

---

# Riester-Rente und Niedrigeinkommen – Was sagen die Daten?

JOHANNES GEYER

---

Johannes Geyer, DIW Berlin – Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, E-Mail: [jgeyer@diw.de](mailto:jgeyer@diw.de)

---

**Zusammenfassung:** Auswertungen auf Basis der Daten der Zulagenstelle für Altersvermögen (ZfA) zeigen einen hohen Anteil der Geringverdiener unter den Riester-Sparern. Dieses Ergebnis kann aber nicht auf die Bevölkerung übertragen werden, da die Daten nur die Riester-Sparer umfassen. Auswertungen auf Basis des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) zeigen, dass die Verbreitung der Riester-Rente bei Personen und Haushalten mit geringem Einkommen unterdurchschnittlich ist. Dieses Ergebnis zeigt sich sowohl bei nominalem und äquivalenzgewichtetem Haushaltseinkommen als auch bei individuellem Monatsbruttoeinkommen und Bruttostundenlohn. Die geringste Verbreitung findet sich bei Personen, die über kein Erwerbseinkommen verfügen.

**Summary:** Analyses based on data from the Zulagenstelle für Altersvermögen (ZfA) show a high proportion of low wage earners among Riester-Rente savers. This result cannot be generalized to the population because the data include only Riester-Rente savers. However, analyses based on the Socio-Economic Panel (SOEP) show that the demand for Riester plans by low income individuals and households is below average. This result is reflected both by household and personal income measures. The lowest share is found for individuals without earned income.

→ JEL Classification: H55, G23, D14, I38

→ Keywords: Riester pension, low-wage earner, take-up of Riester subsidies

Dieser Beitrag ist eine erweiterte und schriftliche Fassung eines Vortrages des Autors (Geyer 2012), der auf einem Workshop zum Thema Riester-Rente (DIW 2012) gehalten wurde. Ich danke Kornelia Hagen, Hermann Buslei und Teilnehmerinnen und Teilnehmern des Workshops für hilfreiche Kommentare zu diesem Beitrag.

---

## I Einleitung

Die Rentenreform 2001 war konzipiert als ein Beitrag zur Stabilisierung des Beitragssatzes zur gesetzlichen Rentenversicherung (GRV). Dafür wurde das Niveau der Leistungen der GRV langfristig verringert, ähnliche Änderungen wurden auch für die Beamtenversorgung (BV) beschlossen. Die folgenden Rentenreformen gingen im Prinzip in dieselbe Richtung. Als Ergänzung wurde 2001 auch beschlossen, eine staatlich geförderte kapitalgedeckte Altersvorsorge einzuführen, die „Riester-Rente“, zudem wurde die betriebliche Altersvorsorge (BAV) gestärkt (Deutscher Bundestag 2001).

Die Lücke, die durch die Senkung des Leistungsniveaus in der GRV entsteht, kann bei ausreichender privater Vorsorge auf diese Weise kompensiert werden. Obwohl die Niveausenkung der Leistungen der GRV und BV beinahe die gesamte Bevölkerung betrifft, wurde die private Altersvorsorge allerdings nicht als Pflichtversicherung eingeführt. Die staatliche Förderung beinhaltet insbesondere Anreize zum Abschluss einer Riester-Rente für Geringverdiener, junge Erwachsene und Familien mit Kindern. Diese Gruppen erhalten eher eine Förderung durch direkte Zulagen und seltener durch steuerliche Gutschriften, die zu einem Vorteil durch die Steuerstundung führen sowie, aufgrund des progressiven Steuertarifs, bei den meist niedrigeren Einkommen im Alter als im Erwerbsleben auch zu einem niedrigeren Steuersatz. In der Diskussion um die Akzeptanz und Inanspruchnahme der Riester-Förderung liegt ein Fokus auf der Frage, wie gut diese Anreize zum Abschluss einer privaten Rentenversicherung bei Geringverdienern wirken. Aus sozialpolitischer Sicht sind diese Haushalte relevant, da sie im Durchschnitt ein höheres Altersarmutsrisiko aufweisen und relativ stärker auf private Vorsorge zur Armutsvermeidung angewiesen sein dürften als Besserverdienende. Dies gilt umso mehr, je stärker die Entwicklung der Renten hinter der der Lohneinkommen zurückbleibt.

Verschiedene Studien zeigen, dass Personen mit geringen Einkommen, trotz hoher Förderquoten, seltener die staatliche Förderung in Anspruch nehmen als der Durchschnitt der Bevölkerung (Coppola und Reil-Held 2009, Geyer und Steiner 2009, Kriete-Dodds und Vorgrimler 2007, Kriete-Dodds 2008). Dieser Befund wurde jüngst durch Berechnungen des DIW Berlin bestätigt (Geyer 2011). Die Ergebnisse dieser Analyse wurden mit Verweis auf Auswertungen auf Basis der Daten der Zulagenstelle für Altersvermögen (ZfA) angezweifelt (Stolz und Rieckhoff 2006, 2007, 2008, 2009, 2010). Der Gesamtverband der Deutschen Versicherungswirtschaft (GDV) etwa schreibt in einer Presseerklärung als Reaktion auf die Analyse von Geyer (2011):

*„Auch die Kritik des DIW zu den mit Riester erreichten Zielgruppen wird von den regelmäßigen Erhebungen der Zentralen Zulagenstelle für Altersvermögen (ZfA) nicht bestätigt. Danach nehmen gerade Menschen mit geringem Einkommen [...] die Zulagenförderung der Riester-Rente in erheblichem Maße in Anspruch: Rund 30 Prozent der Zulagenempfänger verfügten nach den jüngsten vorläufigen Zahlen der ZfA im Beitragsjahr 2009 über ein Einkommen von bis zu 10 000 Euro, rund 50 Prozent von bis zu 20 000 Euro und knapp 70 Prozent von bis zu 30 000 Euro“ (GDV 2011).*

Und auch einer der Konstrukteure und Namensgeber der Reform, Walter Riester, äußerte sich laut MDR INFO folgendermaßen:

*„Die Ergebnisse seien teils falsch, etwa dass Geringverdiener die Riester-Rente wenig nutzten. Nach seinen Informationen sei die Hälfte der laufenden Riesterverträge von Menschen mit niedrigem Einkommen abgeschlossen worden“ (MDR 2012).*

Der vorliegende Beitrag zeigt, wie sich diese unterschiedlichen Ergebnisse erklären lassen, und geht dabei noch einmal detailliert auf den Zusammenhang von Einkommenshöhe und Inanspruchnahme der Riester-Förderung ein. Die kurze Antwort auf die unzutreffende Kritik an der Studie des DIW Berlin ist, dass die Daten der ZfA ausschließlich die Gruppe der Riester-Sparer beinhalten. Damit lassen sich aber keine Aussagen über die Inanspruchnahme der Riester-Förderung in der Gesamtbevölkerung treffen.<sup>1</sup> Dieser Zusammenhang ist offensichtlich und wurde zum Beispiel in Geyer und Steiner (2009) ausführlich dokumentiert. Es wurde dort gezeigt, dass die Einkommensverteilung innerhalb der Riester-Sparer deutlich von der in der Bevölkerung abweicht und Aussagen über die Bevölkerung anhand der Daten der ZfA nicht ohne Weiteres möglich sind.

