

# SOEPpapers

on Multidisciplinary Panel Data Research

# 341

Christian Pfarr • Udo Schneider

**Angebotsinduzierung und Mitnahmeeffekt  
im Rahmen der Riester-Rente: eine empirische Analyse**

Berlin, November 2010

## **SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research** at DIW Berlin

This series presents research findings based either directly on data from the German Socio-Economic Panel Study (SOEP) or using SOEP data as part of an internationally comparable data set (e.g. CNEF, ECHP, LIS, LWS, CHER/PACO). SOEP is a truly multidisciplinary household panel study covering a wide range of social and behavioral sciences: economics, sociology, psychology, survey methodology, econometrics and applied statistics, educational science, political science, public health, behavioral genetics, demography, geography, and sport science.

The decision to publish a submission in SOEPpapers is made by a board of editors chosen by the DIW Berlin to represent the wide range of disciplines covered by SOEP. There is no external referee process and papers are either accepted or rejected without revision. Papers appear in this series as works in progress and may also appear elsewhere. They often represent preliminary studies and are circulated to encourage discussion. Citation of such a paper should account for its provisional character. A revised version may be requested from the author directly.

Any opinions expressed in this series are those of the author(s) and not those of DIW Berlin. Research disseminated by DIW Berlin may include views on public policy issues, but the institute itself takes no institutional policy positions.

The SOEPpapers are available at  
**<http://www.diw.de/soeppapers>**

### **Editors:**

Georg **Meran** (Dean DIW Graduate Center)

Gert G. **Wagner** (Social Sciences)

Joachim R. **Frick** (Empirical Economics)

Jürgen **Schupp** (Sociology)

Conchita **D'Ambrosio** (Public Economics)

Christoph **Breuer** (Sport Science, DIW Research Professor)

Anita I. **Drever** (Geography)

Elke **Holst** (Gender Studies)

Martin **Kroh** (Political Science and Survey Methodology)

Frieder R. **Lang** (Psychology, DIW Research Professor)

Jörg-Peter **Schräpler** (Survey Methodology)

C. Katharina **Spieß** (Educational Science)

Martin **Spieß** (Survey Methodology, DIW Research Professor)

ISSN: 1864-6689 (online)

German Socio-Economic Panel Study (SOEP)  
DIW Berlin  
Mohrenstrasse 58  
10117 Berlin, Germany

Contact: Uta Rahmann | [urahmann@diw.de](mailto:urahmann@diw.de)

# **Angebotsinduzierung und Mitnahmeeffekt im Rahmen der Riester-Rente – eine empirische Analyse**

**Christian Pfarr und Udo Schneider**

Kontakt:  
Universität Bayreuth  
Rechts- und Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät  
Lehrstuhl VWL III, insb. Finanzwissenschaft  
95440 Bayreuth

Telefon: +49-921-554324

Fax: +49-921-555821

e-Mail: [christian.pfarr@uni-bayreuth.de](mailto:christian.pfarr@uni-bayreuth.de)  
[udo.schneider@uni-bayreuth.de](mailto:udo.schneider@uni-bayreuth.de)

## **Abstract**

### **Angebotsinduzierung und Mitnahmeeffekt im Rahmen der Riester-Rente. Eine empirische Analyse.**

In 2001, the voluntary additional Riester pension scheme was implemented in Germany. Financial subsidies should incentivize people to increase their private pension savings. In this paper, we hypothesize that these publicly subsidized savings mainly replace existing not subsidized savings and that supplier induced demand is an important factor. Using data from the Socio-economic Panel we analyze the key determinants in the choice of a Riester-pension. We find greater participation of those who already have life insurance or other public subsidized savings. Furthermore, we show that a contact with an insurance agent in the previous year is a major factor for the possession of a Riester-pension.

**JEL-Classification:** D12, H31, I38

**Keywords:** Riester-Rente, Demografie, angebotsinduzierte Nachfrage, Mitnahmeeffekt.

## 1 Einleitung

Im Bewusstsein der Bevölkerung hat sich die Tatsache, dass der Lebensstandard im Alter allein mit gesetzlicher Rente nicht zu halten sein wird, bereits weitgehend manifestiert. Für den Fortbestand der umlagefinanzierten gesetzlichen Rente ist es entscheidend, wie sich die Bevölkerungsstruktur und damit das Verhältnis von Erwerbstätigen zu Nichterwerbstätigen zukünftig entwickeln wird. Dabei beeinflussen *Geburtenrate*, *Sterberate* bzw. *Lebenserwartung* und die Höhe der *Migration* die zukünftige Bevölkerungsstruktur (vgl. Dickmann 2004, Löbbert 2007). Mit dem Rückgang der Geburten seit 1970 kam es auch infolge einer verbesserten medizinisch-technischen Versorgung zu einem Rückgang der Kindersterblichkeit und einem Anstieg der Lebenserwartung seit Beginn des 20. Jahrhunderts (vgl. Breyer und Buchholz 2009).<sup>1</sup> Somit wird bei einem gleichzeitigen Anstieg des Altenquotienten eine Verschlanung der Bevölkerungsstruktur von unten eintreten. Verschlechtert sich das Verhältnis von Beitragszahlern zu Rentenempfängern, existieren zur Sicherstellung des Versicherungsprinzips im Umlageverfahren der GRV nur begrenzte Möglichkeiten. Mit den Rentenreformen der Jahre 2001 und 2005 wurde eine Absenkung des Rentenniveaus beschlossen. Seit 2002 existiert die vom Staat mit finanziellen Mitteln geförderte Riester-Rente, ohne die es nachfolgenden Generationen nicht möglich sein wird, die entstehende Rentenlücke zu schließen. Allerdings zeigte sich zu Beginn lediglich eine geringe Nachfrage nach dieser Form der privaten Altersvorsorge. Erst nach einer deutlichen Vereinfachung des Antragsverfahrens zur Förderung im Jahr 2005 entwickelte sich eine bis heute anhaltende Dynamik beim Abschluss Riester geförderter Altersvorsorgeprodukte.

---

<sup>1</sup> Die Geburtenentwicklung verlief in den alten und neuen Bundesländern unterschiedlich. Seit 2000 schwankt die Geburtenrate allerdings stabil um 1,4 Kinder je Frau. Eine ausführlichere Darstellung findet sich in Statistisches Bundesamt (2006). In den Jahren 2007 und 2008 konnten jetzt zum ersten Mal seit zehn Jahren wieder leicht steigende Geburtenraten in Deutschland registriert werden (BMAS 2009; BMFSFJ 2009).

Vor diesem Hintergrund ist es Ziel der Arbeit, wesentliche Einflussfaktoren für den Besitz einer Riester-Rente herauszuarbeiten sowie die Motive der Ersparnisbildung zu analysieren. Im Einzelnen soll zunächst Grundgedanke, Aufbau und Förderung der Riester-Rente kurz dargestellt werden. Es folgt ein Literaturüberblick zum Stand der Forschung, bei dem insbesondere auf das Sparverhalten von Geringverdienern und eventuell auftretende Verdrängungseffekte hinsichtlich alternativer Altersvorsorgeformen näher eingegangen wird. Im Anschluss wird mit Daten des Sozio-oekonomischen Panels des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung für den Zeitraum 2004 bis 2007 die Wahrscheinlichkeit für den Besitz eines Riester-Vertrages in einer Panelanalyse empirisch untersucht. Hierbei liegt insbesondere ein Schwerpunkt auf der Untersuchung geschlechtsspezifischer Unterschiede.

