

Schwarze, Johannes; Wunder, Christoph

Working Paper

Zufriedenheit mit der Altersvorsorge und Präferenzen für alternative Sicherungsmodelle : Empirische Analysen mit dem Sozio-oekonomischen Panel (SOEP)

DIW Discussion Papers, No. 420

Provided in Cooperation with:

German Institute for Economic Research (DIW Berlin)

Suggested Citation: Schwarze, Johannes; Wunder, Christoph (2004) : Zufriedenheit mit der Altersvorsorge und Präferenzen für alternative Sicherungsmodelle : Empirische Analysen mit dem Sozio-oekonomischen Panel (SOEP), DIW Discussion Papers, No. 420, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/18144>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

Discussion Papers

420

Christoph Wunder
Johannes Schwarze

Zufriedenheit mit der Altersvorsorge und
Präferenzen für alternative
Sicherungsmodelle – Empirische
Analysen mit dem Sozio-oekonomischen
Panel (SOEP)

Berlin, April 2004



DIW Berlin

German Institute
for Economic Research

Opinions expressed in this paper are those of the author and do not necessarily reflect views of the Institute.

DIW Berlin

German Institute
for Economic Research

Königin-Luise-Str. 5
14195 Berlin,
Germany

Phone +49-30-897 89-0

Fax +49-30-897 89-200

www.diw.de

ISSN 1619-4535

Zufriedenheit mit der Altersvorsorge und Präferenzen für alternative Sicherungsmodelle – Empirische Analysen mit dem Sozio-oekonomischen Panel (SOEP)

Christoph Wunder, Universität Bamberg
Johannes Schwarze, Universität Bamberg, DIW Berlin und IZA Bonn

März 2004

Zusammenfassung

Mit Daten des Sozio-oekonomischen Panels für das Jahr 2002 wird gezeigt, dass die jüngere Generation mit ihrer finanziellen Alterssicherung deutlich unzufriedener ist als die ältere. Dieser Effekt ist unabhängig von der ökonomischen Situation der Befragten, weist also darauf hin, dass es grundsätzliche Unterschiede zwischen den Generationen gibt. Für das Jahr 1992 konnte dieser Effekt nicht nachgewiesen werden. Während eine geschlossene Erwerbsbiographie einen positiven Einfluss auf die Zufriedenheit hat, wirken sich Perioden von Arbeitslosigkeit sowie unsichere Zukunftserwartungen negativ aus.

Trotz der deutlich gestiegenen Unzufriedenheit mit der Alterssicherung stehen große Teile der Bevölkerung einer privatwirtschaftlich organisierten Altersvorsorge skeptisch gegenüber. Ganz allgemein kann gezeigt werden, dass mit ihrer Alterssicherung Unzufriedene dem Staat größeres Vertrauen entgegenbringen. Die meisten Befragten halten staatliche Zuschüsse für die private Altersvorsorge zwar für wichtig, die Anreize scheinen aber nicht ausreichend zu sein, um breite Bevölkerungsschichten zum Aufbau einer hinreichenden Privatvorsorge zu bewegen. Diese ist vielmehr deutlich von den finanziellen Möglichkeiten der Befragten geprägt.

Abstract

Using data from the German Socio-Economic Panel Study 2002, we show that satisfaction with the German public pension system is significantly lower in the younger generation. This effect is independent from the individual economic situation and cannot be observed in earlier

years. Whereas long periods of full time employment increase satisfaction with old-age security, unemployment has a significant negative impact.

In spite of being rather discontented with old-age security, large parts of the population are mistrustful of a more comprehensive privatization of old-age pensions. In general, the dissatisfied tend to prefer a state-organized old-age security. Most respondents consider state subsidies to be important for private old-age security. However, the incentives do not seem to be suitable for broader implementation of private provision.

JEL Classification: C25, H55

Keywords: satisfaction, German public pension system, ordered probit model, German Socio-Economic Panel Study

Korrespondenzanschrift:

Christoph Wunder
Otto-Friedrich-Universität Bamberg
Professur für VWL, insb. Sozialpolitik
Feldkirchenstrasse 21
D-96045 Bamberg
Email: christoph.wunder@sowi.uni-bamberg.de

Wir danken den Teilnehmern des Graduiertenkolloquiums des Forschungsnetzwerkes Alterssicherung am 1. und 2. März 2004 in Würzburg für wertvolle Hinweise.

1 Einleitung

Im Mittelpunkt der wissenschaftlichen und politischen Rentendebatte stehen die aus dem demographischen Wandel resultierenden Finanzierungsprobleme des Rentensystems, die sich aufgrund des Geburtenrückgangs und steigender Lebenserwartung in Zukunft verschärfen werden. In einer Modellrechnung für die Bevölkerungsentwicklung bis zum Jahr 2050 geht das Bundesministerium des Inneren von einer Erhöhung des Anteils der 65-jährigen und älteren Personen von 15,9 % im Jahr 1999 auf 29,3 % im Jahr 2050 aus (vgl. Bundesministerium des Inneren 2000, S. 12 f.). Die aktuelle Diskussion konzentriert sich mithin vor allem auf die Frage, welche Kombination möglicher Reformen am geeignetsten ist, um diesen Problemen zu begegnen. Im Wesentlichen werden drei Reformoptionen in Erwägung gezogen. Erstens geht es um die Frage, inwiefern das bestehende Alterssicherungssystem in reduzierter Form, beispielsweise durch Absenkung des Rentenniveaus oder der Anhebung des Renteneintrittsalters, beibehalten werden kann. Als zweite Alternative stellt sich eine Abkehr vom Umlageverfahren hin zu einem Kapitaldeckungsverfahren dar. Schließlich wird drittens auch die Möglichkeit einer steuerfinanzierten Grundrente ins Gespräch gebracht. Jede dieser drei Optionen dürfte aber zu einem Rückgang an staatlicher Initiative und einem Ausbau der privatwirtschaftlichen, über den Markt koordinierten Altersvorsorge führen (vgl. Börsch-Supan 2001).

Wesentliche Voraussetzung für eine erfolgreiche Rentenreform ist ihre Akzeptanz bei den Bürgern. Politische Durchsetzbarkeit und Nachhaltigkeit eines Alterssicherungssystems sind nur auf der Grundlage äquivalenter, nicht zu stark differierender Zufriedenheit und breiter Zustimmung aller Generationen denkbar. Insbesondere die Forderung nach Beständigkeit und Sicherheit dürfte bei risikoaversen Individuen in Anbetracht des langen Zeithorizontes eine große Rolle spielen. Des Weiteren ist es erforderlich, dass die Ausgestaltung des Rentensystems mit den Zielen der Menschen in unterschiedlichen Lebensphasen kompatibel ist. Zum einen müssen die aus den Beitragszahlungen resultierenden finanziellen Belastungen der jüngeren, erwerbstätigen Generation zumutbar bleiben, zum anderen soll die Sicherung eines angemessenen Lebensstandards der älteren Generation nicht gefährdet werden. Der Zufriedenheit der Bürger mit den ihnen zur Verfügung stehenden Möglichkeiten der Altersvorsorge und ihren Präferenzen für alternative Systeme der Alterssicherung werden in der Rentendebatte bisher allerdings zu wenig Beachtung geschenkt. In diesem Beitrag werden deshalb die Zufriedenheit der Bevöl-

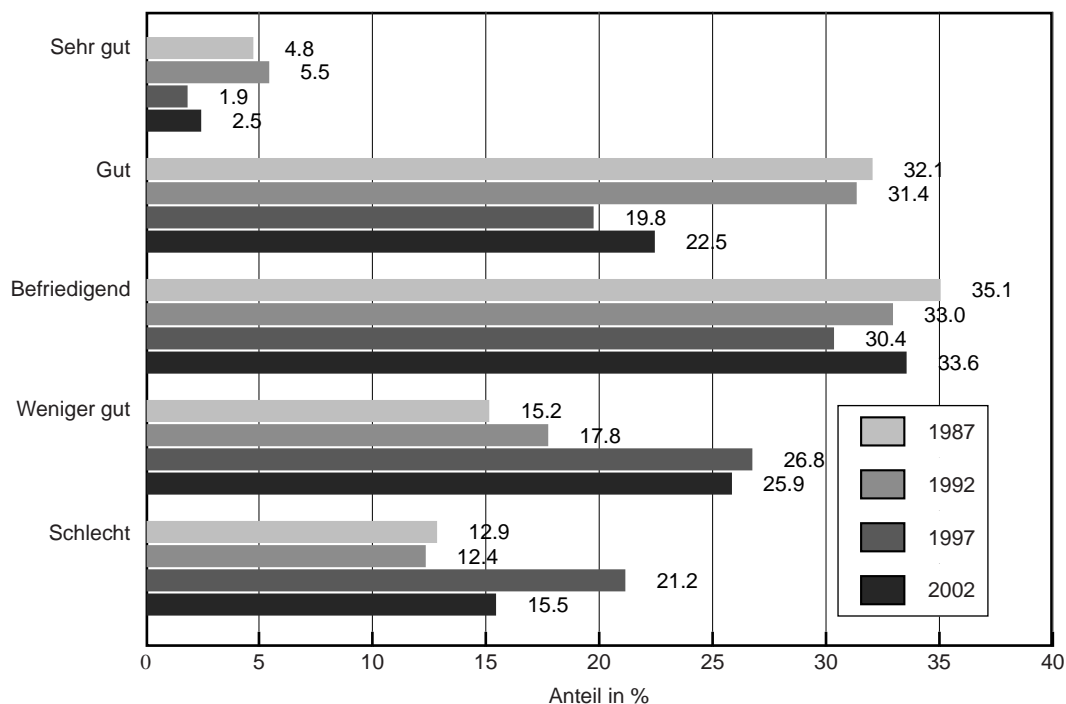
kerung mit der Alterssicherung sowie die Präferenzen für mögliche Alternativen – insbesondere einer stärker kapitalgedeckten Eigenvorsorge – mit Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) empirisch analysiert. Darüber hinaus wird eine Einschätzung der Effizienz von staatlichen Zuschüssen, wie sie etwa mit der Riester-Rente gewährt werden, versucht. Zu diesem Zweck wird zum einen untersucht, für wie wichtig staatliche Zuschüsse gehalten werden und zum anderen, welche Faktoren die Pläne für einen künftigen Ausbau der Altersvorsorge beeinflussen. Um Aussagen über die langfristige Entwicklung treffen zu können, beschränkt sich die Analyse auf die Bevölkerung in den alten Bundesländern.

2 Entwicklung der Zufriedenheit mit der Alterssicherung

Die dominierende Komponente der Alterssicherung in Deutschland ist die Gesetzliche Rentenversicherung (GRV), deren Funktionsfähigkeit für die heute Erwerbstätigen und künftigen Generationen jedoch zunehmend in Frage gestellt wird. Insbesondere die Finanzierung durch das Umlageverfahren wird bei schrumpfender Bevölkerung skeptisch betrachtet (vgl. Bundesministerium für Gesundheit und Soziale Sicherung 2003, S. 45 ff.). Die Bereitschaft dieses Verfahren beizubehalten, ist wesentlich von den Erwartungen der Bevölkerung – insbesondere der jüngeren Erwerbstätigen – bezüglich der eigenen Absicherung im Alter abhängig. Ein auf dem Umlageverfahren aufbauendes Alterssicherungssystem ist langfristig nur legitimierbar, wenn die Zufriedenheit mit dem System hoch ist und insbesondere nicht allzu deutlich über alle beteiligten Generationen – junge und ältere Erwerbstätige sowie Rentner – differiert. Aus diesem Grund soll zunächst die Zufriedenheit der Bürger mit den ihnen zur Verfügung stehenden Möglichkeiten der finanziellen Alterssicherung untersucht werden.

