigkeit liegen. Männer des zweiten Quintils erreichen laut den Berechnungen Rentenanwartschaften in Höhe der Grundsicherung, während die Renten der Frauen des selben Quintils weiterhin gut 5-10% unter dem Grundsicherungsniveau liegen. Die restlichen Quintile erreichen Renten oberhalb des Niveaus der Grundsicherung. Insgesamt verändert sich die Kennzahl für die Quintile eins bis vier im Westen kaum und steigt hier für das fünfte Quintil sogar leicht an. Im Osten steigen die Renten hingegen für die unteren Einkommensquintile im Vergleich zum Grundsicherungsniveau geringfügig weniger stark an. Grundsätzlich ist die Kennzahl aber auch hier relativ stabil. Bei den Verläufen der oberen Einkommensquintile muss noch darauf hingewiesen werden, dass die nachgelagerte Besteuerung nicht berücksichtigt wird. So steigt zukünftig mit zunehmendem Rentenzahlbetrag auch die Steuerbelastung, wodurch sich für höhere Einkommensgruppen der Abstand zur Grundsicherung reduzieren wird. Die unteren Quintile werden hingegen unter dem Steuerfreibetrag liegen und somit von der nachgelagerten Besteuerung nicht betroffen sein. Neben der nachgelagerten Besteuerung berücksichtigt diese Studie zudem auch nicht die neu eingeführte Grundrente. Diese dürfte für Teile der unteren Einkommensgruppen die

Rentenanwartschaften zumindest auf das Grundsicherungsniveau anheben. Allerdings erfüllen nach derzeitigem Rechtsstand nur ein sehr geringer Anteil der unteren Einkommensgruppen die Voraussetzungen für eine Grundrente, weshalb mit der hier getroffenen Einteilung allein nach Einkommen die Grundsicherung nicht adäquat betrachtet werden kann.

Abbildung 14: Verhältnis von Rente und Grundsicherung (GS) nach Einkommensquintilen



Quelle: Eigene Berechnung

Bedeutung von Einkommensgruppen an ausgewählten Anwendungen und Reformoptionen

Bislang wurde die Erweiterung von MEA-PENSIM mit dessen alter Performance verglichen, sowie der dadurch entstandene zusätzliche Informationsgehalt ausgewertet. Nachfolgend sollen anhand der zusätzlichen Differenzierbarkeit spezifischere Fragestellungen behandelt werden, die zuvor allenfalls über Umwege adressiert werden konnten. Konkret wird der Einfluss einkommensspezifischer Lebenserwartungen auf die Rentenversicherung betrachtet, sowie Reformoptionen erneut durchgerechnet, die das Äquivalenzprinzip aufweichen.

Einfluss einkommensspezifischer Lebenserwartungen auf die Rentenversicherung

Einen der wesentlichen Faktoren des demographischen Wandels stellt die steigende Lebenserwartung dar. Studien belegen, dass sich die Mortalität innerhalb eines Jahrgangs je nach Geschlecht, Bildungsgrad, Region, Vermögen oder Einkommen unterscheiden kann (Oeppen und Vaupel 2002, Cutler et al. 2006, Kroh et al. 2012, Günther und Huebener 2018 sowie Kroll et al. 2016). Ferner zeigen Haan et al. (2019), dass die weitere Entwicklung der Lebenserwartung bzw. dessen Anstieg ebenfalls vom Einkommen abhängen könnte. Motiviert durch diese Studien soll im Folgenden untersucht werden, wie sich Unterschiede in den Lebenserwartungen und deren Entwicklung auf den Beitragssatz und das Rentenniveau auswirken. Hierzu wird in den Simulationsrechnungen die Mortalität der Rentenpopulation je nach Einkommensquintil variiert, wobei sichergestellt wird, dass sich die angenommene Lebenserwartung der Gesamtpopulation nicht verändert. Folglich verändert sich nicht die Gesamtpopulation, sondern lediglich die Anteile der einzelnen Einkommensquintile an der Rentenpopulation.

Insgesamt werden zwei Szenarien betrachtet, wobei in beiden Szenarien zunächst die Lebenserwartungen der Einkommensgruppen im Basisjahr in gleicher Weise variiert werden. Unterscheiden sollen sich dabei allerdings nur die Mortalitätsraten der Rentenpopulation, also der über 50-Jährigen. Die Annahmen erfolgen daher anhand der fernen Lebenserwartung einer 50-jährigen Person. Die Diskrepanz in den Lebenserwartungen werden aus den Ergebnissen von Haan et al. (2019) und des hierzu Stellung nehmenden Papiers von Brumm und Röme (2019) hergeleitet (vgl. Tabelle 3). Im ersten Szenario wird die angenommene Varianz anschließend konstant gehalten, während sie im zweiten Szenario zwischen den Kohorten 1926 und 1960 verdoppelt wird (vgl. Tabelle 4).²⁸

Die Lebenserwartung nimmt mit dem Einkommen zu. So ist die ferne Lebenserwartung des fünften Quintils um mehr als ein Jahr höher als die durchschnittliche ferne Lebenserwartung der Gesamtpopulation. Mit Ausnahme der westdeutschen Männer liegen zudem auch die fernen Lebenserwartungen des vierten Quintils über der durchschnittlichen Lebenserwartung. Die niedrigsten Lebenserwartungen werden hingegen nicht für das erste, sondern für das zweite Quintil angenommen. Die Überlegung hinter dieser Annahme erfolgt aus den Auswertungen von Brumm und Röme (2019). Dabei wird argumentiert, dass gerade Personen mit einer geringen Entgeltpunktzahl außerhalb der Rentenversicherung hohe Einkommen aufweisen können oder eine/n gutverdienende/n Partner*in haben. Tatsächlich errechnen Brumm und Röme (2019) für Personen mit wenigen Entgeltpunkten eine höhere Lebenserwartung als für Personen mit einer leicht höheren Entgeltpunktzahl. Indem die durchschnittlich erworbenen Entgeltpunkte für die Einteilung der Einkommensquintile verwendet wird, wird dieser Problematik zwar entgegengewirkt, dennoch dürfte dieser Sachverhalt fürs unterste Einkommensquintil teilweise bestehen bleiben. Neben den fünf Einkommensquintilen werden zudem Annahmen für die restlichen Arbeitsmarktgruppen (Selbständige, Beamt*innen, geringfügig Beschäftigte, stille Reserve) ausgewiesen. Insbesondere Beamt*innen und Selbständige weisen dabei höhere Lebenserwartungen als die Durchschnittsbevölkerung auf. Im Gegensatz dazu haben geringfügig Beschäftigte eine niedrigere Lebenserwartung.

Tabelle 3: Abweichung der einkommensspezifischen fernen Lebenserwartungen zum Alter 50 zur generellen fernen Lebenserwartung der Kohorte 1926

	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	Rest
<i>Männer West</i>	-0,90	-1,42	-1,30	-0,29	1,39	0,27
<i>Frauen West</i>	-0,24	-0,33	-0,04	0,56	1,23	-0,16
<i>Männer Ost</i>	-0,35	-0,89	-0,76	0,27	1,97	0,83
<i>Frauen Ost</i>	-0,28	-0,37	-0,09	0,51	1,18	-0,20

Quelle: Eigene Berechnung anhand von Haan et al. (2019) und Brumm und Röme (2019)

Tabelle 4: Abweichung der einkommensspezifischen fernen Lebenserwartungen zum Alter 50 zur generellen fernen Lebenserwartung der Kohorte 1960

	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	Rest
<i>Männer West</i>	-1,79	-2,83	-2,59	-0,57	2,77	0,53
<i>Frauen West</i>	-0,47	-0,65	-0,07	1,12	2,45	-0,31
<i>Männer Ost</i>	-0,72	-1,80	-1,55	0,54	4,01	1,68
<i>Frauen Ost</i>	-0,57	-0,74	-0,17	1,02	2,35	-0,41

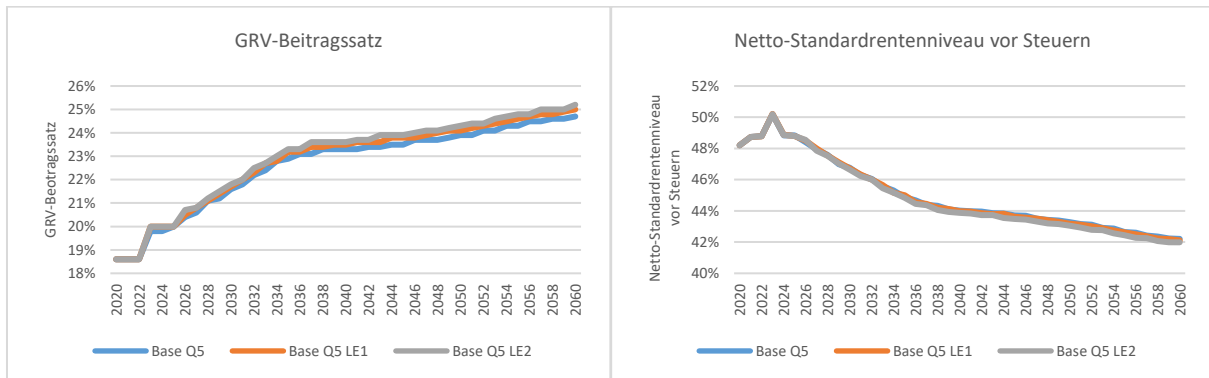
Quelle: Eigene Berechnung anhand von Haan et al. (2019) und Brumm und Röme (2019)