## **2 Riester-Rente: Grundgedanke und Entwicklung**

### **2.1 Grundgedanke und Aufbau**

Grundgedanke der Riester-Rente ist die staatliche Förderung als Anreiz für den Aufbau einer privaten Altersvorsorge (pAV). Zu den Personen, die Anspruch auf eine Förderung im Rahmen der Riester-Rente haben, zählen in erster Linie diejenigen, die vom Absinken des Rentenniveaus betroffen sind (vgl. Wöster 2008). Nach § 79 EStG i. V. m. § 10a Abs. 1 EStG sind dies in der GRV pflichtversicherte Arbeitnehmer, Beamte und Bezieher von Amtsbezügen sowie in der Alterssicherung der Landwirte Pflichtversicherte.<sup>2</sup> Nicht gefördert werden Angestellte und Selbstständige, soweit sie nicht pflichtversichert sind, sowie geringfügig Beschäftigte („Minijob“). Personen, die zum Förderkreis zählen, werden als unmittelbar Begünstigte bezeichnet. Darüber hinaus besteht für Ehegatten von unmittelbar Begünstigten ein

---

<sup>2</sup> Eine detaillierte Auflistung des förderfähigen Personenkreises findet sich bei BMAS (2008b) und Schaier (2006).

abgeleiteter Anspruch auch dann, wenn sie selbst nicht zum förderfähigen Personenkreis zählen (vgl. Wöster 2008).<sup>3</sup>

Die Riester-Rente ist als Kombimodell ausgestaltet. Das bedeutet, dass sich der Ansparbetrag zur Altersvorsorge aus der privaten Eigenleistung und den staatlichen Zulagen zusammensetzt (vgl. Essig und Reil-Held 2004). Wer einen Teil seines Einkommens für den Aufbau einer privaten Altersvorsorge aufwendet, erhält auf Antrag bei der Zentralen Zulagenstelle für Altersvermögen (ZfA) staatliche Zuschüsse.<sup>4</sup> Diese setzen sich aus einer Grundzulage von 154 € pro Jahr und einer möglichen Kinderzulage zusammen. Eine Kinderzulage wird für jedes Kind, für das Kindergeld bezogen wird, erstattet. Für Kinder, die vor dem Jahr 2008 geboren wurden, beläuft sich die Förderung auf 185 € pro Jahr, für diejenigen, die ab dem Jahr 2008 geboren wurden, werden Zuschüsse in Höhe von 300 € pro Jahr gewährt (vgl. BMAS 2008b). Allerdings wird die Förderung nur dann in vollem Umfang gezahlt, wenn ein Mindesteigenbeitrag (4 % des Bruttovorjahreseinkommens inklusive Zulagen, jedoch höchstens 2.100 €) zum Aufbau einer pAV angespart wurde.<sup>5</sup>

Neben der staatlichen Zulagenzahlung kann zusätzlich ein Sonderausgabenabzug unabhängig von der Höhe des jeweiligen Einkommens, geltend gemacht werden. Ein Sonderausgabenabzug wird gewährt, wenn der steuerliche Vorteil die Höhe der Zulagen übersteigt. In diesem Fall wird dem Anspruchsberechtigten der über die Zulagen hinausgehende Betrag direkt erstattet (vgl. Ehrentraut 2006).

---

<sup>3</sup> Sinn dieser mittelbaren Berechtigung von Ehegatten, die selbst nicht zum förderfähigen Personenkreis zählen, ist die Tatsache, dass diese im Rahmen der Witwenrente ebenso von einer Absenkung des Rentenniveaus betroffen sind.

<sup>4</sup> Die staatlichen Zuschüsse wurden seit Einführung der Riester-Rente im Jahr 2002 stufenweise auf die heute geltenden Beträge erhöht (vgl. §§ 83-85 EStG). Weitere Anpassungen sind derzeit nicht geplant (vgl. Wöster 2008).

<sup>5</sup> Werden zum Beispiel nur 50 % des Mindesteigenbeitrags eingezahlt, werden lediglich 50 % der Zulagen der Altersvorsorge gutgeschrieben (vgl. BMAS 2008b).

## **2.2 Entwicklung der Riester-Rente**

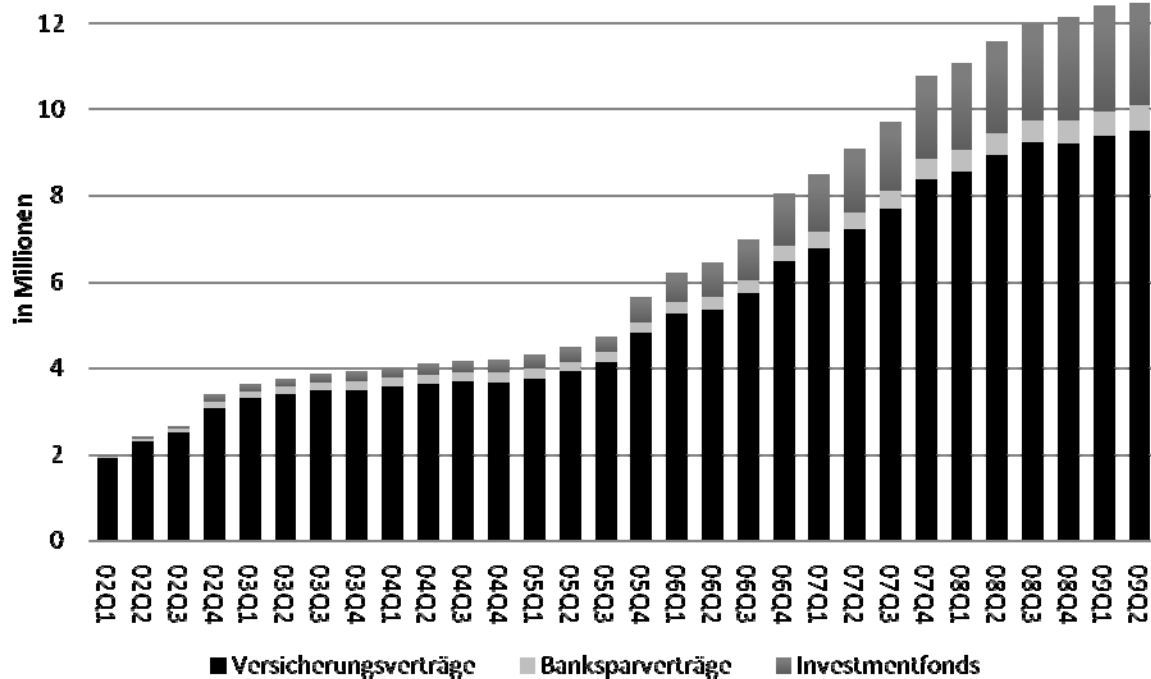
Kurz nach Einführung der Riester-Rente war eine wachsende Nachfrage nach Riester-Verträgen zu beobachten. Allerdings folgten in den Jahren 2003 und 2004 Phasen der Stagnation auf relativ niedrigem Niveau. In dieser Zeit kam es unter anderem zu einer letztmalig stark gestiegenen Nachfrage nach Lebensversicherungsprodukten, mithin direkten Konkurrenzprodukten, welche bis zum Jahr 2005 aufgrund steuerlicher Vergünstigungen als attraktivere Alternative angesehen wurden. Mit dem Alterseinkünftegesetz<sup>6</sup> (2005) wurde das Regelwerk für Riester-Renten vereinfacht und die Regulierung der Altersvorsorgeprodukte verbessert, mit dem Ziel, die Akzeptanz und folglich die Zahl der Abschlüsse zu erhöhen (vgl. Börsch-Supan et al. 2007). Erst mit diesen Änderungen setzte ab Mitte desselben Jahres eine Dynamik bei den Abschlüssen ein, die bis zum heutigen Zeitpunkt anhält. Zum Ende des zweiten Quartals des Jahres 2009 wurden ca. 12,57 Mio. abgeschlossene Riester-Verträge registriert. Davon entfielen ca. 75,6 % (9,5 Mio.) auf private Rentenversicherungsverträge, ca. 19,8 % (2,5 Mio.) auf Fondssparpläne und ca. 4,7 % (586.000) auf Banksparpläne. Abbildung 1 zeigt die Entwicklung der Riester-Rente ab dem Jahr 2002.

---

<sup>6</sup> Mit den Änderungen des Alterseinkünftegesetz wurde der Kriterienkatalog, der die Voraussetzungen der Altersvorsorgeprodukte regelt, verschlankt sowie die Aufhebung geschlechtsspezifischer Verträge beschlossen.