Der erste Abschnitt des Artikels gibt einen kurzen Überblick über die bisherigen Studien zur Inanspruchnahme der Riester-Förderung durch einkommensschwache Personen. Der zweite Abschnitt befasst sich mit der Frage, wie und ob man die förderberechtigte Population von der gesamten Bevölkerung abgrenzen kann. Daran anschließend werden auf Basis der Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) empirische Befunde über die Inanspruchnahme der Riester-Förderung vorgestellt. Dabei werden auch weitere Faktoren diskutiert, die zu Unterschieden in den Ergebnissen führen können, etwa ob das Einkommen eines Haushalts oder das persönliche Einkommen betrachtet wird oder ob die Förderberechtigten oder die Gesamtbevölkerung die Grundgesamtheit bilden. Im letzten Abschnitt werden die wichtigsten Ergebnisse zusammengefasst und diskutiert.

## 2 **Bisherige Befunde zur Inanspruchnahme der Riester-Förderung durch Geringverdiener**

Die bisher vorliegenden empirischen Studien zur Inanspruchnahme der Riester-Förderung haben vor allem untersucht, wer eine Riester-Rente besitzt beziehungsweise abschließt und ob die private Altersvorsorge die Gesamtersparnis des Haushaltes erhöht. Es zeigen sich trotz unterschiedlicher Datensätze, Beobachtungszeitpunkte und Methoden deutliche Muster bei der Inanspruchnahme der Riester-Förderung. So besitzen Frauen, Ostdeutsche, besser gebildete, junge Menschen und Familien mit Kindern überdurchschnittlich häufig eine Riester-Rente. Im Gegensatz dazu nehmen Menschen mit niedrigem Einkommen die Förderung seltener in Anspruch als der Bevölkerungsdurchschnitt.

---

<sup>1</sup> Stolz und Rieckhoff (2010) argumentieren zwar, dass rund 67 Prozent der Zulagenempfänger, die in der GRV pflichtversichert sind, über ein unterdurchschnittliches Einkommen (gemessen am durchschnittlichen Bruttojahresarbeitsentgelt der GRV in Westdeutschland) verfügen. Allerdings liegt das durchschnittliche Bruttojahresarbeitsentgelt in Westdeutschland um mehr als 4 000 Euro höher als in Ostdeutschland. Zudem beinhaltet der Vergleich auch Personen, die zwar pflichtversichert sind, aber über kein Vorjahreseinkommen im Sinne der ZfA verfügen; die Durchschnittsgröße der GRV hingegen berücksichtigt nur positive rentenversicherungspflichtige Einkommen. Auch müsste man nachweisen, dass die Verteilung der betrachteten Einkommensgröße innerhalb der Zulagenempfänger von der in der Grundgesamtheit abweicht.

Pfarr und Schneider (2011) untersuchen mit dem SOEP (2004, 2006 und 2007) die Wahrscheinlichkeit des Abschlusses einer Riester-Rente. Sie finden einen positiven Zusammenhang zwischen Haushaltseinkommen und der Wahrscheinlichkeit, einen Riester-Vertrag zu besitzen, bestätigen also den Befund, dass einkommensschwache Personen seltener „riestern“. Die Autoren können zeigen, dass dieser Effekt insbesondere durch die Männer im Sample zustande kommt. Bei Frauen zeigt sich ein stärkerer Effekt der Bildung. Geyer (2011) nutzt die Wellen 2004, 2006, 2007 und 2010 des SOEP und findet einen positiven Zusammenhang zwischen dem eigenen Vorjahreseinkommen aus Erwerbstätigkeit und der Inanspruchnahme der Riester-Förderung. Lamping und Tepe (2009) zeigen auf Basis der Welle 2007 des SOEP, dass auch subjektive Erwartungen entscheidend für den Einkommenseffekt sind. So zeigen Personen, die nur geringe Anwartschaften in der gesetzlichen Rentenversicherung erwarten, eine mit dem Einkommen steigende Vorsorgebereitschaft. Personen, die sich ausreichend durch die gesetzliche Rentenversicherung abgesichert sehen, weisen demgegenüber einen negativen Einkommenseffekt auf.

Börsch-Supan et al. (2008b) untersuchen mit SAVE-Daten<sup>2</sup> das Verhältnis der Riester-Rente zu betrieblicher Altersvorsorge und anderen Altersvorsorgeprodukten. Ein interessanter deskriptiver Befund ist beispielsweise, dass die Einkommensabhängigkeit bei den beiden anderen Vorsorgeformen noch stärker hervortritt als bei der Riester-Rente. Es zeigt sich auch hier ein positiver Zusammenhang zwischen Nettohaushaltseinkommen und der Inanspruchnahme der Riester-Förderung. Das unterste Einkommensquintil<sup>3</sup> „riestert“ signifikant seltener als der Rest der Bevölkerung. Zudem zeigt sich, dass Wissen über die gesetzliche Rentenversicherung positiv mit der Inanspruchnahme der Riester-Förderung korreliert. Coppola und Reil-Held (2009) zeigen ebenfalls auf der Basis von SAVE-Daten, dass Personen mit geringem Haushaltseinkommen seltener „riestern“ als der Rest der Bevölkerung. Dabei zeigt sich zudem, dass die Einkommenshöhe auch bei anderen Variablen eine wichtige Rolle spielt. Zum Beispiel ist der Effekt von eigenen Kindern, der in der Regel positiv ist, desto höher je höher das Haushaltseinkommen ist; für das unterste Einkommensquintil ist der Effekt sogar negativ. Im zweiten und fünften Quintil ist zudem die staatliche Förderung ein wesentlicher Grund, eine Riester-Rente abzuschließen.

Auch mit administrativen Daten wurde die Einkommensstruktur der Riester-Sparer untersucht. Das ist aufgrund der administrativen Trennung zwischen Steuerbehörden und der ZfA leider nur eingeschränkt möglich (Rieckhoff et al. 2010). Die Autoren diskutieren die Schwierigkeiten der Zusammenführung der Steuerdaten mit denen der ZfA. Insbesondere die verwendeten Einkommensbegriffe weichen stark voneinander ab. Kriete-Dodds und Vorgrimler (2007) und Kriete-Dodds (2008) vergleichen mit Daten der Einkommenssteuerstatistik (2002 und 2003) die Einkommensstruktur der steuerpflichtigen Riester-Sparer mit der aller steuerpflichtigen Personen. Dabei zeigt sich, dass Steuerpflichtige mit sehr niedrigen Einkommen und sehr hohen Einkommen innerhalb der Riester-Sparer unterrepräsentiert sind. Rieckhoff et al. (2010) bestätigen diesen Befund auch für das Steuerjahr 2005. Wels und Rieckhoff (2011) untersuchen die Daten der ZfA im Längsschnitt (2002 bis 2006) und stellen fest, dass Zulagenempfänger mit niedrigem, der Förderung zugrunde liegendem Einkommen (bis 10 000 Euro) die höchste

2 Die SAVE-Erhebung, die seit 2001 durchgeführt wird, beinhaltet insbesondere Daten zu finanziellen Variablen wie Einkommen, Ersparnis und Vermögen. Eine detaillierte Beschreibung findet sich in Börsch-Supan et al. (2008a).

