

Evaluation der Wohnungsbauprämie

Endbericht

Auftraggeber:

Verband der privaten Bausparkassen

Verfasser:

Dr. Reiner Braun und Johanna Neuhoff
in Kooperation mit Prof. Dr. Harald Simons

Projektnummer:
2017135

Datum:
März 2018

Büro:
Berlin

empirica ag
Kurfürstendamm 234
10719 Berlin
Tel. (030) 88 47 95-0
Fax. (030) 88 47 95-17

Zweigniederlassung Bonn
Kaiserstr. 29
53113 Bonn
Tel. (0228) 91 48 9-0
Fax (0228) 21 74 10

INHALTSVERZEICHNIS

1.	Kurzfassung.....	1
2.	Hintergrund und Forschungsfrage.....	4
3.	Datensatz und allgemeine Methodik.....	5
4.	Ergebnisse: Querschnittsvergleich 2013.....	7
4.1	Herangehensweise	7
4.2	Ergebnisse im Querschnittsvergleich	8
5.	Ergebnisse: Zeitvergleich 1993 und 1998.....	10
5.1	Herangehensweise	10
5.2	Ergebnisse im Zeitvergleich.....	11
6.	Anhang.....	15

1. Kurzfassung

Bausparen als langfristig angelegter Ansparprozess soll eine möglichst früh beginnende, kontinuierliche und erhöhte Vermögensbildung gewährleisten – unabhängig von Schwankungen der Zinsen oder Einkommen und unabhängig von wechselnden Bedürfnissen in verschiedenen Lebensphasen. Die Logik leuchtet ein: Geld im Portemonnaie ist schneller ausgegeben als das auf dem Sparkonto, dieses wiederum schneller als das im Sparvertrag und noch schwieriger ist das Ausgeben etwa von Immobilienvermögen. Das hängt mit dem Ausmaß der Illiquidität und technischen Hürden genauso zusammen wie mit psychologischen Hemmungen, gesetzlichen Bestimmungen oder steuerlichen Nachteilen¹.

Bausparen als
„Konsumzügler“

Umgekehrt kann man aber auch vermuten, dass selbst ein finanziell geringer Anreiz, illiquider zu sparen, dazu führt, dass etwa zum Ende des Erwerbslebens im Ergebnis sehr viel höhere Vermögen angespart worden sind. Ein potentieller Kandidat ist der Bausparvertrag als ein langfristiger Sparvertrag, der zudem auch noch eine Option auf die Inanspruchnahme eines zinssicheren Darlehens für wohnungswirtschaftliche Zwecke beinhaltet. Im Rahmen der Wohnungsbauprämie (WoP) wird diese Vermögensbildung staatlich gefördert. Hauptziel ist „der umfangreichere, frühere und solidere Erwerb von Wohneigentum und seine Funktionserhaltung im Sinne von mietfreiem und qualitativ befriedigendem Wohnen bis ins Rentenalter. Als Zwischenziel wird der möglichst frühzeitige Beginn eines zweckentsprechenden, zielgerichteten Vorsparprozesses, der auch den Anspruch auf ein zumeist zinsgünstiges, aber zumindest zinssicheres (Teil-)Darlehen begründet, verfolgt.“²

WoP als Anreiz?

Wirkung auf Sparquote

Die Erreichung des Zwischenziels der WoP wurde in der vorliegenden Studie mithilfe der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) untersucht. Demnach induziert die WoP zusätzliches Sparen, also eine Erhöhung der Sparquote (keine reine Mitnahme). Dies gilt sogar bei denjenigen Haushalten, die sich im Bereich knapp über- und unterhalb der vergleichsweise geringen und seit 1996 konstanten Einkommensgrenzen bewegen und denen ein langfristiger Sparprozess schwerer fällt als Haushalten mit weitaus höheren Einkommen. Gerade für Schwellenhaushalte um die Einkommensgrenze ist die WoP also entscheidend für höhere Sparanstrengungen (vgl. Abbildung 2). Außerdem hatte die WoP gerade für Neu-Prämienbegünstigte-Haushalte um die höhere Einkommensgrenze einen mildernenden Effekt auf Zinsschwankungen. So wurde 1996 eine neue Einkommensgrenze eingeführt, die einer bestimmten Einkommensgruppe erstmals einen WoP-Bezug ermöglichte. Obwohl generell die Sparquote aufgrund zunehmend unattraktiver Sparzinsen zwischen 1993 und 1998 gesunken ist, kommt alleine in der Gruppe der in 1998 erstmals Prämienbegünstigten ein positiver Partialeffekt der WoP zum Tra-



¹ Etwa die Spekulationsfrist bei Immobilien oder das Erreichen der Altersgrenze beim Riestern.

² Vgl. Abschlussbericht Spending Review (Zyklus 2016/2017) zum „Politikbereich Wohnungswesen“ zur Vorlage beim Lenkungsausschuss 27. Februar 2017, S. 14.

gen. Das generelle Weniger-Sparen wird nur bei den Neu-Prämienberechtigten abgemildert. Offenbar motivierten demnach Bausparverträge im Allgemeinen, aber die erhöhten Einkommensgrenzen die Neu-Begünstigten im Besonderen zu einem verstärkten Sparen. Somit hat die WoP – über die Erhöhung der Einkommensgrenzen – die sinkende Sparquote zwischen 1993 und 1998 konterkariert (vgl. Abbildung 4).

Wirkung auf Bausparabschluss

Ebenfalls überprüft wurde die Wirkung der WoP auf die Abschlussneigung für Bausparprodukte. Dabei ist zu berücksichtigen, dass die Förderung der Abschlussneigung auch nachwirken kann, wenn die Haushalte (längst) aus der WoP-Berechtigung herausgewachsen sind. Zwar kann man diesen Effekt nicht eindeutig nachweisen. Es gibt aber begründete Hinweise darauf, dass die WoP über die Erhöhung der Einkommensgrenzen zu einer erhöhten Abschlussneigung beigetragen und so der – insbesondere für niedrigere Einkommensklassen – sinkende Attraktivität von Bausparverträgen zwischen 1993 und 1998 entgegengewirkt hat (vgl. Abbildung 3).



Wirkung auf Vermögen

Der Einfluss der WoP auf das Geldvermögen der Haushalte wurde ebenfalls untersucht. Die Ergebnisse waren allerdings uneindeutig und lieferten keine verwertbaren Erkenntnisse zum Einfluss der WoP. Dies überrascht nicht, wenn man die Gegebenheiten des Datensatzes berücksichtigt: Um den Einfluss der WoP auf die Vermögensbildung zu beurteilen, müsste man eigentlich das Vermögen von ein und demselben WoP-Beziehern einige Jahre später beobachten, damit die Vermögensbildung auch schon Früchte getragen haben kann (Panel-Datensatz). Zudem besteht gerade im Querschnittsdatsatz das Problem, dass z.B. ein relevanter Teil der Bausparer nur vermeintlich erstmals berechtigt ist, tatsächlich aber zu den „Herauswachsern“ gehört, die möglicherweise *wegen* der WoP mit dem Sparen begonnen hatten, die Einkommensgrenzen aber wegen der Zeitpunkt Betrachtung im aktuellen EVS-Datensatz mittlerweile überschreiten und deshalb fälschlicherweise kein Zusatzeffekt dieser Haushalte gezeigt werden kann. Trotzdem ergaben auch diese Berechnungen einen eindeutig positiven und robusten Einfluss des Bausparens auf die Vermögensbildung an sich. Die erhöhte Abschlussneigung von Bausparverträgen wegen der WoP kann somit indirekt die Höhe des Geldvermögens der Haushalte durchaus positiv beeinflussen.



Fazit

Die Ergebnisse der vorliegenden Untersuchung legen nahe, dass die WoP insbesondere Schwellenhaushalten mit niedrigerem Einkommen und einer sonst geringen Sparquote zum Vorsorgen über den Bausparvertrag positiv beeinflusst. Durch die staatliche Förderung erhält dieses Sparprodukt ein Gütesiegel, das gerade bei Personen mit geringerer „finanzieller Bildung“ (Financial Literacy) ein wichtiger Entscheidungsfaktor sein kann. Ist man einmal Bausparer, dann hat man bereits einen wichtigen Schritt in Richtung Vermögens- und Wohneigentumsbildung getan. Alle



bisherigen Untersuchungen zum Thema Bausparen attestieren diesem einen signifikant positiven Effekt auf das Sparen und sogar die spätere Wohneigentumsbildung.³ Haushalte um die Einkommensgrenze, denen das Sparen wegen der geringeren Einkommen deutlich schwerer fällt als Haushalte mit hohem Einkommen, werden durch die WoP in die Lage versetzt, relativ mehr zu sparen als vergleichbare Haushalte ohne Bausparvertrag.

³ Vgl. hierzu u.a. empirica (2017): *Wirkungsanalyse Bausparen. Eine empirische Untersuchung*; abrufbar unter goo.gl/DuV7Z2.