Im SOEP wurde in den Jahren 1987, 1992, 1997 und 2002 nach der Zufriedenheit mit der finanziellen Absicherung für das Alter gefragt (vgl. Haisken-DeNew und Frick 2003, S. 16). Hier konnten die Befragten auf einer fünfstufigen Skala von schlecht bis sehr gut angeben, wie sie ihre finanzielle Absicherung für das Alter bewerten. Wenngleich sich die Frage nicht ausschließlich auf die Absicherung durch die GRV bezieht, so dürfte doch die Bewertung der GRV die Antworten der Befragten dominieren. Die Auswertung der Frage für die vier Beobachtungszeitpunkte ist in Abbildung 1 wiedergegeben. In den Jahren 1987 und 1992 sind die Antworten sehr gut und gut wesentlich häufiger vergeben worden als 1997 und 2002. Auffällig

Abbildung 1: Zufriedenheit mit finanzieller Absicherung für das Alter



Quelle: SOEP 2002. Westdeutsche Befragte im Alter von 16 bis 64 Jahren, querschnittsgewichtet.

ist, dass es zu einem regelrechten Einbruch bei der Zufriedenheit im Jahr 1997 gekommen ist. Spiegelbildlich stellt sich die Situation für die Antwortkategorien weniger gut und schlecht dar. So ist die Unzufriedenheit mit der finanziellen Alterssicherung 1997 deutlich größer geworden. Trotz einer leichten Erholung im Jahr 2002 werden die Zufriedenheitswerte der früheren Jahre nicht wieder erreicht. Ein möglicher Grund für den größeren Pessimismus kann in der Medienpräsenz sozialpolitischer und insbesondere arbeitsmarktpolitischer Themen liegen. Mit dem Erreichen der Vier-Millionen-Grenze bei der Arbeitslosigkeit erlebte die Diskussion über die sozialen Sicherungssysteme zwischen den Jahren 1995 und 1997 einen Höhepunkt (vgl. Baum und Lahusen, S. 4 ff.). Dieser öffentliche Diskurs trug wohl maßgeblich zum Wandel der Einschätzung bei.

Eine frühere Analyse der Daten von 1987 und 1992 zeigte (vgl. Rinne und Wagner 1995), dass die Zufriedenheit mit der Alterssicherung über die verschiedenen Generationen nicht signifikant differierte. Fraglich ist, ob die Hypothese, dass es keinen „Krieg der Generationen“ gäbe, auch heute noch verworfen werden kann. Ein Blick auf Tabelle 1 zeigt deutliche Unterschiede in der Bewertung der Alterssicherung in Abhängigkeit von der Altersgruppe. Die

Tabelle 1: Zufriedenheit mit der Alterssicherung nach Altersgruppen

Altersgruppen	Zufriedenheit mit der Alterssicherung					Σ
	schlecht	weniger gut	befriedigend	gut	sehr gut	
16-25	22.8	25.5	30.9	15.9	4.8	100.0
26-35	16.7	30.8	31.1	18.8	2.6	100.0
36-45	19.2	25.9	33.8	19.1	2.1	100.0
46-55	13.1	28.3	32.7	23.7	2.2	100.0
56-64	8.6	18.8	37.7	32.5	2.4	100.0
Σ	15.5	25.9	33.6	22.5	2.5	100.0

Quelle: SOEP 2002. Westdeutsche Befragte im Alter von 16 bis 64 Jahren, querschnittsgewichtet.
N=4074

Jüngeren wählen die Antwortkategorie schlecht wesentlich häufiger als die Älteren. Der höchste Anteil derjenigen, die ihre Alterssicherung mit mindestens gut bewerten, ist dagegen in der Altersgruppe der 56- bis 64-Jährigen zu finden. Um zu analysieren, ob es sich dabei um einen reinen „Generationeneffekt“ handelt oder ob sich hinter dem Alterseffekt andere Einflussfaktoren verbergen, die – wie z. B. das Einkommen – eng mit dem Alter zusammenhängen, sollten andere Einflussfaktoren der Zufriedenheit mit der Alterssicherung kontrolliert werden.

3 Methode

Die Analyse von Zufriedenheitsangaben hat in der ökonomischen Forschung in den letzten Jahren stetig an Bedeutung gewonnen. Im Mittelpunkt steht dabei die allgemeine Lebenszufriedenheit, die als Maß für die individuelle Wohlfahrt interpretiert werden kann (einen Überblick dazu geben Frey und Stutzer 2002). Daneben kann die Analyse der Zufriedenheit mit einzelnen Lebensbereichen wie Arbeit (z. B. Winkelmann und Winkelmann 1998) oder Einkommen (z. B. Schwarze 2003) spezifische Einblicke in die Determinanten individuellen Wohlergehens gewähren. Auch die Zufriedenheit mit der Absicherung im Alter ist unter diesem Gesichtspunkt schon analysiert worden (vgl. Rinne und Wagner 1995, Schwarze und Wagner 1990).

Um den Einfluss individueller und institutioneller Merkmale auf die Zufriedenheit mit der finanziellen Absicherung für das Alter zu analysieren, wurde ein Ordered Probit Modell gewählt (vgl. Greene 2000, S. 875 ff.). Die Modellspezifikation, die den Zusammenhang zwischen Zufriedenheit und erklärenden Variablen aufzeigt, wird durch Gleichung 1 beschrieben.

$$y_i^* = \beta' \mathbf{x}_i + \epsilon_i \quad (1)$$

Der Vektor \mathbf{x}_i enthält die Merkmalsausprägungen der erklärenden Variablen, β ist ein Vektor mit den unbekanntem Parametern des Modells und ϵ_i bezeichnet einen standardnormalverteilten Störterm. Dabei wird davon ausgegangen, dass die Zufriedenheit y_i^* selbst nicht beobachtbar ist. Es handelt sich um eine latente Variable, die mit den (beobachtbaren) Antworten der Befragten y_i folgendermaßen zusammenhängt:

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{falls } \tau_0 = -\infty \leq y_i^* < \tau_1 \\ \vdots & \\ m & \text{falls } \tau_{m-1} \leq y_i^* < \tau_m \\ \vdots & \\ 5 & \text{falls } \tau_4 \leq y_i^* < \tau_5 = \infty \end{cases} \quad (2)$$

Dabei wählt ein Befragter die Antwort 1 („schlecht“), wenn seine Zufriedenheit kleiner ist als ein Schwellenwert τ_1 . Ist seine Zufriedenheit größer als τ_1 und kleiner als τ_2 , dann antwortet die Person „weniger gut“. Entsprechendes gilt für die übrigen Antworten. Die Wahrscheinlichkeit, dass eine Antwortkategorie gewählt wird, ergibt sich wie folgt.

$$\begin{aligned} P(y = m) &= P(\tau_{m-1} \leq y_i^* < \tau_m) \\ &= P(\tau_{m-1} \leq \beta' \mathbf{x}_i + \epsilon_i < \tau_m) \\ &= P(\tau_{m-1} - \beta' \mathbf{x}_i \leq \epsilon_i < \tau_m - \beta' \mathbf{x}_i) \\ &= \Phi(\tau_m - \beta' \mathbf{x}_i) - \Phi(\tau_{m-1} - \beta' \mathbf{x}_i) \end{aligned} \quad (3)$$

Entsprechend der Annahme eines standardnormalverteilten Störterms ist Φ die Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung. Die Schätzung der Koeffizienten und der Schwellenwerte, die auch als cutpoints oder thresholds bezeichnet werden, findet mittels der Maximum-Likelihood-Methode statt. Ordered Probit Modelle erlauben es, die Ranginformation der endogenen Variable zu berücksichtigen. Ein positives Vorzeichen eines geschätzten Koeffizienten gibt an, dass eine höhere Ausprägung der entsprechenden exogenen Variable die Wahrscheinlichkeit vergrößert, dass ein Befragter eine höhere Zufriedenheit bekundet. Umgekehrt verringert sich die Wahrscheinlichkeit, dass die Zufriedenheit mindestens mit befriedigend bezeichnet wird, bei einem negativen Vorzeichen bzw. erhöht sich die Wahrscheinlichkeit, dass die Zufriedenheit mit weniger gut oder schlecht angegeben wird. Allerdings können die Koeffizienten

nicht direkt quantitativ interpretiert werden, weshalb zusätzlich die marginalen Effekte berechnet wurden:

$$\frac{\partial P(y = m|\bar{\mathbf{x}})}{\partial x_k} = \begin{cases} \beta_k [\phi(\tau_{m-1} - \beta'\bar{\mathbf{x}}) - \phi(\tau_m - \beta'\bar{\mathbf{x}})], & \text{falls } \beta_k > 0; \\ \beta_k [\phi(\tau_m - \beta'\bar{\mathbf{x}}) - \phi(\tau_{m-1} - \beta'\bar{\mathbf{x}})], & \text{falls } \beta_k < 0. \end{cases} \quad (4)$$

Diese geben an, wie sich bei einer Erhöhung der erklärenden Variable um eine Einheit die Wahrscheinlichkeiten für die Wahl der Zufriedenheitswerte ändern. Bei der Berechnung des marginalen Effekts gemäß Gleichung 4 wird die Annahme getroffen, dass alle Variablen in der Stichprobe den Mittelwert annehmen. ϕ bezeichnet dabei die Dichtefunktion der Standardnormalverteilung. Für Dummy-Variablen zeigen die marginalen Effekte die Veränderung der Wahrscheinlichkeit bei einer diskreten Änderung von null auf eins an. Die Berechnung ändert sich wie in Gleichung 5 dargestellt.

$$\frac{\Delta P(y = m|\bar{\mathbf{x}})}{\Delta x_k} = P(y = m|\bar{\mathbf{x}}, x_k = 1) - P(y = m|\bar{\mathbf{x}}, x_k = 0) \quad (5)$$

4 Determinanten der Zufriedenheit mit der Alterssicherung

Die Zufriedenheit mit der Alterssicherung dürfte von verschiedenen individuellen Merkmalen geprägt sein. Zum einen sind dies Merkmale, die die Präferenzen der Individuen im Hinblick auf Alterssicherung – z. B. die Zeitpräferenzrate – beschreiben. Zum anderen sind es die Ressourcen bzw. Restriktionen, die den Aufbau einer Alterssicherung im Rahmen der GRV oder einer privaten Alterssicherung begünstigen oder behindern. Damit dürfte die Zufriedenheit insbesondere vom Erwerbsstatus, der Erwerbsbiographie, dem Einkommen und der Ausbildung bestimmt sein. Hinzu kommen spezifische Merkmale, wie der Familienstand oder die Anzahl von Kindern, die bei der Leistungsgewährung der GRV eine Rolle spielen.

Um die Veränderung der Determinanten der Zufriedenheit mit der Alterssicherung analysieren zu können, werden Ordered-Probit Modelle für das Jahr 1992 und das Jahr 2002 geschätzt.¹ Weiterhin werden zwei unterschiedliche Populationen betrachtet. Eine Schätzung wird für alle

¹ Der Vergleich mit dem Jahr 1992 wurde gewählt, weil hier erstens Daten des wiedervereinigten Deutschlands vor dem Einbruch bei der Zufriedenheit zur Verfügung stehen und es zweitens einen Anknüpfungspunkt zur Studie von Rinne und Wagner 1995 gibt.

Personen im Alter zwischen 16 und 64 Jahren durchgeführt. Um den Einfluss von Merkmalen der Erwerbstätigkeit und der Erwerbsbiographie genauer herausarbeiten zu können, wird zusätzlich ein Modell nur für abhängig Beschäftigte geschätzt.