Abbildung 1: Entwicklung der Riester-Rente



Quelle: BMAS (2010); eigene Darstellung.

Weiterhin stellt sich die Frage nach dem Erfolg der bisher abgeschlossenen Riester-Renten, im Sinne einer breiten Akzeptanz in der Bevölkerung. Einen Anhaltspunkt liefert ein Vergleich mit dem förderberechtigten Personenkreis. Dieser ist jedoch aufgrund der mittelbar förderberechtigten Ehepartner nur sehr schwer zu ermitteln (vgl. Börsch-Supan et al. 2006, S. 45). Börsch-Supan et al. (2007) und Sommer (2007) beziffern den förderberechtigten Personenkreis auf ca. 37 Mio. Somit entsprächen 12,4 Mio. Riester-Verträge zum Ende des ersten Quartals des Jahres 2009 einem Verbreitungsgrad von ca. 32 %. Es wird deutlich, dass der innerhalb von 6 Jahren erreichte Expansionsgrad noch deutlich von der anvisierten „Voldeckung“ entfernt ist.

Im Beitragsjahr 2005 wurden ca. 4 Mio. Personen durch Zulagen staatlich gefördert.<sup>7</sup> Die gesamt gezahlten Zulagen betragen im Beitragsjahr 2005 ca. 521 Mio. € und das Gesamtvolumen des angesparten Altersvermögens (Beiträge und Zulage) belief sich auf ca. 1,8 Mrd. €. <sup>8</sup> Das entspricht ca. 440 € pro Zulagenempfänger. Unter den Empfängern staatlicher Förderung waren 87 % in der GRV pflichtversichert, 4,5 % Beamte und 8,5 % mittelbar förderberechtigte Personen (vgl. Stolz und Rieckhoff 2008, S. 268). Im Jahr 2005 lag der Anteil weiblicher Zulagenempfänger bei ca. 56 %. Auf die neuen Bundesländer entfielen 29,7 %, auf die alten 70,3 % der beantragten Zulagen. Im Hinblick auf die Einkommensstruktur für das Beitragsjahr 2005 zeigt sich, dass 27,2 % ein Bruttojahreseinkommen unter 10.000 € zur Verfügung hatten. Der Anteil derer, die weniger als 30.000 € Bruttojahreseinkommen erzielten, lag bei ca. 69 % (vgl. Stolz und Rieckhoff 2008, S. 268). Die Anzahl der Personen, denen von der ZfA neben der Grund- auch eine Kinderzulage erstattet wurde, betrug ca. 1,8 Mio., was einer Quote von ca. 45 % entspricht.<sup>9</sup> Seit der Einführung der Riester-Rente sinkt der Anteil derer unter den Zulagenempfängern, die vor dem Jahr 1965 geboren wurden. Dies impliziert eine vermehrte Nachfrage nach Riester-Verträgen jüngerer Kohorten.

Das Ziel, die Menschen, die von den Leistungskürzungen in der GRV direkt betroffen sind, durch staatliche Zuschüsse zu einer privaten Altersvorsorge zu bewegen, scheint zumindest bei einem Teil der Bevölkerung erfolgreich. Neben Fragen der Verteilung wird weiterhin zu klären sein, ob die staatliche Förderung tatsächlich zu einer Erhöhung der Spartätigkeit führt.

---

<sup>7</sup> Eine Auswertung der Riester-Rente wird dadurch erschwert, dass einerseits die zuständige ZfA lediglich Altersvorsorgeverträge erfasst, für die eine Zulage beantragt wurde, und andererseits Anträge auf Zulage noch zwei Jahre nach dem jeweiligen Beitragsjahr möglich sind (vgl. Ehrentraut 2006, S. 129). Daher liegen endgültige Zahlen erst für das Jahr 2005 vor. Nachfolgende Zahlen beziehen sich auf BMAS (2008a, S. 132-143) und Stolz und Rieckhoff (2008).

<sup>8</sup> Vorläufige Schätzungen für das Beitragsjahr 2006 zeigen einen Anstieg der gesamt gezahlten Zulagen auf ca. 1,06 Mrd. € (vgl. Stolz und Rieckhoff 2008).

<sup>9</sup> Zu beachten bleibt, dass die Kinderzulage nur einem Elternteil zusteht; dies ist in der Regel die Mutter. Somit entspricht der Anteil der Zulagenempfänger mit einer Kinderzulage nicht dem Anteil der Zulagenempfänger, die Kinder erziehen (vgl. Stolz und Rieckhoff 2008, S. 269).

### 3 Riester-Rente: Stand der Forschung

Betrachtet man die Riester-Förderung als staatliche Subvention der privaten Altersvorsorge, werden dadurch Substitutions- und Einkommenseffekte ausgelöst. Der Substitutionseffekt führt unter Umständen dazu, lediglich nicht-geförderte Ersparnisse in geförderte Produkte umzulenken (Mitnahmeeffekt).<sup>10</sup> Dagegen könnte der Einkommenseffekt zu einer Verdrängung privater Ersparnisse in Höhe der staatlichen Zulagenzahlung führen (Verdrängungseffekt) (vgl. Blankart 2008, S. 392).

Prinz et al. (2003) untersuchen in einer mikroökonomischen Analyse die Wirkung der Zulagenzahlung auf das Entscheidungsverhalten privater Haushalte. Mit Hilfe eines einfachen 2-Perioden-Modells wird gezeigt, dass die Zulagenförderung unabhängig von der Höhe der privaten Eigenleistung in einer Riester-Rente zu einer Erhöhung des Konsums in der ersten Periode führt. Die staatliche Förderung bewirkt also eine Subvention des Gegenwartskonsums, was die These vom Einkommenseffekt staatlicher Zulagen unterstützt.<sup>11</sup>

Corneo et al. (2008; 2009) untersuchen mittels Daten des Sozio-oekonomischen Panels<sup>12</sup> die Sparneigung von Geringverdienern. Ihre Ergebnisse zeigen keinen signifikanten Einfluss der Riester-Förderung auf die Sparneigung und keine Erhöhung des Anteils sparender Haushalte unter den Geringverdienern. Betrachtet man die Einkommensstruktur der Zulagenempfänger

---

<sup>10</sup> Der Begriff des Mitnahmeeffekts wird in der Literatur zur Riester-Rente häufig mit unterschiedlicher Konnotation verwendet (vgl. Corneo et al. 2008; Börsch-Supan et al. 2008c). Börsch-Supan et al. (2008c, S. 314) sprechen beispielsweise bezogen auf das Verhältnis zu Lebensversicherungen von einem „crowding in“.

<sup>11</sup> Prinz et al. (2003) zeigen, dass im Fall „private Ersparnis > nötige Mindesteigenleistung für Riester-Rente“ auch in der zweiten, der Ruhestandsperiode, der Konsum steigt. Kritisch können die in Verbindung mit einem 2-Perioden-Modell verwendeten Annahmen, speziell bzgl. der rationalen Erwartungsbildung und vollkommener Voraussicht, angemerkt werden.

<sup>12</sup> Bezogen auf die Wellen 2000, 2004 und 2005 des Sozio-oekonomischen Panels wurde anhand eines Logit- und Tobit-Modells die Sparneigung von Geringverdienern untersucht (vgl. Corneo et al. 2008; 2009). Als Kritikpunkt der Arbeit von Corneo et al. (2008; 2009) kann die Spezifikation der abhängigen Variable „Riester-Rente“ als natürliches Experiment sowie die Art der Erfassung der Spartätigkeit im Sozio-oekonomischen Panels angeführt werden.

vor dem Hintergrund der Ergebnisse von Corneo et al. (2008; 2009), kann von einem Substitutionseffekt ausgegangen werden, der lediglich zu Mitnahmeeffekten führt.