2. Hintergrund und Forschungsfrage

Der Erwerb von Wohneigentum ist in aller Regel die größte Ausgabenposition im Leben privater Haushalte. Wer den Schritt vom Mieter zum Eigentümer schaffen will, muss daher zwei große Hürden überwinden: Erstens benötigt er ausreichend Eigenkapital, und zweitens muss er die Kreditraten für das erforderliche Fremdkapital jeden Monat aufbringen können. Derzeit sind die Bauzinsen sehr niedrig. Selbst bei hohen anfänglichen Tilgungsraten ist damit die Bedienung der Kredite insgesamt ein geringeres Problem. Stattdessen scheitern jetzt viele an der Eigenkapitalschwelle. Das ist eine Folge niedriger Sparzinsen einerseits und andererseits der stark gestiegenen Kaufpreise für Immobilien sowie der damit einhergehenden überproportionalen Zuwächse bei den Erwerbsnebenkosten.

Hilfreich erscheinen daher Sparverträge, die eine möglichst früh beginnende, kontinuierliche und erhöhte Vermögensbildung gewährleisten – unabhängig von Schwankungen der Zinsen oder Einkommen und unabhängig von wechselnden Konsumlaunen oder Bedürfnissen in verschiedenen Lebensphasen. Ein potentieller Kandidat ist der Bausparvertrag als ein langfristiger Sparvertrag, der eine Option auf die Inanspruchnahme eines zinssicheren Darlehens für wohnungswirtschaftliche Zwecke beinhaltet. Im Rahmen der Wohnungsbauprämie (WoP) wird diese Vermögensbildung staatlich gefördert. Im Bericht des Spending Review⁴ gelang es jedoch nicht, „die Wirkungen der Prämie vollständig abzuschätzen“. In der vorliegenden Studie sollen daher offene Fragen zur Wirkung/ Zielerreichung der WoP geklärt werden.

Grundlage dieser Evaluation bilden die mit der WoP verfolgten Ziele. Hauptziel ist gemäß Spending Review⁵ „der umfangreichere, frühere und solidere Erwerb von Wohneigentum und seine Funktionserhaltung im Sinne von mietfreiem und qualitativ befriedigendem Wohnen bis ins Rentenalter. Als Zwischenziel wird der möglichst frühzeitige Beginn eines zweckentsprechenden, zielgerichteten Vorsparprozesses, der auch den Anspruch auf ein zumeist zinsgünstiges, aber zumindest zinssicheres (Teil-)Darlehen begründet, verfolgt.“ Grundlage bildet die Sparentscheidung des privaten Haushalts einerseits sowie seine Entscheidung zum Erwerb von Wohneigentum andererseits. Ansatzpunkt für die Überprüfung der Kausalkette ist insbesondere die Sparentscheidung. Denn das Erreichen des Zwischenziels ist – wenn es keine größeren Vermögensübertragungen durch Erbschaften oder Schenkungen gibt – eine notwendige, wenn auch keine hinreichende Bedingung zur Erfüllung des Hauptziels.

Eine Evaluation der WoP müsste demnach auf Ebene der Privathaushalte grundsätzlich überprüfen,

1. ob die Prämie zu einer erhöhten Abschlussneigung für Bausparprodukte führt. Dabei ist zu berücksichtigen, dass die Förderung der Abschlussneigung

Wirkung der WoP nicht abschließend geklärt



Zu evaluierende Fragestellungen

⁴ Vgl. Abschlussbericht Spending Review (Zyklus 2016/2017) zum „Politikbereich Wohnungswesen“ zur Vorlage beim Lenkungsausschuss 27. Februar 2017.

⁵ Vgl. ebd.

- auch nachwirken kann, wenn die Haushalte (längst) aus der WoP-Berechtigung herausgewachsen sind;
2. ob die Prämie einen Zusatzeffekt auf das Sparen bewirkt (Erhöhung der Sparquote / des Vermögens und nicht nur Mitnahmeeffekt);
 3. ob dieses (höhere) Vermögen zweckgerichtet dem (frühzeitigeren) Erwerb von Wohneigentum und/ oder dessen Funktionserhaltung dient. Denn die frühzeitigere und höhere Vermögensbildung führt auch zu einer verbesserten Altersvorsorge.

In der vorliegenden Studie widmen wir uns der ersten und zweiten Fragestellung. Fragestellung drei wurde durch empirica bereits in der empirica-Studie „Wirkungsanalyse Bausparen – eine empirische Untersuchung“ überprüft und weitestgehend bestätigt.⁶

Die Analyse der Fragestellung zwei liefert zwar alleine keinen endgültigen Beweis für die Wirksamkeit der WoP, ist aber de facto der „Knackpunkt“ einer Evaluation: Kann man durch Rückwärtsinduktion zeigen, dass (a) ein Bausparvertrag sich positiv auf die Wohnungseigentumsbildung oder die Erhaltung des Wohneigentums auswirkt und (b) die WoP sich positiv auf den Abschluss eines Bausparvertrags oder besser noch auf die Sparquote auswirkt, dann kann man daraus ableiten, dass insgesamt ein positiver kausaler Wirkungszusammenhang besteht. Da (a) seit Einführung der Zweckbindung für einen Großteil der Bausparer vorausgesetzt werden kann, konzentrieren wir uns auf die Analyse der Wirkung der WoP auf das Sparverhalten (b).

3. Datensatz und allgemeine Methodik

Datengrundlage der Untersuchung ist die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS). Die EVS ist eine wiederkehrende Querschnittsbefragung, die u.a. statistische Informationen über eine Vielzahl an Haushalts-Charakteristika sowie die Einkommens-, Spar-, Vermögens- und Schuldensituation privater Haushalte enthält. Aufgrund des Stichprobendesigns handelt es sich um eine repräsentative Stichprobe der deutschen Privathaushalte. Im fünfjährigen Turnus werden gut 40.000 private Haushalte in Deutschland befragt.⁷ Vorteil der EVS sind vor allem akkurate Informationen zum Sparverhalten und zum Vermögensstand. Im Gegensatz zu anderen Datensätzen handelt es sich allerdings nicht um einen Paneldatensatz, sodass nicht der dynamische Ansparprozess selbst, sondern nur eine Zeitpunktbetrachtung möglich ist.

Der Bezug von Wohnungsbauprämien kann nicht direkt verwendet werden, da im Fragebogen zum Geld- und Sachvermögen die Frage nicht ausreichend zielgenau formuliert wird: „Wie hoch waren die staatlichen Zulagen für alle noch nicht ausge-

Datengrundlage

Konstruktion des WoP-Bezugs

⁶ Vgl. hierzu empirica (2017): *Wirkungsanalyse Bausparen. Eine empirische Untersuchung*; abrufbar unter goo.gl/DuV7Z2.

⁷ Weitere Informationen zum Datensatz gibt es unter <http://www.forschungsdatenzentrum.de/bestand/evs/index.asp>

zahlten Bausparverträge in Ihrem Haushalt für das Jahr 2012 insgesamt? Gemeint sind Wohnungsbauprämien, die Arbeitnehmersparzulagen als vermögenswirksame Leistungen und Riesterzulagen.“ Deshalb weisen die Daten Verzerrungen auf. Analog zu Rotfuß und Westerheide⁸ wird deshalb die WoP mithilfe des zu versteuernden Einkommens korrigiert. Unterstellt wird außerdem, dass es sich ausschließlich um Prämien des Haushaltsvorstands bzw. dessen Ehe-/ Lebenspartners handelt. Prämien für Bausparverträge der Kinder können mangels Detailinformationen nicht berücksichtigt werden. Da das zu versteuernde Einkommen ebenfalls nicht direkt erfragt ist, wird es analog zur Methodik von Prognos⁹ durch Invertierung der Einkommenssteuerfunktion auf Basis der erfassten Einkommensteuerzahlung errechnet.

Die Analyse stützt sich auf Regressionsrechnungen. Eine Regressionsanalyse ist ein Verfahren, das den Zusammenhang zwischen einer abhängigen Y-Variable und einer oder mehreren unabhängigen X-Variablen schätzt. Außerdem können damit Aussagen über die statistische Signifikanz der Zusammenhänge getroffen werden. Ein Zusammenhang ist signifikant, wenn die Wahrscheinlichkeit, dass der Zusammenhang auch durch Zufall so zustande gekommen sein könnte, nicht über einer gewissen Schwelle bzw. Irrtumswahrscheinlichkeit liegt (Signifikanzniveau). Ein Vorteil dieser Analysemethode besteht darin, dass der Beitrag einzelner Faktoren rechnerisch voneinander getrennt werden kann (Partialeffekte). So gibt der Regressionskoeffizient an, wie der Zusammenhang zwischen der zu erklärenden und der unabhängigen Variablen ist, wenn alle anderen Variablen („Kontrollvariablen“) konstant gehalten würden, d.h. unverändert blieben.

Methodik

⁸ Vgl. Rotfuß und Westerheide (2010): *Eine Analyse der Wohnungsbauprämienförderung aus empirischer Sicht*. In: Kredit und Kapital, 43. Jahrgang, Heft 1, Seiten 97–123.

⁹ Vgl. Prognos AG (1998): *Wirkungen staatlicher Sparförderung. Gutachten für das Bundesministerium der Finanzen*.