Unter den einkommensbedingten Lebenserwartungen nimmt der GRV-Beitragssatz langfristig stärker zu (vgl. Abbildung 15). Dabei beträgt der Unterschied bis zu 0,5 Beitragssatzpunkte. Der Effekt ist darauf zurückzuführen, dass im Vergleich zum Referenzszenario die Rentenbezugszeit derjenigen Indivi-

²⁸ Abweichungen von der Verdoppelung sind darauf zurückzuführen, dass die angenommene Lebenserwartung der Gesamtpopulation sichergestellt werden muss.

duen zunimmt, die höhere Rentenanwartschaften aufweisen, während die Rentenbezugszeit derjenigen mit geringeren Rentenanwartschaften abnimmt. In der Summe erhöhen sich somit die Rentenausgaben und daher der notwendige Beitragssatz. Entsprechend ist der Effekt auch größer, wenn die Diskrepanz in den Lebenserwartungen zunimmt. Das Netto-Standardrentenniveau vor Steuern nimmt entsprechend stärker als im Basisszenario ab (vgl. Abbildung 15).

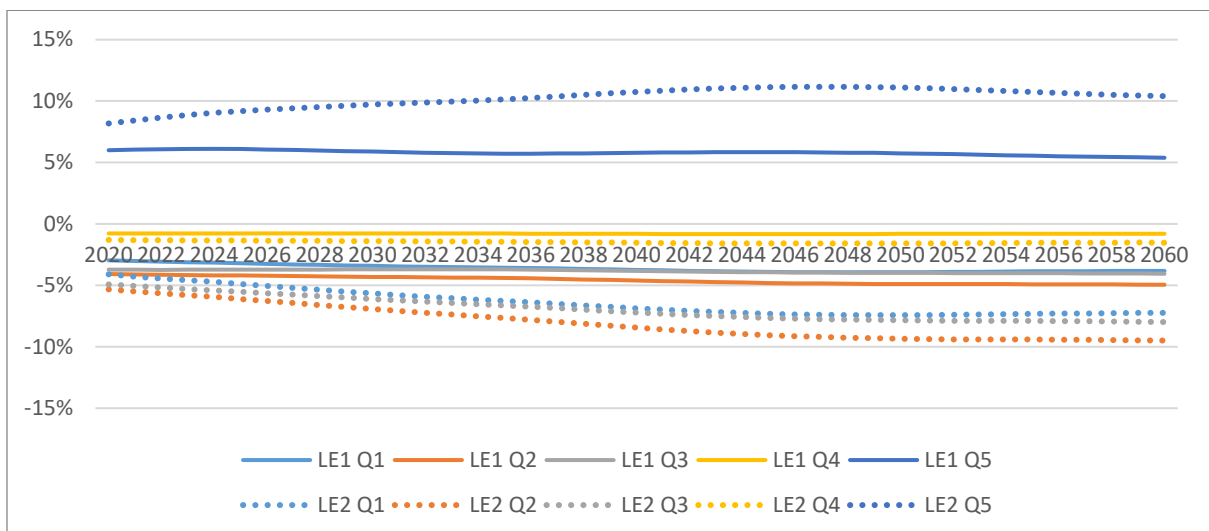
Abbildung 15: Beitragssatz bei einkommensspezifischen Lebenserwartungen



Quelle: Eigene Berechnung

Klarer wird dieses Bild, wenn man die Folgen für die Verteilung der Gesamtrentenausgaben auf die einzelnen Quintile betrachtet. Hierzu werden in Abbildung 16 die prozentualen Veränderungen zum Basisszenario ausgewiesen. Zu sehen ist, dass der Anteil der Rentenzahlungen des fünften Quintils aufgrund der höheren Lebenserwartung um 6% ansteigt. Die Anteile der anderen Gruppen nehmen dagegen ab. Wird zudem angenommen, dass sich die Diskrepanz in den Lebenserwartungen ausweitet, erhöht sich der Effekt auf das fünfte Quintil von anfangs 8,4% im Zeitverlauf auf über 11%. Parallel sinkt der Anteil der unteren Quintile über den Simulationszeitraum.

Abbildung 16: Prozentuale Veränderung der Quintilsanteile an den Gesamtrentenausgaben bei einkommensspezifischen Lebenserwartungen



Quelle: Eigene Berechnung

Aus sozialpolitischer Sicht ist es natürlich problematisch, wenn gerade Besserverdienende aufgrund einer höheren Lebenserwartung einen größeren Ertrag aus der GRV erhalten als Geringverdienende; insbesondere, wenn die höhere Lebenserwartung auf soziale Unterschiede zurückgeht. Es gibt jedoch auch andere Kriterien, an denen sich Unterschiede in der Lebenserwartung festmachen lassen. So le-

ben Frauen durchschnittlich länger als Männer. Zudem hängt die Lebenserwartung von der Lebensweise ab, beispielsweise ob Sport getrieben wird oder eine Person raucht. Es ist daher in Frage zu stellen, ob man ausgehend von der Lebenserwartung spezifischer Gruppen in der Rentenpolitik bevorzugen sollte, da die persönliche Lebenserwartung von sehr vielen Faktoren abhängt.

Reformoptionen: Kaufkraftdynamisierung und Aufweichung des Äquivalenzprinzips

Nach derzeitigem Recht werden Bestandsrenten, d.h. Renten des zweiten und der folgenden Jahre des Rentenbezugs, mit dem aktuellen Rentenwert fortgeschrieben („dynamisiert“). Es gibt also im deutschen Recht derzeit keinen Unterschied in der wertmäßigen Entwicklung der Standardzugangsrente und der Standardbestandsrente. Beide steigen Jahr für Jahr mit der Rentenwertanpassung um den gleichen Prozentsatz an, der zum einen von der Bruttolohnentwicklung und zum anderen mittels der Dämpfungsfaktoren von der Demographie abhängt. Außerdem werden alle Entgeltpunkte mit dem gleichen aktuellen Rentenwert bewertet.

Im Rahmen der Kommission Verlässlicher Generationenvertrag (2020) wurden mithilfe von MEA-PENSIM einige Modellrechnungen durchgeführt, die diese grundlegenden Mechanismen aufweichen (Börsch-Supan und Rausch 2020). So unterscheiden sich zunächst in vielen Ländern, u.a. in Österreich und Frankreich, die Dynamisierung von Zugangs- und Bestandsrenten. In Österreich werden die Rentenanwartschaften und die daraus folgenden Zugangsrenten z.B. mit der Lohnentwicklung dynamisiert, während die Bestandsrenten gemäß der Inflation angepasst, also mit der Kaufkraft dynamisiert werden. Andere Länder, z.B. das Vereinigte Königreich, verwenden Mischindizes für die Dynamisierung der Bestandsrenten. Das Sicherungsniveau einer Person im Rentenzugang unterscheidet sich daher von den Sicherungsniveaus der Bestandsrentner*innen, die sich wiederum je nach Alter seit Rentenbeginn voneinander unterscheiden. Ein hohes Sicherungsniveau zum Rentenbeginn wird quasi mit einem geringeren Sicherungsniveau zu einem späteren Zeitpunkt erkaufte. Dies trifft natürlich all diejenigen mit einer höheren Lebenserwartung härter, während Personen mit einer geringeren Lebenserwartung von einer solchen Reform eher profitieren dürften. Die Reform könnte somit auch eine indirekte Umverteilungswirkung haben, wenn sich die Lebenserwartungen der Einkommensquintile unterscheiden, weshalb im folgenden Abschnitt eine Neuberechnung unter der Einkommensdifferenzierung erfolgt.