3 Zur Berechnung der Quintilsgrenzen wird das Einkommen anhand seiner Höhe sortiert. Dann wird die Verteilung des Einkommens in fünf gleich große Teile geteilt, die sogenannten Quintile. Das unterste Einkommensquintil beinhaltet also die 20 Prozent Haushalte mit den geringsten Einkommen.

Ausschöpfungsquote bei der Zulage aufweisen (mehr als 90 Prozent). Das ist bemerkenswert, da sie in den höheren Einkommensklassen teilweise deutlich niedriger liegt und über die Zeit sogar abgenommen hat.<sup>4</sup> Allerdings weisen Personen im untersten Einkommensbereich auch die höchste Quote mit nicht durchgehender Zulagenförderung auf.

Corneo et al. (2009, 2010) untersuchen mit SOEP- und SAVE-Daten die Wirkung der Förderung auf die Gesamtersparnis. Das ist eine der wichtigsten Fragen im Zusammenhang mit der Riester-Rente. Wenn die Gesamtersparnis nicht durch die Förderung der privaten Altersvorsorge verändert wird, kann sich auch das zukünftige zu verteilende Einkommen nicht erhöhen. Dabei stehen Geringverdiener im Fokus ihrer Untersuchung. Hier vermuten die Autoren am ehesten Mobilisierungseffekte bezüglich der Spartätigkeit. Corneo et al. (2009) testen mit dem SOEP, ob sich die Ersparnis von Haushalten mit geringem Einkommen und zwei Kindern im Vergleich zu ähnlichen Haushalten mit höherem Einkommen verändert hat. Sie finden keinen signifikanten Effekt.<sup>5</sup> Corneo et al. (2010) erweitern ihre vorhergehende Studie und finden ebenfalls keine signifikanten Effekte.

### 3 Exkurs zur Populationsabgrenzung: Wer ist förderfähig und wer nicht?

Die bisher erschienenen Studien zur Verbreitung der Riester-Rente vergleichen in der Regel den Bestand der Verträge eines Jahres mit dem Querschnitt der in diesem Jahr förderberechtigten Population. Sommer (2007) schätzt beispielsweise mit Daten der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) für das Jahr 2007 den Umkreis der förderberechtigten Personen auf 37,5 Millionen, von denen 4,3 Millionen (11,3 Prozent) mittelbar förderberechtigt waren.<sup>6</sup> Fasshauer und Toutaoui (2009) kombinieren verschiedene administrative Daten, um den Kreis der förderberechtigten Personen zu schätzen. Sie schätzen für das Jahr 2007 zwischen 38 Millionen und 39 Millionen förderberechtigte Personen, davon zwischen 2,9 und 3,7 Millionen mittelbar förderberechtigte. Danach würde der Anteil an der Gesamtbevölkerung der förderberechtigten Population im Alter zwischen 15 und 64 Jahren 71 Prozent betragen.

Diese Schätzungen für ein bestimmtes Jahr sind für Fragestellungen zur Inanspruchnahme der Förderung wenig aussagekräftig, da sich der Status der Förderberechtigung im Lebenszyklus wandeln kann, unter anderem durch Selbstselektion, zum Beispiel bei Verzicht auf Versicherungsfreiheit bei geringfügiger Beschäftigung. Auch die Gruppe der Riester-Sparer ist nicht notwendig förderberechtigt, nur weil sie einen solchen Vertrag besitzt. Denn es kann sein, dass eine Person einen Riester-Vertrag abschließt und den Status der Förderberechtigung im Laufe der Zeit wieder verliert. Aus diesen Gründen spricht vieles dafür, die gesamte Bevölkerung mit Ausnahme der Altersrentner im Alter zwischen 16 und 64 Jahren als Grundgesamtheit zu de-

4 Die Ausschöpfungsquote bei der Zulage betrug beispielsweise in der Einkommensklasse 20 000 bis 30 000 Euro im Jahr 2006 nur knapp 60 Prozent.

5 Neben den methodischen Problemen, die von den Autoren in ihrem Beitrag diskutiert werden, ist eine Identifikation des Reformeffektes auch deswegen sehr schwierig, weil die Steuerreform aus dem Jahr 2000 unterschiedliche Effekte bezüglich des Nettoeinkommens und der Arbeitsanreize unterschiedlicher Einkommensgruppen hatte (Haan und Steiner 2005, 2006).

6 Die Daten der EVS 2003 werden anhand einer Bevölkerungsfortschreibung für das Jahr 2007 hochgerechnet. Außerdem werden die Daten bis in das Jahr 2030 fortgeschrieben. Aufgrund des demografischen Wandels nimmt die Zahl der förderberechtigten Personen kontinuierlich ab. Im Jahr 2030 wird sie aufgrund dieser Schätzung bei 33 Millionen Personen liegen.

finieren. Denn entscheidend für die Kompensation der Niveausenkung in GRV und BV ist der Einkommensmix im Alter. Und hier zeigt sich heute bereits, dass fast die gesamte Bevölkerung über eigene Ansprüche in der GRV oder der BV verfügt. Aktuelle Schätzungen zufolge werden gut 95 Prozent der Westdeutschen und beinahe 100 Prozent der Ostdeutschen der Geburtsjahrgänge 1942 bis 1961 eigene Ansprüche auf eine gesetzliche Rente erworben haben (Heien et al. 2007). Wird auch noch die BV berücksichtigt und die Alterssicherung der Landwirte, steigt die Quote weiter. Für deskriptive Auswertungen zur Verbreitung der privaten Altersvorsorge wäre deswegen die gesamte Bevölkerung, die sich noch nicht in Altersrente befindet, die relevante Grundgesamtheit. Das würde zudem die Vergleichbarkeit der Ergebnisse auf Basis verschiedener Datensätze deutlich verbessern.

In den folgenden empirischen Auswertungen ist die Grundgesamtheit, wenn nicht anders gekennzeichnet, die gesamte, noch nicht in Altersrente befindliche Population.

## 4 Empirische Analyse

### 4.1 Datengrundlage und deskriptive Befunde

Die Datengrundlage für die in diesem Artikel vorgestellten Auswertungen bildet das SOEP. Dieses ist eine jährlich wiederholte Haushaltsbefragung, die seit 1984 durchgeführt wird. Im Jahr 2010 wurden über 19 000 erwachsene Personen befragt, die in über 12 000 Haushalten lebten.<sup>7</sup> In den Jahren 2004, 2006, 2007 und 2010 wurde auch nach der Riester-Rente gefragt. Leider wurde aber nur erfasst, ob die Befragten eine Riester-Rente besitzen. Es wird weder nach der Art des Sparplans gefragt noch nach der Höhe der Ersparnis, die für das Alter aufgewendet wird.