4. Ergebnisse: Querschnittsvergleich 2013

4.1 Herangehensweise

Eine Analyse des Effektes der WoP ist nicht trivial. Schätzt man eine klassische Regression über alle in der EVS enthaltenen Haushalte, vergleicht man oft Äpfel mit Birnen: sehr reiche Haushalte mit hoher Sparquote und im Besitz eines Bausparvertrags gegenüber verschuldeten Haushalten, gegenüber Haushalten, die die Einkommensschwelle gerade noch unterschreiten usw. Hinzu kommt, dass nicht alle diese Charakteristika als Kontrollvariablen in die Berechnungen eingehen können, weil sie als solche nicht erfasst werden und auch oftmals nicht erfassbar sind. Um nur ein paar Beispiele zu nennen: Sparneigung, erwartete Erbschaft (von Wohneigentum), Risikobereitschaft, Financial Literacy etc. All diese Variablen können das Ergebnis verzerren. Zudem gibt es das Problem, dass ein relevanter Teil der Bausparer höchstwahrscheinlich zu den „Herauswachsern“ gehört, die möglicherweise *wegen* der WoP mit dem Sparen begonnen haben, die Einkommensgrenzen aber wegen der Zeitpunkt Betrachtung im aktuellen EVS-Datensatz mittlerweile überschreiten und deshalb fälschlicherweise kein Zusatzeffekt dieser Haushalte gezeigt werden kann. Auch dadurch können bei der Messung der Effekte durch die WoP starke Verzerrungen auftreten.

Wir bedienen uns deshalb einer Methode, die die exogene Einkommensgrenze für den Bezug einer WoP nutzt. Im „Umkreis“ der Einkommensgrenze kann man eher davon ausgehen, dass es sich um sehr ähnliche Haushalte handelt, die keine relevanten systematischen Unterschiede aufweisen. Sie befinden sich im Großen und Ganzen alle innerhalb derselben Einkommensklasse, was i.d.R. mit einem gewissen Bildungsstand usw. korreliert. Um die Einkommensgrenze sehen sich also ähnliche Haushalte der Entscheidung gegenüber, langfristig im Rahmen eines Bausparvertrags zu sparen, wobei die WoP für diejenigen unterhalb der Einkommensgrenze einen relevanten Entscheidungsfaktor darstellen kann. Wir schätzen daher den Effekt der WoP für Haushalte, die ein jährliches zu versteuerndes Einkommen von plus/minus 1.000 € um die 2013 geltenden Jahres-Einkommensgrenzen haben. Wir betrachten außerdem ausschließlich Haushalte, die eine Sparquote zwischen 0 und 100% aufweisen. Für Haushalte mit einer negativen Sparquote ist es per se schwierig, einen (erhöhten) Sparprozess nachzuweisen.

Eine Möglichkeit, die Analyse auf die „Zielgruppe“ der WoP weiter einzuschränken, ist die Konzentration auf Mieterhaushalte. Denn wir möchten Haushalte betrachten, die sich noch in der Ansparphase befinden. Bei Eigentümern dagegen hat der Wohnungserwerb bereits stattgefunden, das Ziel der WoP wurde bereits erreicht. Des Weiteren sind es vor allem Jüngere, die mit der WoP unterstützt werden sollen, denn es wird ein „möglichst frühzeitiger Beginn“ eines zweckentsprechenden, zielgerichteten Vorsparprozesses verfolgt. Deshalb schränken wir die Stichprobe sukzessive nicht nur auf Mieter, sondern auch auf Haushalte mit einer Haushaltsbezugs person jünger als 45 Jahre ein. Im letzten Schritt werden darüber hinaus nur noch Bausparer betrachtet, die sich dann vor allem darin unterscheiden mit oder ohne WoP anzusparen.

Herausforderungen der Analyse

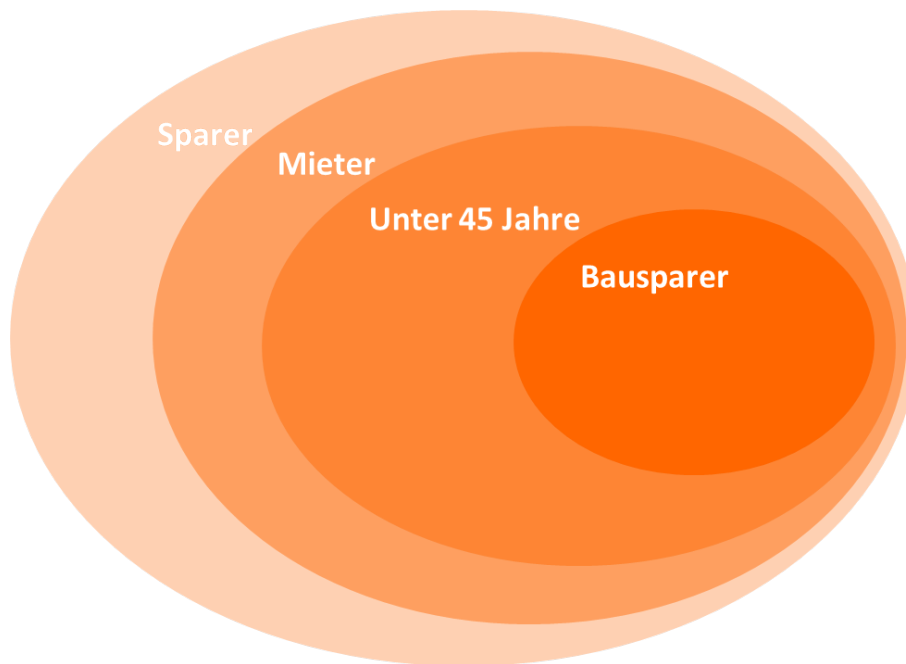
Fokussierung auf Haushalte um die Einkommensgrenze

Einschränkung auf Mieter und Bausparer in der Ansparphase

Dieses schrittweise Vorgehen führt zur Reduzierung der analysierten Stichprobengröße in verschiedenen Spezifikationen (Anzahl der Beobachtungen sinkt), aber gleichzeitig zur Fokussierung auf die interessierende Zielgruppe und damit zur Verbesserung der Validität der Schätzung, da Störvariablen und systematische Unterschiede zwischen den Vergleichsgruppen immer weiter reduziert werden. Das Vorgehen und die Reduzierung der Stichprobe sind in Abbildung 1 dargestellt.

Sukzessive
Fokussierung

Abbildung 1: Darstellung der sukzessiven Fokussierung der analysierten Stichprobe



Sparer: Haushalte mit einer Sparquote zwischen 0 und 100%. Die Sparquote ist das Verhältnis des Ersparten (inkl. Tilgung) zum Haushaltsnettoeinkommen.

Mieter: Haushalte sind nicht nur Sparer, sondern auch Mieter (anstatt Eigentümer).

Unter 45 Jahre: Haushalte sind Sparer, Mieter und die Haushaltsbezugs person ist unter 45 Jahre alt.

Bausparer: Haushalte sind Sparer, Mieter, die Haushaltsbezugs person ist unter 45 Jahre alt und die Haushalte haben mindestens einen Bausparvertrag.

Quelle: eigene Darstellung empirica

4.2 Ergebnisse im Querschnittsvergleich

Die Analysen zeigen, dass die WoP einen signifikanten Effekt auf die Sparquote hat. Dieser Effekt ist auch über die verschiedenen Spezifikationen robust.¹⁰ In der Tendenz steigt außerdem die Größe des Effektes der WoP mit zunehmender Fokussierung der analysierten Stichprobe auf die i.e.S. interessierende Zielgruppe (vgl. Abbildung 2). Die einzelnen Spezifikationen erlauben verschiedene vertiefende Schlussfolgerungen:¹¹

Zusatz-Sparen
durch WoP

¹⁰ Eine ausführliche Darstellung der Untersuchungsergebnisse ist im Anhang (Kap. 6) zu finden.

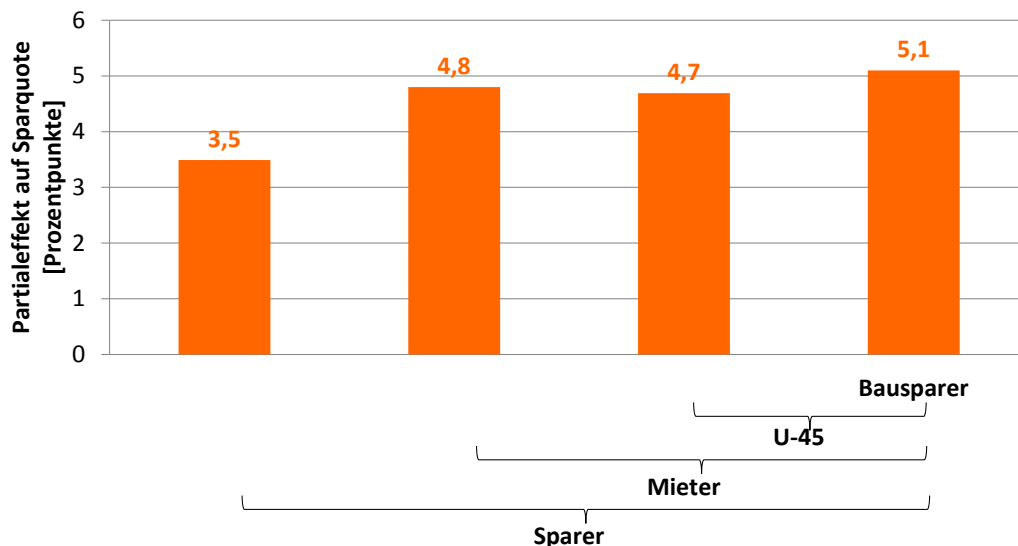
¹¹ Für Unterschiede in Herkunftsregion, Stadt/Land, Familienstatus, Kinder im Haushalt, Alter der Haushaltsbezugs person und Art der Erwerbstätigkeit wird in allen Spezifikationen kontrolliert (vgl. Anhang Kap. 6).