Neben der Umstellung einer Inflationsanpassung wurde von der Kommission Verlässlicher Generationenvertrag auch diskutiert, die Entgeltpunkte in Deutschland nicht mehr grundsätzlich gleich zu bewerten. So bewerten andere Länder das Äquivalent der Entgeltpunkte unterschiedlich. Typischerweise erhalten so Beziehende niedriger Renten ein höheres Sicherungsniveau als Beziehende hoher Renten. Ein Beispiel ist das Social Security System der Vereinigten Staaten. In der Kommission wurde konkret diskutiert den ersten X Entgeltpunkten (z.B. die ersten 15 bzw. ersten 20 Entgeltpunkte) einen anderen aktuellen Rentenwert gegenüberzustellen als den Entgeltpunkten, die über diesem Wert hinaus erworben wurden. In den für die Kommission durchgeführten Modellrechnungen mussten hierzu die Entgeltpunkte, die über diesem Sockelwert lagen, anhand extern berechneter Quoten bestimmt und fortgeschrieben werden. Mit der Differenzierung der Rentenpopulation nach Einkommensgruppen kann dieser Schritt nun entfallen und die Berechnung direkt erfolgen. Mit der Erweiterung von MEA-PENSIM können somit nicht nur die Verteilungswirkungen besser abgeschätzt werden, sondern insbesondere auch die Korrektheit der alten Ergebnisse überprüft werden.

Kaufkraftdynamisierung der Bestandsrenten

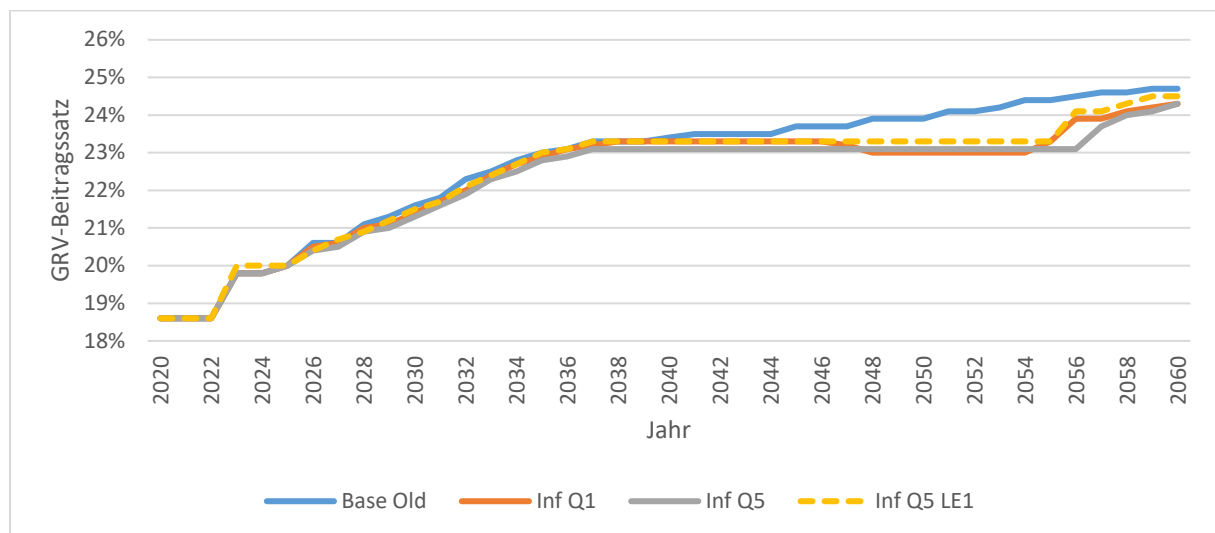
Zunächst wird die Trennung der Dynamisierung der Zugangsrenten und der Bestandsrenten untersucht. Dabei wird das Netto-Standardrentenniveau vor Steuern für Zugangsrenten auch über 2025 hinaus bei 48% konstant gehalten. Im Anschluss werden die Renten lediglich mit der angenommenen In-

flation von 1,8% p.a. fortgeschrieben. Tatsächlich hängt die zukünftige Entwicklung des GRV-Beitragsatzes bei einer derartigen Reform extrem von der Diskrepanz zwischen realem und nominalem Lohnwachstum ab. Je kleiner der Unterschied, desto höher fällt der zukünftige Beitragssatz aus. Die Reform wird für die folgenden drei Szenarien berechnet: (1) ohne Einkommensgruppen (Inf Q1), (2) mit Einkommensgruppen aber ohne einkommensspezifische Lebenserwartungen (Inf Q5), (3) mit Einkommensgruppen und mit einkommensspezifischen Lebenserwartungen (Inf Q5 LE1).

Abbildung 17 zeigt die resultierenden Beitragssätze. Grundsätzlich ändern sich die Ergebnisse von Börsch-Supan und Rausch (2020) nur geringfügig. So fällt der Beitragssatz nun leicht höher aus und nach 2055 ist ein stärkerer erneuter Anstieg als zuvor zu beobachten. Die Simulationsergebnisse der Szenarien mit und ohne spezifischer Betrachtung der Einkommensheterogenität (Inf Q1 und Inf Q5) sind zudem nahezu identisch. Werden unterschiedliche Überlebenswahrscheinlichkeiten angenommen, fällt der Beitragssatz, analog zu den Berechnungen unter geltendem Recht, höher aus. Unter anderem beträgt der Unterschied zwischen 2036 und 2046 0,2 Prozentpunkte. Insgesamt ist der Effekt der unterschiedlichen Lebenserwartungen auf den Beitragssatz somit ähnlich hoch wie im Fall ohne Reform.

Die neue Verteilung der Mittel hat zudem Auswirkungen auf die Verteilung der Rentenzahlungen. So profitieren zwar zum Rentenbeginn proportional zur bisherigen Rente alle gleichermaßen vom höheren Sicherungsniveau, in realen Eurobeträgen steigen die Zugangsrenten allerdings stärker für die oberen Einkommensgruppen. Nicht so klar ist hingegen, welche Einkommensgruppe von der Kaufkraftdynamisierung am stärksten betroffen ist. So ist die Lebenserwartung der oberen Einkommensgruppen zwar höher, andererseits beantragen mehr Individuen der unteren Einkommensgruppen früh eine Erwerbsminderungsrente. Die Rentenbezugszeit muss sich daher nicht zwingend zwischen den Einkommensgruppen unterscheiden.

Abbildung 17: Beitragssatz bei Haltelinien von 48% für den Rentenzugang und Kaufkraftdynamisierung für Bestandsrenten

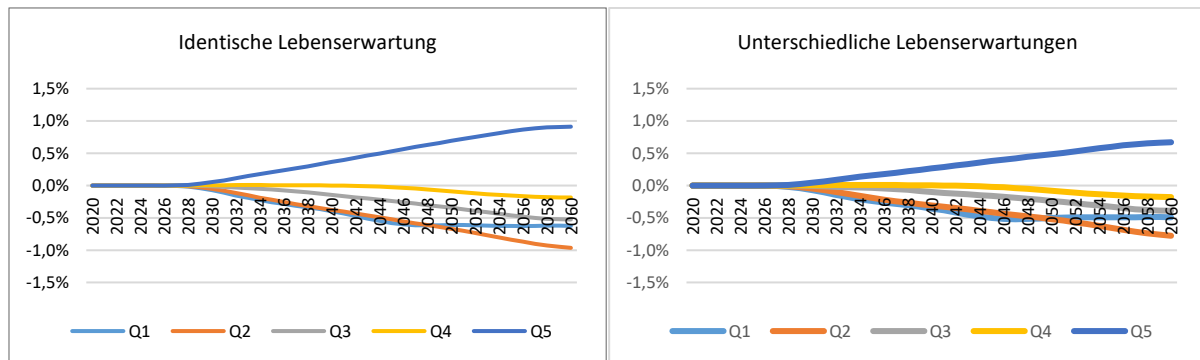


Quelle: Eigene Berechnung

Betrachtet man die Veränderung der Anteile der Einkommensquintile an allen Rentenausgaben (vgl. Abbildung 18), wird letztlich deutlich, dass die oberen Einkommensgruppen von einer solchen Reform eher profitieren als die unteren Einkommensgruppen. So steigt bei den oberen Einkommensgruppen der Anteil an den Gesamtausgaben an, während er für die unteren Einkommensgruppen abnimmt. Die Effekte sind jedoch relativ gering. So ist der stärkste Effekt für das 5. Quintil zu beobachten, dessen Anteil an den Gesamtausgaben ohne einkommensspezifische Überlebenswahrscheinlichkeiten um weniger als 1% zunimmt. Bezieht man einkommensspezifische Überlebenswahrscheinlichkeiten mit ein,

verringert sich der Effekt sogar auf unter 0,7%. Der Rückgang des Effektes ist dabei auf die Wirkung der Kaufkraftdynamisierung und die längere Rentenbezugszeit zurückzuführen.