Das SOEP ist repräsentativ in Bezug auf die Inanspruchnahme der Riester-Förderung. Vergleicht man die hochgerechnete Anzahl der Riester-Verträge des SOEP mit der, die das Bundesministerium für Arbeit und Soziales (BMAS) regelmäßig veröffentlicht, zeigt sich tendenziell eine große Übereinstimmung; lediglich im Jahr 2010 weicht das SOEP um eine Million Verträge beziehungsweise rund sieben Prozent ab (Tabelle 1).

Das SOEP bietet die Möglichkeit, die Gruppe der Riester-Sparer genauer nach sozioökonomischen Charakteristika zu untersuchen, als es mit administrativen Daten möglich ist. Die Daten der ZfA erlauben nur Aussagen über die erfassten Riester-Sparer (Zulagenempfänger) und eine sehr eingeschränkte Variablenauswahl, die praktisch keine Informationen zum Haushalt beinhalten.<sup>8</sup> Das SOEP hingegen liefert unter anderem Informationen zum Haushalt, zu sonstigen Einkünften und anderen Vermögensarten. Ein Vergleich der Daten aus beiden Quellen für das

<sup>7</sup> Weiterführende Informationen zum SOEP finden sich in Wagner et al. (2007).

<sup>8</sup> Die Daten beinhalten neben Alter, Region und Geschlecht insbesondere Informationen, die für die administrative Abwicklung der Förderung relevant sind, also zum Beispiel das rentenversicherungspflichtige Einkommen des dem Beitragsjahr vorausgegangenen Kalenderjahres, ob eine Kinderzulage bezogen wird, die Ausschöpfung der Zulage durch eigene Beiträge, den Anbietertyp des Riester-Vertrages oder auch den Anlegertyp (mittelbar Berechtigte, gesetzlich Rentenversicherte, Beamte oder Landwirte).

Tabelle 1

**Anzahl der Riester-Verträge**

In Millionen

	BMAS <sup>1</sup>	SOEP
2004	4,05	4,02
2006	6,32	6,68
2007	8,78	8,96
2010	13,74	12,74

<sup>1</sup> Zur besseren Vergleichbarkeit mit den SOEP-Daten wird hier bei den Daten des BMAS der Durchschnitt der ersten beiden Quartale des jeweiligen Jahres ausgewiesen.

Quellen: SOEPv27, BMAS, eigene Berechnungen.

Jahr 2007 zeigt eine fast identische Verteilung der Bevölkerung nach Einkommensgruppen (Tabelle 2).<sup>9</sup>

Das war keineswegs zu erwarten, denn der Einkommensbegriff der ZfA unterscheidet sich von dem erfragten Einkommen aus abhängiger Beschäftigung im SOEP. Zudem weisen Stolz und Rieckhoff (2010) nur das Einkommen der Personen aus, die nicht den Sonderausgabenabzug geltend gemacht haben. Im Fokus steht hier aber nicht der Vergleich von SOEP und ZfA-Daten, sondern der Vergleich mit der Einkommensverteilung in der Gesamtbevölkerung. Das ist auf Basis der Daten der ZfA nicht möglich, mit dem SOEP aber schon. Hier kann, basierend auf derselben Datengrundlage und gleichen Einkommensdefinitionen, die Einkommensverteilung innerhalb der Riester-Sparer mit der in der Bevölkerung verglichen werden. Anhand dieses Vergleichs lässt sich zeigen, warum von einer unterdurchschnittlichen Inanspruchnahme der Riester-Rente in der untersten Einkommenskategorie gesprochen werden muss. In dieser liegt der Bevölkerungsanteil bei gut 43 Prozent, während er innerhalb der Riester-Sparer nur bei gut 30 Prozent, also rund 30 Prozent niedriger, liegt. Deswegen ergibt sich hier mit knapp 13 Prozent auch die geringste Verbreitungsquote, verglichen mit den anderen Einkommenskategorien (Tabelle 2). In den übrigen Einkommensgruppen schwankt die Verbreitungsquote zwischen knapp 19 und 23 Prozent.

Man könnte argumentieren, dass dieses Ergebnis auf Basis der Jahreseinkommen aus abhängiger Erwerbstätigkeit nicht gleichzusetzen ist mit einer geringen Inanspruchnahme der Riester-Förderung durch einkommensschwache Personen. Denn diese könnten sich durchaus in einkommensstarken Haushalten befinden und keinen Bedarf nach zusätzlicher Altersvorsorge haben. Zudem differenziert diese Darstellung nicht zwischen erwerbstätigen Personen und Personen ohne Erwerbseinkommen. Auf beide Argumente wird im Folgenden eingegangen. Die Verbreitungsquote der Riester-Rente wird dafür anhand des verfügbaren Haushaltseinkommens

<sup>9</sup> Wenn man die Bevölkerung nach nominalen Einkommenskategorien einteilt, sind die einzelnen Einkommenskategorien sehr ungleich verteilt. Insbesondere befinden sich rund 43 Prozent aller Beobachtungen in der Einkommensgruppe bis 10 000 Euro Jahreseinkommen aus Erwerbsarbeit. Diese Darstellungsweise wurde zur besseren Vergleichbarkeit mit den Daten der ZfA gewählt.

Tabelle 2

## Verteilung der Riester-Sparer nach Einkommensklassen (ZfA und SOEP 2007)

Gewichtete Anteile

Zugrundeliegendes Jahreseinkommen <sup>1</sup>	Riester-Sparer		Gesamte Bevölkerung <sup>3</sup>	
	ZfA 2007 <sup>2</sup>	SOEP 2007	Riester-Sparer	Gesamt
Bis 10 000	30,3	30,4	12,8	43,1
10 000–20 000	20,3	19,1	23	14,3
20 000–30 000	19,6	18	22,6	13,8
30 000–40 000	14,3	14,6	18,9	13,3
40 000–50 000	7,2	7,6	18,9	6,9
Über 50 000	8,3	10,2	20,4	8,6

<sup>1</sup> Das zugrundeliegende Jahreseinkommen der ZfA bezieht sich auf die Berechnungsgrundlage der Zulage, siehe dazu zum Beispiel Rieckhoff et al. (2010). Für das SOEP wurde das Vorjahreseinkommen aus abhängiger Beschäftigung verwendet.

<sup>2</sup> Mittelbar Berechtigte und Zulagenempfänger, die nur den Sonderausgabenabzug geltend gemacht haben beziehungsweise bei denen die Zulagenberechtigung ungeklärt ist, wurden nicht berücksichtigt.

<sup>3</sup> Um die bedingten Anteile innerhalb der Gruppe der Riester-Sparer einzuordnen, werden hier die Bevölkerungsanteile der jeweiligen Einkommensklasse der Bevölkerung im Alter zwischen 16 und 65 Jahren dargestellt.

Quellen: Stolz und Rieckhoff (2010), SOEPv27, eigene Berechnungen.

(absolut und äquivalenzgewichtet<sup>10</sup>) und anhand des aktuellen Erwerbseinkommens (Monatsbruttoeinkommen und Bruttostundenlohn) für die Personen mit eigenem Erwerbseinkommen ausgewiesen. Die Quoten werden als Anteile in den jeweiligen Quintilen der betrachteten Einkommensgröße dargestellt. Zudem wird die Quote für Personen ohne eigenes Erwerbseinkommen berichtet.