- Betrachtet man alle Sparer mit einer Sparquote zwischen 0 und 100% erhöht die WoP in der Umgebung der Einkommensgrenzen die Sparquote um 3,5 Prozentpunkte (Zusatz-Effekt). Sparende WoP-Bezieher sparen also mehr als sparende Nicht-WoP-Bezieher.
- Das Zusatz-Sparen erhöht sich, wenn man ausschließlich Mieter betrachtet, also Haushalte, die noch kein Wohneigentum erworben haben. Die WoP erhöht die Sparquote in diesem Fall um 4,8 Prozentpunkte.
- Junge Mieter unter 45 Jahren, die sich wahrscheinlicher in der Ansparphase befinden als die Über-45-Jährigen, sparen um 4,7 Prozentpunkte mehr bei WoP-Bezug.
- In der letzten Spezifikation vergleichen wirbausparende WoP-Bezieher mitbausparenden Nicht-WoP-Beziehern – jeweils mit Haushaltsbezugsperson unter 45 Jahren. In diesem Fall erhöht die WoP die Sparquote sogar um 5,1 Prozentpunkte. Trotz der „strengeren“ Spezifikation und dem sehr eng gesteckten Vergleich von Bausparern unter und über der Einkommensgrenze hat die WoP einen signifikant positiven Effekt auf das Sparverhalten.

Abbildung 2: Partialeffekte der WoP auf die Sparquote gemäß Regressionsanalyse

Abhängige Variable: Sparquote

Die Sparquote ist das Verhältnis des Ersparten (inkl. Tilgung) zum Haushaltsnettoeinkommen.



Analysierte Stichprobe

Sparer: Haushalte mit einer Sparquote zwischen 0 und 100%. Die Sparquote ist das Verhältnis des Ersparten (inkl. Tilgung) zum Haushaltsnettoeinkommen.

Mieter: Haushalte sind nicht nur Sparer, sondern auch Mieter (anstatt Eigentümer).

Unter 45 Jahre: Haushalte sind Sparer, Mieter und die Haushaltsbezugsperson ist unter 45 Jahre alt.

Bausparer: Haushalte sind Sparer, Mieter, die Haushaltsbezugsperson ist unter 45 Jahre alt und die Haushalte haben mindestens einen Bausparvertrag.

Quelle: eigene Berechnungen auf Basis EVS 2013 / HTWK Leipzig und empirica



Fazit: Die WoP steht ergo im Zusammenhang mit einem Zusatz-Sparen, da ansonsten kein positiver Effekt auf die Sparquote zu erwarten wäre (kein reiner Mitnahmeeffekt). Implizit ist dabei auch die positive Wirkung des Bausparvertrages enthalten, der annahmegemäß bei WoP-Beziehern vorliegt. In diesem Sinne führt die WoP in Verbindung mit dem Bausparen mit einer hohen Wahrscheinlichkeit zu einer höheren Ersparnis – sogar bei denjenigen Haushalten, die sich im Bereich knapp über- und unterhalb der vergleichsweise geringen und seit 1996 konstanten Einkommensgrenzen bewegen und denen ein langfristiger Sparprozess schwerer fällt als Haushalten mit weitaus höheren Einkommen.

5. Ergebnisse: Zeitvergleich 1993 und 1998

5.1 Herangehensweise

Zur Überprüfung der Wirksamkeit einer Maßnahme ist es immer hilfreich, wenn Daten für die Zeit vor und nach Änderung/ Einführung dieser Maßnahme vorliegen. Da im Jahr 1996 die Einkommensgrenze für die WoP erheblich ausgeweitet wurde¹², steht im Vergleich der EVSen aus 1993 und 1998 zumindest eine Teilgruppe von Haushalten zur Verfügung, für die die WoP erstmalig ab 1996 verfügbar war: eben diejenigen Haushalte mit Einkommen oberhalb der alten, aber unterhalb der neuen Einkommensgrenze. Entsprechend kann anhand von Regressionen untersucht werden,

- ob diese Einkommensgruppe in der EVS 1998 öfter einen Bausparvertrag besitzt als 1993 und
- ob diese Einkommensgruppe in der EVS 1998 mehr spart als 1993.

Zur Untersuchung dieser Fragen konzentrieren wir uns auf die engere Zielgruppe der WoP, namentlich die jungen, unter 45-jährigen Mieterhaushalte.

Es werden also drei Einkommensgruppen unterschieden:

- die „Schon-immer-Prämienbegünstigten“, also Haushalte, die vor und nach Änderungen der Einkommensgrenzen einen Anspruch auf Zahlung der Wohnungsbauprämie haben,
- die „Neu-Prämienbegünstigten“, also Haushalte, die erst seit der Anhebung der Einkommensgrenzen 1996 einen Anspruch auf Wohnungsbauprämie haben und
- die „Noch-nie-Prämienbegünstigten“, also Haushalte, die weder bei den alten noch den neuen Einkommensgrenzen einen Anspruch auf Wohnungsbauprämie haben.

¹² Die Einkommensgrenzen wurden für Alleinstehende von 27.000 DM auf 50.000 DM und für Verheiratete von 54.000 DM auf 100.000 DM angehoben.

5.2 Ergebnisse im Zeitvergleich

a) Einfluss der WoP auf die Verbreitung von Bausparverträgen

Insgesamt betrachtet besitzen die jungen, unter 45 Jahre alten Mieterhaushalte im Jahr 1998 etwas seltener einen Bausparvertrag als noch 1993. Das ergeben Auswertungen der EVSen der entsprechenden Jahre, wonach die Quote von 55% auf 54% leicht gesunken ist. Diese Entwicklung erscheint recht plausibel vor dem Hintergrund, dass die Zinsen im Jahr 1998 niedriger lagen als noch fünf Jahre zuvor (Bauzinsen 10J. 5,9% statt 7,9%)¹³. Denn Bausparverträge bieten eine Absicherung gegen steigende Zinsen.

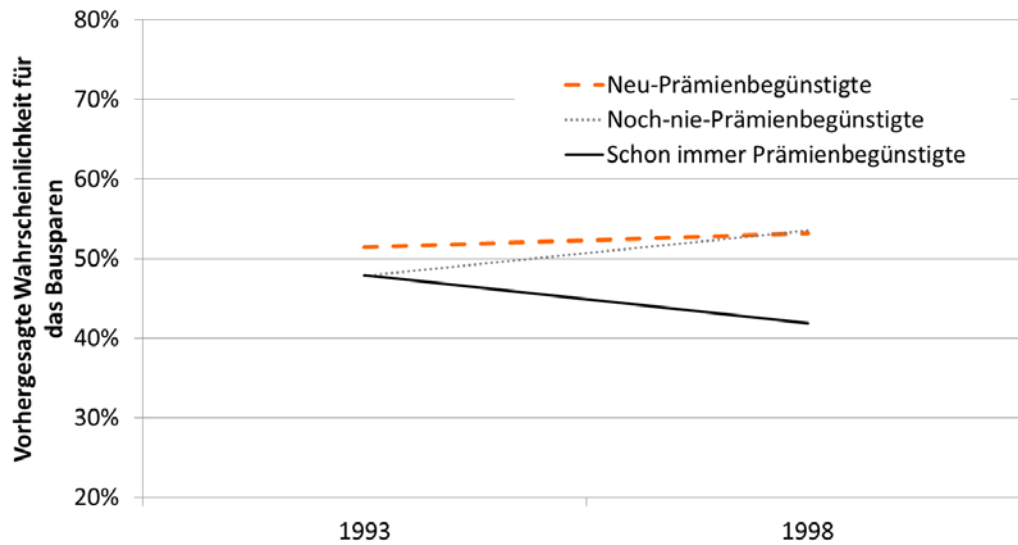
Gleichwohl gibt es Ausnahmen von dieser Regel. So ist die Verbreitung oberhalb der alten Einkommensgrenzen gegen den Trend sogar gestiegen. Das betrifft insbesondere die neu-prämienbegünstigte Teilgruppe: Hier sind Bausparverträge 1998 mit 60% sehr viel stärker verbreitet als noch 1993 mit nur 55%.¹⁴ Der beobachtete Rückgang in der Verbreitung der gesamten Stichprobe wäre demnach mutmaßlich viel heftiger ausgefallen, hätte der Gesetzgeber im Jahr 1996 nicht die Einkommensgrenzen der WoP ausgeweitet.