Abbildung 18: Prozentuale Veränderung der Anteile an den Gesamtrentenausgaben bei Einführung der Kaufkraftanpassung im Verhältnis zum entsprechenden Fall ohne die Reform



Quelle: Eigene Berechnung

Die Wirkung der Kaufkraftdynamisierung wird deutlicher, wenn man die prozentuale Veränderung der Pro-Kopf-Renten der Einkommensquintile zu verschiedenen Altersstufen betrachtet. Abbildung 19 weist hierzu die Werte der 60-, 70-, 80- und 90-Jährigen aus. Gezeigt wird dabei der Fall ohne Unterschiede in den Lebenserwartungen. Allerdings unterscheiden sich die Ergebnisse nicht gravierend von dem Fall mit einkommensabhängigen Lebenserwartungen. Da sich die 60- und 70-Jährigen eher am Anfang der Rentenbezugszeit befinden, fallen ihre Renten höher aus als unter geltendem Recht. Die Diskrepanz nimmt dabei über den Zeitverlauf zu, da unter geltendem Recht die Renten aufgrund der Dämpfungsfaktoren langsamer wachsen. Bis 2060 steigt die Abweichung im Durchschnitt auf rund 6% an. Zudem ist der Effekt bei den oberen Einkommensgruppen größer. Dies ist auf den tendenziell frühen Rentenzugang der unteren Einkommensgruppen, insbesondere bis zum Alter 62, zurückzuführen. So kann bei ihnen die Kaufkraftdynamisierung bereits bei früheren Altersstufen eine relevante Wirkung entfalten. Tatsächlich verschwinden die Unterschiede zwischen den Einkommensquintilen, wenn für alle Einkommensgruppen identische Renteneintrittsverläufe unterstellt werden.²⁹ Aus diesem Grund nimmt langfristig die Diskrepanz zwischen den Einkommensgruppen auch ab. So gibt es im eigentlichen Rentenzugangsalter zwischen 63 und 66, wenn der Großteil aller Einkommensgruppen gleichzeitig ihre Rente beantragt, kaum noch Unterschiede nach Einkommensgruppen. Bei den 80- und 90-Jährigen fallen die Renten aufgrund des fortgeschrittenen Rentenbezuges geringer als unter geltendem Recht aus. Konkret sind 2060 die Renten bei den 80-Jährigen rund 6% niedriger, bei den 90-Jährigen sogar bis zu 18%. Mit zunehmendem Alter wächst der Unterschied zudem weiter an. Dies kann zu sehr geringen Renten unterhalb des Grundsicherungsniveaus führen.

Abschließend zeigt Abbildung 20 die Veränderung der Ersatzraten in Prozentpunkten.³⁰ Die Ersatzrate stellt dabei wieder die Renten der 70-Jährigen ins Verhältnis zum Einkommen von 60-Jährigen. Grundsätzlich fallen die Ersatzraten für alle betrachteten Gruppen höher aus. Dies liegt daran, dass die Renten der 70-Jährigen in die Ersatzraten einfließen, bei denen die Wirkung der Kaufkraftdynamisierung noch einen geringeren Einfluss hat.³¹ In den alten Bundesländern sind die Unterschiede zwischen den Einkommensgruppen dabei relativ gering. So wirkt sich die Reform auf die Ersatzraten der 70-Jährigen

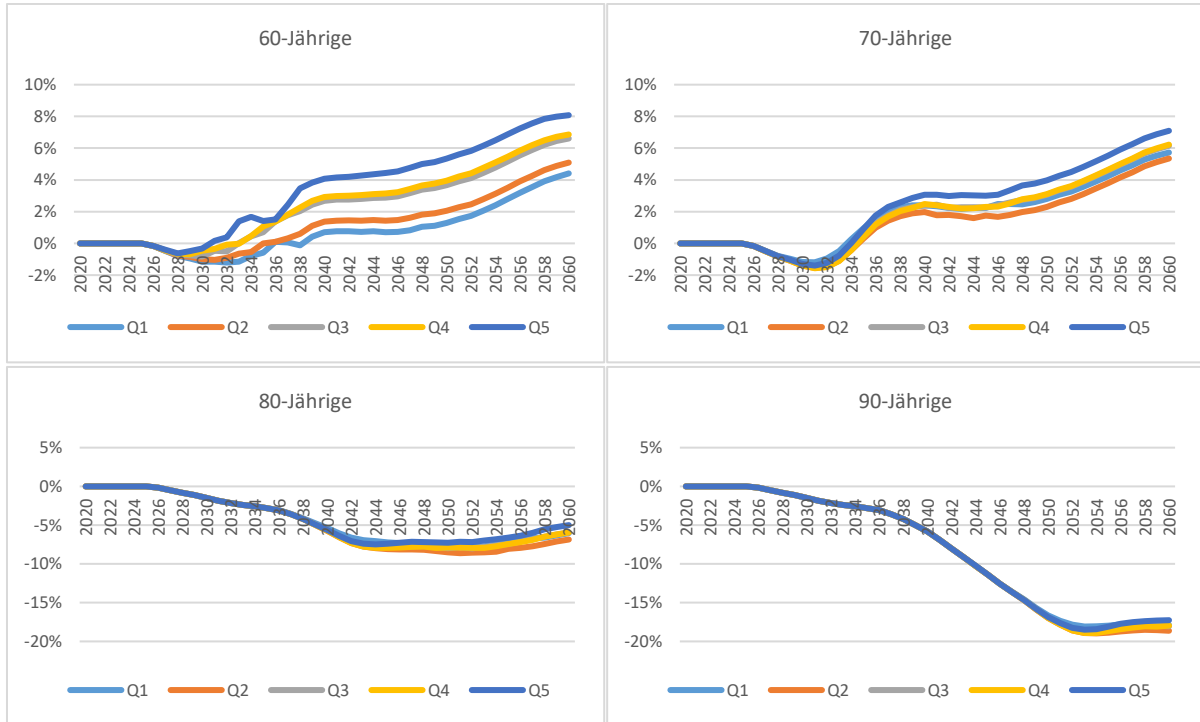
²⁹ Dies wurde in separaten Kontrollrechnungen überprüft.

³⁰ Tatsächlich ist die prozentuale Veränderung identisch zur prozentualen Veränderung der Pro-Kopf-Einkommen, da keine Auswirkung auf die Einkommen der 60-Jährigen angenommen wird.

³¹ Analog zu Abbildung 21 könnte man die Ersatzraten bzw. deren Veränderung auch für höhere Altersgruppen berechnen. Allerdings nimmt dabei der Abstand zum Vergleichseinkommen (Einkommen der 60-Jährigen) stark zu.

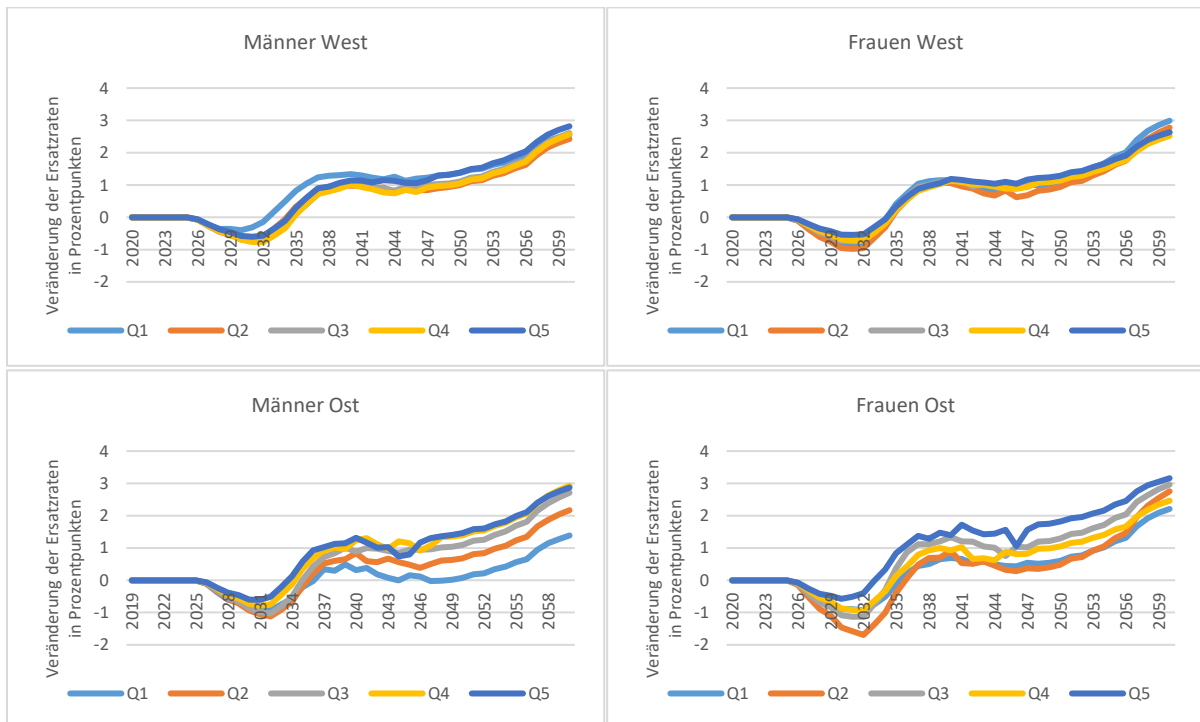
ähnlich stark aus und erhöht diese bis 2060 um weniger als 3 Prozentpunkte. Anders sieht dies in den neuen Bundesländern aus, wo die Ersatzraten je nach Einkommensgruppe bis 2060 um 1,4 bis 3,2 Prozentpunkte zulegen. Dabei ist der Großteil dieser Varianz allerdings auch wieder auf die Unterschiede im Rentenzugang zurückzuführen.