Einen weiteren Anhaltspunkt für die Existenz eines Mitnahmeeffekts liefern Börsch-Supan et al. (2007; 2008c). Unter Verwendung von Daten der SAVE-Studie<sup>13</sup> wurden die Determinanten für den Abschluss einer Riester-Rente für das Jahr 2005 geschätzt. Dabei kann ein positiver, hoch signifikanter Einfluss der staatlichen Förderung als Spargrund festgestellt werden. Die Ergebnisse tragen somit zur Fundierung eines Mitnahmeeffekts bei. Als weitere Ergebnisse der Arbeiten von Börsch-Supan et al. können die Effekte des Alters und der Anzahl der Kinder auf die Wahrscheinlichkeit, einen Riester-Vertrag zu besitzen, genannt werden. Hinsichtlich des Einkommens weisen Börsch-Supan et al. (2006; 2007) einen schwach signifikant negativen Effekt des untersten Quintils auf die Riester-Wahrscheinlichkeit nach, der allerdings bei Börsch-Supan et al. (2008c) nicht mehr signifikant ist.

Geyer (2009) kommt in einer Studie für das Jahr 2007 mittels Daten des Sozio-oekonomischen Panels zu dem Ergebnis, dass das Ziel des Gesetzgeber besonders Geringverdiener zu einer privaten Altersvorsorge zu bewegen, bisher nicht erreicht werden konnte. Demnach „riestern“ Personen mit einem Bruttojahreseinkommen kleiner 10.000 € nicht häufiger als Personen mit höherem Einkommen. Die bisherigen Untersuchungen unterstützen also vermehrt einen Mitnahmeeffekt, ohne Auswirkung auf die gesamte Ersparnisbildung.

---

<sup>13</sup> Die SAVE-Studie („Sparen und Altersvorsorge in Deutschland“) basiert auf einer regelmäßigen, repräsentativen Haushaltsbefragung und untersucht das private Spar- und Vorsorgeverhalten in Deutschland. Eine ausführliche Auswertung der SAVE-Daten findet sich bei Börsch-Supan et al. (2006; 2008b).

## 4 Empirische Analyse

### 4.1 Daten und Hypothesen

Für eine Analyse der Entscheidung, staatlich geförderte Altersvorsorgeprodukte zu erwerben, ist von Interesse, welche individuellen Einflussgrößen den Besitz einer Riester-Rente beeinflussen. Nachfolgenden Panelschätzungen liegen Daten des Sozio-oekonomischen Panels zugrunde.<sup>14</sup> Der Datensatz basiert auf den Wellen der Jahre 2004, 2006 und 2007, womit sich die dynamische Entwicklung im Riester Abschlussverhalten darstellen lässt. Für das Jahr 2005 wurden im Sozio-oekonomischen Panel keine Informationen über existierende Riester-Verträge erhoben. Um den förderfähigen Personenkreis abzubilden, wurde der Datensatz auf Personen im erwerbsfähigen Alter beschränkt, sowie Personen, die sich bereits im Ruhestand befinden, heraus gerechnet. Zudem wurden Selbstständige und Individuen, welche die Einkommensrestriktionen nicht erfüllen, aus dem Datensatz entfernt.<sup>15</sup>

Als abhängige Variable wird die binäre Variable *Riester-Rente* verwendet. Im Folgenden wird ausschließlich auf Kerngrößen der Untersuchung eingegangen. Eine detaillierte Variablenbeschreibung aller eingehenden exogenen Größen können Tabelle 1 entnommen werden.

In der Gruppe der prädisponierenden Variablen sollten sich die relativ hohen Kinderzulagen im Rahmen der Riester-Förderung positiv auf die Wahrscheinlichkeit auswirken, einen Riester-Vertrag zu besitzen. Untersucht werden zudem ein linearer Effekt des Alters sowie ein quadratischer Term. Im Hinblick auf die vermehrte Nachfrage jüngerer Kohorten nach einer Riester-Rente sowie aufgrund der bestehenden Notwendigkeit für diese Gruppe privat vorzusorgen, dürfte sich ein invers u-förmiger Verlauf ergeben.

---

<sup>14</sup> Die in dieser Arbeit verwendeten Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) wurden vom deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin, bereitgestellt. Für weitere Informationen siehe Wagner et al. (2007)

<sup>15</sup> Für den Anspruch auf Förderung innerhalb einer Riester-Rente muss ein monatliches Bruttoeinkommen von 400 € vorliegen. Dies gilt auch für Studenten, die einer Nebenerwerbstätigkeit nachgehen. Minijobs unterliegen keiner Riester-Förderung.

**Tabelle 1:** Variablenbeschreibung

---

<b>Jahresdummy</b>	
D2006	1, wenn Jahr 2006
D2007	1, wenn Jahr 2007
<b>Prädisponierende Variablen</b>	
Alter	Alter in Jahren
Alter <sup>2</sup>	Alter in Jahren quadriert
Geschlecht	1, wenn weiblich
verheiratet	1, wenn verheiratet
geschieden	1, wenn geschieden
verwitwet	1, wenn verwitwet
KinderU16	1, wenn Kinder unter 16 Jahren im Haushalt leben
Ausländer	1, wenn Staatsangehörigkeit nicht deutsch und nicht in Deutschland geboren
AusländerD	1, wenn Staatsangehörigkeit nicht deutsch, aber in Deutschland geboren
<b>sozioökonomische Variablen</b>	
eink1	Haushaltsnettoeinkommen <1.000 € pro Monat
eink2	Haushaltsnettoeinkommen 1.000 – 1.600 € pro Monat
eink3	Haushaltsnettoeinkommen 1.600 – 2.400 € pro Monat
eink4	Haushaltsnettoeinkommen 2.400 – 3.400 € pro Monat
eink5	Haushaltsnettoeinkommen >3.400 € pro Monat
Realschule	1, wenn höchster Bildungsabschluss die mittlere Reife
Abitur	1, wenn höchster Bildungsabschluss das Abitur
Universität	1, wenn höchster Bildungsabschluss ein Universitätsabschluss
Arbeiter	1, wenn derzeitige berufliche Stellung: Arbeiter
Angestellte	1, wenn derzeitige berufliche Stellung: Angestellte
Beamte	1, wenn derzeitige berufliche Stellung: Beamte
Ost	1, wenn in neuen Bundesländern lebend
<b>Vermögensmerkmale</b>	
Lebensvers (t-1)	1, wenn HH vor zwei Jahren eine Lebensversicherung besaß
Bausparvertrag (t-1)	1, wenn HH vor zwei Jahren einen Bausparvertrag besaß
Verskontakt	1, wenn in Vorperiode entweder eine Lebensversicherung, ein Bausparvertrag oder eine private Krankenzusatzversicherung neu abgeschlossen wurde
<b>Sorgen und Interessen</b>	
allg. Wirtschaft	1, wenn große Sorgen über allgemeine wirtschaftliche Entwicklung
Arbeitsplatz	1, wenn große Sorgen über Arbeitsplatzsicherheit
Politikinteresse	1, wenn großes Interesse für Politik

---

Die Gruppe der sozioökonomischen Faktoren beinhaltet vier Einkommensklassen. Wir verwenden in unserer Untersuchung das monatliche Haushaltsnettoeinkommen, gemessen in Euro. Unter Berücksichtigung der Tatsache, dass ca. 27 % der Zulagenempfänger über ein

Bruttojahreseinkommen unter 10.000 € verfügen, sollte der Effekt in den unteren Einkommensklassen positiv sein. Aufgrund des überproportional hohen Anteils Geförderter aus den neuen Ländern (vgl. Stolz und Rieckhoff 2008) ist für die Dummy-Variable *Ost* ein positives Vorzeichen zu erwarten.

Weiter sollen spezielle Vermögensmerkmale wie das Vorhandensein einer Lebensversicherung oder eines Bausparvertrages abgebildet werden. Das Vorzeichen dieser Variablen bleibt a priori unklar, da zu überprüfen ist, ob tatsächlich eine Form des Mitnahmeeffekts existiert. Zudem verwenden wir eine Variable, die den Versicherungskontakt im Vorjahr abbildet. Diese nimmt den Wert eins an, wenn zwischen der Vorperiode und der aktuellen Perioden entweder ein Bausparvertrag, eine Lebens- oder private Krankenzusatzversicherung abgeschlossen wurde. Hintergrund stellt die Überlegung einer teilweise angebotsinduzierten Nachfrage dar, was einen positiven Effekt erwarten ließe.