Diese Interpretation wird durch tiefer gehende statistische Analysen im Rahmen von Logistischen Regressionen gestützt. Demnach war der reine „Zeiteffekt“ sogar signifikant negativ (Coef. = -0,28 in Abbildung 6), mithin also Bausparverträge im Jahr 1998 in der engeren Zielgruppe signifikant weniger verbreitet als noch 1993. Dieser negative Partialeffekt wird jedoch in Teilgruppen konterkariert durch einen positiven Partialeffekt: So ist die Verbreitung in der neu prämienbegünstigten Teilgruppe signifikant positiv (Coef. = +0,37). Allerdings schätzt die Regression auch für weiterhin nicht-prämienberechtigte Haushalte einen positiven Partialeffekt (Coef. = +0,55). Mit anderen Worten: Schon-immer-Prämienbegünstigte sind in unserem Modell 1993 mit einer Wahrscheinlichkeit von 48% Bausparer. 1998 sind es nur noch 41%. Hingegen steigt die Wahrscheinlichkeit des Bausparens bei den Neu-Prämienbegünstigten von 51% in 1993 auf 53% in 1998.

Mehr Bausparverträge bei den Neu-Prämienberechtigten (und „Reicheren“)

¹³ Quelle: Bundesbank

¹⁴ Bei den nach wie vor Nicht-Prämienbegünstigten kann ein Anstieg von 60% auf 63% beobachtet werden.

Abbildung 3: Vorhergesagte Wahrscheinlichkeit des Bausparens**Abhängige Variable: Bausparer ja/nein****Analysierte Stichprobe**

Sparer: Haushalte mit einer Sparquote zwischen 0 und 100%. Die Sparquote ist das Verhältnis des Ersparens (inkl. Tilgung) zum Haushaltsnettoeinkommen.

West: Es wurden nur westdeutsche Haushalte betrachtet.

Mieter: Haushalte sind nicht nur Sparer, sondern auch Mieter (keine Eigentümer).

Unter 45 Jahre: Haushalte sind Sparer, Mieter und die Haushaltsbezugsperson ist unter 45 Jahre alt.

Quelle: eigene Berechnungen auf Basis EVS 1993/1998

Eine Wirkung der WoP auf die Abschlussneigung eines Bausparvertrags wäre dann eindeutig nachgewiesen, wenn sich der Anteil der Bausparer bei den Neu-Prämienbegünstigten (orange Linie) zwischen 1993 und 1998 positiver entwickelt hätte als bei den anderen beiden Teilgruppen (schwarze und graue Linie). Dies ist jedoch nur im Vergleich zu den schon immer Prämienbegünstigten der Fall. Man kann jedoch erstens argumentieren, dass die schon immer Prämienbegünstigten eher mit den Neu-Prämienbegünstigten vergleichbar sind als die Noch-nie-Prämienbegünstigten. Zweitens könnte der positive Effekt oberhalb der neuen Einkommensgrenze v.a. durch die „Herauswachser“ verursacht worden und somit auch Effekt der WoP sein.¹⁵ Dann sprächen die Analysen nicht dagegen, dass der Effekt v.a. durch die Erhöhung der Einkommensgrenzen für die WoP verursacht worden sind.

Fazit: Offenbar hat die WoP über die Erhöhung der Einkommensgrenzen zu einer erhöhten Abschlussneigung beigetragen und so der – insbesondere für niedrigere Einkommensklassen – sinkenden Attraktivität von Bausparverträgen zwischen 1993 und 1998 entgegengewirkt.

¹⁵ Die Erhöhung im Jahre 1996 liegt schließlich im EVS-Jahr 1998 bereits zwei Jahre zurück, so dass die Einkommen mittlerweile durchaus über die neuen Grenzen gestiegen sein können.

b) Einfluss der WoP auf die Sparquote

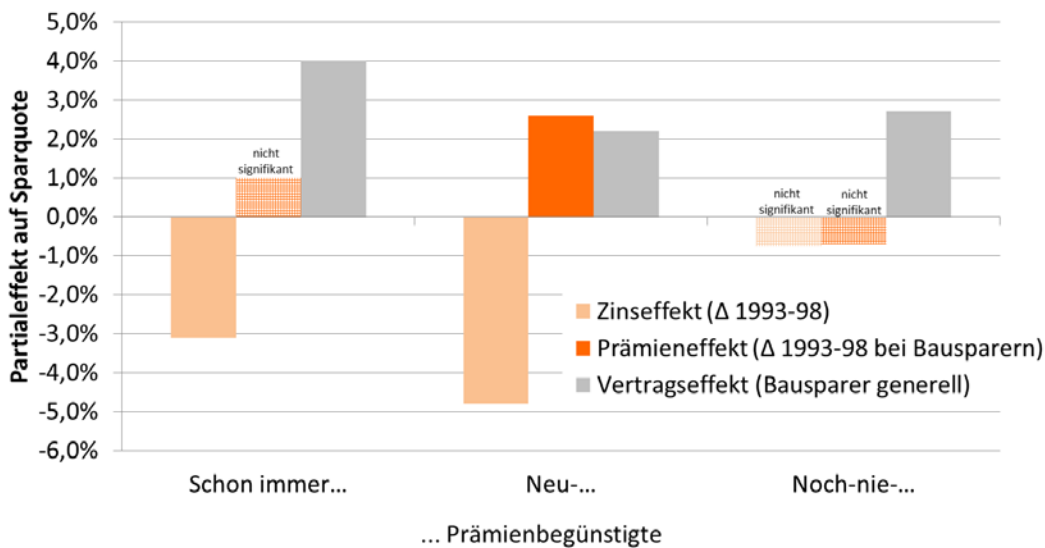
Im Jahr 1998 lagen die Zinsen weitaus niedriger als noch fünf Jahre zuvor – das betrifft vor allem die Sparzinsen, aber auch die Bauzinsen (Tagesgeld 3,4% statt 7,5%; Bauzinsen 10J. 5,9% statt 7,9%)¹⁶. Dies dürfte erklären, warum die Sparquote im Vergleich der beiden Jahre nach Angaben der Bundesbank gesunken ist (von 12,4% auf 10,1%)¹⁷.

Positiver Spartrend bei den Neu-prämienberechtigten Bausparern

Abbildung 4: Partialeffekte auf die Sparquote gemäß Regressionsanalyse

Abhängige Variable: Sparquote ohne Tilgung

Die Sparquote ist das Verhältnis des Ersparnen (exkl. Tilgung) zum Haushaltsnettoeinkommen.



Analysierte Stichprobe

Sparer: Haushalte mit einer Sparquote zwischen 0 und 100%. Die Sparquote ist das Verhältnis des Ersparnen (inkl. Tilgung) zum Haushaltsnettoeinkommen.

West: Es wurden nur westdeutsche Haushalte betrachtet.

Mieter: Haushalte sind nicht nur Sparer, sondern auch Mieter (anstatt Eigentümer).

Unter 45 Jahre: Haushalte sind Sparer, Mieter und die Haushaltsbezugsperson ist unter 45 Jahre alt.

Quelle: eigene Berechnungen auf Basis EVS 1993/1998

Diesen Trend zeigen auch unsere Analysen. Demnach sparen¹⁸ die jungen Mieter in der EVS 1998 gegenüber der EVS 1993 generell weniger – dieser „Zinseffekt“ ist bei den (neu) prämiengünstigten Haushalten auch hoch signifikant (vgl. braune Säule in Abbildung 4)¹⁹. Allerdings wird dieser Negativtrend bei den neu Prämiengünstigten – und nur hier – signifikant konterkariert, wenn sie Bausparer sind (orange

¹⁶ Quelle: Bundesbank

¹⁷ Quelle: Bundesbank

¹⁸ Aus der Sparquote wurden evtl. Tilgungsleistungen herausgerechnet. So wurden Verzerrungen eliminiert, die sich ggf. durch die Tilgung von Krediten ergeben hätten. Es ist z.B. bekannt, dass Selbstnutzer ohne Berücksichtigung von Tilgungsleistungen ähnlich viel Sparen wie sonst vergleichbare Mieter, die Tilgung aber im Wesentlichen zusätzliche Sparleistungen darstellen. Vgl. hierzu beispielsweise empirica (2017): *Vermögensbildung in Deutschland. Teil 4: Konsumeinschränkungen, Sparen und Wohnkosten*, abrufbar [hier](#).

¹⁹ -3,1 %-Punkte bzw. -4,8 %-Punkte; kein signifikanter Effekt bei nicht-Prämiengünstigten.