Der Einfluss der in der Schätzung berücksichtigten Merkmale auf die Zufriedenheit mit der Alterssicherung hat sich im betrachteten 10-Jahres-Zeitraum kaum verändert (vgl. Tabellen 2 und 3). Frauen sind nach wie vor mit ihrer Altersvorsorge eher unzufrieden. Ein Grund hierfür könnte in der Tatsache liegen, dass Frauen immer noch den Hauptteil der Erziehungs- und Familienarbeit leisten, weshalb sie häufiger als Männer Erwerbsunterbrechungen in Kauf nehmen und Teilzeitbeschäftigungsverhältnisse eingehen müssen. Solche diskontinuierlichen Erwerbsverläufe, die mit einem geringeren Aufbau von Humankapital einhergehen, vermindern das zukünftige Einkommenspotential und führen zu entsprechend reduzierten Rentenansprüchen (einen Überblick dazu gibt Schwarze 2001). Diese Hypothese wird durch die Ergebnisse der Schätzung für die Erwerbstätigen gestützt. Werden nämlich spezifische Merkmale für die Erwerbstätigkeit und insbesondere die Erwerbsbiographie kontrolliert, dann geht vom Geschlecht kein signifikanter Einfluss mehr auf die Zufriedenheit aus.

In den geschätzten Modellen spiegelt sich auch die Ausrichtung des bestehenden Rentensystems an einem eher traditionellen familienpolitischen Leitbild wider. Einen negativen Einfluss auf die Zufriedenheit hat die Tatsache, ob jemand geschieden oder ledig ist. Die Referenzgruppe bilden die Verheirateten. Die Ehezentrierung der GRV und die größere Zufriedenheit der Verheirateten resultieren hier aus der finanziellen Alterssicherung des nichterwerbstätigen Ehepartners, der aufgrund der Hinterbliebenenversicherung einen Rentenanspruch erhält, ohne dass dafür extra Beiträge zu entrichten sind.

Die Erwerbszentrierung des Rentensystems zeigt sich in der Unzufriedenheit derjenigen, die zum Befragungszeitpunkt arbeitslos gemeldet waren. Sie scheinen die mit ihrer Arbeitslosigkeit verbundenen verringerten Erwerbschancen wahrzunehmen und sind unzufriedener mit ihrer Altersvorsorge. Die Bedeutung der Arbeitslosigkeit wird ebenso in der Schätzung für die Erwerbstätigen deutlich. Perioden von Arbeitslosigkeit wirken sich negativ auf die Zufriedenheit aus. Das gleiche gilt für Erwartungen im Hinblick auf den Verlust des Arbeitsplatzes. Im Gegensatz dazu steigt die Zufriedenheit mit der Alterssicherung mit zunehmenden Jahren der Vollzeiterwerbstätigkeit. Das Prinzip der Teilhabeäquivalenz der Rentenversicherung scheint also auch von den heute Erwerbstätigen noch antizipiert zu werden. Seitens der Beschäftigten

Tabelle 2: Zufriedenheit mit finanzieller Absicherung für das Alter

Variable	Zufriedenheit 1992		Zufriedenheit 2002	
	Koeffizient	(Std. Fehler)	Koeffizient	(Std. Fehler)
Frau	-0.1792**	(0.0326)	-0.1054**	(0.0364)
Alter	-0.0056	(0.0104)	-0.0312**	(0.0117)
Alter ²	0.0001	(0.0001)	0.0005**	(0.0001)
Haushalts-pro-Kopf-Einkommen	0.0002**	(0.0000)	0.0002**	(0.0000)
Eigentümer Haus/Wohnung	0.1742**	(0.0322)	0.1327**	(0.0375)
Schulbildung (Referenzgruppe: Hauptschule)				
keine	-0.1294	(0.1111)	0.0302	(0.1872)
noch keine 2002			0.2984 [†]	(0.1756)
mittel	0.0850*	(0.0395)	0.0928*	(0.0436)
hoch	-0.0690	(0.0450)	-0.0032	(0.0478)
politisches Interesse	0.0654 [†]	(0.0362)	0.0030	(0.0385)
arbeitslos	-0.4389**	(0.0913)	-0.3322**	(0.0830)
Familienstand (Referenzgruppe: verheiratet)				
ledig	-0.2006**	(0.0538)	-0.1463*	(0.0590)
geschieden	-0.1484*	(0.0724)	-0.1964**	(0.0708)
verwitwet	0.1500	(0.1028)	-0.0122	(0.1317)
allein erziehend	-0.1802*	(0.0771)	-0.1252	(0.0820)
Kinder unter 16 Jahre	0.0634	(0.0423)	0.1451**	(0.0472)
<hr/>				
N	4629		3752	
Log-likelihood	-6555.4554		-5228.4091	
χ^2	274.9355		230.4376	

Signifikanzniveau : † : 10% * : 5% ** : 1%

Abhängige Variable: Zufriedenheit mit der finanziellen Absicherung für das Alter:
1 (schlecht), ..., 5 (sehr gut).

Quelle: SOEP 1992 und 2002. Westdeutsche Befragte im Alter von 16 bis 64 Jahren.

Tabelle 3: Zufriedenheit mit finanzieller Absicherung für das Alter – nur Erwerbstätige

Variable	Koeffizient	(Std. Fehler)
Frau	0.0160	(0.0542)
Alter	-0.0394*	(0.0172)
Alter ²	0.0004*	(0.0002)
Familienstand (Referenzgruppe: verheiratet)		
ledig	-0.1693**	(0.0631)
geschieden	-0.1466†	(0.0813)
verwitwet	0.0565	(0.1952)
ln(Bruttoeinkommen)	0.1942**	(0.0386)
Sorgen bzgl. Arbeitsplatz	-0.3141**	(0.0452)
Betriebsgröße (Referenzgruppe: weniger als 20 Mitarbeiter)		
20-199	-0.0588	(0.0643)
200-1999	-0.1145	(0.0715)
2000-	-0.0254	(0.0705)
Erwerbsbiographie		
Jahre der Vollzeitwerbstätigkeit	0.0091†	(0.0050)
Jahre der Teilzeiterwerbstätigkeit	0.0079	(0.0069)
Jahre der Arbeitslosigkeit	-0.0365**	(0.0124)
Branchen (Referenzgruppe: alle anderen)		
öffentlicher Dienst	0.1592**	(0.0605)
Metallindustrie	-0.0683	(0.0799)
Chemieindustrie	0.1285	(0.1339)
sonstige Industrie	-0.0385	(0.0757)
Handel	0.0285	(0.0736)
Dienstleistungen/Banken	0.3831**	(0.0968)
N	2360	
Log-likelihood	-3241.1599	
$\chi^2_{(20)}$	204.995	

Signifikanzniveau : † : 10% * : 5% ** : 1%

Abhängige Variable: Zufriedenheit mit der finanziellen Absicherung für das Alter: 1 (schlecht), ..., 5 (sehr gut).

Quelle: SOEP 2002. Westdeutsche Erwerbstätige im Alter von 16 bis 64 Jahren.

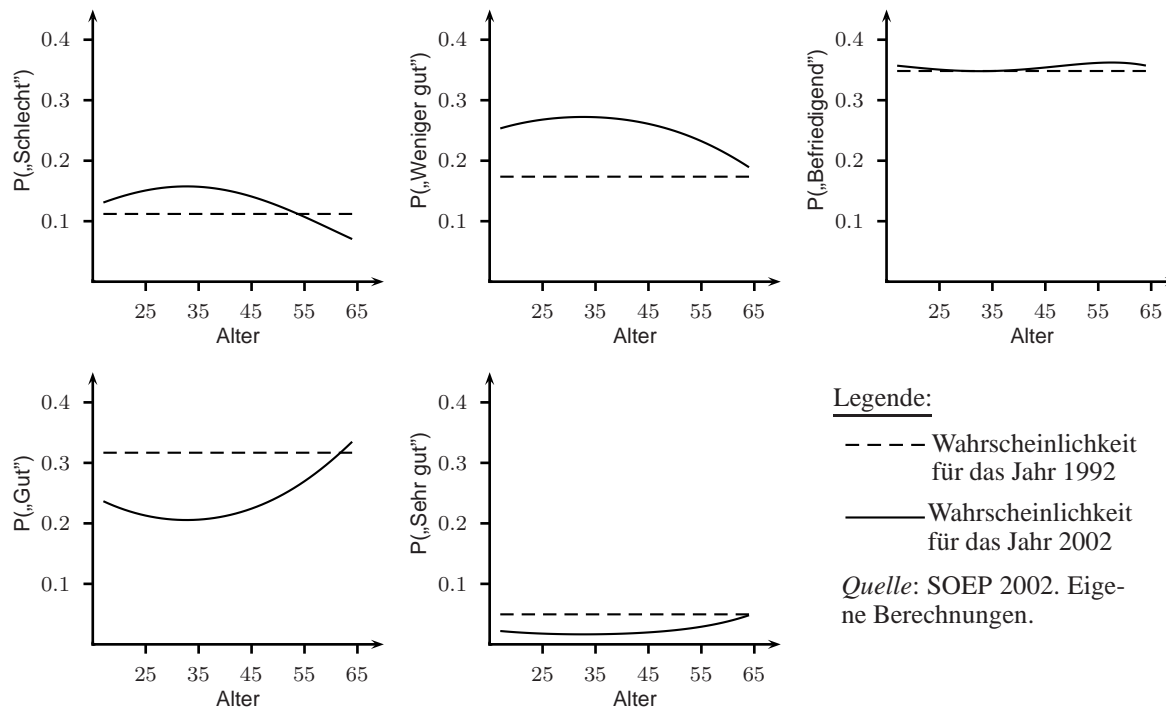
besteht mithin die Erwartung, aufgrund der Beiträge, die während der Erwerbsphase entrichtet werden, einen Anspruch auf eine spätere, den Lebensstandard sichernde Rente zu erwerben.

Es bleibt bisher festzuhalten, dass es vor allem die mit der Erwerbstätigkeit assoziierten sozioökonomischen Faktoren sind, welche die Beurteilung der Zufriedenheit maßgeblich prägen. So nimmt die Zufriedenheit mit steigendem Haushalts- bzw. Erwerbseinkommen zu. Auch Personen, die Eigentümer eines Hauses oder einer Wohnung sind, zeigen sich überdurchschnittlich zufrieden. Die größere Zufriedenheit der Eigentümer ist wenig überraschend, denn schließlich dürfte das Wohnen in den eigenen vier Wänden das Budget im Alter erheblich entlasten. Zudem kann der Erwerb von selbst genutztem Wohneigentum auch als eine bewusste Strategie der Altersvorsorge interpretiert werden.

Wenn Kinder unter 16 Jahren im Haushalt leben, dann hat dies im Jahr 2002 einen positiven Einfluss auf die Zufriedenheit mit der Altersvorsorge. Der Grund hierfür liegt wohl in der Tatsache, dass die Familie von ihren Mitgliedern als Interessengemeinschaft wahrgenommen wird, in der es zu einer wechselseitigen Unterstützung durch finanzielle Transferzahlungen zwischen den Angehörigen der verschiedenen Generationen kommt. Möglicherweise gewinnt das subjektive Gefühl der Absicherung im Familienclan an Bedeutung, je mehr die Unzufriedenheit und Skepsis bzgl. des bestehenden Rentensystems steigen. Die herausragende Bedeutung der Kinder für die Altersvorsorge hebt Becker hervor: „Indeed, children have been an important resource and money balances an unimportant resource of the elderly in practically all societies [...]” (Becker 1988, S. 8). Neben der intrafamiliären intergenerationellen Umverteilung, die u. a. aus altruistischen Motiven heraus erfolgt, dürfte aber auch das Investitionskalkül der Eltern von Bedeutung sein. Sie investieren in das Humankapital ihrer Kinder und erwarten, wenn sie im Alter von Armut bedroht sind, eine Rendite in Form finanzieller Unterstützung, die von den dann erwerbstätigen Kindern gewährt wird. Das Umlageverfahren innerhalb der Familie wird damit als Alternative zur staatlichen Rentenversicherung gesehen. Aus dieser Perspektive besteht der Interessengegensatz bzgl. der Alterssicherung nicht mehr zwischen den Generationen, sondern zwischen unterschiedlichen Familientypen. Die GRV führt nämlich zu einer Umverteilung von kinderreichen zu kinderarmen Familien (vgl. Breyer 1990, S. 160).