#### *Deskriptive Statistik:*

Für die Schätzungen werden insgesamt drei Stichproben verwendet. Die Schätzungen (1) und (2) enthalten alle Befragten, umfassen also 11.664 Beobachtungen. Stichprobe (3) bezieht sich ausschließlich auf weibliche Befragte mit 6.153 Beobachtungen und in (4) werden lediglich männliche Personen betrachtet. Diese Gruppe umfasst 5.511 Beobachtungen. Insgesamt verfügen ca. 16 % der Befragten über einen Riester-Vertrag, wobei der Anteil unter den Frauen mit ca. 17 % über dem der Männer liegt. Diese Differenz ist statistisch signifikant. **Tabelle 2** enthält die deskriptive Statistik des Paneldatensatzes, unterteilt nach den jeweiligen Stichproben.

**Tabelle 2:** Deskriptive Statistik

	gesamt		nur Frauen		nur Männer	
	MW	SD	MW	SD	MW	SD
<b>Abhängige Variable</b>						
Riester	0.160	0.367	0.171	0.377	0.148	0.355
<b>Erklärende Variablen</b>						
<b>Jahresdummy</b>						
D2006	0.333	0.471	0.333	0.471	0.333	0.471
D2007	0.333	0.471	0.333	0.471	0.333	0.471
<b>Prädisponierende Variablen</b>						
Alter	42.007	10.194	41.907	10.222	42.127	10.162
Alter <sup>2</sup>	1868.58	858.971	1860.15	861.268	1878.0	856.379
Geschlecht	0.527	0.499	-	-	-	-
verheiratet	0.684	0.464	0.698	0.458	0.668	0.470
geschieden	0.091	0.288	0.097	0.296	0.084	0.278
verwitwet	0.011	0.108	0.017	0.131	0.005	0.074
KinderU16	0.424	0.494	0.429	0.495	0.419	0.493
Ausländer	0.076	0.266	0.072	0.258	0.081	0.273
Ausländer D.	0.025	0.156	0.023	0.151	0.027	0.162
<b>Sozioökonomische Variablen</b>						
eink1	0.034	0.183	0.038	0.193	0.030	0.171
eink2	0.104	0.305	0.116	0.320	0.090	0.286
eink3	0.229	0.420	0.233	0.423	0.225	0.417
eink4	0.326	0.469	0.318	0.465	0.335	0.472
Realschule.	0.368	0.482	0.398	0.489	0.334	0.472
Abitur	0.097	0.296	0.102	0.302	0.092	0.289
Universität	0.188	0.391	0.183	0.386	0.193	0.395
Arbeiter	0.271	0.444	0.155	0.362	0.400	0.490
Angestellte	0.459	0.498	0.516	0.499	0.396	0.489
Beamte	0.063	0.243	0.049	0.216	0.079	0.269
Ost	0.283	0.450	0.277	0.447	0.289	0.453
<b>Vermögensmerkmale</b>						
Lebensvers (t-1)	0.689	0.462	0.677	0.467	0.702	0.457
Bausparvertrag (t-1)	0.549	0.497	0.545	0.498	0.554	0.497
Verskontakt	0.249	0.432	0.263	0.440	0.233	0.423
<b>Sorgen und Interessen</b>						
allg. Wirtschaft	0.419	0.493	0.432	0.495	0.405	0.490
Arbeitsplatz	0.145	0.352	0.131	0.337	0.160	0.367
Politikinteresse	0.311	0.463	0.226	0.418	0.406	0.491
<b>Beobachtungen</b>	11.664		6.153		5.511	



### *Hypothesen:*

Im Rahmen der theoretischen Auseinandersetzung mit dem Thema Riester-Rente wurden verschiedene Effekte postuliert, die den Besitz einer Riester-Rente determinieren. Anhand der folgenden Panelschätzung sollen drei Hypothesen empirisch überprüft werden:

*Hypothese 1:* Es besteht ein positiver Effekt der Kinderzulage. D. h. leben Kinder unter 16 Jahren im Haushalt, erhöht dies die Wahrscheinlichkeit einen Riester-Vertrag zu besitzen.

*Hypothese 2:* Menschen, die für ihre Altersabsicherung vorsorgen, nutzen mehrere Kanäle. Zudem existiert ein Mitnahmeeffekt der Riester-Rente, d. h. diejenigen, die in Form von staatlich geförderten Produkten Ersparnisse bilden, haben eine höhere Wahrscheinlichkeit einen Riester-Vertrag zu besitzen.

*Hypothese 3:* Es existiert eine angebotsinduzierte Nachfrage, d. h. der bisherige Abschluss anderer Versicherungsprodukte erhöht die Wahrscheinlichkeit, eine Riester-Rente zu besitzen.

### **4.2 Schätzmethode**

Zur Untersuchung von binären abhängigen Variablen wird ein Modell einer unbeobachtbaren, latenten Variable verwendet. Es wird also die Wahrscheinlichkeit geschätzt, ob ein Individuum  $i$  in Periode  $t$  einen Riester-Vertrag besitzt oder nicht. Die Grundgleichung des Modells ergibt sich somit durch (vgl. Verbeek 2008, S. 394):

$$y_{it}^* = x_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (4.1)$$

$$\varepsilon_{it} = \alpha_i + u_{it}. \quad (4.2)$$

Dabei steht der Index  $i$  für die Anzahl der Beobachtungen (von 1 bis  $N$ ) und  $t$  spiegelt die Perioden wider (von 1 bis  $T$ ) (vgl. Baltagi 2008, S. 11).  $x_{it}$  gibt den Vektor der erklärenden Variablen zum Zeitpunkt  $t$  für jede Beobachtungseinheit  $i$  an;  $\beta$  den Parametervektor und  $\varepsilon_{it}$  den Störterm. Hinsichtlich des Fehlerterms wird unterstellt, dass dieser unabhängig und gleichverteilt über  $i$  und  $t$  sowie unabhängig von  $x_{it}$  ist. Da  $y_{it}^*$  eine nicht beobachtbare Größe darstellt, werden lediglich Ausprägungen von 0 und 1 für die beobachtete Variable  $y_{it}$  wahrgenommen, die mit der latenten Variable wie folgt zusammenhängt (vgl. Verbeek 2008, S. 396):

$$y_{it} \begin{cases} = 1, & \text{wenn } y_{it}^* > 0 \\ = 0, & \text{wenn } y_{it}^* \leq 0. \end{cases} \quad (4.3)$$

Folglich nimmt die beobachtete Variable  $y_{it}$  den Wert eins an, wenn  $y_{it}^*$  größer Null. Der Fehlerterm  $\varepsilon_{it}$  aus (4.2) lässt sich zusätzlich in einen zeitunabhängigen individualspezifischen Effekt  $\alpha_i$  sowie einen restlichen Störterm  $u_{it}$  aufgliedern.  $\alpha_i$  wird als individualspezifischer Fehlerterm angesehen, der zufällig über die Beobachtungseinheiten  $i$  verteilt ist (Random-effects-Modell). In Bezug auf den Fehlerterm müssen spezielle Annahmen über die Verteilung unterstellt werden (vgl. Greene 2008, S. 550-553; Maddala 1987, S. 317f.). So wird angenommen, dass  $\alpha_i$  und  $u_{it}$  unkorreliert und jeweils unabhängig von  $x_{it}$ , sowie alle Fehlerterme normalverteilt und homoskedastisch (konstante Varianz) sind. Somit folgt für den gesamten Fehlerterm  $\varepsilon_{it}$ :

$$\begin{aligned} E[\varepsilon_{it}] &= 0 \\ \text{Var}[\varepsilon_{it}] &= \sigma_u^2 + \sigma_\alpha^2 = 1 + \sigma_\alpha^2 \\ \text{Corr}[\varepsilon_{it}; \varepsilon_{is}] &= \rho = \frac{\sigma_\alpha^2}{1 + \sigma_\alpha^2} \quad \text{für } t \neq s. \end{aligned} \quad (4.4)$$

Die Varianz des üblichen Störterms  $u_{it}$  wird auf eins normiert, die des individualspezifischen Zufallsterms  $\alpha_i$  entspricht  $\sigma_\alpha^2$ .  $\rho$  gibt dann den Korrelationskoeffizienten an, also den Teil der Varianz, der durch das Panel erklärt wird (vgl. Jones et al. 2007, S. 240). Ist  $\rho$  nicht signifikant von Null verschieden, bedeutet dies, dass sich das Panel nicht von einem normalen gepoolten Probit-Modell unterscheidet.