Säule).²⁰ Die Ausweitung der Einkommensgrenzen – und damit die WoP – führen demnach zu einer Erhöhung der Sparquote neu-prämienberechtigter Bausparer („Prämieneffekt“). Darüber hinaus kann festgehalten werden, dass Bausparer per se in allen betrachteten Einkommensbereichen signifikant mehr sparen als Nicht-Bausparer. Dieser positive Vertragseffekt ist in der grauen Säule dargestellt.²¹

Durch den negativen Zinseffekt sparen alle Haushalte in 1998 weniger als in 1993. Von diesen Haushalten sparen Bausparer immer mehr als Nicht-Bausparer. Dieser Vertragseffekt führt in der Summe dazu, dass Bausparer auf einem höheren Niveau weniger sparen. Einzig in der Gruppe der Neu-Prämienberechtigten kommt zusätzlich der Prämieneffekt zum Tragen. In den beiden anderen Gruppen hat er keinen signifikanten Einfluss auf die Sparquote. Das „weniger sparen“ in allen Gruppen wird also nur bei den Neu-Prämienberechtigten durch die Prämie abgemildert. Diesen abmildernden Effekt auf den negativen Zinseffekt nennen wir deshalb Prämien-effekt.

Fazit: Offenbar motivierten Bausparverträge generell, aber die erhöhten Einkommensgrenzen die Neu-Begünstigten im Besonderen zu einem verstärkten Sparen (bzw. einem geringeren Rückgang der Sparquote). Demnach hat die WoP – über die Erhöhung der Einkommensgrenzen – die sinkende Sparquote zwischen 1993 und 1998 konterkariert.

²⁰ Gesamteffekt = $-4,8 + 2,6$ %-Punkte = $-2,2$ %-Punkte.

²¹ Je nach Teilgruppe $+2,2$ %-Punkte bis $+4,0$ %-Punkte.

6. Anhang

Sparquote: EVS 2013

Zunächst berechnen wir die einfache lineare Regression der Form

$$\text{Sparquote}_i = \alpha + \rho \text{WoP}_i + X_i \delta + \varepsilon_i$$

Wobei [Variablenbezeichnung in der folgenden Abbildung]

- Sparquote das Verhältnis von Erspartem (inkl. Tilgung) zum Haushaltsnettoeinkommen wiedergibt,
- WoP [Bezieher WoP] eine Dummy-Variable ist, die 1 wird, wenn der Haushalt gemäß des (geschätzten) zu versteuernden Einkommens anspruchsberechtigt ist, einen Bausparvertrag besitzt und die Frage des Prämienbezugs mit ja beantwortet hat und 0, wenn mindestens eine der Bedingungen nicht zutrifft,
- X_{it} ein Vektor von Kontrollvariablen, z.B.:
 - West ohne Berlin (ja/nein) [West ohne BLN],
 - Verheiratet (ja/nein) [Verheiratet],
 - Anzahl der Kinder im Haushalt [Anzahl Kinder],
 - Mieter (ja/nein) [Mieter],
 - Wohnhaft in einer Kommune mit 20.000 bis 100.000 Einwohnern (ja/nein) [20-100T EW],
 - Wohnhaft in einer Kommune mehr als 100.000 Einwohnern (ja/nein) [ab 100T EW],
 - Erwerbstätig als Selbstständiger (ja/nein) [Selbststaendige],
 - Erwerbstätig als Beamter (ja/nein) [Beamte],
 - Erwerbstätig als Angestellter (ja/nein) [Angestellte],
 - Erwerbstätig als Arbeiter (ja/nein) [Arbeiter],
 - Haupterwerbstätiger unter 30 Jahren (ja/nein) [Unter 30 J.],
 - Haupterwerbstätiger in den 30er Jahren (ja/nein) [in 30ern],
 - Haupterwerbstätiger in den 40er Jahren (ja/nein) [in 40ern],
 - Haupterwerbstätiger in den 50er Jahren (ja/nein) [in 50ern],
 - Haupterwerbstätiger in den 60er Jahren (ja/nein) [in 60ern],
 - Haupterwerbstätiger in den 70er Jahren (ja/nein) [in 70ern],

Weitere Modellspezifikationen (Tobit-Modell, Logarithmieren der Sparquote) führten zu keinen wesentlichen Veränderungen der Ergebnisse.

Wir betrachten ausschließlich Haushalte mit Sparquote zwischen 0 und 1 sowie mit „Entfernung“ zur Einkommensgrenze der WoP von +/- 1.000€/ Jahr, um ähnliche Haushalte ohne relevante systematische Unterschiede zu untersuchen. Beim Vergleich der wichtigsten Persönlichkeitsmerkmale, die auch in die Regression eingehen, sind keine systematischen Unterschiede zwischen den Haushalten oberhalb und unterhalb der Einkommensgrenze zu erkennen. Um die Einkommensgrenze sehen sich also sehr ähnliche Haushalte der Entscheidung gegenüber, langfristig im Rahmen eines Bausparvertrags zu sparen, wobei die WoP für diejenigen unterhalb

der Einkommensgrenze einen relevanten Entscheidungsfaktor darstellen kann; für die oberhalb hingegen nicht.

Abbildung 5: Lineare Regression Sparquote

	Sparer	Mieter	U-45	Bausparer
Bezieher WOP	0.0349* (0.0144)	0.0480* (0.0188)	0.0469* (0.0217)	0.0510* (0.0227)
West ohne BLN	0.0174 (0.0134)	0.00255 (0.0149)	0.00748 (0.0179)	0.0144 (0.0256)
Verheiratet	0.0105 (0.0144)	0.0365 (0.0206)	0.0770* (0.0315)	0.117** (0.0395)
Anzahl Kinder	-0.0120 (0.00785)	-0.0219* (0.0109)	-0.0342** (0.0131)	-0.0396* (0.0176)
Mieter	-0.0892*** (0.0143)			
20-100T EW	-0.0221 (0.0128)	-0.0343* (0.0171)	-0.0179 (0.0207)	-0.00848 (0.0231)
ab 100T EW	-0.0127 (0.0149)	-0.0353* (0.0178)	-0.0179 (0.0206)	0.00247 (0.0220)
Selbststaendige	0.168** (0.0634)	0 (.)	0.0566 (0.0961)	0.408*** (0.0382)
Beamte	0.115* (0.0577)	-0.0122 (0.0495)	0 (.)	0.0679 (0.0368)
Angestellte	0.106 (0.0559)	-0.0320 (0.0456)	-0.0239 (0.0203)	0.0363 (0.0319)
Arbeiter	0.100 (0.0578)	-0.0575 (0.0479)	-0.0816** (0.0268)	0 (.)
Unter 30 J.	-0.0115 (0.0715)	0.0953 (0.0718)		
in 30ern	-0.00523 (0.0704)	0.0883 (0.0711)		
in 40ern	-0.0486 (0.0701)	0.0655 (0.0698)		
in 50ern	-0.0626 (0.0699)	0.0465 (0.0684)		
in 60ern	-0.0193 (0.0654)	0.166 (0.0870)		
in 70ern	0.0535 (0.0576)	0.0501 (0.0905)		
Constant	0.173*** (0.0463)	0.138* (0.0544)	0.201*** (0.0263)	0.115** (0.0393)
Observations	1025	511	308	173

Standard errors in parentheses

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

* Abhängige Variable: Sparquote = Verhältnis Ersparnes (inkl. Tilgung) / Haushaltsnettoeinkommen

** Regression der Haushalte mit Sparquote zwischen 0 und 1 sowie Haushalten mit „Entfernung“ zur Einkommensgrenze der WoP von +/- 1.000€/ Jahr.

***Erläuterung der Variablen auf S. 15.

Quelle: eigene Berechnungen auf Basis EVS 2013 / HTWK Leipzig und empirica

Abbildung 5 gibt die Ergebnisse der Regressionen wider. In allen Spezifikationen haben Bezieher der WoP eine signifikant höhere Sparquote als Nicht-WoP-Bezieher. Die Höhe des Effektes nimmt mit zunehmender Einschränkung der beobachteten Teilgruppe tendenziell zu. Im Modell „Bausparer“ werden nur noch bausparende Mieter unter 45 Jahren analysiert. Bezieher der WoP haben in diesem Fall eine 5 % höhere Sparquote als Bausparer, die keine WoP beziehen. Dadurch scheint die WoP einen eigenständigen Effekt auf die Sparquote zu haben und wirkt nicht alleine über das Sparmodell.

Die Kontrollvariablen haben ebenfalls einen Einfluss auf die Sparquote: Verheiratete Haushalte sparen tendenziell mehr – insbesondere im jungen Alter (siehe Modell 3 und 4). Kinder führen hingegen zu einer geringeren Sparquote. Die Gemeindegröße hat nur in einer Spezifikation einen signifikanten Einfluss auf die Sparquote. Mieter sparen erwartungsgemäß signifikant weniger als Eigentümer.