Im ersten Halbjahr 2010 verfügen im Durchschnitt 25,7 Prozent der Personen über eine Riester-Rente.<sup>11</sup> Personen, die in Haushalten mit Einkommen im ersten Quintil der Einkommensverteilung leben, weisen eine um neun Prozentpunkte niedrigere Verbreitungsquote auf. Die Differenz bleibt auch erhalten, wenn man das Haushaltseinkommen äquivalenzgewichtet (Tabelle 3).

Würden nur die Personen betrachtet, die zum Befragungszeitpunkt über ein Erwerbseinkommen verfügen, haben gut 29 Prozent einen Riester-Vertrag. Auch hier zeigt sich bei der Betrachtung sowohl des Bruttomonats- als auch des Bruttostundenlohns, dass die Inanspruchnahme der Förderung im untersten Quintil unterdurchschnittlich ist. Sie liegt zwischen vier (Bruttomonatslohn) und fünf (Bruttostundenlohn) Prozentpunkte unter dem Durchschnitt. Die Differenz ist also geringer als beim Haushaltseinkommen. Das liegt daran, dass die niedrigste Verbreitungs-

<sup>10</sup> Die Äquivalenzgewichtung normiert das Einkommen, das Haushalten unterschiedlicher Größe und Struktur zur Verfügung steht und macht es dadurch zwischen den verschiedenen Haushalten vergleichbar. Dabei werden insbesondere positive Skaleneffekte einer gemeinsamen Haushaltsführung berücksichtigt.

<sup>11</sup> Der Beobachtungszeitpunkt weicht von dem beim Vergleich der ZfA-Daten mit dem SOEP ab, da hier die aktuellsten verfügbaren Daten aus dem SOEP zugrunde gelegt wurden. Qualitativ unterscheiden sich die Ergebnisse aber nicht, wenn man die Daten aus dem Jahr 2007 verwendet. Die Auswertungen für 2007 können auf Anfrage vom Autor verfügbar gemacht werden.



Tabelle 3

### Anteile der Riester-Sparer nach Einkommensquintilen im Jahr 2010 (Haushaltseinkommen und Erwerbseinkommen)

Gewichtete Anteile

Quintil	Verfügbares Haushaltseinkommen <sup>1</sup>		Arbeitseinkommen <sup>2</sup>	
	Absolut	Äquivalenzgewicht <sup>3</sup>	Bruttostundenlohn	Bruttomonatslohn
1	16,5	16,0	24,5	25,5
2	23,6	26,9	32,2	34,3
3	27,1	29,1	29,0	31,7
4	27,8	27,3	29,5	25,4
5	29,4	27,9	31,6	29,5
Durchschnitt	25,7	25,7	29,4	29,4
Kein Arbeitseinkommen				14,8

<sup>1</sup> Die Basis bilden Personen im Alter zwischen 16 und 64 Jahren, die noch nicht in Altersrente sind. Die Quintilsgrenzen des Haushaltseinkommens wurden auf Basis der gesamten Bevölkerung berechnet.

<sup>2</sup> Die Basis bilden Personen im Alter zwischen 16 und 64 Jahren, die noch erwerbstätig und noch nicht in Altersrente sind. In der untersten Zeile wird nachrichtlich auch der Anteil der Riester-Sparer unter den nicht erwerbstätigen dieser Gruppe berichtet.

<sup>3</sup> Verwendet wurde die neue OECD Skala.

Quellen: SOEPv27, eigene Berechnungen.

quote Personen aufweist, die über kein eigenes Erwerbseinkommen verfügen, hier sind es nur knapp 15 Prozent.

Im Folgenden wird die Struktur der Riester-Sparer detailliert mit Hilfe eines multivariaten Modells ausgewertet. Neben dem Einkommen werden auch weitere Variablen berücksichtigt, die mit einem höheren Risiko späterer Altersarmut einhergehen: Bildung, Migrationshintergrund<sup>12</sup>, Arbeitslosigkeitserfahrung und Gesundheitszustand. Zudem wird eine Reihe weiterer Variablen kontrolliert, insbesondere wurden Indikatoren zu sonstigem Vermögen in die Schätzung aufgenommen (Tabelle 4). Es hat sich bei vorhergehenden Studien (zum Beispiel Coppola und Reil-Held 2009, Geyer und Steiner 2009, Pfarr und Schneider 2011) gezeigt, dass sich das Altersvorsorgeverhalten sowohl zwischen Männern und Frauen als auch zwischen Ost- und Westdeutschland stark unterscheidet, deswegen werden die Schätzungen getrennt nach Geschlecht und Region durchgeführt.

Die Schätzungen werden auf Basis der gesamten, noch keine Altersrente beziehende Bevölkerung im Alter zwischen 18 und 64 Jahren durchgeführt. Als zusätzlich Variable wird ein Indikator für die Förderberechtigung im jeweiligen Jahr in die Schätzung aufgenommen. Die im Folgenden dargestellten Ergebnisse sind robust gegenüber einer engeren Definition des Schätzsamples. Das heißt, sie verändern sich nicht, wenn nur die förderberechtigte Population betrachtet wird.

12 Eine Person mit Migrationshintergrund ist hier definiert als direkter Immigrant oder als eine Person, deren Eltern nach Deutschland eingewandert sind. Dafür wurde die Variable „migback“ aus dem SOEP verwendet.

Tabelle 4

**Deskriptive Statistik**

	Männer		Frauen	
	Westdeutschland	Ostdeutschland	Westdeutschland	Ostdeutschland
Riester-Förderung	0,141	0,165	0,165	0,203
Erwerbseinkommen <sup>1</sup>				
Kein Einkommen	0,089	0,141	0,254	0,212
1.Quintil	0,183	0,172	0,162	0,159
2.Quintil	0,182	0,172	0,137	0,158
3.Quintil	0,183	0,171	0,149	0,156
4.Quintil	0,183	0,172	0,149	0,158
5.Quintil	0,180	0,171	0,149	0,157
Bildungsabschluss <sup>2</sup>				
Niedrig	0,139	0,095	0,176	0,093
Mittel	0,610	0,658	0,646	0,611
Hoch	0,252	0,247	0,179	0,296
Migrationshintergrund	0,138	0,021	0,149	0,024
Arbeitsmarkterfahrung				
Erwerbstätig (Jahre)	19,69	18,71	14,72	16,98
Arbeitslos (Jahre)	0,67	1,22	0,63	1,69
Gesundheit				
Schlecht	0,121	0,124	0,142	0,137
Schwerbehinderung <sup>3</sup>	0,051	0,048	0,047	0,055
Kinder				
0	0,610	0,691	0,593	0,652
1	0,181	0,189	0,197	0,215
2	0,157	0,095	0,158	0,106
3+	0,052	0,025	0,051	0,027
Verheiratet	0,623	0,521	0,641	0,541
Alter	42,9	42,2	42,7	41,8
Vermögensvariablen				
Hausbesitzer	0,561	0,496	0,547	0,474
Kredit	0,250	0,316	0,228	0,303
Sparbuch	0,716	0,694	0,718	0,687
Bausparvertrag	0,524	0,463	0,510	0,459
Lebensversicherung	0,663	0,621	0,626	0,611
Wertpapiere	0,180	0,138	0,173	0,131
Betriebsvermögen	0,086	0,069	0,070	0,060
Förderberechtigt <sup>4</sup>	0,854	0,854	0,798	0,863

Die Mittelwerte sind ungewichtet und gepoolt über die Jahre 2004, 2006, 2007 und 2010.