Abbildung 19: Prozentuale Veränderung Pro-Kopf-Renten (netto vor Steuern) für verschiedene Altersgruppen



Quelle: Eigene Berechnung

Abbildung 20: Veränderung der Ersatzraten in Prozentpunkten



Ersatzrate= Rente von 70-Jährigen zum Einkommen von 60-Jährigen (netto vor Steuern)

Quelle: Eigene Berechnung

Man kann somit festhalten, dass die Umstellung auf eine Kaufkraftdynamisierung höhere Ersatzraten zum Rentenbeginn ermöglicht ohne das langfristig der GRV-Beitragssatz zusätzlich erhöht werden muss. Erkauft werden die höheren Anfangsrenten durch geringere Rentenzahlungen in höheren Altersstufen. Von der Reform profitieren zudem alle Einkommensquintile. Allerdings scheinen wider Erwarten die oberen Einkommensgruppen tendenziell stärker von der Reform zu profitieren als die unteren Einkommensgruppen. Dies ändert sich auch nicht, wenn für Besserverdienende eine höhere Lebenserwartung unterstellt wird und diese somit stärker von der Kaufkraftdynamisierung betroffen sind.

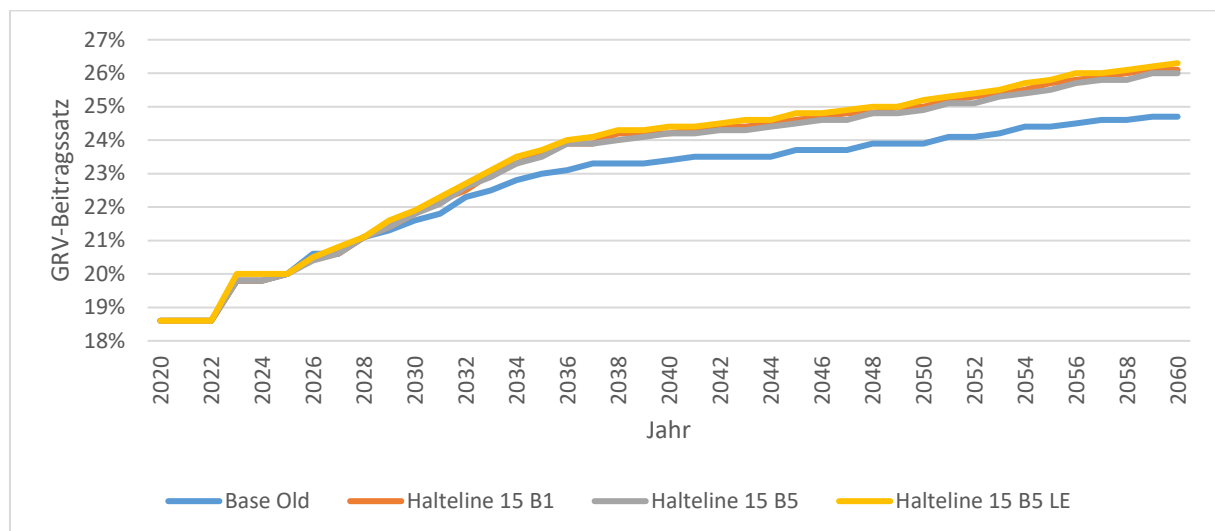
Abkehr von der strikten Äquivalenz

Im letzten Abschnitt wurden die Rentenleistungen in Zugangs- und Bestandsrenten aufgeteilt. Rentenleistungen lassen sich jedoch auch nach Entgeltpunkten differenzieren. Das im Folgenden skizzierte „Sockelschutzmodell“ beruht darauf, nur für einen Teil der erworbenen Entgeltpunkte eine Haltelinie festzulegen. Die übrigen Entgeltpunkte würden hingegen weiter nach geltendem Recht oder alternativen Renten Anpassungsverfahren bewertet.

Abbildung 21 zeigt die Beitragsentwicklung, wenn für die ersten 15 Entgeltpunkte im Zugang und Bestand eine Haltelinie von 48% gelten würde, die übrigen Entgeltpunkte hingegen nach aktuellem Gesetzesstand mit den Löhnen abzüglich des Nachhaltigkeits- und Beitragssatzfaktors fortgeschrieben werden. Es werden wieder drei Szenarien betrachtet. Zunächst erfolgen die Berechnungen anhand des Vorgehens aus Börsch-Supan und Rausch (2020). Hier wurde der Anteil der Entgeltpunkte, für die eine Haltelinie gilt, exogen bestimmt und über den Simulationszeitraum konstant gehalten. Beim zweiten und dritten Szenario wird hingegen die neue Programmstruktur verwendet, wodurch dieser Umweg wegfällt. So weisen die Entgeltpunkte der einzelnen Einkommensgruppen nun eine geringe Varianz auf, wodurch die ersten 15 Entgeltpunkte direkt mit dem aktuellen Rentenwert einer Haltelinie bewertet werden können. Das zweite und dritte Szenario unterscheidet sich wiederum in der Unterstellung einkommensspezifischer Lebenserwartungen.

Das so gesetzte Sockelmodell führt im Vergleich zum geltenden Recht zu einem stärkeren Beitragssatzanstieg (vgl. Abbildung 21). Dabei steigt der Beitragssatz bis 2060 um 1,4 Prozentpunkte stärker an. Der Unterschied zwischen dem alten und neuen Verfahren ist zudem sehr gering, was die Ergebnisse von Börsch-Supan und Rausch (2020) validiert.

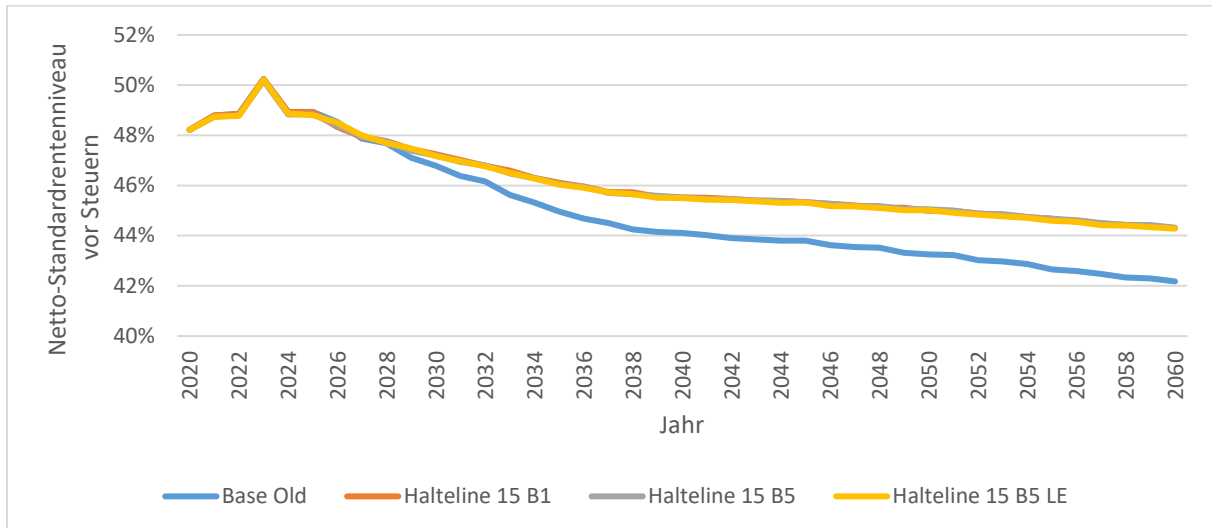
Abbildung 21: Beitragssatz für Sockelschutzmodell mit Haltelinie von 48% für die ersten 15 Entgeltpunkte