Während Rinne und Wagner in ihrer Studie für das Jahr 1992 keine Evidenz für einen „Krieg der Generationen” gefunden haben (vgl. Rinne und Wagner 1995, S. 294), ist in den Schätzungen für 2002 ein deutlicher Einfluss des Alters der Befragten erkennbar. War die Zufriedenheit

Abbildung 2: Wahrscheinlichkeiten für verschiedene Antworten nach Alter 1992 vs. 2002



mit der Alterssicherung 1992 noch unabhängig vom Alter, so zeigt sich für das Jahr 2002 eine mit dem Alter steigende Zufriedenheit. Abbildung 2 veranschaulicht diese Zusammenhänge sehr deutlich. Dargestellt sind die vom Alter abhängigen Wahrscheinlichkeiten, mit der die Befragten eine bestimmte Antwortkategorie gewählt haben. Dabei ist darauf hinzuweisen, dass hier der „reine“ Alterseffekt, also unabhängig von der ökonomischen Situation der Befragten, dargestellt ist.

Aus Abbildung 2 geht hervor, dass die Bewertung der Alterssicherung im Jahr 2002 deutlich über die Generationen hinweg variiert. Die Wahrscheinlichkeiten für die Antwortkategorien schlecht oder weniger gut, sind etwa bis zum Dezennium vor dem Renteneintritt erhöht, insbesondere sind die Wahrscheinlichkeiten größer als im Jahr 1992, danach fallen sie ab. Spiegelbildlich stellt sich die Situation für die Antwortkategorien gut und sehr gut dar. Die 45-jährigen und jüngeren Personen weisen eine verringerte Wahrscheinlichkeit dafür auf, dass sie ihre finanzielle Absicherung für das Alter als gut oder sehr gut bezeichnen. Erst ungefähr ab einem Alter von 45 Jahren ist ein deutlicher Anstieg dieser Wahrscheinlichkeiten zu beobachten. Das

Zufriedenheitsniveau des Jahres 1992 wird gleichwohl erst wieder mit einem Alter von 60 bis 65 Jahren erreicht.

In diesem Zusammenhang kann man wohl von einem Vertrauensverlust und von Skepsis der jüngeren Beitragszahler reden. Für sie ist unklar, in welchem Ausmaß sie selbst noch Nutznießer des Systems sein werden bzw. inwiefern ihre heutigen Einzahlungen in das System zu einer äquivalenten Rentenzahlung im Alter führen. Die bisherigen staatlichen Sozialreformen einschließlich der staatlichen Förderung der Privatvorsorge (Riester-Rente) waren offensichtlich nicht geeignet, diesen Akzeptanzverlust zu kompensieren. Bei der Beurteilung des bisherigen Reformprozesses und der kritischen Reflexion einer zukünftigen Rentenpolitik sollte diesem Ergebnis besondere Aufmerksamkeit geschenkt werden, denn schließlich sind es die heute erwerbstätigen 20- bis 45-Jährigen, die in den nächsten Jahrzehnten die Hauptzahllast des umlagefinanzierten Systems zu tragen haben.

5 Präferenzen und alternative Sicherungsmodelle

Die meisten Reformansätze im Bereich der Alterssicherung stellen auf einen größeren Anteil kapitalgedeckter, durch den Markt organisierter Eigenvorsorge ab. Kontrovers wird diskutiert, inwieweit der Aufbau einer kapitalgedeckten Eigenvorsorge verpflichtend gemacht werden oder freiwillig erfolgen soll und ob der Staat finanzielle Anreize zum Aufbau einer eigenen Alterssicherung setzen soll (Riester-Rente). Bei der Frage nach der Reformbereitschaft der Bürger ist von besonderem Interesse, ob sich eine größere Unzufriedenheit mit der finanziellen Absicherung für das Alter auch in einer größeren Zustimmung zu einer privatwirtschaftlich organisierten Altersvorsorge niederschlägt. So zieht beispielsweise Johannes Leinert, Projektleiter „Rentenreform – kapitalgedeckte Zusatzvorsorge“ bei der Bertelsmann Stiftung aus der Unzufriedenheit und Skepsis gegenüber der GRV den „Umkehrschluss [...], dass 88 Prozent [der 30- bis 50-Jährigen] davon ausgehen, dass private und betriebliche Altersvorsorge nötig ist“ (Leinert 2004, S. 9). Ziel der nachfolgenden Analyse ist es, die Präferenzen für alternative Sicherungsmodelle zu untersuchen, wobei es vor allem darum geht, zu klären, inwieweit der Einzelne die Verantwortung für die Altersvorsorge bei sich selbst sieht und welche Faktoren eine höhere Akzeptanz privater Kräfte begünstigen.

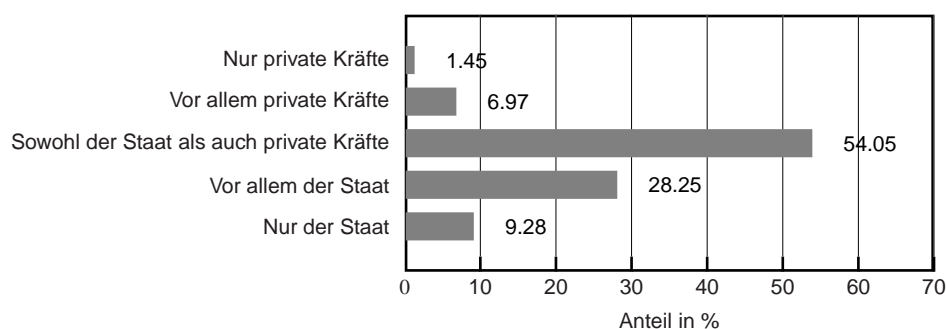
Eine frühere Umfrage zur Reformbereitschaft der Bürger aus dem Jahr 2000 hatte das Ergebnis, dass eine Mehrheit von 64,5 % der Arbeitnehmer für einen teilweisen Ausstieg aus der GRV wäre, wenn es eine obligatorische private Altersvorsorge gäbe (vgl. Boeri u. a. 2000, S. 57 ff.). Das Obligatorium, so stellten die Autoren in ihrer Untersuchung weiter fest, würde sogar eine noch größere Zustimmung erhalten als ein teilweiser Ausstieg ohne Bedingungen, bei dem die Arbeitnehmer über die gesparten Beiträge frei verfügen könnten.² Es wird aber auch konstatiert, dass eine Mehrheit der Arbeitnehmer für den Ausstieg nicht mit einer Mehrheit der Wahlbevölkerung gleichzusetzen ist. Hierzu wäre es notwendig, die „Zustimmung der Rentner zu erkaufen“ (Boeri u. a. 2000, S. 72). Die damit verbundenen Belastungen würden dann allerdings wieder zu einem Sinken der Zustimmung bei den Arbeitnehmern führen. Um die politische Durchsetzbarkeit einer Reform herzustellen, werden lange Übergangszeiten vorgeschlagen, welche die Verteilung der Belastungen auf mehrere Generationen ermöglichen. Zusätzlich könnte die Akzeptanz der eigenverantwortlichen Vorsorge beispielsweise auch „durch Appellieren an den Altruismus zwischen den Generationen“ (Boeri u. a. 2000, S. 72) erhöht werden.

Diese Präferenz für ein stärker privatwirtschaftlich organisiertes Alterssicherungssystem bestätigt sich in einer ersten, deskriptiven Auswertung einer Frage des SOEP bzgl. der Systempräferenz nicht. Im Rahmen der Erhebung wurde gefragt, bei wem die Zuständigkeit für die finanzielle Absicherung für das Alter gesehen wird. Zur Auswahl standen fünf Antwortkategorien, die zwischen Staatsgarantie auf der einen und Eigenvorsorge auf der anderen Seite differenzierten. Die Formulierung im Personenfragebogen erscheint bei der Erfassung dieses Items allerdings unscharf. So werden als Alternative zum Staat die privaten Kräfte genannt, wobei „marktwirtschaftliche Unternehmen, Organisationen, Verbände oder auch der einzelne Bürger“ (vgl. Infratest Sozialforschung, S. 22) als Beispiele aufgeführt werden. Es bleibt mithin unklar, was genau unter den privaten Kräften zu verstehen ist, zumal zwischen einer marktwirtschaftlichen Koordination, bei der Unternehmen eine tragende Rolle spielen, und der Initiative

² Es werden drei Gründe für die größere Zustimmung zum Obligatorium genannt. Erstens stellt das obligatorische Sparen ein Instrument der Selbstdisziplinierung dar, denn die Arbeitnehmer „benötigen den Zwang als Ausgleich des erkannten Mangels an Selbstkontrolle“ (Boeri u. a. 2000, S. 65). Zweitens befürchten sie einen Anstieg der Steuerlast, der aus der Unterstützung derjenigen resultiert, die nicht freiwillig sparen und zum Sozialfall werden. Drittens erwarten die Befragten eine Subventionierung der obligatorischen Privatvorsorge (vgl. Boeri u. a. 2000, S. 65).

einzelner Bürger, worunter auch die private Absicherung im Familienverbund fallen kann, ein fundamentaler Unterschied besteht. Jedoch erscheint es nicht unberechtigt davon auszugehen, dass die Befragten private Kräfte mit Eigenvorsorge auf weitgehend deregulierten Märkten assoziieren, auf denen die Unternehmen „nur“ der Aufsicht von Wettbewerbsbehörden, wie beispielsweise der Bundesanstalt für Finanzdienstleistungsaufsicht (BaFin) in der Banken- und Versicherungsbranche, unterliegen. Abbildung 3 verdeutlicht, dass gerade einmal circa 8 % der Befragten ein System befürworten, in dem die eigenverantwortliche finanzielle Absicherung für das Alter dominiert. Etwas mehr als die Hälfte der Befragten gab an, dass sie die Zuständigkeit sowohl beim Staat als auch bei den privaten Kräften sehen. Immerhin noch mehr als ein Drittel (nämlich 38 %) meinte, dass vor allem bzw. nur der Staat zuständig sei. Diese Verteilung kann nicht als Indiz für eine ausgeprägte Präferenz für ein stärker privatwirtschaftlich orientiertes Alterssicherungssystem in der Bevölkerung gelten. Es würde nämlich zu weit führen, einen ausdrücklichen Ausstiegswunsch aus der am häufigsten genannten mittleren Kategorie herauslesen zu wollen. Zwar dominiert die GRV das Alterssicherungssystem, daneben existieren in der Bundesrepublik jedoch auch die betriebliche und private Alterssicherung als Formen der privaten, kapitalgedeckten Vorsorge.

Abbildung 3: Zuständigkeit finanzielle Absicherung im Alter



Quelle: SOEP 2002. Westdeutsche Befragte im Alter von 16 bis 64 Jahren, querschnittsgewichtet.

