

# Vorsichtssparen und Einkommensunsicherheit privater Haushalte in Deutschland – Eine ökonometrische Untersuchung auf Basis von SOEP-Daten\*

Von Nikolaus Bartzsch\*\*

**Zusammenfassung:** Bei schwacher Einkommensentwicklung ist die Sparquote der privaten Haushalte in Deutschland in den letzten Jahren gestiegen. Eine mögliche Erklärung ist das Vorsichtssparen, das in diesem Aufsatz im Hinblick auf die Einkommensunsicherheit untersucht wird. Dazu wird in einer Querschnittsanalyse mit Einzeldaten aus dem SOEP das Vermögen der privaten Haushalte aus dem Jahr 2002 auf alternative Maße der Einkommensunsicherheit regressiert. Neben den üblichen Kontrollvariablen wird hierbei auch die Risikoaversion berücksichtigt. Bei der Verwendung des Nettogeldvermögens ist das Vorsichtssparen statistisch signifikant und ökonomisch durchaus von Bedeutung. Der Anteil des Vorsichtsvermögens am gesamten (über die Haushalte aggregierten) Nettogeldvermögen beträgt im Durchschnitt gut 20%. Das Immobilienvermögen dient wegen seiner Illiquidität dagegen nicht als Puffer gegen negative Einkommensschocks.

**Summary:** The saving ratio of households in Germany has increased in the past few years when the income trend was weak. This could be due to precautionary saving. In this paper the importance of precautionary saving against income uncertainty is analysed empirically with microdata of the German Socio-Economic Panel Study (GSOEP). Wealth in 2002 is regressed on alternative measures of income uncertainty in a cross-section of households. In addition to usual controls risk aversion is taken into account. When using net financial wealth precautionary saving is statistically significant and economically quite important. The share of precautionary net financial wealth in total aggregated net financial wealth is on average about 20%. Compared with net financial wealth housing wealth is not used as a buffer stock against income uncertainty, confirming the hypothesis that this kind of asset is rather illiquid.

## 1 Einleitung

Die Sparquote der privaten Haushalte in Deutschland ist in den letzten Jahren trotz einer schwachen Einkommensentwicklung gestiegen. Über dieses Phänomen gab es immer wieder Diskussionen (vgl. Deutsche Bundesbank 2005). In vergleichbaren Perioden der Vergangenheit nutzten die Deutschen ihre Ersparnis meist als „Puffer“, d.h. sie reduzierten die Ersparnis, um ihr Konsumniveau aufrechtzuerhalten. Ein Anstieg der Sparquote bei verhaltener Einkommensentwicklung war lediglich während der ersten Ölkrise Mitte der 70er Jahre zu beobachten. Es gibt mehrere mögliche Erklärungen für den jüngsten Anstieg der Sparquote der deutschen privaten Haushalte. Erstens ist die möglicherweise gestiegene Einsicht in die Notwendigkeit einer stärkeren privaten Altersvorsorge zu erwähnen.

\* Die Auffassungen in diesem Papier sind ausschließlich die des Autors und stellen nicht notwendigerweise die der Deutschen Bundesbank dar.

\*\* Deutsche Bundesbank, Zentralbereich Volkswirtschaft, Abteilung Geldpolitik und monetäre Analyse, E-Mail: [nikolaus.bartzsch@bundesbank.de](mailto:nikolaus.bartzsch@bundesbank.de)

Zweitens hat die Einkommensungleichheit zugenommen. Disaggregierte Zahlen aus der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003 des Statistischen Bundesamtes zeigen, dass Haushalte mit unterdurchschnittlichen Einkommen wenig oder überhaupt nicht sparen, während die Sparquoten von Haushalten mit sehr hohen Einkommen mehr als 20% über dem Durchschnitt lagen. Daher trug die in den letzten Jahren zu beobachtende Änderung der Einkommensverteilung vermutlich zu einer höheren aggregierten Sparquote bei. Drittens könnte die größere Vorsicht aufgrund der schwierigen Arbeitsmarktlage eine Rolle gespielt haben (Vorsichtssparen). In diesem Beitrag soll untersucht werden, inwieweit sich das Vorsichtssparen der privaten Haushalte in Deutschland empirisch nachweisen lässt.

Neben dem Lebenszyklusmotiv wird das Vorsichtsmotiv als das wichtigste Sparmotiv angesehen. Das Lebenszyklusmotiv führt zur Glättung des Konsums über den Lebenszyklus. Dieses Sparmotiv liegt der oben beschriebenen verstärkten privaten Altersvorsorge zu Grunde, wenn man von Unsicherheit absieht. Das Vorsichtsmotiv kommt bei Unsicherheit zum Tragen. Es ist die Bereitschaft, für unvorhergesehene Notfälle bzw. Einkommenschwankungen vorzusorgen. Vorsichtssparen kann insbesondere durch (nicht versicherbare) Einkommensunsicherheit, Gesundheitsrisiken und das Langlebighkeitsrisiko ausgelöst werden. Diese Untersuchung beschränkt sich auf das Vorsichtssparen bei Einkommensunsicherheit. Die Literatur kommt in Bezug auf dessen Bedeutung zu widersprüchlichen Ergebnissen. Einige Untersuchungen, die auf Simulationen beruhen, zeigen potentiell hohe Bestände an Vorsichtsvermögen (vgl. Skinner 1988, Zeldes 1989 und Caballero 1991). Die Resultate datengestützter ökonomischer Modelle sind dagegen sehr unterschiedlich. Für Deutschland gibt es bislang nur wenige empirische Studien zum Vorsichtssparen: Essig (2005) und Schunk (2006) auf Basis des SAVE-Datensatzes des MEA, Fuchs-Schündeln und Schündeln (2005) sowie Fuchs-Schündeln (2006) mit SOEP-Daten.