Quelle: Eigene Berechnung

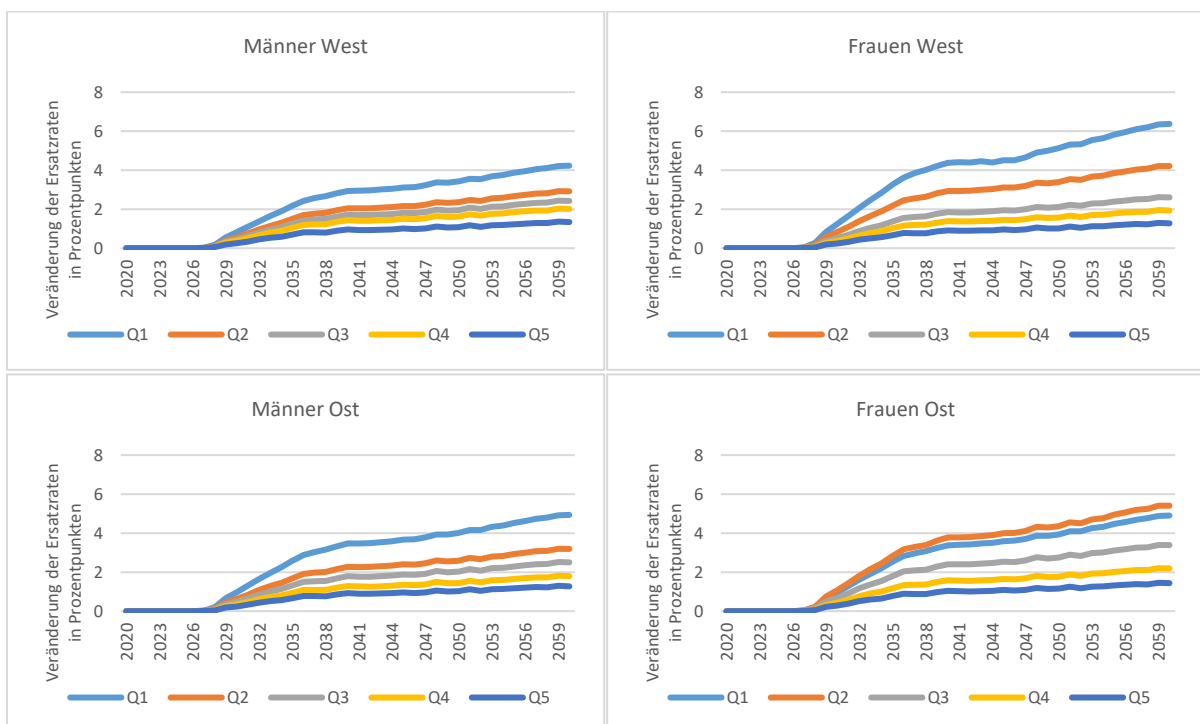
Aufgrund der Aufwertung der ersten 15 Entgeltpunkte fällt das Netto-Standardrentenniveau vor Steuern höher aus (vgl. Abbildung 22). Insgesamt würde die Reduktion des Netto-Standardrentenniveaus um zwei Prozentpunkt geringer ausfallen als unter geltendem Recht.

Abbildung 22: Netto-Standardrentenniveau vor Steuern für Sockelmodell mit Haltelinie von 48% für die ersten 15 Entgeltpunkte



Quelle: Eigene Berechnung

Abbildung 23: Veränderung der Ersatzrate fürs Sockelmodell mit Haltelinie 48% für die ersten 15 Entgeltpunkte in Prozentpunkten



Ersatzrate=Rente 70-Jähriger zu Einkommen 60-Jähriger (netto vor Steuern)

Quelle: Eigene Berechnung

Analog zum Netto-Standardrentenniveau vor Steuern nehmen auch die Ersatzraten der Einkommensquintile zu. Abbildung 23 weist die entsprechenden Differenzen in Prozentpunkten aus. Die Ersatzraten aller Quintile fallen dabei höher aus, wobei der Effekt für Personen mit niedrigerem Einkommen stärker ausfällt. Grundsätzlich gilt, dass die Ersatzrate umso mehr zunimmt, je geringer der Anteil

der Entgeltpunkte, die den Sockelbetrag von 15 Entgeltpunkten überschreitet, ist. Entsprechend fällt die Zunahme in den Ersatzraten des fünften Quintils mit ca. 1,3 Prozentpunkten am geringsten und bei Personen des ersten Quintils mit 4,2 bis 6,4 Prozentpunkten am stärksten aus. Insbesondere westdeutsche Frauen profitieren von der Reform.

Da der Effekt für die unteren Einkommensquintile höher ist, nimmt auch der Anteil dieser Quintile an den Gesamtrentenausgaben zu, während der Anteil des vierten und fünften Quintils leicht abnimmt. Allerdings muss man berücksichtigen, dass die Gesamtrentenausgaben aufgrund der Reform ebenfalls höher ausfallen. Dennoch zeigt dies, dass ein Sockelmodell tendenziell eine präzisere Reformmaßnahme zur Reduzierung des Armutsrisikos wäre als eine generelle Haltelinie. So profitieren zwar auch hier Individuen, die bereits unter geltendem Recht gut abgesichert sind, jedoch fällt die Veränderung für weniger gut Abgesicherte deutlich höher aus.

Zusammenfassung und Fazit

In diesem Papier wird das Rentensimulationsmodell MEA-PENSIM um eine differenzierte Betrachtung der Einkommenssituationen der pflichtversicherten Bevölkerung erweitert und anhand ausgewählter Anwendungen getestet. Hierdurch soll der großen Heterogenität des Versicherungsbestandes Rechnung getragen werden. Die Pflichtversicherten werden hierzu in Einkommensquintile unterteilt. Die Differenzierung nach Einkommen ist dabei insofern interessant, weil der Einkommensungleichheit auch im Alter in letzter Zeit zunehmend Aufmerksamkeit geschenkt wurde und auch eine Aufweichung des Äquivalenzprinzips in der Debatte um die zukünftige Ausgestaltung der deutschen Rentenversicherung diskutiert wurde. Hinzukommt, dass die Einkommenssituation des Versichertenbestands sehr heterogen ist, auch im Hinblick auf die einkommensabhängige Lebenserwartung oder das Renteneintrittsverhalten der Versicherten, und daher eine differenziertere Betrachtung in den Vorausberechnungen einen interessanten zusätzlichen Mehrwert darstellt.

Die Berücksichtigung der Einkommensheterogenität in den Simulationsrechnungen beeinflusst die prognostizierten Determinanten der GRV zunächst nur geringfügig. Unterschiede treten hingegen auf, sobald untergeordnete Annahmen wie die Lebenserwartungen der Einkommensgruppen variiert werden. Darüber hinaus verbessert sich die Prognose der Entgeltpunkte, da das unterschiedliche Renteneintrittsverhalten der Einkommensgruppen und insbesondere der höhere Anteil Geringverdienender unter den Erwerbsminderungsrentenbeziehenden, nun zielgenauer abgebildet werden kann. Die Qualität der Absicherung der Einkommensgruppen wird mittels einer Ersatzrate sowie mittels des Verhältnisses der Netto-Renten vor Steuern zur Grundsicherung (inkl. Wohngeld) betrachtet. Die Ersatzraten der Einkommensgruppen unterscheiden sich hierbei insbesondere bei den Frauen und in Ostdeutschland. Der Unterschied nimmt allerdings über den Simulationszeitraum ab. Darüber hinaus kann analog zum Netto-Standardrentenniveau vor Steuern ein Rückgang der Ersatzraten beobachten. Inwiefern dieser stärker oder schwächer als beim Netto-Standardrentenniveau vor Steuern ausfällt hängt von den getroffenen Annahmen ab. So können insbesondere westdeutsche Frauen aber auch generell das oberste Einkommensquintil unter den getroffenen Annahmen einen Teil der Rentendämpfung durch eine Ausweitung der Erwerbstätigkeit ausgleichen.

Betrachtet man alternativ das Verhältnis zur Grundsicherung (inkl. Wohngeld), so liegen v.a. die Netto-Renten des ersten Einkommensquintils unterhalb des Grundsicherungsniveaus. Das zweite Einkommensquintil weist für den gesamten Simulationszeitraum durchschnittliche Netto-Renten auf Höhe des Grundsicherungsniveaus bzw. minimal unterhalb des Niveaus aus. Sofern das Grundsicherungsniveau ein geeigneter Indikator für Altersarmut darstellt, wären somit ca. 30% der zuvor überwiegend pflichtversicherten Rentenpopulation von Altersarmut betroffen. Allerdings fehlen in dieser Abschätzung der Haushaltskontext sowie etwaige andere Rücklagen und Vermögen. Der tatsächliche Anteil von Altersarmut unter den Pflichtversicherten dürfte folglich geringer ausfallen. Über den Simulationszeitraum

steigt das Grundsicherungsniveau unter unseren Annahmen zudem in den meisten Fällen kaum stärker als die Netto-Renten. Die Grundsicherung wird dabei mit dem Mittel von Bruttolohnwachstum und Inflation fortgeschrieben.