### 4.3 Ergebnisse

Tabelle 3 gibt eine Auswahl der Ergebnisse der Riester-Schätzungen wider. Eine detaillierte Schätztabelle mit allen in das Modell eingehenden Variablen kann dem Anhang (Tabelle 4) entnommen werden.

**Tabelle 3: Ausgewählte Schätzergebnisse**

	(1) Modell		(2) Modell		(3) Frau		(4) Mann	
	Coeff.	p-Value	Coeff.	p-Value	Coeff.	p-Value	Coeff.	p-Value
riester								
Alter	0.2217	(0.000)***	0.2208	(0.000)***	0.1973	(0.000)***	0.2499	(0.001)***
Alter <sup>2</sup>	-0.0032	(0.000)***	-0.0032	(0.000)***	-0.0029	(0.000)***	-0.0036	(0.000)***
KinderU16	0.7108	(0.000)***	0.6994	(0.000)***	0.9198	(0.000)***	0.4142	(0.009)***
eink1	-0.6216	(0.008)***	-0.5319	(0.025)**	-0.5440	(0.051)*	-0.4125	(0.357)
eink2	-0.3377	(0.018)**	-0.2931	(0.041)**	-0.3394	(0.053)*	-0.1915	(0.442)
eink3	-0.1956	(0.063)*	-0.1645	(0.119)	-0.2285	(0.086)*	-0.0636	(0.716)
eink4	-0.1424	(0.105)	-0.1299	(0.138)	-0.1351	(0.221)	-0.1204	(0.407)
Ost	0.3805	(0.002)***	0.3938	(0.001)***	0.3677	(0.014)**	0.4471	(0.034)**
Lebensvers (t-1)			0.1906	(0.026)**	0.2210	(0.037)**	0.1366	(0.345)
Bausparvertrag (t-1)			0.1696	(0.034)**	0.1927	(0.058)*	0.1163	(0.376)
Verskontakt	0.1556	(0.026)**	0.2419	(0.001)***	0.2590	(0.006)***	0.2132	(0.083)*
<i>McFadden adj.</i>	0.0698		0.0707		0.0776		0.0537	
<i>AIC</i>	7460.60		7453.45		4157.10		3313.19	
<i>BIC</i>	7666.80		7674.38		4352.11		3505.01	
<i>N</i>	11.664		11.664		6.153		5.511	
<b>Weitere verwendete Variablen:</b> <i>D2006, D2007, Geschlecht, verheiratet, geschieden, verwitwet, Ausländer, AusländerD, Realschule, Abitur, Universität, Arbeiter, Angestellte, Beamte, wirtsorg, sorgarbeit, Politikinteresse.</i>								
<i>p-values in parentheses</i>								
* $p < 0.1$ , ** $p < 0.05$ , *** $p < 0.01$								

Für das Alter lässt sich in allen Schätzungen ein signifikant inverser u-förmiger Zusammenhang erkennen. Die Wahrscheinlichkeit zu „riestern“ steigt also zunächst an, erreicht ihr Maximum in (1) bei 34,6 Jahren und in (2) bei 34,5 Jahren und sinkt im weiteren Verlauf wieder. Für Frauen liegt dieses bei 34,0 Jahren, bei den Männern wird das Maximum bei 34,7 Jahren erreicht.

Die Variable *KinderU16*, die angibt, ob Kinder unter 16 Jahren im Haushalt leben, erhöht in allen Schätzungen signifikant die Wahrscheinlichkeit einen Riester-Vertrag zu besitzen und führt somit zur Unterstützung von *Hypothese 1*. Der Koeffizient bei Frauen liegt mit 0,91 deutlich über dem der Gesamtstichprobe und bei Männern mit 0,41 deutlich darunter. Ursächlich hierfür könnte eine vermehrte Anrechnung der Kinderzulagen auf von Frauen abgeschlossene Verträge sein.

Zudem fällt auf, dass die Riester-Rente abhängig vom Einkommen ist. In den Modellen (1) und (2) können für die beiden untersten Einkommensklassen statistisch signifikant negative Koeffizienten ermittelt werden. Demzufolge sinkt die Wahrscheinlichkeit einen Riester-Vertrag zu besitzen bei einem Haushaltsmonatseinkommen kleiner als 1.600 € im Vergleich zur Referenzgruppe der Personen mit einem Einkommen größer als 3.400 €. <sup>16</sup> Die Ergebnisse der Gesamtstichprobe lassen sich auch für Frauen bestätigen, während für Männer das Einkommen offenbar ohne Entscheidungsgrundlage für den Abschluss einer Riester-Rente bleibt. Ferner wurden verschiedene Schätzungen mit veränderten Einkommensvariablen, genauer mit dem Haushalts- und mit dem logarithmierten Haushaltseinkommen, durchgeführt, die jedoch zu keinen signifikanten Ergebnissen geführt haben. Zudem wurde der Effekt des Einkommens mittels Äquivalenzeinkommen überprüft. Allerdings deuten die Ergebnisse darauf hin, dass mit zunehmender Haushaltsgröße das Einkommen als insignifikant erscheint. Die Variable *Ost*

---

<sup>16</sup> Börsch-Supan et al. (2007, S. 25; 2008c, S. 311) können lediglich für das unterste Einkommensquintil einen schwach signifikanten negativen Zusammenhang feststellen.

besitzt in allen Schätzungen ein signifikant positives Vorzeichen. Die Wahrscheinlichkeit zu „riestern“ ist also abhängig vom Wohngebiet.

Für die Kategorie der Vermögensmerkmale ist festzuhalten, dass die Variable *Verskontakt* in beiden Schätzungen der Gesamtstichprobe signifikant positiv auf die Riester-Wahrscheinlichkeit wirkt. Das bedeutet, dass Personen, die in der Vorperiode eine Lebensversicherung, einen Bausparvertrag oder eine Krankenzusatzversicherung abgeschlossen haben, mit einer höheren Wahrscheinlichkeit auch eine Riester-Rente besitzen. Die Ergebnisse unterstützen *Hypothese 3*. Zudem zeigt sich ein differenziertes Bild, wenn wie in Modell (2) zusätzlich die Variablen *Lebensversicherung* und *Bausparvertrag* eingehen. Sowohl die Existenz einer Lebensversicherung als auch eines Bausparvertrages wirkt sich signifikant positiv aus. Das bedeutet, dass Menschen, die sich bereits in Form einer Lebensversicherung privat abgesichert haben, mit signifikant höherer Wahrscheinlichkeit auch die Riester-Rente für die Altersabsicherung nutzen. Dieses Ergebnis lässt sich als Mitnahmeeffekt bzw. analog zu Börsch-Supan et al. (2008c, S. 314) als „crowding in“ interpretieren. *Hypothese 2* kann somit nicht verworfen werden. Allerdings zeigt sich, dass diese Aussage lediglich auf Frauen zutrifft. Für die Schätzung ausschließlich mit männlichen Befragten können keine signifikanten Effekte für die Variablen *Lebensvers (t-1)* und *Bausparvertrag (t-1)* ermittelt werden.

## **5 Zusammenfassung und Politikimplikationen**

Mit Einführung der Riester-Rente wurde der Grundstein für den Aufbau einer weiteren kapitalgedeckten Säule im System der Alterssicherung gelegt. Dies wurde nötig, da infolge der Rentenreformen 2001 und 2004 erhebliche Leistungseinschnitte beschlossen wurden. Insgesamt werden zukünftige Generationen mit deutlich geringeren staatlichen Rentenzahlungen leben müssen, die den gewohnten Lebensstandard alleine wohl nicht mehr sichern können. Um den Menschen die Möglichkeit zu geben, für die zu erwartenden

Leistungseinschnitte vorzusorgen, wurde im Jahr 2001 die Riester-Rente als Teilkapitaldeckung in das System der Alterssicherung integriert.