Diese Arbeit knüpft an Fuchs-Schündeln und Schündeln (2005) an, die u. a. das Ausmaß des Vorsichtssparens, d. h. den Anteil des Vorsichtsvermögens am gesamten Vermögen, anhand einer Regression des (Geld-)Vermögens im Jahr 2000 auf ein Maß der Einkommensunsicherheit ermittelt haben. Da im SOEP das Vermögen nur in den Jahren 1988 und 2002 erhoben wurde, mussten sie es schätzen. In dieser Untersuchung werden dagegen die SOEP-Vermögensdaten aus dem Jahr 2002 verwendet. Des Weiteren werden in den Vermögensregressionen alternative Vermögensvariablen und alternative Maße der Unsicherheit verwendet. Schließlich werden die im SOEP erstmals für das Jahr 2004 erhobenen Angaben über die persönliche Risikobereitschaft genutzt. Ohne Berücksichtigung der Risikoaversion wären die Schätzungen verzerrt (vgl. Bartzsch 2006). In Abschnitt 2 wird der Schätzansatz beschrieben und in Abschnitt 3 die Daten sowie die Stichprobeneingrenzung. In Abschnitt 4 wird untersucht, ob das Vorsichtssparen statistisch überhaupt signifikant (von null verschieden) ist. Der Anteil des Vorsichtsvermögens am Gesamtvermögen als Maß für die ökonomische Bedeutung des Vorsichtssparens wird in Abschnitt 5 hergeleitet. Eine Zusammenfassung der Ergebnisse erfolgt in Abschnitt 6.<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Eine ausführliche Beschreibung des zu Grunde liegenden Pufferbestandsmodells des Sparens, der Schätzungen und der Variablen sowie weitere Ergebnisse finden sich in Bartzsch (2006).

## 2 Schätzansatz

Der hier verwendete Schätzansatz geht auf Carroll und Samwick (1998) zurück. Er basiert auf dem Pufferbestandsmodell des Sparens. Dieses ist eine Erweiterung der traditionellen Version der Lebenszyklus-Permanente Einkommenstheorie, die nur das Lebenszyklusmotiv abbildet, um das Vorsichtsmotiv des Sparens. Gemäß dem Pufferbestandsmodell des Sparens streben die privaten Haushalte ein bestimmtes Verhältnis von Vermögen zu permanentem (Arbeits-)Einkommen an.<sup>2</sup> Wenn das Vermögen darunter liegt, dominiert die Vorsicht und der Haushalt versucht zu sparen. Oberhalb der angestrebten Vermögens-Einkommens-Relation überwiegt die Ungeduld, sodass der Haushalt sein Vermögen reduziert. Eine ausführliche Darstellung des Pufferbestandsmodells findet sich in Carroll (1997).

Carroll und Samwick (1998) zeigen, dass das Pufferbestandsmodell eine annähernd lineare Beziehung zwischen dem angestrebten Vermögens-Einkommens-Verhältnis und den in Abschnitt 3 vorgestellten (Varianz-)Maßen der zukünftigen Einkommensunsicherheit vorhersagt. Daraus ergibt sich als Schätzansatz folgende Querschnittsregression:

$$\log(W_i) = a_0 + a_1\omega_i + a_2 \log(P_i) + v_i \quad (1)$$

Hierbei bezeichnen  $W$  das Vermögen,  $\omega$  ein Maß für die zukünftige Einkommensunsicherheit,  $P$  das permanente Arbeitseinkommen und  $v$  einen Fehlerterm. Der Index  $i$  steht für den Haushalt  $i$ . Die endgültige Spezifikation der zu schätzenden Querschnittsgleichung folgt nach Erweiterung von Gleichung (1) um demographische Kontrollvariablen  $Z$ , die andere Sparmotive abbilden, und ein Maß für die Risikoaversion  $\xi$ :

$$\log(W_i) = a_0 + a_1\omega_i + a_2 \log(P_i) + a'_3 Z_i + a_4\xi_i + v_i \quad (2)$$

Vorsichtssparen impliziert einen positiven Zusammenhang zwischen  $W$  und  $\omega$ . Aus dieser Querschnittsregression wird dementsprechend in den Abschnitten 4 und 5 die Bedeutung des Vorsichtssparens abgeleitet. Die Variablen  $Z$  und  $\xi$  beziehen sich auf den Haushaltsvorstand, d. h. die Person mit dem höchsten individuellen Arbeitseinkommen im Privathaushalt. Die Maße  $P$  für das permanente Arbeitseinkommen und  $\omega$  für die Einkommensunsicherheit werden aus dem Haushaltseinkommen (mit Paneldaten der Jahre 1998–2002) geschätzt. Sie weisen daher beträchtliche Messfehler auf. Um konsistente Koeffizientenschätzer zu erhalten, wird Gleichung (2) mit Instrumentalvariablen geschätzt.