Ein wesentliches Ziel der Betrachtung der Einkommensheterogenität ist die bessere Simulation und Auswertung von Reformmaßnahmen, die mitunter das Äquivalenzprinzip der Rentenversicherung aufweichen. Zunächst konnte in dieser Studie die Simulationsgüte früherer Berechnungen verifiziert werden. So sind die Simulationsergebnisse der Reformoptionen nahezu identisch zu den alten Simulationen, in denen statt einer expliziten Berücksichtigung der Einkommensheterogenität andere Hilfskonstruktionen verwendet wurden. Gleichwohl lassen sich Reformoptionen wie z.B. das sogenannte Sockelmodell nun aufschlussreicher und transparenter abbilden. Es lässt sich zudem zeigen, dass von einer reinen Kaufkraftdynamisierung der Rentenwerte eher die oberen Einkommensgruppen profitieren. So ist der Umverteilungseffekt aufgrund einer höheren Restlebenserwartung von den oberen zu den unteren Einkommensgruppen gering. Vom konstanten Rentenniveau der Zugangsrenten profitieren hingegen alle Gruppen gleichermaßen, in reinen Eurobeträgen die oberen Einkommensgruppen aber stärker. Ein Sockelmodell käme dafür eher Personen mit geringem Renteneinkommen zugute und hätte bei einer zielgerichteten Ausgestaltung eher das Potenzial Altersarmut zu bekämpfen.

Eine potentielle weitere Differenzierung des Modells könnte anhand anderer Charakteristiken erfolgen. Denkbar sind beispielsweise der Bildungsstand, die Gesundheit oder die Versicherungsdauer. Zudem sind Kombinationen von mehreren Faktoren denkbar. So ist unter einer reinen Einkommenseinteilung bspw. die Abbildung der neuen Grundrente nicht möglich, da neben dem Einkommen weitere Faktoren, wie das Haushaltseinkommen aber vor allem die Versicherungsdauer entscheidend sind.

Abschließend kann festgehalten werden, dass die zusätzliche Differenzierungsebene in vielen Fällen wichtige zusätzliche Erkenntnisse liefert und ermöglicht Reformoptionen, insbesondere wenn diese das Äquivalenzprinzip weiter aufweichen, aufschlussreicher abzubilden.

Literatur

Börsch-Supan, Axel; Rausch, Johannes; Buslei, Hermann; Geyer, Johannes (2020): "Entwicklung der Demographie, der Erwerbstätigkeit, sowie des Leistungsniveaus und der Finanzierung der gesetzlichen Rentenversicherung". MEA Discussion Paper 02-2020.

Börsch-Supan, Axel; Rausch, Johannes (2020): "Lassen sich Haltelinien, finanzielle Nachhaltigkeit und Generationengerechtigkeit miteinander verbinden?", MEA Discussion Paper 03-2020.

Börsch-Supan, Axel; Bucher-Koenen, Tabea; Goll, Nicolas; Hanemann, Felizia (2020b): "Targets Missed: Three Case Studies Exploiting the Linked SHARE-RV Data". In: Journal of Pension Economics and Finance (forthcoming).

Brumm, Nicole; Röme, Matthias (2019): „Gibt es einen Zusammenhang von Entgeltpunkten und Lebenserwartung? Anmerkungen zur differentiellen Sterblichkeit“, RVaktuell 2019 Heft 3.

Bundesagentur für Arbeit (BafA) (2020): „SGB III: Einnahmen und Ausgaben des BA-Haushalts (monatliche Abrechnungsergebnisse) - Deutschland, Regionaldirektionen, Bundesländer“.

Bundesministerium für Arbeit und Soziales (BMAS) (2020a): „Die Grundrente kommt.“, https://www.bmas.de/SharedDocs/Downloads/DE/Thema-Rente/was-ist-die-grundrente.pdf?__blob=publicationFile&v=1

Bundesministerium für Arbeit und Soziales (BMAS) (2020b): „Bericht der Bundesregierung über die gesetzliche Rentenversicherung, insbesondere über die Entwicklung der Einnahmen und Ausgaben,

- der Nachhaltigkeitsrücklage sowie des jeweils erforderlichen Beitragssatzes in den künftigen 15 Kalenderjahren gemäß § 154 SGB VI (Rentenversicherungsbericht 2020), Bonn.
- Bundesministerium für Arbeit und Soziales (BMAS) (2021): „Verordnung zur Bestimmung der Rentenwerte in der gesetzlichen Rentenversicherung und in der Alterssicherung der Landwirte und zur Bestimmung weiterer Werte zum 1. Juli 2021 (Rentenwertbestimmung 2021).
- Buslei, Hermann; Fischer, Björn; Geyer, Johannes; Hammerschmid, Anna (2019): „Das Rentenniveau spielt eine wesentliche Rolle für das Armutsrisiko im Alter“, DIW Wochenbericht 21/22 / 2019, S. 375-383.
- Cutler, David M.; Deaton, Angus S.; Lleras-Muney, Adriana (2006): „The Determinants of Mortality“, Journal of Economic Perspectives 20(3), 97–120.
- Deutsche Bundesbank (2019): „Langfristige Perspektiven der gesetzlichen Rentenversicherung“, Deutsche Bundesbank Monatsbericht.
- Deutscher Bundestag (2020): „Gesetz zur Einführung der Grundrente für langjährige Versicherung in der gesetzlichen Rentenversicherung mit unterdurchschnittlichem Einkommen und für weitere Maßnahmen zur Erhöhung der Alterseinkommen (Grundrentengesetz)“, Bundesdrucksache 387/20.
- Gemeinschaftsdiagnose (2020): „Erholung verliert an Fahrt – Wirtschaft und Politik weiter im Zeichen der Pandemie“, Gemeinschaftsdiagnose#2-2020.
- Günther, Tom; Huebener, Mathias (2018): „Bildung und Lebenserwartung für Deutschland und Europa“, DIW Round UP, 126, S. 1–10.
- Haan, Peter; Kemptner, Daniel; Lüthen, Holger (2019): „Besserverdienende profitieren in der Rentenversicherung zunehmend von höherer Lebenserwartung“, DIW Wochenbericht 23 / 2019, S. 391-399.
- Holthausen, Annette; Rausch, Johannes; Wilke, Christina Benita (2012): MEA-PENSIM 2.0: Weiterentwicklung eines Rentensimulationsmodells, Konzeption und ausgewählte Anwendungen, MEA Discussion Paper 03-2012.
- Interimsprojektion der Bundesregierung (2020): „Deutliche Erholung nach historischem Einbruch“, <https://www.bmwi.de/Redaktion/DE/Pressemitteilungen/2020/09/20200901-interimsprojektion-der-bundesregierung.html>.
- Kommission Verlässlicher Generationenvertrag (KVG) (2020): „Bericht der Kommission Verlässlicher Generationenvertrag“.
- Kroh, Martin; Neiss, Hannes; Kroll, Lars; Lampert, Thomas (2012): „Menschen mit hohem Einkommen leben länger“, DIW Wochenbericht, 38, S. 3–15.
- Kroll, Lars Eric; Müters, Stephan; Lampert, Thomas (2016): „Arbeitslosigkeit und ihre Auswirkungen auf die Gesundheit. Ein Überblick zum Forschungsstand und zu aktuellen Daten der Studien GEDA 2010 und GEDA 2012“, Bundesgesundheitsblatt, 2016, 59, S. 228–237.
- Oeppen, Jim; Vaupel, James W. (2002): „Broken Limits to Life Expectancy“, Science 296(5570), 1029–1031.
- Rausch, Johannes; Gasche, Martin (2016): "Beitragsentwicklung in der Gesetzlichen Krankenversicherung und der Sozialen Pflegeversicherung – Projektionen und Determinanten". In: Zeitschrift für Wirtschaftspolitik, 65 (2016) (3), pp. 195-238.

Statistische Bundesamt (StaBA) (2020) „Verdienste und Verdienstunterschiede: Unbereinigter Gender Pay Gap nach Gebietsstand“, <https://www.destatis.de/DE/Themen/Arbeit/Verdienste/Verdienste-Verdienstunterschiede/Tabellen/ugpg-01-gebietsstand.html>.