Um verschiedene Hypothesen bzgl. der Determinanten der Systempräferenz zu testen, wurde ein Ordered Probit Modell geschätzt, dessen Ergebnisse in Tabelle 4 dargestellt sind und im Folgenden diskutiert werden. Als erstes bleibt festzuhalten, dass Frauen die größeren Kompetenzen bei der Organisation der Altersvorsorge dem Staat zuschreiben. Die Interpretation der Vorzeichen der marginalen Effekte für eine Änderung der dichotomen Variable Geschlecht von null auf eins zeigt, dass Frauen eine höhere Wahrscheinlichkeit aufweisen, die Antwortkatego-

rien nur der Staat oder vor allem der Staat zu wählen als männliche Befragte. Ein Grund für die weibliche Präferenz einer Staatsgarantie für die Rente liegt sicherlich in ihrer schlechteren Erwerbssituation. Frauen sehen sich wohl weniger als Männer in der Lage, selbst eine eigene Rentenanwartschaft über den Markt aufzubauen bzw. sehen sie die Gesellschaft in der Pflicht, für eine angemessene Alterssicherung zu sorgen. Dies dürfte aber nicht der einzige Grund sein. Neben den erwerbsspezifischen Faktoren können auch psychologische Gründe und weibliches Informations- und Entscheidungsverhalten eine Rolle spielen (vgl. Dehm und Kilberth 2000, S. 35 ff.). So bringen Frauen dem Thema Geld ein geringeres Interesse entgegen. Darüber hinaus äußert sich ihre subjektive Unsicherheit in einem Gefühl der Inkompetenz, das durch die männliche Dominanz bei finanziellen Entscheidungen verstärkt wird. Dehm und Kilberth diagnostizieren dann auch einen Teufelskreis aus geringem Engagement, wenig Kompetenz und wenig Spaß im weiblichen Umgang mit Geldangelegenheiten. Als Konsequenz delegieren Frauen die Verantwortung für ihre Altersvorsorge an den Staat.

Personen mit geringer Bildung, die über ein geringeres Einkommens- und Informationspotential verfügen, zeigen sich skeptisch gegenüber den privaten Vorsorgeformen. Sie befürchten wohl, dass sie die heute auf einem privaten Versicherungsmarkt zu zahlenden Beiträge für eine spätere, den Lebensstandard sichernde Rente nicht aufbringen können. Die faire, nach dem versicherungsmathematischen Äquivalenzprinzip kalkulierte Prämie kann für sie eine Barriere darstellen, die den Zugang zu einer ausreichenden Altersvorsorge verhindert. Außerdem verfügen sie in geringerem Maße über finanzielle Bildung. Die schlechtere Informationslage führt zu größerer Unsicherheit beim Abschluss einer privaten Rentenversicherung und zu höheren Informationskosten, die in einem staatlich organisierten System praktisch keine Rolle spielen. Das Vertrauen in den Staat ist wohl immer noch größer als das Vertrauen in die Beratung der Versicherungsbranche. Privatwirtschaftlich organisierte Vorsorge genießt dagegen bei den Befragten größeres Vertrauen, die ihre Altersabsicherung als gut oder sehr gut bezeichnen. Sie besitzen zumindest einen mittleren Schulabschluss und damit ein höheres Einkommenspotential. Außerdem dürfte ihnen überdies der Zugang zu verschiedenen Informationsquellen leichter möglich sein. Vermutlich sehen sich diese Personen als Gewinner einer stärker marktkoordinierten Sicherung.

Obwohl die Ausgestaltung des Rentensystems in der Bundesrepublik die lebenslange Einverdiener-Ehe stützt (vgl. Rolf und Wagner 1996, S. 23 ff.), sehen Ledige und Geschie-

Tabelle 4: Zuständigkeit der finanziellen Absicherung im Alter 2002

Variable	Koeffizient	(Std. Fehler)
Frau	-0.0790 [†]	(0.0438)
Alter	-0.0004	(0.0136)
Alter ²	0.0000	(0.0002)
Zufriedenheit (Dummy)	0.2377**	(0.0422)
Haushalts-pro-Kopf-Einkommen	0.0001**	(0.0000)
Eigentümer Haus/Whg.	0.0598	(0.0394)
Selbstständiger	0.2326**	(0.0718)
Beamter	-0.1410 [†]	(0.0791)
arbeitslos	-0.0354	(0.0939)
Schulbildung (Referenzgruppe: Hauptschule)		
noch keine	0.0929	(0.1886)
keine	-0.0337	(0.1968)
mittel	0.1798**	(0.0457)
hoch	0.3349**	(0.0508)
politisches Interesse	0.0646	(0.0406)
Familienstand (Referenzgruppe: verheiratet)		
ledig	-0.1240*	(0.0617)
geschieden	-0.1735*	(0.0741)
verwitwet	0.0770	(0.1391)
allein erziehend	0.0809	(0.0859)
Kinder unter 16 Jahre	-0.0243	(0.0498)
Erwerbstatus (Referenzgruppe: Vollzeitbeschäftigte)		
nicht erwerbstätig	-0.0060	(0.0580)
Lehre, Ausbildung	0.1152	(0.1461)
prekäres Beschäftigungsverhältnis	0.1214	(0.0847)
Teilzeit beschäftigt	0.0611	(0.0626)
N	3729	
Log-likelihood	-4165.3075	
$\chi^2_{(23)}$	195.4187	

Signifikanzniveau : † : 10% * : 5% ** : 1%

Abhängige Variable: Zuständigkeit finanzielle Absicherung im Alter:
1 (nur der Staat), ..., 5 (nur private Kräfte).

Quelle: SOEP 2002. Westdeutsche Befragte im Alter von 16 bis 64 Jahren.

dene die Zuständigkeit für die finanzielle Alterssicherung trotzdem eher beim Staat. Darüber hinaus hat die weitere Familienkonstellation keinen Einfluss. Bei Familien mit Kindern und Alleinerziehende zeigt sich weder für Staatsgarantie noch Eigenvorsorge eine signifikante Präferenz.

Selbstständige, die mit marktwirtschaftlichen Mechanismen vertraut sein dürften und möglicherweise auch weniger risikoavers sind, plädieren für eine größere Zuständigkeit der privaten Kräfte. Allerdings sind sie aufgrund bestehender Sicherungslücken auch eher dazu gezwungen, sich stärker mit der Alternative einer privaten Absicherung auseinanderzusetzen, da eine Mitgliedschaft in der GRV für sie meist nicht sinnvoll ist.

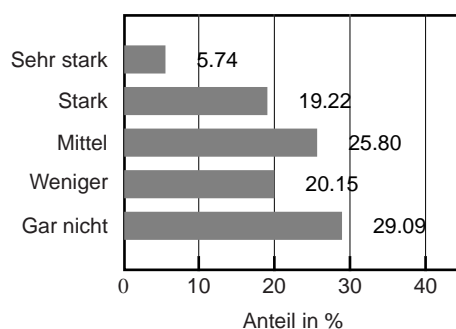
Unzufriedenheit mit der Alterssicherung führt nicht – wie vielleicht hätte erwartet werden können – zu einer stärkeren Präferenz marktwirtschaftlich organisierter Vorsorge. Im Gegenteil, diejenigen, die eher unzufrieden mit ihrer Altersvorsorge sind, trauen dem Staat eine größere Kompetenz bei der Absicherung des Langlebigerkeitsrisikos zu. Im Gegensatz zur Zufriedenheit mit der Alterssicherung ist die Präferenz für alternative Sicherungsformen nicht abhängig vom Alter. Aus der Tatsache, dass jüngere Erwerbstätige unzufrieden mit der Alterssicherung sind, darf also nicht geschlossen werden, dass diese für einen größeren Umfang privater Vorsorge bzw. für einen Rückzug des Staates aus der Altersvorsorge plädieren.

Offensichtlich herrscht eine Diskrepanz zwischen den aktuellen politischen Maßnahmen zur Reform des Sozialstaates, die auf eine stärkere Privatisierung von Lebensrisiken ausgerichtet sind, und den Präferenzen der Bürger. Aufgrund zweifelhafter Geschäftspraktiken haben Managereliten allerdings nicht gerade dazu beigetragen, dass das für eine stärker kapitalgedeckte Altersvorsorge nötige Vertrauen in den Kapitalmarkt entstehen konnte. Von den Finanzskandalen der jüngsten Vergangenheit (Enron, WorldCom, Swissair) waren auch die Altersvorsorge und Pensionsrückstellungen von Millionen von Anlegern betroffen, die auf das Wachstum der Aktienanlagen hofften. Es erscheint somit nur folgerichtig, wenn dem Staat eine größere Kompetenz bei der Altersvorsorge zugesprochen wird. Aus der Sicht der Bürger können private Unternehmen wohl nicht die Absicherung langfristiger Anlagerisiken und die Sicherstellung von Rentenzahlung gewährleisten.

6 Was bringen staatliche Zuschüsse zur privaten Altersvorsorge?

Mit der Riester-Rente werden seit 2002 staatliche Zuschüsse für den Aufbau einer eigenen kapitalgedeckten Alterssicherung gewährt, die das langfristig sinkende Rentenniveau teilweise ausgleichen soll (vgl. Bundesministerium für Gesundheit und Soziale Sicherung 2003, S. 65 ff.). Der Aufbau einer zusätzlichen privaten Altersvorsorge ist nicht verpflichtend. Vielmehr vertraut der Gesetzgeber auf die Anreizfunktion der staatlichen Zuschüsse, die dann gewährt werden, wenn ein bestimmter – in Zukunft steigender Anteil – des Erwerbseinkommens in bestimmte zertifizierte Sicherungsprodukte investiert wird. Fraglich ist, ob diese Anreize ausreichend und sinnvoll sind, die Skepsis, die insbesondere Personen mit geringem Einkommen und geringer Bildung der privatwirtschaftlich organisierten Vorsorge entgegenbringen, zu überwinden.

Abbildung 4: Aufbau privater Altersvorsorge



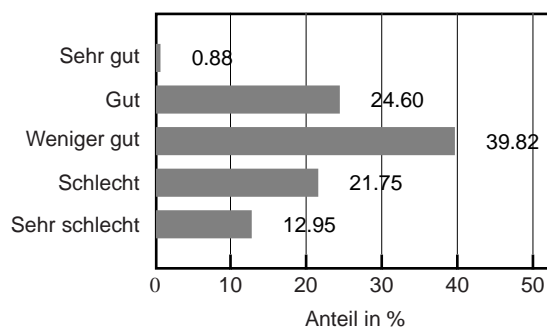
Quelle: SOEP 2002. Westdeutsche Befragte im Alter von 16 bis 64 Jahren, querschnittsgewichtet.

Wie ist es heute um die private Altersvorsorge in Deutschland bestellt? Gerade mal ein Viertel der Befragten gibt an, sich stark oder sehr stark um den Aufbau einer privaten Altersvorsorge gekümmert zu haben (vgl. Abbildung 4). Mittleres Engagement zeigen 26 %, wenig aktiv sind 20 % der Befragten. Der größte Anteil von 29 % hat sich jedoch noch gar nicht um den Aufbau einer privaten Altersvorsorge gekümmert. Insgesamt bewegen sich die Aktivitäten also auf einem eher niedrigem Niveau.

Mit der geringen Initiative bei der privaten Altersvorsorge korrespondiert auf der anderen Seite ein gewisser Pessimismus bei der Einschätzung, wie gut der Lebensunterhalt im Alter allein mit der gesetzlichen Rente bestritten werden können wird. Fast drei Viertel der Befragten meinen, weniger gut bis sehr schlecht mit der Rente aus der gesetzlichen Rentenversicherung im Alter zurecht kommen zu können (vgl. Abbildung 5). Das verbleibende Viertel schätzt das

Auskommen mit der späteren Rente als gut ein, wobei ein verschwindend geringer Anteil von weniger als 1 % Prozent mit sehr gut urteilt.

Abbildung 5: Lebensunterhalt im Alter



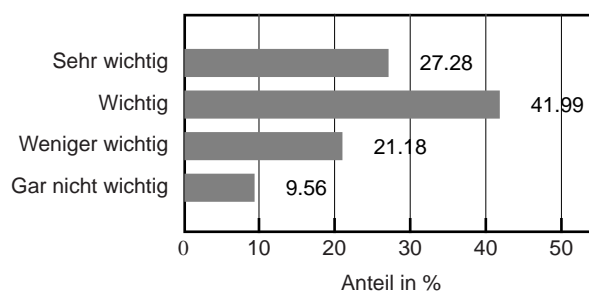
Quelle: SOEP 2002. Westdeutsche Befragte im Alter von 16 bis 64 Jahren, querschnittsgewichtet.