## 3 Daten und Stichprobeneingrenzung

Zur Schätzung der Querschnittsregression in Gleichung (2) werden Daten der 100%-Stichprobe des SOEP verwendet.<sup>3</sup> Die Querschnittsregression bezieht sich auf das Jahr

**2** Das permanente Einkommen ist das Konsumniveau, das ein Wirtschaftssubjekt bei seinem gegenwärtigen Vermögensniveau und dem Gegenwartswert seines gegenwärtigen und erwarteten zukünftigen Einkommens bis zum Lebensende beibehalten könnte.

**3** Die Qualität der Vermögensdaten des SOEP kann durch einen Vergleich mit der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) 2003 des Statistischen Bundesamtes abgeschätzt werden. Die EVS ist aufgrund ihres großen Stichprobenumfangs und der recht detaillierten Erfassung der Vermögenspositionen die wichtigste Mikrodatenquelle in Deutschland für Analysen des Vermögens der privaten Haushalte. Ammermüller, Weber und Westerheide (2005) stellen einen hohen Grad der Übereinstimmung zwischen den Vermögenserhebungen der EVS 2003 und des SOEP 2002 fest.

2002, da – abgesehen von 1988 – nur in diesem Jahr Vermögensdaten erhoben wurden. Im Pufferbestandsmodell wird angenommen, dass es nur *eine*, und zwar *völlig liquide* Art von Vermögen gibt. Die Prognosen des Modells bezüglich der angestrebten Vermögens-Einkommens-Relation beziehen sich auf den gesamten Nettowert (also abzüglich Verbindlichkeiten) in dieser einzigen Vermögensart. In der Realität gibt es freilich verschiedene Vermögensklassen mit unterschiedlicher Liquidität. Es werden zwei alternative Proxies für das Vermögen  $W$  gewählt: zum einen das Nettogeldvermögen (definiert als Geldvermögen abzüglich aller Verbindlichkeiten bis auf Hypotheken und Baudarlehen) und zum anderen die Summe aus Nettogeldvermögen und Nettoimmobilienvermögen (Immobilienvermögen abzüglich Hypotheken und Baudarlehen).

Für die Einkommensunsicherheit werden fünf alternative, aus der Literatur bekannte Maße verwendet, um die Robustheit der Ergebnisse einschätzen zu können. All diese Maße werden für jeden einzelnen Haushalt separat aus dem trendbereinigten gesamten Haushaltsnettoeinkommen (einschließlich Transfers und ohne Vermögenseinkommen) der Jahre 1998 bis 2002 berechnet.<sup>4</sup> Dem liegt die Annahme zu Grunde, dass die Haushalte die Varianz ihrer gegenwärtigen und vergangenen Einkommen als Maß für ihre zukünftige Einkommensunsicherheit verwenden.<sup>5</sup> Die ersten vier Maße sind Varianzen: *risk\_lvarly* (logarithmierte Varianz des logarithmierten Einkommens), *risk\_lvary* (logarithmierte Varianz des Einkommens), *risk\_varly* (Varianz des logarithmierten Einkommens) und *risk\_vary* (Varianz des Einkommens). Ein weiteres Maß ist *risk\_global*, die skalierte quadrierte Differenz zwischen den Einkommen 2002 und 1998. Bei der Berechnung dieser Einkommensunsicherheitsmaße wurde das Haushaltsnettoeinkommen um vorhersehbare Wachstumskomponenten (trend-)bereinigt. Dabei wurden sowohl das aggregierte Produktivitätswachstum als auch das vorhersehbare haushaltsspezifische Wachstum aufgrund des Alterns im Lebenszyklus berücksichtigt.<sup>6</sup> Wie in Abschnitt 2 beschrieben, hängt die Qualität der Maße für die Einkommensunsicherheit davon ab, ob sie eine lineare Beziehung zu dem angestrebten (logarithmierten) Vermögens-Einkommens-Verhältnis haben. Wegen fehlender Simulationen für Deutschland wird hier ein solches lineares Verhältnis für alle fünf Maße der Einkommensunsicherheit unterstellt. Für *risk\_lvary* und *risk\_lvarly* gibt es jedoch Anhaltspunkte. Carroll und Samwick (1998) simulieren das logarithmierte Vermögens-Einkommens-Verhältnis mit U.S.-Daten und finden eine annähernd lineare Beziehung zu diesen beiden Maßen. Ein Vorteil von *risk\_lvary* und *risk\_lvarly* ist, dass sie in Gleichung (2) Elastizitäten entsprechen und ihre Koeffizienten daher leichter zu interpretieren sind als die der anderen Maße der Einkommensunsicherheit.

**4** Die Daten zum Haushaltsnettoeinkommen stammen aus dem Cross-National Equivalent File (CNEF) 1980–2003. Das CNEF enthält äquivalent definierte Variablen der US-amerikanischen Panel Study of Income Dynamics (PSID), des SOEP, der British Household Panel Study (BHPS) und der Canadian Survey of Labour and Income Dynamics (SLID).

**5** Die Jahre vor 1998 wurden nicht berücksichtigt, da dann die SOEP-Substichprobe E aus dem Jahr 1998 nicht hätte verwendet werden können. Dies erklärt sich dadurch, dass die Maße der Einkommensunsicherheit mit einem *balancierten* Panel geschätzt werden. Eine Berücksichtigung der Jahre 2003 und 2004 bei der Berechnung der Maße der Einkommensunsicherheit würde die Annahme erfordern, dass die Haushalte ihr zukünftiges, um vorhersehbare Komponenten bereinigtes Einkommen hinreichend antizipieren.