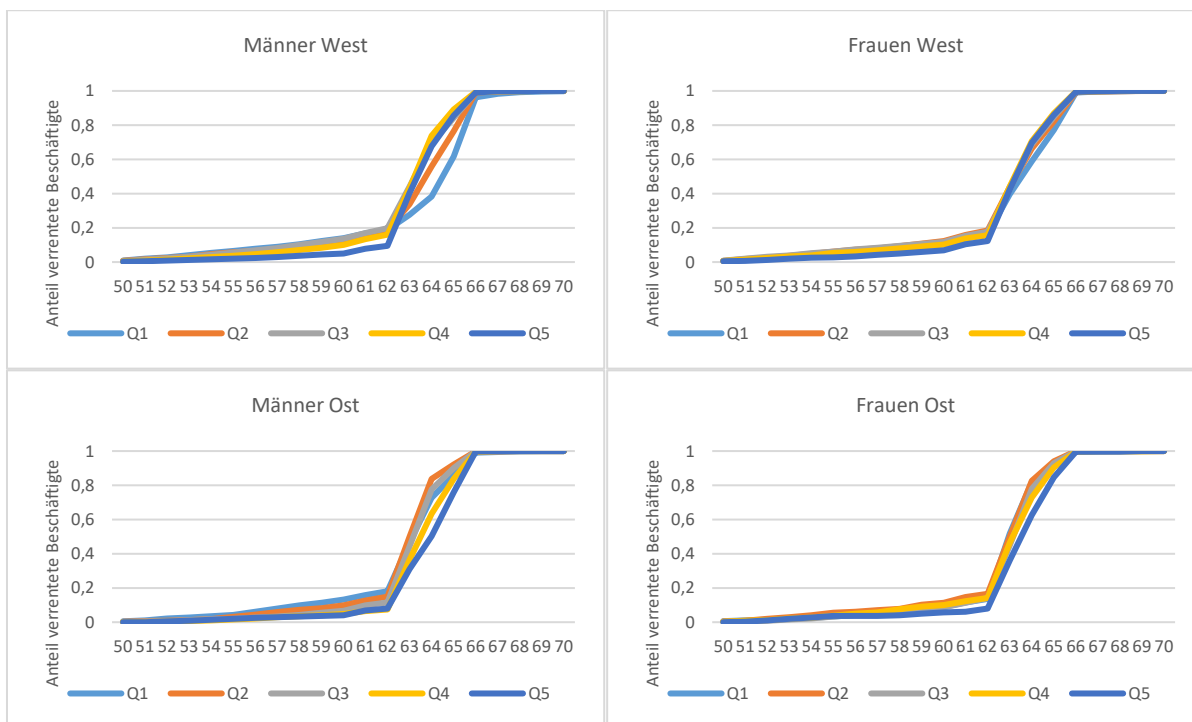
Werding, Martin (2013): „Modell für flexible Simulationen zu den Effekten des demographischen Wandels in Deutschland (SIM.11-eSUV)“ Im Auftrag der Bertelsmann Stiftung. Lehrstuhl für Sozialpolitik und öffentliche Finanzen, Ruhr-Universität Bochum 2011.

Werding, Martin; Gründler, Klaus; Läßle, Benjamin; Lehmann, Robert; Mosler, Martin; Potrafke, Niklas (2020): „Modellrechnungen für den Fünften Tragfähigkeitsbericht des BMF“, ifo Forschungsberichte/111.

Wilke, Christina Benita (2004): "Ein Simulationsmodell des Rentenversicherungssystems: Konzeption und ausgewählte Anwendungen von MEA-PENSIM", MEA-Discussionpaper 048-04.

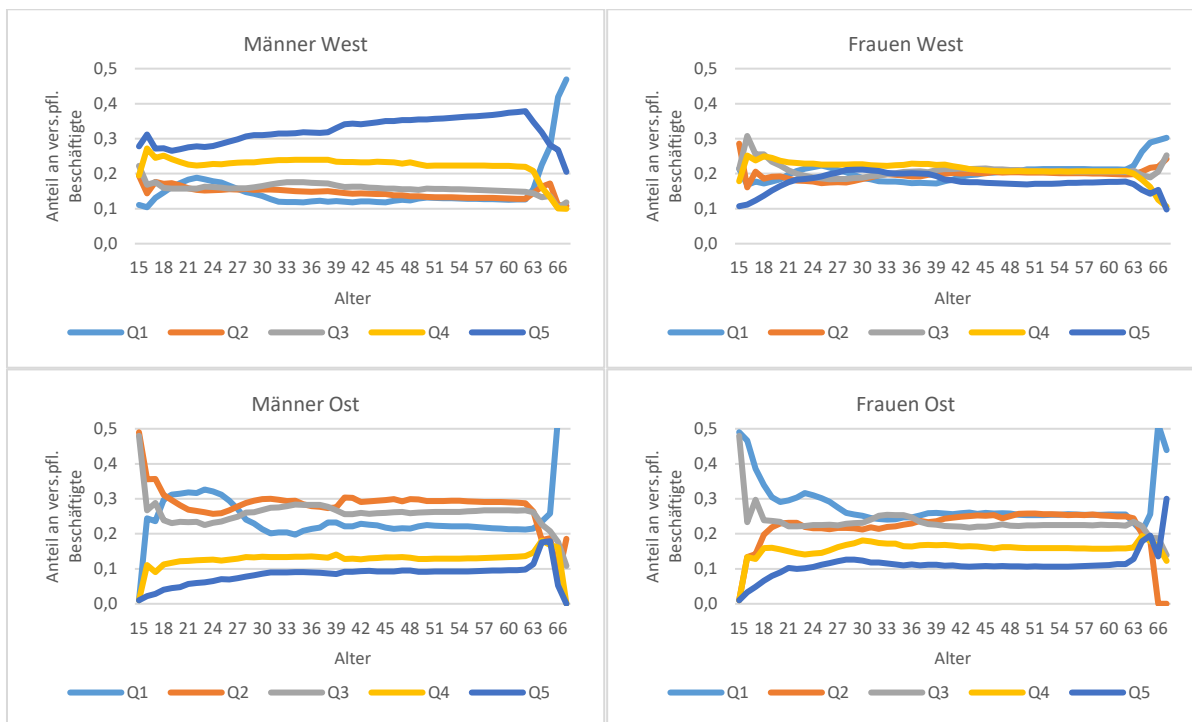
Appendix

Appendix 1: Anteil verrenteter versicherungspflichtig Beschäftigter nach Einkommensquintil



Quelle: Eigene Berechnung auf Basis der FDZ-RTZN18

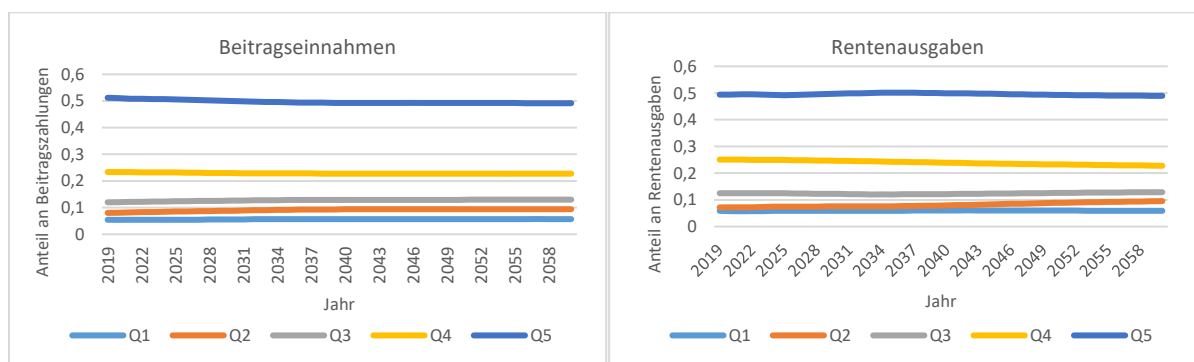
Appendix 2: Versicherungspflichtig Beschäftigte nach Einkommensquintilen, getrennt nach Geschlecht und Region, korrigiert um Kohorteneffekte



Quelle: Eigene Berechnung auf Basis der FDZ-VSKT2016 und FDZ-RTZN18

Erläuterung: Für Appendix 2 wurden mit Hilfe der Biographiedaten der Versicherungskontenstichprobe zunächst für jede Kohorte die altersspezifischen Verläufe separat bestimmt. Im Anschluss wurden die Veränderungsraten von einem Alter zum nächsten über alle Kohorten gemittelt und ausgehen von der Verteilung der 2016 40-Jährigen die in Appendix 2 dargestellten Verteilungen berechnet.

Appendix 3: Relativer Anteil der Beitragszahlungen und Rentenausgaben an den Gesamtbeitragszahlungen bzw. Rentenausgaben nach Einkommensquintilen für westdeutsche Männer



Quelle: Eigene Berechnung