Vor diesem Hintergrund dürfte erwartet werden, dass die durch die Riester-Rente gesetzten Anreize ihre Wirkung entfalten. Im Folgenden wird deshalb zunächst untersucht, welche Wichtigkeit den staatlichen Zuschüssen von den Befragten zugesprochen wird.³ Wie aus Abbildung 6 ersichtlich ist, wird diesen prinzipiell eine hohe Bedeutung für die private Vorsorge beigemessen. Mehr als zwei Drittel halten die staatliche Förderung für wichtig oder sehr wichtig. Nur ein Zehntel der Befragten ist der Meinung, dass staatliche Zuschüsse für die private Vorsorge überhaupt nicht wichtig sind. Dem geringen Ausmaß privater Altersvorsorge steht mithin eine hohe Wichtigkeit der staatlichen Zuschüsse gegenüber, was Grund zu der Annahme liefert, dass eine zusätzliche private Altersvorsorge doch als mögliches Instrument angesehen wird, um Sicherungslücken der GRV zu schließen und den kulturellen Lebensstandard im Alter zu sichern.

Eine detailliertere Analyse liefert wiederum ein Ordered Probit Modell. Tabelle 5 zeigt die Ergebnisse der Schätzung. Teilweise weisen die Koeffizienten der Variablen, die oben als Indikatoren für eine größere Unzufriedenheit mit der finanziellen Absicherung im Alter identifiziert

³ Im Rahmen der Befragung des SOEP wurde nur in einer allgemeinen Formulierung nach der Beurteilung von staatlichen Zuschüssen gefragt. Insbesondere erfolgte keine Differenzierung nach Altersvorsorgezulagen (§ 83 EStG) und dem Sonderausgabenabzug der Altersvorsorgebeiträge (§ 10a EStG). Bei der Interpretation der Befragungsergebnisse kann aus diesem Grund einer Unterscheidung der Förderkriterien zwischen einer Zahlung von Zuschüssen auf der einen Seite und der Gewährung von Steuervergünstigungen auf der anderen Seite leider keine Rechnung getragen werden. Somit ist nicht klar, ob ein Befragter unter staatlichen Zuschüssen nur die Zahlung der Zulage an das Versicherungsunternehmen versteht oder die Abschreibungsmöglichkeit im Rahmen der Einkommensteuererklärung mit einbezieht.

Abbildung 6: Wichtigkeit staatlicher Zuschüsse für private Vorsorge



Quelle: SOEP 2002. Westdeutsche Befragte im Alter von 16 bis 64 Jahren, querschnittsgewichtet.

wurden, hier mit ihrem Vorzeichen in die andere Richtung. So zeigt sich, dass Frauen staatliche Zuschüsse für wichtiger halten als Männer.

Bei der Interpretation des Merkmals Alter fällt auf, dass nur der quadratische Term signifikant von null verschieden ist. Der Koeffizient hat ein negatives Vorzeichen, womit die Wichtigkeit staatlicher Zuschüsse mit dem Alter überproportional abnimmt. Anders formuliert heißt das, dass vor allem die jüngere Generation den staatlichen Zuschüssen eine größere Bedeutung beimisst.⁴ Dieses Ergebnis steht nicht im Widerspruch zu der in der Realität häufig zu beobachtenden größeren Initiative der Älteren, Beratungsangebote bzgl. der Riester-Rente wahrzunehmen.⁵ Die ältere Generation dürfte hier aber in erster Linie als Informationsbeschaffer für die Jüngeren auftreten. Es passt durchaus zusammen, wenn den staatlichen Zuschüssen eine geringe Bedeutung für die eigene Altersvorsorge zugesprochen wird, während man gleichzeitig die Relevanz für die jüngere Generation anders einschätzt und sich folglich z. B. innerhalb der Familie am Informations- und Entscheidungsprozess beteiligt. In der entsprechenden Frage des SOEP wurde jedoch nur nach der Wichtigkeit für die *eigene* Altersvorsorge gefragt und nicht nach einem globalen Urteil.

Der Einfluss der Erwerbs- und Vermögensposition ist im betrachteten Modell negativ. Ein größeres Haushalts-pro-Kopf-Einkommen führt offenbar ebenso wie Eigentum an Haus oder Wohnung zu einer größeren relativen Unabhängigkeit von staatlicher Förderung. In dieselbe

⁴ Diese Aussage bliebe auch gültig, wenn man den eigentlich nicht signifikanten linearen Alterskoeffizienten bei der Interpretation berücksichtigt. Der Zusammenhang zwischen Alter und Beurteilung der Wichtigkeit staatlicher Zuschüsse wäre in der betrachteten Population der 16- bis 64-Jährigen auch dann noch streng monoton fallend.

⁵ Der Hinweis, dass Beratungsangebote sehr stark von Älteren wahrgenommen werden, stammt von Dr. Stephan Fasshauer (VDR).

Tabelle 5: Wichtigkeit staatlicher Zuschüsse und Ausbau der Privatvorsorge

Variable	Wichtigkeit		Ausbau	
	Koeffizient	(Std. Fehler)	Koeffizient	(Std. Fehler)
Frau	0.0885*	(0.0372)	0.0388	(0.0447)
Alter	0.0078	(0.0126)	0.0417**	(0.0156)
Alter ²	-0.0004*	(0.0002)	-0.0010**	(0.0002)
Haushalts-pro-Kopf-Einkommen	-0.0002**	(0.0000)	-0.0001	(0.0000)
Eigentümer Haus/Wohnung	-0.0824*	(0.0391)	-0.0478	(0.0467)
Selbstständig	-0.3241**	(0.0692)	-0.1000	(0.0813)
Beamter	0.0008	(0.0747)	-0.0711	(0.0899)
arbeitslos	-0.0785	(0.0857)	0.0224	(0.1109)
Familienstand (Referenzgruppe: verheiratet)				
ledig	0.0531	(0.0613)	0.0622	(0.0731)
geschieden	0.0879	(0.0759)	0.0892	(0.0882)
verwitwet	0.0222	(0.1737)	-0.0693	(0.2101)
allein erziehend				
Kinder unter 16 Jahre	0.0847	(0.0824)	0.0621	(0.0978)
Schulbildung (Referenzgruppe: Hauptschule)				
noch keine	-0.4298**	(0.1439)	0.0177	(0.2065)
keine	-0.1301	(0.1946)	-0.3464	(0.2264)
mittel	-0.1968**	(0.0457)	0.0135	(0.0545)
hoch	-0.4573**	(0.0492)	0.0442	(0.0583)
bisherige Privatvorsorge (Referenzgruppe: noch gar nicht)				
sehr stark/stark	0.0992†	(0.0539)	0.4406**	(0.0660)
mittel	0.2013**	(0.0525)	0.6190**	(0.0654)
weniger	0.1938**	(0.0539)	0.4342**	(0.0684)
<hr/>				
N	3664		2792	
Log-likelihood	-4384.4941		-2687.1246	
$\chi^2_{(20)}$	458.9515		525.3286	

Signifikanzniveau: † : 10% * : 5% ** : 1%

Abhängige Variablen: Wichtigkeit staatlicher Zuschüsse für private Vorsorge: 1 (gar nicht wichtig), ..., 4 (sehr wichtig). Ausbau privater Vorsorge: 1 (nein), ..., 3 (auf jeden Fall).

Quelle: SOEP 2002. Westdeutsche Befragte im Alter von 16 bis 64 Jahren.

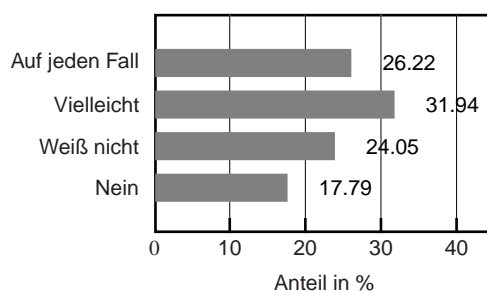
Richtung geht die Wirkung einer höheren Schulbildung. Ein größeres Einkommens- und Informationspotential eröffnet wohl eher die Chance, auch ohne Zuschüsse Privatvorsorge zu betreiben.

Zusätzlich wurden in das Modell drei Dummy-Variablen aufgenommen, die erfassen, in welchem Ausmaß eine Person bisher Altersvorsorge betrieben hat. Unterschieden werden die Kategorien sehr stark/stark, mittel und weniger, wobei die Referenzgruppe von denjenigen gebildet wird, die sich noch gar nicht um den Aufbau einer privaten Altersvorsorge gekümmert haben. Es ist festzustellen, dass Befragte, die sich bereits in der Privatvorsorge engagiert haben, staatliche Zuschüsse eher für wichtig halten als Personen, die sich noch gar nicht darum gekümmert haben.

Bei der Beurteilung der Effizienz staatlicher Zuschüsse, wie sie beispielsweise bei der Riester-Rente gewährt werden, zeichnet sich entsprechend ein ambivalentes Bild. Zwar halten gerade Frauen, Jüngere und Personen mit geringer Bildung staatliche Zuschüsse für besonders wichtig, womit auch die potentielle Wirksamkeit und Akzeptanz einer solchen Förderung gegeben ist. Allerdings können Personen, die sich bisher noch nicht um den Aufbau einer privaten Altersvorsorge gekümmert haben, relativ schlechter erreicht werden.

Es stellt sich nun die Frage, ob die Personengruppen, die staatliche Zuschüsse für wichtiger halten, auch konkrete Handlungspläne haben. So wäre zu erwarten, dass diese in Zukunft stärker als bisher Privatvorsorge betreiben wollen, wenn staatliche Zuschüsse gezahlt werden. Ein Blick auf Abbildung 7 lässt jedoch vermuten, dass sich diese Erwartung nicht bestätigt. Nur ein gutes Viertel der Befragten gibt an, die eigene private Altersvorsorge auf jeden Fall zu intensivieren, wenn es staatliche Zuschüsse gibt, etwa ein Drittel sagt vielleicht. Allerdings können 18 % mit staatlichen Zuschüssen überhaupt nicht erreicht werden. Rechnet man noch das Viertel der Unentschlossenen hinzu, dann dürfte sich der Anteil derjenigen, die auch bei Gewährung staatlicher Zuschüsse keine private Altersvorsorge treffen können, noch vergrößern. Die bisherigen Ergebnisse deuten vielmehr darauf hin, dass es einen Mitnahmeeffekt bei der staatlichen Förderung gibt. Diejenigen, die auch ohne staatliche Zuschüsse private Vorsorge treffen, kommen nun zusätzlich in den Genuss einer staatlichen Subvention. Dagegen tragen die monetären Anreize nicht in einem ausreichenden Maß dazu bei, dass Personen ohne zusätzliche Vorsorge entsprechende Rücklagen bilden.

Abbildung 7: Ausbau privater Vorsorge bei staatlichen Zuschüssen



Quelle: SOEP, 2002. Westdeutsche Befragte im Alter von 16 bis 64 Jahren, querschnittsgewichtet.