**6** Zur Bereinigung des aggregierten Produktivitätswachstums wurde für jedes der Jahre 1998 bis 2002 das durchschnittliche Nettoeinkommen aller Haushalte von den einzelnen Haushaltsnettoeinkommen abgezogen. Zur Beseitigung des haushaltsspezifischen Wachstums aufgrund des Alterns im Lebenszyklus wurde vom so bereinigten Einkommen sein Schätzwert abgezogen. Letzterer ergab sich aus der Regression dieses Einkommens auf Dummyvariablen für Beruf und Ausbildung, das Alter (des Haushaltsvorstands), demographische Haushaltsvariablen sowie Interaktionsterme zwischen dem Alter und den Dummyvariablen für Beruf und Ausbildung.

Das permanente Arbeitseinkommen  $P$  wird als gewichteter Durchschnitt der Haushaltsnettoeinkommen (einschließlich Transfers und ohne Vermögenseinkommen) der Jahre 1998 bis 2001 geschätzt. Der entsprechende Schätzwert wird mit  $pinc$  bezeichnet.<sup>7</sup> Tabelle 1 enthält beschreibende Statistiken der Vermögens- und Einkommensvariablen für die am Ende dieses Abschnitts erläuterten beiden Stichproben.

Zu den auf den Haushaltsvorstand bezogenen demographischen Kontrollvariablen  $Z$  zählen Alter, quadriertes Alter, Geschlecht (männlich = 1), der Familienstand (verheiratet, geschieden, getrennt lebend) und die Region, in welcher der Haushalt lebt (Westdeutschland = 1). Weitere  $Z$ -Variablen sind die Anzahl der Personen im Haushalt, die älter als 15 Jahre sind (Erwachsene) sowie die Anzahl der Personen im Haushalt, die jünger sind (Kinder).

Angaben zur Risikoaversion wurden im SOEP erstmals im Personenfragebogen für das Jahr 2004 erhoben. Die Befragten sollten sich jeweils auf einer Skala von 0 bis 10 bezüglich ihrer Bereitschaft, bestimmte Risiken einzugehen, einordnen. Als Maß für die Risikoaversion (des Haushaltsvorstands) wird hier die mit  $risk\_avers\_fin$  bezeichnete Risikobereitschaft in Bezug auf Geldanlagen gewählt (0: sehr risikobereit, ..., 10: gar nicht risikobereit). Die Verwendung von Risikoaversionsvariablen aus dem Jahr 2004 als Maß für die Risikoaversion im Jahr 2002 setzt stabile Risikopräferenzen voraus. Dohmen, Falk, Huffman und Sunde (2006) stützen die Stabilität der Risikopräferenzen. Unter Verwendung der Risikoaversionsvariablen aus dem SOEP 2004 zeigen sie, dass Risikopräferenzen von den Eltern dauerhaft auf die Kinder übertragen werden.

Als Instrumente für die Maße der Einkommensunsicherheit und das permanente Arbeitseinkommen werden Dummyvariablen für Ausbildung, Beruf und Industriesektor, in dem der Haushaltsvorstand beschäftigt ist, verwendet. Hinzu kommen zur Erzeugung berufs- und ausbildungsspezifischer Alters-(permanenten)Einkommens- und Alters-Unsicherheits-Profile Interaktionsterme zwischen Alter und Ausbildung sowie zwischen Alter und Beruf.

Tabelle 1

### Vermögen und Einkommen 2002

In Euro

	Anzahl der Beobachtungen	Mittelwert	Median	Standardabweichung
Nettogeldvermögen	1 472	36 880	20 000	51 139
Permanentes Einkommen (geschätzt)	1 472	34 793	34 026	12 804
Haushaltsnettoeinkommen <sup>1</sup>	1 472	34 771	33 097	14 451
Nettogeldvermögen + Nettoimmobilienvermögen	1 669	136 772	84 000	160 958

<sup>1</sup> Einschließlich Transfers und ohne Vermögenseinkommen.

Quelle: SOEP-Daten und eigene Berechnungen.

<sup>7</sup> Es handelt sich um eine autoregressive Querschnittsregression mit Paneldaten. Die abhängige Variable ist das Haushaltsnettoeinkommen aus dem Jahr 2002. Zusätzlich werden die demographischen Kontrollvariablen  $Z$  als exogene erklärende Variablen in die Regression aufgenommen.

Die Ausgangsstichprobe besteht aus den 11467 Haushalten der SOEP-Teilstichproben A bis F. Durch die folgenden Beschränkungen wird der Stichprobenumfang auf 1472 private Haushalte ( $W$  = Nettogeldvermögen) bzw. 1669 Haushalte ( $W$  = Summe aus Nettogeld- und Nettoimmobilienvermögen) reduziert. Ausgeschlossen werden:

- Haushalte, deren Familienvorstand Ausländer ist.
- Haushalte, für die Angaben zu sämtlichen Vermögenspositionen fehlen oder deren Vermögen kleiner oder gleich null ist.
- Haushalte, deren Haushaltsvorstand sich in der Ausbildung, im Militär- oder Zivildienst befindet, Rentner ist oder ein Trainee-Programm oder eine Lehre absolviert.
- Haushalte, deren Haushaltsvorstand im Jahr 2002 älter als 55 Jahre war. Carroll (1997) zeigt, dass solche Haushalte keine Pufferbestandssparer sind, sondern sich gemäß der Lebenszyklus-Permanente Einkommenshypothese verhalten.
- Haushalte, deren Haushaltsvorstand zu den Selbständigen zählt. Da Selbständige keine Renten oder Pensionen empfangen, unterscheidet sich ihr Sparverhalten deutlich von dem der Arbeiter, Angestellten und Beamten.
- Haushalte, die nicht an jeder der SOEP-Wellen 1998 bis 2004 teilnahmen. Diese Einschränkung folgt aus der obigen Beschreibung der Daten, die zur Schätzung von Gleichung (2) herangezogen werden.