Um die Determinanten der Riester-Rente herauszuarbeiten, wurden unterschiedliche Schätzungen mit Daten des Sozio-oekonomischen Panels der Wellen 2004, 2006 und 2007 durchgeführt. Dabei konnte gezeigt werden, dass das Vorhandensein einer Lebensversicherung oder eines Bausparvertrages, die früher einer staatlichen Förderung unterlagen, die Existenz einer Riester-Rente begünstigen. Augenscheinlich werden diese Anlageformen neben der Riester-Rente weitergeführt und unterstützen somit die These eines Mitnahmeeffekts. Die Resultate implizieren zudem eine angebotsinduzierte Nachfrage nach Riester-Rente. Das bedeutet, dass die Teilhabe an der Riester-Rente derjenigen höher ist, die im vergangenen Jahr eine Lebens- bzw. Krankenzusatzversicherung oder Bausparvertrag neu abgeschlossen haben. Der Versicherungskontakt kann daher als wesentliche Determinante für die Existenz einer Riester-Rente gewertet werden. Offenbar gelingt es vielen Anbietern, Kunden nicht nur vom Nutzen oder der Notwendigkeit anderer Versicherungsprodukte zu überzeugen, sondern auch zusätzlich eine Riester-Rente abzuschließen. Dies soll nicht per se als negativ gewertet werden. Vielmehr ist es zu begrüßen, dass die Zahl der Riester-Verträge seit dem Jahr 2005 eine dynamische Entwicklung erfährt.

Allerdings lässt sich mit diesen Erkenntnissen auch die relativ geringe Spartätigkeit erklären. Das Gesamtvolumen des angesparten Altersvermögens (Beiträge und Zulagen) belief sich im Beitragsjahr 2005 auf ca. 1,8 Mrd. €. Dies entspricht bei ca. 4 Mio. geförderten Personen im Jahr 2005 einem Sparbetrag von ca. 440 € pro Zulagenempfänger (vgl. Stolz und Rieckhoff 2008). Somit lässt sich festhalten, dass zwar viele Menschen eine Riester-Rente besitzen, der dadurch generierte Betrag aber nur bei den wenigsten ihre im Alter zu erwartende persönliche Rentenlücke decken dürfte (vgl. 2008a, S. 23).

Insgesamt deuten die Ergebnisse darauf hin, dass die sozialpolitischen Ziele, die mit der Einführung der Riester-Rente verfolgt wurden, bisher nur teilweise erreicht werden konnten. Als Erfolg kann die in den letzten Jahren zunehmende Verbreitung der privaten Altersvorsorge gewertet werden. Auch zeigt sich, dass besonders bei jüngeren Kohorten, die durch die Leistungseinschnitte besonders betroffen sein werden, eine höhere Nachfrage zu verzeichnen ist. Kritisch ist allerdings die Existenz des Substitutionseffekts zu werten, da tendenziell lediglich nicht-geförderte Ersparnisse in geförderte Produkte umgelenkt werden. Es ist bisher offenbar nicht gelungen, die Spartätigkeit zu erhöhen und so tatsächlich eine vermehrte Vorsorge anzuregen. Für die zukünftige Entwicklung stellt sich die Frage, ob weitere Vereinfachungen des komplizierten Regelwerks vorzunehmen sind und eine Verbesserung der finanziellen Allgemeinbildung zu fördern ist, da die Wahrscheinlichkeit zu riestern unabhängig vom individuellen Bildungsstand ist. Liegt zudem eine Versicherungsinduzierung der Riester-Rente vor, wäre gänzlich auf weitere Vereinfachungen zu verzichten, sofern der Versicherungsagent als perfekter Sachwalter angesehen werden könnte. Wichtig wäre dabei allerdings, eine bessere Aufklärung über die zu erwartende Rentenlücke zu publizieren, um den nötigen Vorsorgeaufwand individuell richtig einschätzen zu können. Letztlich sollte Ziel aller Maßnahmen sein, den Substitutionseffekt zu minimieren, die Menschen zu einer faktischen Erhöhung der Spartätigkeit zu bewegen und diejenigen zu erreichen, die sich bisher dem Thema Altersvorsorge nicht gewidmet haben.

Anhang:

Tabelle 4: Schätzergebnisse

	(1) Modell	(2) Modell	(3) Frau	(4) Mann
	Coeff. p-Value	Coeff. p-Value	Coeff. p-Value	Coeff. p-Value
<b>riester</b>				
D2006	0.6706 (0.000)***	0.6686 (0.000)***	0.5812 (0.000)***	0.8082 (0.000)***
D2007	1.0321 (0.000)***	1.0331 (0.000)***	0.9771 (0.000)***	1.1392 (0.000)***
Alter	0.2217 (0.000)***	0.2208 (0.000)***	0.1973 (0.000)***	0.2499 (0.001)***
Alter <sup>2</sup>	-0.0032 (0.000)***	-0.0032 (0.000)***	-0.0029 (0.000)***	-0.0036 (0.000)***
Geschlecht	0.3180 (0.003)***	0.3198 (0.003)***	--	--
verheiratet	0.2219 (0.124)	0.1851 (0.198)	-0.0161 (0.930)	0.4577 (0.052)*
geschieden	0.3737 (0.055)*	0.3695 (0.057)*	0.2775 (0.256)	0.3817 (0.237)
verwitwet	-0.3844 (0.468)	-0.3983 (0.450)	-0.4265 (0.438)	-0.3670 (0.800)
KinderU16	0.7108 (0.000)***	0.6994 (0.000)***	0.9198 (0.000)***	0.4142 (0.009)***
Ausländer	-0.8792 (0.000)***	-0.8240 (0.000)***	-0.6621 (0.018)**	-1.0633 (0.006)***
AusländerD	-0.9170 (0.008)***	-0.8497 (0.014)**	-1.1401 (0.013)**	-0.5310 (0.331)
eink1	-0.6216 (0.008)***	-0.5319 (0.025)**	-0.5440 (0.051)*	-0.4125 (0.357)
eink2	-0.3377 (0.018)**	-0.2931 (0.041)**	-0.3394 (0.053)*	-0.1915 (0.442)
eink3	-0.1956 (0.063)*	-0.1645 (0.119)	-0.2285 (0.086)*	-0.0636 (0.716)
eink4	-0.1424 (0.105)	-0.1299 (0.138)	-0.1351 (0.221)	-0.1204 (0.407)
Realschule	0.0768 (0.575)	0.0482 (0.724)	0.2344 (0.165)	-0.2393 (0.311)
Abitur	0.1811 (0.337)	0.1515 (0.420)	-0.0511 (0.826)	0.5115 (0.113)
Universität	0.1110 (0.520)	0.1039 (0.544)	0.2973 (0.172)	-0.0861 (0.765)
Arbeiter	0.4295 (0.000)***	0.4106 (0.001)***	0.3941 (0.011)**	0.4783 (0.025)**
Angestellte	0.4543 (0.000)***	0.4294 (0.000)***	0.4290 (0.000)***	0.4591 (0.066)*
Beamte	0.0828 (0.709)	0.0543 (0.806)	-0.0029 (0.992)	0.2004 (0.614)
Ost	0.3805 (0.002)***	0.3938 (0.001)***	0.3677 (0.014)**	0.4471 (0.034)**
Lebensvers (t-1)		0.1906 (0.026)**	0.2210 (0.037)**	0.1366 (0.345)
Bausparvertrag (t-1)		0.1696 (0.034)**	0.1927 (0.058)*	0.1163 (0.376)
Verskontakt	0.1556 (0.026)**	0.2419 (0.001)***	0.2590 (0.006)***	0.2132 (0.083)*
wirtsorg	0.1257 (0.054)*	0.1273 (0.051)*	0.0934 (0.259)	0.1895 (0.077)*
sorgarbeit	0.0858 (0.331)	0.0858 (0.331)	0.0534 (0.647)	0.1684 (0.224)
Politikinteresse	0.1893 (0.024)**	0.1828 (0.029)**	0.1655 (0.145)	0.1866 (0.147)
Konstante	-7.5829 (0.000)***	-7.7825 (0.000)***	-6.8640 (0.000)***	-8.7217 (0.000)***
$\rho$	0.832 (0.000)***	0.830 (0.000)***	0.796 (0.000)***	0.866 (0.000)***
McFadden adj.	0.0698	0.0707	0.0776	0.0537
AIC	7460.60	7453.45	4157.10	3313.19
BIC	7666.80	7674.38	4352.11	3505.01
LR Chi <sup>2</sup>	2103.17	2079.86	978.476	1075.21
Log-Likelihood	-3702.3	-3696.7	-2049.5	-1627.5
N	11664	11664	6153	5511