1 Bruttoerwerbseinkommen, Vorjahr.

2 Bildungsabschluss: niedrig - ISCED = 1, 2; mittel - ISCED = 3, 4, 5; hoch - ISCED = 6.

3 Schwerbehinderung: Grad der amtlich anerkannten Schwerbehinderung > 50 Prozent.

4 Förderberechtigt zum Interviewzeitpunkt.

Quellen: SOEPv27, eigene Berechnungen.

## 4.2 Multivariate Analyse

Für die Schätzung der Einflussfaktoren wird mit der Maximum-Likelihood-Methode folgendes Random-Effects-Logit-Modell spezifiziert:

$$W(y_{it} \neq 0) = P(x_{it}\beta + \alpha_i)$$

Das Modell wird für  $i = 1, \dots, N$  Beobachtungen und  $t = 1, \dots, T$  Perioden geschätzt. Die  $\alpha_i$  sind identisch und unabhängig normal verteilt mit  $N(0, \sigma_\alpha^2)$ , und  $P(z) = \{1 - \exp(-z)\}^{-1}$  bezeichnet die kumulierte Dichtefunktion der logistischen Verteilung. Dem Modell liegt ein Varianz-Komponentenmodell zugrunde:

$$y_{it} \neq 0 \Leftrightarrow x_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} > 0$$

Wobei die  $\varepsilon_{it}$  unabhängig und identisch logistisch sind mit einem Mittelwert von null und Varianz  $\sigma_\varepsilon^2 = \pi^2/3$  und unabhängig von  $\alpha_i$ . Die Ergebnisse der Schätzung werden als marginale Effekte berichtet, das heißt als Änderung der Wahrscheinlichkeit der Inanspruchnahme der Riester-Förderung (Tabelle 5).

Die marginalen Effekte werden für eine Person im Alter von 40 Jahren für das Jahr 2010 ausgewiesen. Für Westdeutsche und für Männer in Ostdeutschland bestätigt sich der vorher bereits deskriptiv beschriebene positive Zusammenhang zwischen Einkommen und Inanspruchnahme der Riester-Förderung. Als Basis dienen hier Personen, die im Vorjahr nicht gearbeitet und kein Einkommen erzielt haben. Ein westdeutscher Mann im ersten Einkommensquintil hat gegenüber einer Person ohne eigenes Erwerbseinkommen eine um vier Prozentpunkte höhere Wahrscheinlichkeit die Riester-Förderung in Anspruch zu nehmen. Dieser Effekt ist ähnlich hoch für Männer in Ostdeutschland (4,6) und Frauen in Westdeutschland (5,2). Zudem bestätigt sich ein zweiter Befund: Personen im ersten Einkommensquintil weisen eine niedrigere Inanspruchnahme der Riester-Förderung verglichen mit den anderen Quintilen auf.

Auch unter Kontrolle des individuellen Einkommens findet sich mit Ausnahme der ostdeutschen Männer ein positiver Zusammenhang zwischen Bildungsabschluss und Inanspruchnahme der Förderung. Besonders ausgeprägt ist dieser Effekt bei Frauen mit höherer Bildung, diese haben eine um über zwölf Prozentpunkte höhere Wahrscheinlichkeit, die Förderung in Anspruch zu nehmen als Frauen mit niedriger Bildung (ohne beruflichen Ausbildungsabschluss).

Personen mit Migrationshintergrund nehmen die Förderung seltener in Anspruch als Personen ohne Migrationshintergrund. Dieser Befund zeigt sich nur für die westdeutschen Stichproben. Das könnte daran liegen, dass in Ostdeutschland nur sehr wenige Personen mit Migrationshintergrund leben beziehungsweise, dass nur sehr wenige Personen im SOEP vertreten sind.<sup>13</sup>

Erstaunlich ist, dass die vergangene Arbeitsmarkterfahrung, Erwerbstätigkeit und Arbeitslosigkeit keinen signifikanten Effekt auf die Inanspruchnahme der Förderung haben. Es findet sich

13 Seit 2007 wird im SOEP auch detailliert erfragt, wie gut die Deutschkenntnisse der Interviewten sind. Wird neben dem Merkmal Migrationshintergrund auch die Beherrschung der deutschen Sprache kontrolliert, wird der Effekt des Migrationshintergrunds insignifikant, und es bleibt lediglich die Sprachkompetenz signifikant. Allerdings können für diese Analyse nur die Wellen 2007 und 2010 genutzt werden. Diese Auswertung kann auf Anfrage vom Autor verfügbar gemacht werden.

Tabelle 5

**Marginale Effekte des Random Effects Logit**

	Männer		Frauen	
	Westdeutschland	Ostdeutschland	Westdeutschland	Ostdeutschland
Kein Einkommen	Basis			
1.Quintil	0,040*** (0,012)	0,046** (0,020)	0,052*** (0,019)	0,032 (0,038)
2.Quintil	0,110*** (0,017)	0,076*** (0,023)	0,167*** (0,022)	0,071* (0,041)
3.Quintil	0,103*** (0,016)	0,106*** (0,027)	0,174*** (0,023)	0,024 (0,044)
4.Quintil	0,108*** (0,017)	0,101*** (0,029)	0,153*** (0,024)	-0,030 (0,046)
5.Quintil	0,125*** (0,022)	0,147*** (0,039)	0,079*** (0,026)	-0,050 (0,050)
Niedrige Bildung	Basis			
Mittlere Bildung	0,040** (0,016)	0,035 (0,034)	0,090*** (0,021)	0,100** (0,048)
Hohe Bildung	0,067*** (0,025)	-0,022 (0,041)	0,122*** (0,029)	0,127** (0,058)
Migrationshintergrund	-0,073*** (0,022)	-0,017 (0,078)	-0,127*** (0,026)	-0,054 (0,107)
Erwerbstätig	-0,000 (0,002)	-0,007* (0,004)	0,002 (0,002)	0,003 (0,004)
Arbeitslos	-0,006 (0,005)	-0,004 (0,006)	-0,008 (0,006)	0,011* (0,007)
Schlechte Gesundheit	0,001 (0,015)	0,016 (0,023)	-0,057*** (0,019)	-0,052 (0,034)
Schwerbehinderung	0,016 (0,031)	-0,075 (0,052)	-0,045 (0,042)	-0,069 (0,067)
Kein Kind	Basis			
1 Kind	0,029** (0,013)	0,039* (0,022)	0,134*** (0,018)	0,167*** (0,034)
2 Kinder	0,089*** (0,020)	0,042 (0,030)	0,238*** (0,023)	0,284*** (0,050)
3 und mehr Kinder	0,138*** (0,034)	0,193** (0,088)	0,378*** (0,036)	0,451*** (0,082)
Verheiratet	0,012 (0,015)	0,025 (0,024)	0,000 (0,019)	0,075** (0,034)
Hausbesitzer	0,001 (0,013)	-0,020 (0,020)	-0,022 (0,017)	0,023 (0,030)
Kredite	0,032*** (0,011)	0,012 (0,016)	0,038*** (0,014)	0,027 (0,024)
Sparbuch	0,016 (0,012)	0,006 (0,017)	0,013 (0,015)	0,038 (0,025)