#### 4 Statistische Signifikanz des Vorsichtssparens

Im Folgenden werden GMM-Schätzungen für die Vermögensregressionen in Gleichung (2) vorgestellt.<sup>8</sup> Die Ergebnisse der Regression des (logarithmierten) Nettogeldvermögens auf die alternativen Maße der Einkommensunsicherheit werden in Tabelle 2 gezeigt. Nach der Pufferbestandstheorie des Sparens nimmt das Vorsichtssparen mit steigender Einkommensunsicherheit zu. Die Schätzergebnisse stehen hiermit im Einklang, da der geschätzte Koeffizient der Einkommensunsicherheit bei allen Maßen positiv ist. Die statistische Signifikanz hängt von dem gewählten Maß ab.<sup>9</sup> Die P-Werte reichen von 1,1% für *risk\_vary* bis 16,4% für *risk\_lvarly*. Die Koeffizienten von *risk\_global* und *risk\_vary* sind zum 5%-Niveau signifikant, der von *risk\_varly* zum 10%-Niveau. Für die beiden nicht signifikanten Koeffizienten (*risk\_lvarly* und *risk\_lvary*) sind die P-Werte (16,4% und 13,3%) nicht sehr hoch. Insgesamt kann daher die Hypothese eines signifikanten Vorsichtssparens nicht verworfen werden. Die folgende Beschreibung der Schätzergebnisse für die anderen erklärenden Variablen gilt für alle fünf Regressionen. Die meisten Kontrollvariablen sind signifikant (von null verschieden) und weisen die erwarteten Vorzeichen auf. Der Koeffizient des permanenten Arbeitseinkommens ( $\log(\text{pinc})$ ) ist positiv und hoch signifikant.

<sup>8</sup> Für eine Beschreibung der Verallgemeinerten Momentenmethode (General Method of Moments bzw. GMM) sei auf Wooldridge (2002) verwiesen.

<sup>9</sup> Unter „signifikant (von null verschieden)“ wird hier ein Signifikanzniveau von bis zu 10% verstanden. Wir wählen diese obere Grenze anstatt einer in Höhe von 5%, da die Regressionen sich auf Querschnitts- und nicht auf Zeitreihendaten beziehen. Bei Querschnittsdaten ist es im Allgemeinen schwieriger, signifikante Koeffizienten zu erhalten als bei Zeitreihendaten.

Tabelle 2

**GMM-Regressionen des Nettogeldvermögens**

	<b>Abhängige Variable: log (Nettogeldvermögen)</b>				
<b>Konstante</b>	-8,495*** (2,367)	-11,165*** (2,384)	-11,476*** (2,434)	-11,322*** (2,388)	-8,376*** (2,356)
<b>risk_global</b>	5,791** (2,547)				
<b>risk_lvarly</b>		0,116 (0,083)			
<b>risk_lvary</b>			0,144 (0,096)		
<b>risk_varly</b>				2,513* (1,521)	
<b>risk_vary</b>					6,623** (2,591)
<b>log(pinc)</b>	1,902*** (0,221)	2,186*** (0,218)	1,942*** (0,227)	2,163*** (0,212)	1,872*** (0,222)
<b>Alter</b>	-0,037 (0,043)	-0,015 (0,047)	-0,015 (0,046)	-0,025 (0,044)	-0,028 (0,043)
<b>Quadriertes Alter (* 10<sup>-1</sup>)</b>	0,007 (0,005)	0,005 (0,005)	0,005 (0,005)	0,006 (0,005)	0,006 (0,005)
<b>Geschlecht (1 = männlich)</b>	-0,077 (0,082)	-0,109 (0,081)	-0,095 (0,081)	-0,074 (0,083)	-0,066 (0,082)
<b>Verheiratet</b>	-0,523*** (0,106)	-0,553*** (0,104)	-0,531*** (0,104)	-0,527*** (0,105)	-0,505*** (0,109)
<b>Geschieden</b>	-0,543*** (0,162)	-0,551*** (0,165)	-0,564*** (0,167)	-0,537*** (0,163)	-0,563*** (0,163)
<b>Getrennt lebend</b>	-0,646*** (0,242)	-0,746*** (0,261)	-0,766*** (0,260)	-0,666*** (0,253)	-0,713*** (0,253)
<b>Anzahl Erwachsene</b>	-0,287*** (0,054)	-0,312*** (0,058)	-0,305*** (0,056)	-0,297*** (0,054)	-0,300*** (0,054)
<b>Anzahl Kinder</b>	-0,054 (0,038)	-0,063* (0,037)	-0,062* (0,037)	-0,070* (0,037)	-0,060 (0,037)