Im Folgenden werden die Ergebnisse einer Schätzung vorgestellt, welche als abhängige Variable den künftigen Ausbau der Privatvorsorge zu erklären versucht.⁶ Die Ergebnisse sind ebenfalls in Tabelle 5 ausgewiesen. Es zeigt sich, dass ein Einfluss der Merkmale Geschlecht und Bildung nicht nachweisbar ist. Zwar bekunden Frauen und Personen mit geringer Bildung eine größere Wichtigkeit staatlicher Zuschüsse, allerdings äußert sich das nicht in dem Vorhaben, die Privatvorsorge künftig auszubauen. Auch das Haushalts-pro-Kopf-Einkommen verliert seine Signifikanz ebenso wie die Tatsache, ob jemand Eigentümer einer Immobilie ist. Stattdessen zeigt sich, dass die Dummy-Variablen, die erfassen, ob sich jemand bereits um die Privatvorsorge gekümmert hat, nun einen noch stärkeren Einfluss ausüben. Somit führt die Zuschreibung von Wichtigkeit nicht automatisch zu einer größeren Initiative. Im Wesentlichen scheint die künftige Handlungsinitiative vom Alter und dem bisherigen Vorsorgeverhalten abzuhängen. Jüngere, die sich um den Aufbau einer privaten Altersvorsorge gekümmert haben, weisen eine höhere Wahrscheinlichkeit auf, dass sie sich auch in der Zukunft verstärkt engagieren wollen.

Insgesamt werfen diese Ergebnisse die Frage auf, inwieweit staatliche Zuschüsse im Rahmen der Riester-Rente eine effiziente Lösung darstellen. Wenn es das Ziel der Riester-Rente ist, die Sicherungslücken der GRV zu kompensieren, dann müssten vor allem diejenigen erreicht werden, die sich noch nicht um den Aufbau einer privaten Altersvorsorge gekümmert haben. Jedoch muss vielmehr angenommen werden, dass staatliche Zuschüsse ihre Wirkung –

⁶ Die relativ große Differenz des Stichprobenumfangs dieser Schätzung im Vergleich zur Schätzung der Wichtigkeit staatlicher Zuschüsse erklärt sich aus der Tatsache, dass die Kategorie der Unentschlossenen („weiß nicht“) bei der Generierung der abhängigen Variable eliminiert wurde.

möglicherweise auch aufgrund von Skepsis gegenüber einer privatwirtschaftlich organisierten Vorsorge – nur sehr unzureichend entfalten.

7 Zusammenfassung

Welche Determinanten bestimmen die Zufriedenheit mit der Alterssicherung, welche Präferenzen haben die Bürger bezüglich alternativer Sicherungsmodelle und wie wird der Aufbau einer privaten kapitalgedeckten Alterssicherung eingeschätzt? Diese Fragen haben wir auf Basis der Daten des Sozio-oekonomischen Panels für das Jahr 2002 analysiert. Um die Auswirkungen der sich verschärfenden Finanzierungsprobleme des gesetzlichen Alterssicherungssystems auf die Zufriedenheit mit der Alterssicherung abschätzen zu können, wurden einige der Analysen auch für das Jahr 1992 durchgeführt. Die Ergebnisse der Analysen dürften für eine an den Präferenzen der Bürger orientierten Reformdebatte von Interesse sein.

Die Zufriedenheit mit der Alterssicherung wird insbesondere durch Faktoren bestimmt, die auch für die relative Positionierung im System der Gesetzlichen Rentenversicherung ausschlaggebend sind. Dabei sind zwei Ebenen zu unterscheiden. Auf der intergenerationellen Ebene ist eine größere Unzufriedenheit der jungen Generation zu beobachten, die für das Jahr 1992 nicht festgestellt werden konnte. Zum einen finanziert sie mit ihren Beiträgen die Renten der heutigen Ruheständler, zum anderen ist ihre eigene Alterssicherung wegen des in Zukunft sinkenden Rentenniveaus mit Unsicherheit behaftet und muss verstärkt durch eigene private Vorsorge ergänzt werden. Allerdings besteht bei der Mehrheit der Bevölkerung und insbesondere bei den Personen, die mit ihrer finanziellen Alterssicherung unzufrieden sind, eine erhebliche Skepsis gegenüber einer Altersvorsorge, in der private Kräfte dominieren. Deswegen wird den staatlichen Zuschüssen wohl auch eine überwiegend hohe Bedeutung zugesprochen. Jedoch reicht diese Förderung nicht aus, um die Bürger zu konkreten Handlungsplänen für den Aufbau einer privaten Altersvorsorge zu bewegen.

Auf der intragenerationellen Ebene beeinflussen vor allem erwerbsspezifische Faktoren die Zufriedenheit mit der Altersvorsorge. So wurde gezeigt, dass eine geschlossene Erwerbsbiographie einen positiven Einfluss auf die Zufriedenheit hat, wohingegen sich Perioden der Arbeitslosigkeit negativ auswirken. Aus diesem Grund scheint es dringend geboten, dass die Voraussetzungen für die Gewährung staatlicher Zuschüsse gelockert werden und der Kreis der be-

günstigsten Personen vor allem auch auf Nichterwerbstätige ausgeweitet wird. Die Förderung durch den Staat sollte des Weiteren von der Bedingung entkoppelt werden, dass ein bestimmter Anteil des Einkommens gespart wird, damit beispielsweise Arbeitslose und Personen mit unterbrochener Erwerbsbiographie, die ihre finanzielle Alterssicherung pessimistischer einschätzen, von der Möglichkeit zur privaten Altersvorsorge nicht ausgeschlossen bleiben.⁷ Damit wäre es leichter in Phasen reduzierten Einkommens trotzdem für das Alter vorzusorgen.

Langfristig scheint es keine Alternative zu dem mit der Riester-Rente eingeschlagenen Reformweg in Richtung einer größeren Verantwortung des Einzelnen für seine Altersvorsorge zu geben. Deshalb sollte die von der Zertifizierung der Riester-Produkte ausgehende Signalwirkung – gerade in Anbetracht der vorherrschenden Skepsis gegenüber einer privatwirtschaftlich organisierten Altersvorsorge – in Zukunft noch stärker kommuniziert werden. Die Diskussion über eine Aufweichung der Zertifizierungskriterien des Altersvorsorgeverträge-Zertifizierungsgesetzes (AltZertG) erscheint in diesem Zusammenhang eher kontraproduktiv. Eine weitere Deregulierung des Marktes für Riester-Produkte würde wahrscheinlich nur zu einer noch größeren Unsicherheit und folglich zu einer geringeren Bereitschaft zur Eigenvorsorge bei den Verbrauchern führen.

Die Analysen machen auch deutlich, dass eine höhere finanzielle Bildung sowie ein größeres Einkommens- und Informationspotential von der staatlichen Förderung unabhängiger machen. Die Informationsdefizite, die im Bereich der privaten, förderungsfähigen Altersvorsorge bestehen, könnten jedoch durch verschiedene Maßnahmen abgemildert werden. Ansatzpunkte hierfür liegen beispielsweise in der Verbesserung der Beratungsqualität und der Ausgestaltung der Vertreterprovisionen.

Eine Erhöhung des Partizipationsgrades könnte durch ein Obligatorium erreicht werden, bei dem der Versicherungsnehmer seinen Austrittswunsch explizit artikulieren muss. Des Weiteren sollte auch darüber nachgedacht werden, wie diejenigen, die sich noch nicht um den Aufbau einer privaten Altersvorsorge gekümmert haben und mit den derzeitigen Instrumenten nicht erreicht werden, unterstützt werden können.

⁷ Im Falle einer Erwerbsunterbrechung, bei der die Beiträge nicht weiter gezahlt werden können, besteht lediglich die Möglichkeit, den Vertrag ruhen zu lassen, wobei allerdings auch keine Zulagen gezahlt werden. Für den ruhenden Vertrag müssen aber häufig trotzdem Verwaltungskosten entrichtet werden (vgl. Verband Deutscher Rentenversicherungsträger 2003, S. 37).

Literatur

- Baum und Lahusen** BAUM, Annerose ; LAHUSEN, Christian: *The Contentious Politics of Unemployment in Europe. Political Claim-making, Policy Deliberation and Exclusion from the Labour Market. Germany. National report on work-package 1.* Bamberg : unveröffentlichtes Diskussionspapier der Universität Bamberg
- Becker 1988** BECKER, Gary S.: Family Economics and Macro Behavior. In: *The American Economic Review* 78 (1988), S. 1–13
- Boeri u. a. 2000** BOERI, Tito ; BÖRSCH-SUPAN, Axel ; TABELLINI, Guido: *Die Reformbereitschaft der Bürger. Der Sozialstaat in Europa. Eine Umfrage in vier Ländern.* Köln : Deutsches Institut für Altersvorsorge, 2000
- Breyer 1990** BREYER, Friedrich: *Ökonomische Theorie der Alterssicherung.* München : Vahlen, 1990
- Börsch-Supan 2001** BÖRSCH-SUPAN, Axel: The German Retirement Insurance System. In: BÖRSCH-SUPAN, Axel (Hrsg.) ; MIEPEL, Meinhard (Hrsg.): *Pension Reform in Six Countries. What can we learn from each other.* Heidelberg : Springer, 2001, S. 13–38
- Bundesministerium des Inneren 2000** BUNDESMINISTERIUM DES INNEREN: *Modellrechnungen zur Bevölkerungsentwicklung in der Bundesrepublik Deutschland bis zum Jahr 2050.* 2000. – URL http://www.bmi.bund.de/dokumente/Bestellservice/ix_20282.htm. – Zugriffsdatum: 24.01.2004
- Bundesministerium für Gesundheit und Soziale Sicherung 2003** BUNDESMINISTERIUM FÜR GESUNDHEIT UND SOZIALE SICHERUNG: *Nachhaltigkeit in der Finanzierung der sozialen Sicherungssysteme. Bericht der Kommission.* 2003. – URL <http://www.soziale-sicherungssysteme.de>. – Zugriffsdatum: 10.03.2004
- Dehm und Kilberth 2000** DEHM, Heike ; KILBERTH, Elisabeth: *Frauen und ihre Altersvorsorge. Repräsentative Befragung. Fakten und Meinungen.* Köln : Deutsches Institut für Altersvorsorge, 2000
- Frey und Stutzer 2002** FREY, Bruno S. ; STUTZER, Alois: *Happiness and economics. How the economy and institutions affect well-being.* Princeton : Princeton Univ. Press, 2002
- Greene 2000** GREENE, Willian H.: *Econometric Analysis.* Upper Saddle River, New Jersey : Prentice Hall International, 2000
- Haisken-DeNew und Frick 2003** HAIKEN-DENEW, John P. ; FRICK, Joachim R.: *DTC. Companion to the German Socio-Economic Panel Study (SOEP).* 2003. – URL <http://www.diw.de/english/sop/service/dtc/>. – Zugriffsdatum: 10.03.2004

- Infratest Sozialforschung** INFRATEST SOZIALFORSCHUNG: *Leben in Deutschland. Befragung 2002 zur sozialen Lage der Haushalte. Personenfragebogen für alle*. URL <http://www.diw.de/deutsch/sop/service/fragen/index.html>. – Zugriffsdatum: 11.01.2004
- Leinert 2004** LEINERT, Johannes: Vorsorgeverhalten in Deutschland. In: VERBRAUCHER-ZENTRALE BUNDESVERBAND E. V. (Hrsg.): *Riester-Rente: Top oder Flop? Anforderungen an eine zukunftsfähige Altersvorsorge*. Berlin, 2004, S. 9–31
- Rinne und Wagner 1995** RINNE, Karin ; WAGNER, Gert: Droht ein „Krieg der Generationen“? Empirische Evidenz zur Zufriedenheit mit der sozialen Sicherung. In: *Soziale Sicherung* 12 (1995), S. 288–295
- Rolf und Wagner 1996** ROLF, Gabriele ; WAGNER, Gert: Alterssicherung in der Bundesrepublik Deutschland. Stand und Perspektiven. In: *Aus Politik und Zeitgeschichte* 35 (1996), S. 23–32
- Schwarze 2001** SCHWARZE, Johannes: Auswirkung von Diskontinuitäten und „atypischer“ Beschäftigung in der Erwerbsbiographie auf das individuelle Erwerbseinkommen: Theoretische Analysen und Befunde empirischer Studien für Deutschland. In: MINISTERIUM FÜR ARBEIT UND SOZIALES, QUALIFIKATION UND TECHNOLOGIE DES LANDES NORDRHEIN-WESTFALEN (Hrsg.): *Flexicurity: Soziale Sicherung und Flexibilisierung der Arbeits- und Lebensverhältnisse*. Düsseldorf : WSI, 2001, S. 271–303
- Schwarze 2003** SCHWARZE, Johannes: Using Panel Data on Income Satisfaction to Estimate Equivalence Scale Elasticity. In: *Review of Income and Wealth* 49 (2003), S. 359–372
- Schwarze und Wagner 1990** SCHWARZE, Johannes ; WAGNER, Gert: Präferenzforschung für meritorische Güter - Das Beispiel der Altersvorsorge in der Bundesrepublik Deutschland. In: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 207 (1990), S. 464–481
- Verband Deutscher Rentenversicherungsträger 2003** VERBAND DEUTSCHER RENTENVERSICHERUNGSTRÄGER (Hrsg.): *Die „Riesterrente“. 1000 Fragen & Antworten*. URL <http://www.vdr.de>. – Zugriffsdatum: 25.03.2004, 2003
- Winkelmann und Winkelmann 1998** WINKELMANN, Liliana ; WINKELMANN, Rainer: Why Are the Unemployed So Unhappy? Evidence from Panel Data. In: *Economica* 65 (1998), S. 1–15