Fortsetzung Tabelle 5

	Männer		Frauen	
	Westdeutschland	Ostdeutschland	Westdeutschland	Ostdeutschland
Bausparvertrag	0,041*** (0,011)	0,038** (0,018)	0,075*** (0,014)	0,076*** (0,026)
Lebensversicherung	0,034*** (0,012)	0,053*** (0,018)	0,101*** (0,015)	0,073*** (0,026)
Wertpapier	0,050*** (0,013)	0,026 (0,022)	0,029* (0,017)	0,001 (0,034)
Betriebsvermögen	-0,002 (0,019)	-0,017 (0,031)	-0,038 (0,026)	-0,053 (0,051)
Förderberechtigt	0,151*** (0,022)	0,068** (0,028)	0,133*** (0,020)	0,222*** (0,044)
Log-Likelihood	-6005,8	-2285,4	-7091,3	-2648,1
$\sigma_\alpha$	3,32***	3,74***	2,97***	3,44***
$\rho$	0,77***	0,80***	0,72***	0,78***
n	7701	2635	8353	2701
N	20398	7070	22537	7477

Irrtumswahrscheinlichkeit: \*\*\*  $\alpha < 0.01$ , \*\*  $\alpha < 0.05$ , \*  $\alpha < 0.1$ ; Standardfehler in Klammern.

$$\rho = \frac{\sigma_\alpha^2}{\sigma_\alpha^2 + \sigma_\epsilon^2}$$

Quellen: SOEPv27, eigene Berechnungen.

auch kein signifikanter Gesundheitseffekt, weder für die Selbsteinschätzung des gegenwärtigen Gesundheitszustandes noch für den Status der Schwerbehinderung. Gesundheit könnte eine Rolle spielen, da sie mit der Lebenserwartung korreliert ist und somit die Nachfrage nach einer privaten Rentenversicherung beeinflussen könnte.

Im Hinblick auf Kinder bestätigt sich der bereits in verschiedenen Studien gefundene Zusammenhang, dass die Inanspruchnahme der Förderung mit der Anzahl der Kinder zunimmt (zum Beispiel Coppola und Reil-Held 2009, Geyer und Steiner 2009, Pfarr und Schneider 2011). Dieser Effekt ist besonders stark bei Frauen in Ost- und Westdeutschland, aber er ist auch signifikant für Männer. Da nur ein Elternteil die Förderung für die Kinder in Anspruch nehmen kann, deuten diese Ergebnisse darauf hin, dass Familien mit Kindern eine höhere Vorsorgebereitschaft aufweisen als Alleinlebende oder Paare ohne Kinder.

Bezüglich des bereits vorhandenen Vermögensbestandes zeigt sich folgendes Muster: Wenn der Haushalt Kredite abzahlen hat, Lebensversicherungen oder Bausparverträge besitzt, steigt die Wahrscheinlichkeit der Inanspruchnahme der Riester-Förderung. Für Haushalte in Westdeutschland findet sich auch ein signifikanter Effekt für den Wertpapierbesitz. Diese Ergebnisse sind vergleichbar mit den Befunden in Pfarr und Schneider (2011) und auch in Lamping und Tepe (2009). Eine mögliche Erklärung dafür, dass diese verschiedenen Finanzprodukte komplementär und nicht substitutiv nachgefragt werden, sehen Pfarr und Schneider in der Marktorganisation und sprechen von einer „angebotsinduzierten Nachfrage“. Die Idee dabei ist, dass Personen, die über andere Vermögensanlagen verfügen, über den Kontakt mit dem jeweiligen

Anbieter auch in Berührung mit Riester-Produkten kommen und so eine höhere Wahrscheinlichkeit aufweisen, eine solche zu besitzen.

## 5 Fazit

Der bereits in vielen Studien publizierte Befund, dass einkommensschwache Personen seltener „riestern“ als der Bevölkerungsdurchschnitt, wurde jüngst mit neueren Daten des SOEP bestätigt (Geyer 2011). Aufgrund einiger kritischer Kommentare zu diesem Befund hat der vorliegende Artikel zum Ziel, dieses empirische Ergebnis noch einmal ausführlich darzustellen und zu zeigen, wie (vermutlich) die unterschiedlichen Interpretationen der Daten zustande kommen. Die Daten der ZfA scheinen hier den Ergebnissen auf Basis von SOEP oder SAVE zu widersprechen. In diesem Artikel wird argumentiert, dass auf der Grundlage der Daten der ZfA keine unmittelbaren Aussagen über die Gesamtbevölkerung getroffen werden können, da diese nur die Gruppe der Riester-Sparer enthält. Wird mit dem SOEP nur die Gruppe der Riester-Sparer betrachtet, ergibt sich eine sehr ähnliche Verteilung wie mit den Daten der ZfA. Es zeigt sich zwar, dass viele Riester-Sparer nur ein geringes eigenes Erwerbseinkommen haben, wird jedoch die Inanspruchnahme auf die gesamte Bevölkerung bezogen, dann zeigt sich, dass Personen mit niedrigem Einkommen seltener „riestern“ als der Bevölkerungsdurchschnitt. Deskriptiv wird dieser Befund für verschiedene Einkommenskonzepte gezeigt: verfügbares Haushaltseinkommen, äquivalenzgewichtetes verfügbares Haushaltseinkommen, monatliches Bruttoerwerbseinkommen und Bruttostundenlohn. Dabei zeigte sich als weitere interessante Differenzierung, dass Personen ohne Erwerbseinkommen die niedrigsten Verbreitungsquoten aufweisen. Dies konnte auch in der multivariaten Analyse anhand des Jahresbruttoeinkommens bestätigt werden. Personen, die über ein positives Jahresbruttoeinkommen verfügen, „riestern“ häufiger als Personen ohne Erwerbseinkommen. Innerhalb der Erwerbstätigen „riestert“ das unterste Einkommensquintil unterdurchschnittlich. Auch andere Faktoren, die das Risiko von Altersarmut erhöhen könnten (Migrationshintergrund, niedriger Bildungsabschluss) korrelieren negativ mit der Inanspruchnahme der Riester-Rente.

Dass es zehn Jahre nach Einführung der Riester-Rente immer noch kontroverse Diskussionen über die Verbreitung der Riester-Rente gibt, ob sie von Geringverdienern, einer Zielgruppe dieser Reform, über- oder unterdurchschnittlich in Anspruch genommen wird, ist aus sozialpolitischer Sicht erstaunlich. Dabei sind Verbreitungsquoten von Riester-Verträgen mit Blick auf das Risiko künftiger Altersarmut nur ein Detail. Vernachlässigt wird dabei das Sparvolumen, die zu erwartenden Rentenzahlungen und auch andere Altersvorsorgeprodukte. Zudem gilt es bis heute als höchst fraglich, ob die Riester-Rente überhaupt zu vermehrter Ersparnis beigetragen hat. Deswegen sollten die hier vorgestellten Ergebnisse in künftigen Forschungsarbeiten in Beziehung zur Gesamtersparnis des Haushalts und seinem gesamten Altersvorsorgeverhalten – also auch anderen Vorsorgeprodukten wie zum Beispiel der BAV – gesetzt werden.