P(Bausparer): EVS 1993 und EVS 1998

Im Vergleich der EVS aus 1993 und 1998 berechnen wir eine logistische Regression der Form

$$\begin{aligned} \log\left(\frac{p}{1-p}\right) \text{Bausparer}_i &= \beta_0 + \beta_1 \text{Neu} - \text{Prämienbegünstigte}_i \\ &+ \beta_1 \text{Noch} - \text{nie} - \text{Prämienbegünstigte}_i + \beta_2 1998_i \\ &+ \beta_3 \text{Neu} - \text{Prämienbegünstigte} * 1998_i + \beta_4 \text{Noch} - \text{nie} \\ &- \text{Prämienbegünstigte} * 1998_i + X_i \delta + \varepsilon_i \end{aligned}$$

Wobei [Variablenbezeichnung in den folgenden Abbildungen]

- *Bausparer* eine Dummy-Variable ist, die 1 wird, wenn der Haushalt einen Bausparvertrag besitzt und 0, wenn er keinen Bausparvertrag besitzt,
- *Neu-Prämienbegünstigte* eine Variable ist, die 1 ist, wenn Haushalte erst seit der Anhebung der Einkommensgrenzen 1996 einen Anspruch auf Wohnungsbauprämie haben und 0 andernfalls [*Neu-Prämienbegünstigte*],
- *Noch-nie-Prämienbegünstigte* eine Variable ist, wenn Haushalte weder bei den alten noch den neuen Einkommensgrenzen einen Anspruch auf Wohnungsbauprämie haben und 0 andernfalls [*Noch-nie-Prämienbegünstigte*],
- *1998* eine Dummy-Variable ist, die 1 wird, wenn es sich um das Jahr 1998 handelt und 0, wenn es sich um das Jahr 1993 handelt [*1998*],
- *1998 # Neu-Prämienbegünstigte* eine Variable ist, wenn Haushalte erst seit der Anhebung der Einkommensgrenzen 1996 einen Anspruch auf Wohnungsbauprämie haben und es sich um das Jahr 1998 handelt und 0 andernfalls [*1998 # Neu-Prämienbegünstigte*],
- *1998 # Noch-nie-Prämienbegünstigte* eine Variable ist, die 1 wenn Haushalte weder vor oder nach Änderung der Einkommensgrenzen einen Anspruch auf Wohnungsbauprämie hatten und es sich um das Jahr 1998 handelt und 0 andernfalls [*1998 # Noch-nie-Prämienbegünstigte*],
- X_{it} ein Vektor von Kontrollvariablen, z.B.:

- Haushaltseinkommen in 1.000 DM sowie zweite und dritte Potenz [*Haushaltseinkommen in 1.000 DM*],
- Verheiratet (ja/nein) [*Verheiratet*],
- Kinder im Haushalt (ja/nein) [*Kinder*],
- Wohnhaft in einer Kommune mit 20.000 bis 100.000 Einwohnern (ja/nein) [*20-100T EW*],
- Wohnhaft in einer Kommune mehr als 100.000 Einwohnern (ja/nein) [*ab 100T EW*],
- Erwerbstätig als Selbstständiger (ja/nein) [*Selbststaendige*],
- Erwerbstätig als Beamter (ja/nein) [*Beamte*],
- Erwerbstätig als Arbeiter (ja/nein) [*Arbeiter*],
- Arbeitslos (ja/nein) [*arbeitslos*],
- Haupterwerbstätiger unter 30 Jahren (ja/nein) [*Unter 30 J.*],
- Haupterwerbstätiger in den 30er Jahren (ja/nein) [*in 30ern*],
- Haupterwerbstätiger in den 40er Jahren (ja/nein) [*in 40ern*],
- Haupterwerbstätiger in den 50er Jahren (ja/nein) [*in 50ern*],
- Haupterwerbstätiger in den 60er Jahren (ja/nein) [*in 60ern*],
- Haupterwerbstätiger in den 70er Jahren (ja/nein) [*in 70ern*],
- Mieter (ja/nein) [*Mieter*].

Hintergrund ist die Frage, ob die Wahrscheinlichkeit zum Bausparen, mit anderen Worten die Abschlusswahrscheinlichkeit, durch die WoP erhöht wird. Eine Wirkung der WoP auf die Abschlussneigung eines Bausparvertrags wäre dann eindeutig nachgewiesen, wenn sich der Anteil der Bausparer bei den Neu-Prämienbegünstigten zwischen 1993 und 1998 positiver entwickelt hätte als bei den anderen beiden Teilgruppen.

Die folgende Abbildung zeigt die Regressionsergebnisse für Sparer, für Sparer unter 45 Jahren und für sparende Mieter unter 45 Jahren. Ein höheres Haushaltseinkommen führt in allen Spezifikationen zu einer signifikant höheren Wahrscheinlichkeit des Bausparens. Gleiches gilt für verheiratete Haushalte, Beamte und junge Haushaltsbezugspersonen in den 30er Jahren. In kleinen Gemeinden auf dem Land hat man ebenfalls mit einer höheren Wahrscheinlichkeit einen Bausparvertrag als in mittelgroßen Gemeinden (Referenzgruppe). Negativ auf die Wahrscheinlichkeit des Bausparens wirken sich Kinder, das Leben in der Großstadt, eine Selbstständigkeit im Vergleich zum Angestelltenverhältnis, Arbeitslosigkeit und ein hohes Alter aus.

Abbildung 6: Logistische Regression Bausparen

	(1) Sparer	(2) ...Unter 45	(3) ...Mieter
Bausparer			
1998	-0.0274 (0.440)	-0.243*** (0.000)	-0.283*** (0.000)
Neu-Prämienbegünstigte	0.0937* (0.032)	0.0214 (0.735)	0.160 (0.059)
Noch-nie-Prämienbegünstigte	-0.117* (0.030)	-0.138 (0.097)	-0.00378 (0.974)
1998 # Neu-Prämienbegünstigte	0.216*** (0.000)	0.368*** (0.000)	0.368*** (0.001)
1998 # Noch-nie-Prämienbegünstigte	0.291*** (0.000)	0.467*** (0.000)	0.546*** (0.000)
Haushaltseinkommen in 1.000 DM	0.0452*** (0.000)	0.0523*** (0.000)	0.0503*** (0.000)
Verheiratet	0.161*** (0.000)	0.456*** (0.000)	0.499*** (0.000)
Kinder	0.202*** (0.000)	-0.0695 (0.157)	-0.0333 (0.609)
bis 20 Tausend Einwohner	0.295*** (0.000)	0.326*** (0.000)	0.323*** (0.000)
ab 100 Tausend Einwohner	-0.310*** (0.000)	-0.331*** (0.000)	-0.411*** (0.000)
Selbststaendige	-0.406*** (0.000)	-0.416*** (0.000)	-0.467*** (0.000)
Beamte	0.453*** (0.000)	0.542*** (0.000)	0.565*** (0.000)
Arbeiter	0.387*** (0.000)	0.295*** (0.000)	0.217*** (0.001)
arbeitslos	-0.447*** (0.000)	-0.676*** (0.000)	-0.679*** (0.000)
Unter 30 Jahre	0.958*** (0.000)	0.506*** (0.000)	0.543*** (0.000)
in 30ern	0.367*** (0.000)		
in 50ern	-0.0726 (0.056)		
in 60ern	-0.510*** (0.000)		
in 70ern	-1.019*** (0.000)		
Ueber 80 Jahre	-1.676*** (0.000)		
Mieter	-0.721*** (0.000)	-0.357*** (0.000)	
in 40ern		-0.279*** (0.000)	-0.437*** (0.000)
Constant	-1.603*** (0.000)	-1.539*** (0.000)	-1.911*** (0.000)
Observations	56774	26421	14417

p-values in parentheses

Die zweite und dritte Potenz des Haushaltseinkommens werden nicht dargestellt.

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

* Abhängige Variable: Bausparer; 0 = Nicht-Bausparer/ 1 = Bausparer

** Regression der Haushalte mit Sparquote zwischen 0 und 1 aus Westdeutschland ohne Berlin.

***Erläuterung der Variablen auf vorheriger Seite.

Quelle: eigene Berechnungen auf Basis EVS 1993/1998

Die Richtung und Signifikanz der Variablen des EVS-Jahres und der Einkommensklassen bleiben über die Spezifikationen robust. Die Ergebnisse des Modells drei sind von besonderem Interesse, da es sich hier um die intendierte Zielgruppe für das Bausparen handelt (junge Mieter). Die entsprechenden marginalen Effekte sind in Abbildung 7 dargestellt. Zwischen 1993 und 1998 ist zunächst die generelle Wahrscheinlichkeit des Bausparens signifikant gesunken. Allerdings unterscheiden sich die Partialeffekte zwischen den beobachteten Teilgruppen: Bei den Schon-immer-Prämienbegünstigten sinkt die mittlere Bausparwahrscheinlichkeit von 48 % in 1993 auf 41 % in 1998. Bei den Noch-nie-Prämienbegünstigten steigt die Bausparwahrscheinlichkeit von 48 % in 1993 auf 54 % in 1998. Bei der interessantesten Gruppe der Neu-Prämienbegünstigten steigt die mittlere Bausparwahrscheinlichkeit von 51 % in 1993 auf 53 % in 1998.