p-values in parentheses

\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$



## Literatur

- Baltagi, B. H. (2008), *Econometric analysis of Panel Data*, 4. Aufl., Wiley, Chichester.
- Blankart, C. B. (2008), *Öffentliche Finanzen in der Demokratie, Eine Einführung in die Finanzwissenschaft*, 7., vollst. überarb. Aufl., Vahlen, München.
- BMAS - Bundesministerium für Arbeit und Soziales (Hrsg.) (2008a), *Ergänzender Bericht der Bundesregierung zum Rentenversicherungsbericht 2008, (Alterssicherungsbericht 2008)*, BMAS, Berlin.
- BMAS - Bundesministerium für Arbeit und Soziales (Hrsg.) (2008b), *Zusätzliche Altersvorsorge*, BMAS, Berlin.
- BMAS - Bundesministerium für Arbeit und Soziales (Hrsg.) (2009), *Nationaler Strategiebericht, Sozialschutz und soziale Eingliederung 2008 - 2010 in Deutschland*, BMAS, Berlin.
- BMAS - Bundesministerium für Arbeit und Soziales (Hrsg.) (2010), *Entwicklung der privaten Altersvorsorge*, Berlin, online im Internet:  
[http://www.bmas.de/portal/47364/property=pdf/2010\\_\\_08\\_\\_11\\_\\_entwicklung\\_\\_private\\_\\_vorsorge.pdf](http://www.bmas.de/portal/47364/property=pdf/2010__08__11__entwicklung__private__vorsorge.pdf) [Stand: 01.10.2010].
- BMFSFJ - Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend (Hrsg.) (2009), *Familienreport 2009, Leistungen, Wirkungen, Trends*, BMFSFJ, Berlin.
- Börsch-Supan, A., Bucher-Koenen, T., Reil-Held, A. und Wilke, C. (2008a), Zum künftigen Stellenwert der ersten Säule im Gesamtsystem der Alterssicherung, *MEA Working Paper*, Nr. 158-2008, Mannheim Research Institute for the Economics of Aging, Mannheim.
- Börsch-Supan, A., Coppola, M., Essig, L., Eymann, A. und Schunk, D. (2008b), The German SAVE Study - Design and Results, *mea studies 06*, Mannheim Research Institute for the Economics of Aging, Mannheim.
- Börsch-Supan, A., Reil-Held, A. und Schunk, D. (2006), Das Sparverhalten deutscher Haushalte, Erste Erfahrungen mit der Riester-Rente, *MEA Working Paper*, Nr. 114-2006, Mannheim Research Institute for the Economics of Aging, Mannheim.
- Börsch-Supan, A., Reil-Held, A. und Schunk, D. (2007), The Savings Behaviour of German Households - First Experiences with state promoted private pensions, *MEA Working Paper*, Nr. 136-2007, Mannheim Research Institute for the Economics of Aging, Mannheim.
- Börsch-Supan, A., Reil-Held, A. und Schunk, D. (2008c), Saving incentives, old-age provision and displacement effects - evidence from the recent German pension reform, in: *Journal of Pension Economics and Finance*, 7(3), S. 295–319.
- Breyer, F. und Buchholz, W. (2009), *Ökonomie des Sozialstaats*, 2. Aufl., Springer Berlin Heidelberg, Berlin, Heidelberg.
- Corneo, G., Keese, M. und Schröder, C. (2008), Can governments boost voluntary retirement savings via tax incentives and subsidies?, A German case study for low-income-households, *Economics Working Paper*, Nr. 2008-18, Christian-Albrechts-Universität Kiel, Kiel.
- Corneo, G., Keese, M. und Schröder, C. (2009), The Riester scheme and private savings, An empirical analysis based on the German SOEP, in: *Schmollers Jahrbuch*, 129(2), S. 321–332.
- Dickmann, N. (2004), Grundlagen der demographischen Entwicklung, in: Institut der deutschen Wirtschaft Köln (Hrsg.), *Perspektive 2050, Ökonomik des demographischen Wandels*, 2. Aufl., Dt. Instituts-Verl., Köln, S. 11–33.
- Ehrentraut, O. (2006), *Alterung und Altersvorsorge, Das deutsche Drei-Säulen-System der Alterssicherung vor dem Hintergrund des demografischen Wandels*, Lang, Frankfurt am Main u. a.
- Essig, L. und Reil-Held, A. (2004), Chancen und Risiken der "Riester-Rente", *Sonderforschungsbereich 504 Publications*, Nr. 04-67, Universität Mannheim, Sonderforschungsbereich 504, Mannheim.
- Geyer, J. und Steiner, V. (2009), Zahl der Riester-Renten steigt sprunghaft - aber Geringverdiener halten sich noch zurück, in: *DIW - Wochenbericht*, 76(32), S. 534–541.

- Greene, W. H. (2008), *Econometric analysis*, 6. Aufl., Pearson Prentice Hall, Upper Saddle River, NJ.
- Jones, A. M., Rice, N., Bago díUva, T. und Balia, S. (2007), *Applied health economics*, Routledge, London.
- Löbber, H. (2007), *Die Auswirkungen des demografischen Wandels auf die sozialen Sicherungssysteme, Reformoptionen und Simulationsstudien für Deutschland*, Kovac, Hamburg.
- Maddala, G. S. (1987), Limited Dependend Variable Models using Panel Data, in: *The Journal of Human Resources*, 22(3), S. 307–338.
- Prinz, A., Reichardt, A. und Wrohlich, K. (2003), Mikroökonomische Analyse der "Riester-Rente", in: *WIST-Wirtschaftswissenschaftliches Studium*, 32(7), S. 399–405.
- Schaier, A. (2006), *Die "Riester-Rente" - Anspruch und Potential, Eine Analyse der Leistungsfähigkeit auf Basis der gesetzgeberischen Ziele*, Lit, Hamburg.
- Sommer, M. (2007), Fiskalische Auswirkungen einer Erweiterung des Förderrahmens von Riesterrenten, *MEA Working Paper*, Nr. 122-2007, Mannheim Research Institute for the Economics of Aging, Mannheim.
- Statistisches Bundesamt (2006), *Bevölkerung Deutschlands bis 2050, 11. koordinierte Bevölkerungsvorausberechnung*, Stat. Bundesamt, Wiesbaden.
- Stolz, U. und Rieckhoff, C. (2008), Förderung der zusätzlichen Altersvorsorge für das Beitragsjahr 2005 durch die ZfA, in: *RVaktuell*, 55(9), S. 267–273.
- Verbeek, M. (2008), *A guide to modern econometrics*, 3. Aufl., Wiley, Chichester.
- Wagner, G. G., Frick, Joachim R. und Schupp, J. (2007), The German Socio-Economic Panel Study (SOEP) - Scope, Evolution and Enhancements, in: *Schmollers Jahrbuch*, 127(1), S. 139–169.
- Wöster, C. (2008), Die staatliche Förderung von privaten Altersvorsorgeverträgen nach dem Altersvermögensgesetz, Eine ökonomische Analyse, *Diskussionspapier*, Nr. 575, Universität Bielefeld, Fakultät für Wirtschaftswissenschaften, Bielefeld.