## Literaturverzeichnis

- Börsch-Supan, Axel, Michela Coppola, Lothar Essig, Angelika Eymann und Daniel Schunk (2008a): *The German SAVE study – Design and Results*. MEA Studie Nr.6. Mannheim.

- Börsch-Supan, Axel, Anette Reil-Held und Daniel Schunk (2008b): Saving incentives, old-age provision and displacement effects: evidence from the recent German pension reform. *Journal of Pension Economics and Finance*, 7 (3), 295–319.
- Coppola, Michela und Anette Reil-Held (2009): *Dynamik der Riester-Rente: Ergebnisse aus SAVE 2003 bis 2008*. MEA Discussion Paper Nr. 195. Mannheim.
- Corneo, Giacomo, Matthias Keese und Carsten Schröder (2009): The Riester Scheme and Private Savings: An Empirical Analysis based on the German SOEP. *Schmollers Jahrbuch*, 129 (2), 321–332.
- Corneo, Giacomo, Matthias Keese und Carsten Schröder (2010): *The effect of saving subsidies on household saving: Evidence from Germany*. Freie Universität Berlin, School of Business & Economics Discussion Paper No. 3.
- Deutscher Bundestag (2001): Gesetz zur Reform der gesetzlichen Rentenversicherung und zur Förderung eines kapitalgedeckten Altersvorsorgevermögens. Gesetz vom 26.06.2001, Bundesgesetzblatt Jahrgang 2001, Teil I, Nr.31, 1310–1343.
- DIW Berlin (2012): Riester-Rente: Grundlegende Reform dringend geboten!? Workshop des DIW Berlin am 1. Juni 2012.
- Fasshauer, Stephan und Nora Toutaoui (2009): Die Anzahl des förderberechtigten Personenkreises der Riester-Rente – eine Annäherung. *Deutsche Rentenversicherung*, 64 (6), 478–486.
- Gesamtverband der Deutschen Wirtschaft (GDV) (2011): GDV kritisiert Stimmungsmache gegenüber Riester-Rente. Presseerklärung vom 23.11.11.
- Geyer, Johannes (2011): Riester-Rente: Rezept gegen Altersarmut? *DIW Wochenbericht*, 78 (47), 16–21.
- Geyer, Johannes (2012): Inanspruchnahme der Riester-Förderung durch Geringverdiener. Vortrag auf dem Workshop des DIW Berlin „Riester-Rente: Grundlegende Reform dringend geboten!“ am 1. Juni 2012.
- Geyer, Johannes und Viktor Steiner (2009): Zahl der Riester-Renten steigt sprunghaft: aber Geringverdiener halten sich noch zurück. *DIW Wochenbericht*, 76 (32), 534–541.
- Haan, Peter und Viktor Steiner (2005): Distributional Effects of the German Tax Reform 2000 – A Behavioral Microsimulation Analysis. *Schmollers Jahrbuch: Journal of Applied Social Science Studies / Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*, 125 (1), 39–49.
- Haan, Peter und Viktor Steiner (2006): Labor Market Effects of the German Tax Reform 2000. In: Christian Dreger, Heinz Galler und Ulrich Walwei (Hrsg.): *Determinants of Employment*. Baden-Baden, Nomos, 101–117.
- Heien, Thorsten, Klaus Kortmann und Christof Schatz (2007): Altersvorsorge in Deutschland 2005 – Alterseinkommen und Biographie. Forschungsbericht von TNS Infratest. In: DRV/BMAS (Hrsg.): *DRV-Schriften Band 75/BMAS-Forschungsbericht Band 365*. Berlin.
- Kriete-Dodds, Susan (2008): Staatliche Förderung der Riester-Rente für das Jahr 2003. *Wirtschaft und Statistik*, (1), 60–68.
- Kriete-Dodds, Susan und Daniel Vorgrimler (2007): Staatliche Förderung der Riester-Rente für das Jahr 2002. *Wirtschaft und Statistik*, (3), 300–306.
- Lamping, Wolfram und Markus Tepe (2009): Vom Können und Wollen der privaten Altersvorsorge. Eine empirische Analyse zur Inanspruchnahme der Riester-Rente auf Basis des Sozio-oekonomischen Panels. *Zeitschrift für Sozialreform*, 55 (4), 409–430.
- MDR (2012): [www.mdr.de/mdr-aktuell/thema/Riester102.html](http://www.mdr.de/mdr-aktuell/thema/Riester102.html) (abgerufen am 13.06.2012).

- Pfarr, Christian und Udo Schneider (2011): Anreizeffekte und Angebotsinduzierung im Rahmen der Riester-Rente: Eine empirische Analyse geschlechts- und sozialisationsbedingter Unterschiede. *Perspektiven der Wirtschaftspolitik*, 12 (1), 27–46.
- Rieckhoff, Christian, Ulrike Gerber und Stefan Dittrich (2010): Statistische Auswertung der Riester-Förderung. *Wirtschaft und Statistik*, (7), 653–663.
- Sommer, Mathias (2007): *Fiskalische Auswirkungen einer Erweiterung des Förderrahmens von Riester-Renten*. MEA Discussion Paper Nr. 122. Mannheim.
- Stolz, Ulrich und Christian Rieckhoff (2006): Zulagenzahlung der Zentralen Zulagenstelle für Altersvermögen – Auswertungen für das Beitragsjahr 2003. *RVaktuell*, (8), 306–313.
- Stolz, Ulrich und Christian Rieckhoff (2007): Zulagenförderung für das Beitragsjahr 2004 durch die Zentrale Zulagenstelle für Altersvermögen (ZfA). *RVaktuell*, (9), 306–313.
- Stolz, Ulrich und Christian Rieckhoff (2008): Förderung der zusätzlichen Altersvorsorge für das Beitragsjahr 2005 durch die ZfA. *RVaktuell*, (9), 267–273.
- Stolz, Ulrich und Christian Rieckhoff (2009): Beitragsjahr 2006: Erstmals mehr als eine Milliarde Euro Zulagenförderung durch die ZfA. *RVaktuell*, (11), 376–383.
- Stolz, Ulrich und Christian Rieckhoff (2010): Beitragsjahr 2007: Zulagenförderung nochmals um mehr als ein Viertel gestiegen. *RVaktuell*, (11), 355–362.
- Wagner, Gert G., Joachim R. Frick und Jürgen Schupp (2007): The German Socio-Economic Panel Study (SOEP): Scope, Evolution and Enhancements. *Schmollers Jahrbuch*, 127 (1), 139–170.
- Wels, Maik und Christian Rieckhoff (2011): Anstieg, Abstieg oder Ausstieg mit der „Riester-Treppe“? – Die Zulagenförderung in der Längsschnittdatenanalyse. *RVaktuell*, 5/6, 143–158.