Tabelle 6: Zufriedenheit mit der finanziellen Absicherung im Alter 1992

Variable	deskriptive Statistik		Schätzung		marginale Effekte				
	Mittelwert	Std. Abw.	Koeffizient	t-Wert	$\frac{\partial P(y=1 \bar{x})}{\partial x_k}$	$\frac{\partial P(y=2 \bar{x})}{\partial x_k}$	$\frac{\partial P(y=3 \bar{x})}{\partial x_k}$	$\frac{\partial P(y=4 \bar{x})}{\partial x_k}$	$\frac{\partial P(y=5 \bar{x})}{\partial x_k}$
Zufriedenheit	3.015554	1.089043							
Frau	.4938432	.5000161	-.1792284	-5.49	.034158	.0267058	.0064812	-.0489786	-.0183665
Alter	40.19119	12.62832	-.0056187	-0.54	.0010687	.0008399	.0002059	-.001539	-.0005755
Alter ²	1774.771	1051.42	.0001109	0.91	-.0000211	-.0000166	-4.06e-06	.0000304	.0000114
Haushalts-pro-Kopf-Einkommen	1593.559	926.7267	.0001566	8.01	-.0000298	-.0000234	-5.74e-06	.0000429	.000016
Eigentümer Haus/Wohnung	.5204148	.499637	.1741633	5.41	-.0332903	-.0259383	-.0061626	.047618	.0177732
Schulbildung (Referenzgruppe: Hauptschule)									
keine	.022251	.1475148	-.1293752	-1.16	.0264862	.0189178	.0021486	-.0355922	-.0119605
mittel	.2529704	.4347611	.08499	2.15	-.0157568	-.0127594	-.003683	.0231849	.0090143
hoch	.198315	.3987737	-.0689735	-1.53	.013454	.010245	.0020644	-.018936	-.0068273
politisches Interesse	.3147548	.4644683	.0654436	1.81	-.0122657	-.009808	-.0026516	.0178852	.00684
arbeitslos	.0306762	.1724574	-.4388871	-4.81	.1050282	.0578725	-.0130277	-.1179274	-.0319456
Familienstand (Referenzgruppe: verheiratet)									
ledig	.2408728	.4276594	-.2005694	-3.73	.0406102	.0293772	.0039611	-.0550581	-.0188904
geschieden	.0559516	.2298531	-.1483848	-2.05	.0305232	.0216505	.002266	-.0408115	-.0136282
verwitwet	.0276518	.1639907	.1500153	1.46	-.0261266	-.0226743	-.0088432	.0403934	.0172508
allein erziehend	.051199	.2204271	-.1801752	-2.34	.0377063	.0260933	.0018713	-.0495295	-.0161414
Kinder unter 16 Jahre	.3732988	.4837327	.0633608	1.50	-.0119351	-.0094868	-.0024843	.0173282	.0065779
McFadden's R ²	0.021								
Count R ²	0.350								
N	4629								

Abhängige Variable: Zufriedenheit mit der finanziellen Absicherung für das Alter: 1 (schlecht), ..., 5 (sehr gut).

Quelle: SOEP 1992. Westdeutsche Befragte im Alter von 16 bis 64 Jahren.

Tabelle 7: Zufriedenheit mit der finanziellen Absicherung im Alter 2002

Variable	deskriptive Statistik		Schätzung		marginale Effekte				
	Mittelwert	Std. Abw.	Koeffizient	t-Wert	$\frac{\partial P(y=1 \bar{x})}{\partial x_k}$	$\frac{\partial P(y=2 \bar{x})}{\partial x_k}$	$\frac{\partial P(y=3 \bar{x})}{\partial x_k}$	$\frac{\partial P(y=4 \bar{x})}{\partial x_k}$	$\frac{\partial P(y=5 \bar{x})}{\partial x_k}$
Zufriedenheit	2.756663	1.045848							
Frau	.5074627	.5000109	-.1054375	-2.90	.0225994	.0177513	-.006417	-.0284647	-.005469
Alter	41.92404	12.00421	-.0312293	-2.68	.0066988	.0052604	-.0019109	-.0084333	-.001615
Alter ²	1901.688	1027.733	.0004775	3.58	-.0001024	-.0000804	.0000292	.000129	.0000247
Haushalts-pro-Kopf-Einkommen	1102.123	659.1775	.0002347	7.63	-.0000503	-.0000395	.0000144	.0000634	.0000121
Eigentümer Haus/Wohnung	.5682303	.4953888	.1326878	3.54	-.028754	-.0221537	.0084863	.0356689	.0067525
Schulbildung (Referenzgruppe: Hauptschule)									
keine	.0087953	.0933824	.0302097	0.16	-.0063732	-.0051448	.0017041	.0082041	.0016098
noch keine 2002	.0122601	.1100593	.2984415	1.70	-.0539768	-.0541673	.0039001	.0835577	.0206863
mittel	.3121002	.4634122	.0928102	2.13	-.0195241	-.0158236	.0051529	.0252184	.0049764
hoch	.2715885	.4448381	-.0031802	-0.07	.0006827	.0005354	-.0001953	-.0008585	-.0001642
politisches Interesse	.3707356	.4830662	.003011	0.08	-.0006456	-.0005073	.0001839	.0008132	.0001558
arbeitslos	.0474414	.2126093	-.3322027	-4.00	.0832756	.0474486	-.0351139	-.0828615	-.0127487
Familienstand (Referenzgruppe: verheiratet)									
ledig	.2481343	.4319878	-.146323	-2.48	.0326847	.0238575	-.0106384	-.0388646	-.0070392
geschieden	.0751599	.2636843	-.1963525	-2.77	.0460639	.0305593	-.0170598	-.0509676	-.0085957
verwitwet	.0189232	.1362722	-.0122137	-0.09	.002637	.0020479	-.0007703	-.0032905	-.0006242
allein erziehend	.0533049	.2246707	-.1251929	-1.53	.0285381	.0200712	-.0098513	-.0329724	-.0057856
Kinder unter 16 Jahre	.3920576	.4882745	.1450761	3.07	-.0305848	-.0246726	.0081265	.0393676	.0077633
McFadden's R ²	0.022								
Count R ²	0.357								
N	3752								

Abhängige Variable: Zufriedenheit mit der finanziellen Absicherung für das Alter: 1 (schlecht), ..., 5 (sehr gut).

Quelle: SOEP 2002. Westdeutsche Befragte im Alter von 16 bis 64 Jahren.

Tabelle 8: Zufriedenheit mit der finanziellen Absicherung im Alter 2002 – nur Erwerbstätige

Variable	deskriptive Statistik		Schätzung		marginale Effekte				
	Mittelwert	Std. Abw.	Koeffizient	t-Wert	$\frac{\partial P(y=1 \bar{x})}{\partial x_k}$	$\frac{\partial P(y=2 \bar{x})}{\partial x_k}$	$\frac{\partial P(y=3 \bar{x})}{\partial x_k}$	$\frac{\partial P(y=4 \bar{x})}{\partial x_k}$	$\frac{\partial P(y=5 \bar{x})}{\partial x_k}$
Zufriedenheit	2.764407	1.035817							
Frau	.4525424	.4978482	.0160458	0.30	-.0032297	-.0029124	.0009674	.0044498	.0007248
Alter	40.37161	10.52277	-.0393717	-2.29	.0079317	.0071425	-.0023834	-.0109152	-.0017756
Alter ²	1740.549	870.4381	.0004467	2.29	-.00009	-.000081	.000027	.0001238	.0000201
Familienstand (Referenzgruppe: verheiratet)									
ledig	.2686441	.4433483	-.1693076	-2.68	.0356907	.0297408	-.0123101	-.0460612	-.0070602
geschieden	.0830508	.2760175	-.1465805	-1.80	.0316638	.0252948	-.011664	-.039468	-.0058266
verwitwet	.0131356	.1138795	.056537	0.29	-.0110256	-.0104398	.0029196	.015845	.0027008
ln(Bruttoeinkommen)	7.577835	.7480974	.1942001	5.04	-.039123	-.0352304	.0117562	.0538389	.0087583
Sorgen bzgl. Arbeitsplatz	.4805085	.4997258	-.3140767	-6.95	.0638174	.0561876	-.0194075	-.0864188	-.0141788
Betriebsgröße (Referenzgruppe: weniger als 20 Mitarbeiter)									
20-200	.2720339	.4451016	-.0587846	-0.91	.012029	.0105594	-.0038085	-.0162009	-.002579
200-2000	.234322	.4236641	-.1145077	-1.60	.0238963	.0202864	-.0080264	-.031303	-.0048534
2000-	.2631356	.4404287	-.0254483	-0.36	.0051629	.0045969	-.0015895	-.0070369	-.0011334
Erwerbsbiographie									
Jahre der Vollzeitwerbstätigkeit	15.07542	10.65507	.0090652	1.80	-.0018263	-.0016446	.0005488	.0025132	.0004088
Jahre der Teilzeiterwerbstätigkeit	3.205932	5.510479	.0078873	1.14	-.001589	-.0014309	.0004775	.0021866	.0003557
Jahre der Arbeitslosigkeit	.9254237	1.82034	-.0365087	-2.94	.0073549	.0066231	-.0022101	-.0101215	-.0016465
Branchen (Referenzgruppe: alle anderen)									
öffentlicher Dienst	.2771186	.4476704	.159202	2.63	-.0307645	-.0294771	.0077898	.0446984	.0077534
Metallindustrie	.1122881	.3157875	-.0683183	-0.86	.0141919	.0121506	-.0047087	-.0187175	-.0029163
Chemieindustrie	.0305085	.1720182	.1285065	0.96	-.0240902	-.02415	.0052512	.0364133	.0065757
sonstige Industrie	.1224576	.3278831	-.0385195	-0.51	.0078924	.0069148	-.0025101	-.0106116	-.0016854
Handel	.1233051	.3288568	.0284738	0.39	-.0056645	-.0052028	.0016255	.0079286	.0013133
Dienstleistungen/Banken	.0622881	.2417294	.383059	3.96	-.0628469	-.0743129	.0019547	.1106337	.0245714
McFadden's R ² :	0.031								
Count R ²	0.367								
N	2360								

Abhängige Variable: Zufriedenheit mit der finanziellen Absicherung für das Alter: 1 (schlecht), ..., 5 (sehr gut).

Quelle: SOEP 2002. Westdeutsche Erwerbstätige im Alter von 16 bis 64 Jahren.