Fortsetzung Tabelle 2

	Abhängige Variable: log (Nettogeldvermögen)				
Region (1 = Westdeutschland)	0,130*	0,161**	0,153**	0,136*	0,111
	(0,072)	(0,070)	(0,071)	(0,073)	(0,073)
risk_avers_fin	-0,055***	-0,054***	-0,056***	-0,057***	-0,057***
	(0,015)	(0,015)	(0,015)	(0,015)	(0,015)
Anzahl Beobachtungen	1 472	1 472	1 472	1 472	1 472
R <sup>2</sup>	0,112	0,144	0,144	0,151	0,107
Hansen J-Statistik (P-Wert)	0,873	0,664	0,668	0,695	0,890

Robuste t-Werte in Klammern. \*\*\* (\*\*, \*) kennzeichnet Ablehnung der Nullhypothese auf 1% (5%, 10%)-Niveau. Instrumentalvariablen für das permanente Einkommen und die fünf alternativen Maße der Einkommensunsicherheit: Dummyvariablen für Ausbildung, Beruf und Industriesektor, in dem der Haushaltsvorstand beschäftigt ist, sowie Interaktionsterme der Dummyvariablen für Ausbildung und Beruf mit Alter und quadriertem Alter.

Quelle: SOEP-Daten und eigene Berechnungen.

Haushalte mit einem verheirateten, geschiedenen oder getrennt lebenden Haupteinkommensbezieher weisen ein signifikant niedrigeres Vermögen auf als solche mit einem alleinstehenden oder verwitweten Haushaltsvorstand. Das Vermögen nimmt sowohl mit der Anzahl der Erwachsenen als auch mit der der Kinder im Haushalt ab. Letzteres passt zum u-förmigen Verlauf der Sparquote während des Arbeitslebens, der sich gemäß Bartzsch (2006) aus SOEP-Daten ergibt. Die laufenden Konsumausgaben für Kinder scheinen demnach größer zu sein als die Vermögensakkumulation für deren Ausbildung oder zwecks Erbschaften. Das Nettogeldvermögen der Haushalte in Westdeutschland ist höher als dasjenige in Ostdeutschland. Der Koeffizient der Risikoaversion (*risk\_avers\_fin*) ist hochsignifikant und negativ. Theoretisch ist das Vorzeichen der Risikoaversion unbestimmt (siehe Carroll 1997). Ein negatives Vorzeichen bedeutet, dass bei einer Zunahme der (relativen) Risikoaversion die Abnahme der intertemporalen Substitutionselastizität stärker ins Gewicht fällt als die Zunahme des Vorsichtsmotivs. Die intertemporale Substitutionselastizität spiegelt die Bereitschaft der Konsumenten wider, bei Zinsänderungen den Konsum in der Zeit zu verschieben.

Tabelle 3 zeigt die Ergebnisse der Regression der (logarithmierten) Summe aus Nettogeld- und Nettoimmobilienvermögen auf die alternativen Maße der Einkommensunsicherheit. Dieses Vermögen nimmt mit der Einkommensunsicherheit ab, jedoch ist dieser Zusammenhang nur für *risk\_lvarly* signifikant. Für *risk\_varly* und *risk\_vary* ist der P-Wert (36,6% bzw. 42,4%) recht hoch. Wie oben erwähnt, steht der negative Zusammenhang zwischen Vermögen und Einkommensunsicherheit im Widerspruch zur Theorie des Vorsichtssparens. Daher wird dieses Vermögen nicht als Puffer gegen Einkommensschocks verwendet. Tabelle 1 zeigt, dass die Summe aus Nettogeld- und Nettoimmobilienvermögen vom Immobilienvermögen dominiert wird. Es handelt sich daher um eine ziemlich illiquide Art von Vermögen. Die Transaktionskosten, die mit seiner Umwandlung in liquide Mittel verbunden sind, sind hoch. Immobilienvermögen wird daher eher zur Altersvorsor-



Tabelle 3

**GMM-Regressionen von Nettogeld- und Nettoimmobilienvermögen**

	<b>Abhängige Variable: log (Nettogeld- und Nettoimmobilienvermögen)</b>				
<b>Konstante</b>	9,802*** (3,021)	-6,181** (3,072)	-5,834* (3,135)	-7,251** (3,095)	-9,022*** (2,922)
<b>risk_global</b>	-5,602 (4,144)				
<b>risk_lvarly</b>		-0,185* (0,113)			
<b>risk_lvary</b>			-0,224 (0,136)		
<b>risk_varly</b>				-1,886 (2,085)	
<b>risk_vary</b>					-3,369 (4,211)
<b>log(pinc)</b>	1,903*** (0,290)	1,530*** (0,289)	1,907*** (0,285)	1,655*** (0,276)	1,823*** (0,283)
<b>Alter</b>	0,022 (0,051)	-0,018 (0,057)	-0,009 (0,055)	0,016 (0,052)	0,020 (0,050)
<b>Quadrirtes Alter (*10<sup>-1</sup>)</b>	0,001 (0,006)	0,006 (0,006)	0,005 (0,006)	0,002 (0,006)	0,001 (0,006)
<b>Geschlecht (1 = männlich)</b>	0,078 (0,101)	0,076 (0,097)	0,066 (0,098)	0,068 (0,101)	0,080 (0,100)
<b>Verheiratet</b>	-0,361*** (0,132)	-0,329** (0,130)	-0,361*** (0,130)	-0,372*** (0,131)	-0,367*** (0,132)
<b>Geschieden</b>	-0,481*** (0,186)	-0,425** (0,190)	-0,414** (0,192)	-0,499*** (0,186)	-0,488*** (0,183)
<b>Getrennt lebend</b>	-0,448 (0,291)	-0,286 (0,314)	-0,276 (0,318)	-0,456 (0,289)	-0,435 (0,286)
<b>Anzahl Erwachsene</b>	0,062 (0,060)	0,130* (0,072)	0,117* (0,068)	0,082 (0,062)	0,075 (0,060)
<b>Anzahl Kinder</b>	0,133*** (0,044)	0,141*** (0,043)	0,142*** (0,043)	0,146*** (0,042)	0,141*** (0,042)