Zwar müsste für einen kausalen Wirkungsnachweis die Bausparwahrscheinlichkeit ausschließlich in der Neu-Prämienbegünstigten-Gruppe gestiegen sein; man kann aber argumentieren, dass die Neu-Prämienbegünstigten eher mit den Schon-Immer-Prämienbegünstigten vergleichbar sind als mit den Noch-nie-Prämienbegünstigten. Zweitens könnte der positive Effekt oberhalb der neuen Einkommensgrenze auch durch die „Herauswachser“ verursacht worden und somit auch Effekt der WoP sein. Die Erhöhung im Jahre 1996 liegt schließlich im EVS-Jahr 1998 bereits zwei Jahre zurück, so dass die Einkommen mittlerweile durchaus über die neuen Grenzen gestiegen sein können. Dann sprächen die Analysen nicht dagegen, dass der Effekt v.a. durch die Erhöhung der Einkommensgrenzen für die WoP verursacht worden sind.

Abbildung 7: Marginale Effekte Bausparen

	Delta-method				[95% Conf. Interval]	
	Margin	Std. Err.	z	P> z		
d_1998#E_Klasse						
1993#Schon immer Prämienbegünstigte	.4795487	.0122119	39.27	0.000	.4556138	.5034836
1993#Neu-Prämienbegünstigte	.5139417	.0126499	40.63	0.000	.4891484	.538735
1993#Noch-nie-Prämienbegünstigte	.4787365	.0182563	26.22	0.000	.4429549	.5145181
1998#Schon immer Prämienbegünstigte	.4191815	.0123485	33.95	0.000	.3949789	.4433841
1998#Neu-Prämienbegünstigte	.5320099	.0121812	43.67	0.000	.5081351	.5558846
1998#Noch-nie-Prämienbegünstigte	.5351471	.0159511	33.55	0.000	.5038835	.5664106

Variables that uniquely identify margins: d_1998 E_Klasse

* Abhängige Variable: Bausparer; 0 = Nicht-Bausparer/ 1 = Bausparer

** Regression der Haushalte mit Sparquote zwischen 0 und 1 aus Westdeutschland ohne Berlin.

Quelle: eigene Berechnungen auf Basis EVS 1993/1998

Sparquote: EVS 1993 und EVS 1998

Weiterhin vergleichen wir die Sparquote ohne Tilgung zwischen 1993 und 1998 für die Einkommensklassen. Hierfür berechnen wir die lineare Regression der Form

$$\begin{aligned} \text{Sparquote (ohne Tilgung)}_i & \\ &= \beta_0 + \beta_1 \text{Bausparer}_i + \beta_2 1998_i + \beta_3 \text{Bausparer} * 1998_i + X_i \delta \\ &+ \varepsilon_i \end{aligned}$$

Wobei [Variablenbezeichnung in der folgenden Abbildung]

- *Sparquote* das Verhältnis von Erspartem (exkl. Tilgung) zum Haushaltsnettoeinkommen wiedergibt,
- *Bausparer* eine Dummy-Variable ist, die 1 wird, wenn der Haushalt einen Bausparvertrag besitzt und 0, wenn er keinen Bausparvertrag besitzt [*Bausparer*],
- *1998* eine Dummy-Variable ist, die 1 wird, wenn es sich um das Jahr 1998 handelt und 0, wenn es sich um das Jahr 1993 handelt [*1998*],
- *Bausparer # 1998* eine Variable ist, die 1, wenn der Haushalt einen Bausparvertrag besitzt und es sich um das Jahr 1998 handelt und 0 andernfalls [*Bausparer # 1998*],
- X_{it} ein Vektor von Kontrollvariablen, z.B.:
 - Haushaltseinkommen in 1.000 DM sowie zweite und dritte Potenz [*Haushaltseinkommen in 1.000 DM*],
 - Verheiratet (ja/nein) [*Verheiratet*],
 - Kinder im Haushalt (ja/nein) [*Kinder*],
 - Wohnhaft in einer Kommune mit 20.000 bis 100.000 Einwohnern (ja/nein) [*20-100T EW*],
 - Wohnhaft in einer Kommune mehr als 100.000 Einwohnern (ja/nein) [*ab 100T EW*],
 - Erwerbstätig als Selbstständiger (ja/nein) [*Selbststaendige*],
 - Erwerbstätig als Beamter (ja/nein) [*Beamte*],
 - Erwerbstätig als Arbeiter (ja/nein) [*Arbeiter*],
 - Arbeitslos (ja/nein) [*arbeitslos*],
 - Haupterwerbstätiger unter 30 Jahren (ja/nein) [*Unter 30 J.*],
 - Haupterwerbstätiger in den 30er Jahren (ja/nein) [*in 30ern*],
 - Haupterwerbstätiger in den 40er Jahren (ja/nein) [*in 40ern*].

Die gleiche Regression wird jeweils einmal berechnet für die „Schon immer Prämienbegünstigte“, also Haushalte, die vor und nach Änderungen der Einkommensgrenzen einen Anspruch auf Zahlung der Wohnungsbauprämie haben, für die „Neu-Prämienbegünstigte“, also Haushalte, die erst seit der Anhebung der Einkommensgrenzen 1996 einen Anspruch auf Wohnungsbauprämie haben und für die „Noch-nie-Prämienbegünstigte“, also Haushalte, die weder bei den alten noch den neuen Einkommensgrenzen einen Anspruch auf Wohnungsbauprämie haben.

Bausparer haben in allen drei Modellen eine signifikant höhere Sparquote²² als Nicht-Bausparer. Dieser „Vertragseffekt“ resultiert wahrscheinlich daraus, dass ein Bausparvertrag zu einem langfristigen Ansparprozess führt, der unabhängig von kurzfristigen Konsumschwankungen ist. Zwischen 1993 und 1998 sinkt gleichzeitig die Sparquote signifikant in Modellen 1 und 2. Hintergrund sind wahrscheinlich die sinkenden Sparzinsen in diesem Zeitraum, die das Sparen für alle weniger attraktiv macht („Zinseffekt“). Dieser Negativtrend wird allerdings bei den neu Prämienberechtigten – und nur hier – signifikant konterkariert, wenn sie Bausparer sind (Interaktionseffekt). In den beiden anderen Gruppen hat er keinen signifikanten Einfluss auf die Sparquote. Die Ausweitung der Einkommensgrenzen – und damit die WoP – führen demnach zu einer Erhöhung der Sparquote neu-prämienberechtigter Bausparer („Prämieneffekt“).

²² Aus der Sparquote wurden evtl. Tilgungsleistungen herausgerechnet. So wurden Verzerrungen eliminiert, die sich ggf. durch die Tilgung von Krediten ergeben hätten. Es ist z.B. bekannt, dass Selbstnutzer ohne Berücksichtigung von Tilgungsleistungen ähnlich viel Sparen wie sonst vergleichbare Mieter, die Tilgung aber im Wesentlichen zusätzliche Sparleistungen darstellen.

Abbildung 8: Regression Sparquote ohne Tilgung

	(1) Schon immer	(2) Neu	(3) Noch-nie
Bausparer	0.0403*** (0.000)	0.0224** (0.002)	0.0268** (0.006)
1998	-0.0311*** (0.000)	-0.0480*** (0.000)	-0.00780 (0.434)
Bausparer # 1998	0.0105 (0.199)	0.0257* (0.017)	-0.00705 (0.598)
Haushaltseinkommen in 1.000 DM	0.00360*** (0.000)	0.00183* (0.044)	0.00131* (0.020)
Verheiratet	-0.0121 (0.091)	-0.0241* (0.023)	-0.00954 (0.314)
Kinder	-0.0385*** (0.000)	-0.0397*** (0.000)	-0.0527*** (0.000)
bis 20 Tausend Einwohner	0.00774 (0.148)	0.0125 (0.109)	0.00536 (0.551)
ab 100 Tausend Einwohner	-0.000956 (0.840)	-0.00929 (0.187)	-0.0128 (0.123)
Selbststaendige	-0.00342 (0.716)	-0.0199 (0.175)	0.0771*** (0.000)
Beamte	-0.000171 (0.984)	-0.00986 (0.094)	0.00189 (0.819)
Arbeiter	0.0195*** (0.001)	-0.000155 (0.981)	0.00484 (0.659)
arbeitslos	-0.00639 (0.234)	0.178*** (0.001)	0 (.)
Unter 30 Jahre	0.00261 (0.627)	0.00219 (0.732)	0.0123 (0.125)
in 40ern	-0.0185*** (0.000)	-0.0135 (0.111)	-0.0188* (0.032)
Constant	0.0170 (0.132)	0.0960*** (0.000)	0.108*** (0.000)
Observations	5963	5027	3427

p-values in parentheses

Die zweite und dritte Potenz des Haushaltseinkommens werden nicht dargestellt.

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

* Abhängige Variable: Sparquote ohne Tilgung = Verhältnis Erspartes (exkl. Tilgung) zum Haushaltsnettoeinkommen.

** Regression der Haushalte mit Sparquote zwischen 0 und 1, aus Westdeutschland ohne Berlin, mit

***Erläuterung der Variablen auf vorheriger Seite.

Haushaltsbezugsperson unter 45 Jahren und Mieter.

Quelle: eigene Berechnungen auf Basis EVS 1993/1998