Fortsetzung Tabelle 3

	Abhängige Variable: log (Nettogeld- und Nettoimmobilienvermögen)				
Region (1 = Westdeutschland)	-0,505*** (0,088)	0,506*** (0,087)	0,512*** (0,088)	0,503*** (0,090)	0,501*** (0,092)
risk_avers_fin	-0,058*** (0,018)	-0,057*** (0,018)	-0,057*** (0,018)	-0,054*** (0,018)	-0,055*** (0,018)
Anzahl Beobachtungen	1 669	1 669	1 669	1 669	1 669
R <sup>2</sup>	0,184	0,201	0,191	0,209	0,205
Hansen J-Statistik (P-Wert)	0,225	0,178	0,189	0,125	0,141

Robuste t-Werte in Klammern. \*\*\* (\*\*, \*) kennzeichnet Ablehnung der Nullhypothese auf 1% (5%, 10%)-Niveau. Instrumentalvariablen für das permanente Einkommen und die fünf alternativen Maße der Einkommensunsicherheit: Dummyvariablen für Ausbildung und Beruf sowie Interaktionsterme dieser Variablen mit Alter und quadriertem Alter.

Quelle: SOEP-Daten und eigene Berechnungen.

ge gebildet oder in erster Linie als Konsumgut angesehen (vgl. Engen und Gruber 2001).<sup>10</sup> Bei den Koeffizienten der anderen erklärenden Variablen ergeben sich folgende Unterschiede zu den Ergebnissen für das Nettogeldvermögen. Die Anzahl der Erwachsenen im Haushalt ist nur noch in zwei Regressionen signifikant. Anders als beim Nettogeldvermögen sind die Koeffizienten für die Anzahl der Kinder und der Erwachsenen im Haushalt positiv. Dies erscheint plausibel, da das weiter gefasste Vermögen vorwiegend aus Immobilienvermögen besteht.

## 5 Das Ausmaß des Vorsichtssparens

Das Ausmaß des Vorsichtssparens wird durch den Anteil des Vorsichtsvermögens am gesamten Vermögen gemessen. Dieser Anteil wird wie in Carroll und Samwick (1998) durch Simulation approximiert.<sup>11</sup> Dazu definieren wir ein neues Vermögensmaß  $W^*$ :

$$\log(W_i^*) = \log(W_i) - a_1(\omega_i - \omega^*). \quad (3)$$

Nach Gleichung (2) entspricht  $W^*$  dem Vermögen, das sich ergibt, wenn die Einkommensunsicherheit aller Haushalte auf  $\omega^*$  gesetzt wird. Als Wert für  $\omega^*$  wird die niedrigste

**10** Es ist zu beachten, dass Immobilienvermögen nicht per se zu illiquide ist, um als Vorsichtsvermögen zu dienen. Zum einen ist das Immobilienvermögen in einigen Ländern wie den USA liquider als in Deutschland. Zum anderen kann es sich bei seltenen aber schweren negativen Einkommensschocks lohnen, die mit der Umwandlung von Immobilienvermögen verbundenen hohen Transaktionskosten auf sich zu nehmen. So finden Carroll und Samwick (1998) sogar für weiter gefasste Vermögensvariablen, die das Immobilienvermögen einschließen, signifikant positive Koeffizienten der Einkommensunsicherheit.

**11** Die folgende Darstellung ist aus Gründen der besseren Lesbarkeit vereinfacht. Eine exakte Herleitung findet sich in Bartzsch (2006).

Einkommensunsicherheit aus der Haushaltsstichprobe gewählt. Der Anteil des Vorsichtsvermögens am gesamten (über die  $N$ -Haushalte aggregierten) Vermögen ergibt sich als

$$\frac{\sum_{i=1}^N W_i - \sum_{i=1}^N W_i^*}{\sum_{i=1}^N W_i} * 100 \% \tag{4}$$

Tabelle 4 zeigt diesen Anteil für das Nettogeldvermögen und die alternativen Maße der Einkommensunsicherheit.<sup>12</sup> Das aufgrund des Vorsichtsmotivs gebildete Nettogeldvermögen deutscher Haushalt ist demnach ökonomisch bedeutsam. Es reicht von 14,6% bei *risk\_varly* bis 26,7% bei *risk\_vary* und entspricht bei den anderen drei Einkommensunsicherheitsvariablen dem Durchschnitt von gut 20%. Die Ergebnisse sind daher robust in Bezug auf die Wahl des Maßes für die Einkommensunsicherheit. Außerdem stimmen sie gut mit der in Abschnitt 1 erwähnten Arbeit von Fuchs-Schündeln und Schündeln (2005) überein, die einen Anteil des Vorsichtsvermögens am gesamten Geldvermögen in Höhe von 22,1% ermittelt haben.<sup>13</sup> Angesichts der Unterschiede unserer Analysen ist dies ein weiteres Indiz für die Robustheit der Ergebnisse.

Tabelle 4

**Reduktion des Nettogeldvermögens, falls  $\omega = \omega^*$**

	(Gewichteter) Prozentualer Anteil des Vorsichtsvermögens am Nettogeldvermögen
risk_global	20,79
risk_lvarly	20,35
risk_lvary	20,57
risk_varly	14,58
risk_vary	26,67
Durchschnitt	20,59

Quelle: SOEP-Daten und eigene Berechnungen.

**6 Zusammenfassung**

Die Bedeutung des Vorsichtssparens der privaten Haushalte in Deutschland im Jahr 2002 wurde mit Vermögensregressionen auf Einkommensunsicherheit untersucht. Die statistische Signifikanz des Vorsichtssparens hängt von den Maßen der Einkommensunsicherheit ab. Beim Nettogeldvermögen ist das Vorsichtssparen signifikant und ökonomisch bedeut-

**12** Wie im letzten Abschnitt gezeigt wurde, dient das um Immobilienvermögen erweiterte Vermögen nicht als Vorsichtsvermögen und wird daher nicht weiter berücksichtigt.

**13** Auch Fuchs-Schündeln und Schündeln (2005) berücksichtigen mögliche Verzerrungen aufgrund einer Selbstselektion risikoaverser Individuen in sichere Berufe. Sie tun dies nicht direkt durch Verwendung der SOEP-Daten zur Risikoaversion sondern indirekt. Dazu nutzen sie die Tatsache aus, dass die deutsche Wiedervereinigung 1990 für die DDR-Bürger zu einer exogenen Neubestimmung von Einkommensrisiken führte. Als Maß für die Einkommensunsicherheit verwenden sie eine Indikatorvariable, die den Wert eins annimmt, wenn der Haushaltsvorstand Beamter ist.

sam. Der Anteil des Vorsichtsvermögens am gesamten (über die Haushalte aggregierten) Nettogeldvermögen beträgt (für die hier verwendete Stichprobe) durchschnittlich gut 20%. Wenn dagegen als Vermögen die Summe von Nettogeld- und Nettoimmobilienvermögen gewählt wird, können wir kein Vorsichtssparen nachweisen, das signifikant von null verschieden ist. Außerdem nimmt dann das Vermögen entgegen der Vorhersage der Theorie mit der Einkommensunsicherheit ab. Dies deutet darauf hin, dass dieses Vermögen nicht als Puffer gegen negative Einkommensschocks dient. Angesichts der Illiquidität des Immobilienvermögens erscheint dies nicht unplausibel.

### Literaturverzeichnis

- Ammermüller, A., A. Weber und P. Westerheide (2005): Die Entwicklung und Verteilung des Vermögens privater Haushalte unter besonderer Berücksichtigung des Produktivvermögens. Studie im Auftrag des Bundesministeriums für Gesundheit und Soziale Sicherung. In: Bundesministerium für Gesundheit und Soziale Sicherung (Hrsg.): *Lebenslagen in Deutschland. Der zweite Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung*. Bonn.
- Bartzsch, N. (2006): *Precautionary Saving and Income Uncertainty in Germany – New Evidence from Micro Data*. Deutsche Bundesbank Discussion Paper Series 1, No. 44/2006. Frankfurt a. M.
- Caballero, R. (1991): Earnings Uncertainty and Aggregate Wealth Accumulation. *The American Economic Review*, 81, 859–871.
- Carroll, C. (1997): Buffer-Stock Saving and the Life-Cycle/Permanent Income Hypothesis. *The Quarterly Journal of Economics*, 112, 1–55.
- Carroll, C. und A. Samwick (1998): How Important is Precautionary Saving? *The Review of Economics and Statistics*, 80, 410–419.
- Deutsche Bundesbank (2005): Vermögensbildung und Finanzierung im Jahr 2004. Monatsbericht Nr. 6, 15–33.
- Dohmen, T., A. Falk, D. Huffman und U. Sunde (2006): *The Intergenerational Transmission of Risk and Trust Attitudes*. IZA Discussion Paper 2380. Bonn.
- Engen, E. und J. Gruber (2001): Unemployment Insurance and Precautionary Saving. *Journal of Monetary Economics*, 47, 545–579.
- Essig, L. (2005): *Precautionary Saving and Old-Age Provisions: do Subjective Saving Motive Measures Work?* MEA Discussion Paper. 84-2005. Mannheim.
- Fuchs-Schündeln, N. (2006): *Testing Different Saving Theories Exploiting the Adjustment to a Large Shock*. Mimeo.
- Fuchs-Schündeln, N. und M. Schündeln (2005): Precautionary Savings and Self-Selection: Evidence from the German Reunification “Experiment”. *The Quarterly Journal of Economics*, 120, 1085–1120.
- Schunk, D. (2006): *What Determines the Saving Behavior of German Households? An Examination of Saving Motives and Saving Decisions*. MEA Discussion Paper (im Erscheinen).
- Skinner, J. (1988): Risky Income, Life Cycle Consumption, and Precautionary Savings. *Journal of Monetary Economics*, 22, 237–255.
- Wooldridge, J. (2002): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA, MIT Press.
- Zeldes, S. (1989): Optimal Consumption with Stochastic Income: Deviations from Certainty Equivalence. *The Quarterly Journal of Economics*, 104, 275–298.