

# 新型农村养老保险对居民消费的影响评估

朱诗娥 杨汝岱 吴比

**摘要** 新型农村养老保险制度是一项面向农村的影响深远的重要民生工程。本文基于农业农村部每年对约 350 个县（村）2 万户农户的固定观察数据，从居民消费的角度评估新农保政策的影响。研究发现，新农保政策对居民消费有显著的促进作用，参与新农保使居民消费支出提高 4%，2009 年折合户均消费可以增加 700 元，折算新农保项目财政支出带来的消费支出系数为 1.86，远远高于平均的边际消费倾向 0.36；新农保缴费额度每增加 1 倍，农户消费支出提高约 5.9%。机制检验表明，收入效应和预期效应都会使新农保促进居民消费，而预期的影响尤其重要。此外，新农保政策对户主年龄较大的家庭、户主受教育程度较高的家庭、家庭收入相对较低的家庭的消费促进作用更强。本文的研究表明，新农保政策的实施不但有利于农村社会保障体系的完善，也有利于降低未来预期不确定性，提高农村居民消费水平。

**关键词** 新农保 收入效应 预期效应 消费

作者朱诗娥，首都经济贸易大学经济学院副教授（北京 100070）；杨汝岱，北京大学经济学院副教授（北京 100871）；吴比，农业农村部农村经济研究中心副研究员（北京 100810）。

中图分类号 F32

文献标识码 A

文章编号 0439-8041(2019)11-0060-10

## 一、引言与文献述评

最近这些年，随着经济增长速度放缓，投资增长乏力，外需不足，经济增长新动力问题引起学术界和政策决策界的广泛关注。改革开放四十年来，以投资和出口拉动经济增长的模式面临很大压力，亟待向以消费需求扩张为基础的内生增长方式转型。同时，消费水平的提升也是社会经济发展的终极目标，消费提升意味着人们生活水平提高。为了促进消费增长，一个国家会制定很多相关的社会保障制度，中国实行的新农保就是这个社会保障体系中重要的一环。养老保险制度作为社会保障体系最为核心的组成部分，很多文献对其与消费的关系做了很好的讨论。Feldstein<sup>①</sup>研究现收现付制养老保障体制对居民消费的影响，发现社会保障财富的增加，使得私人储蓄减少，现期消费增加，养老保险制度能促进居民消费。Munnell<sup>②</sup>也得到了类似的结论，但理论基础却有较大差异，其研究是以生命周期理论为依据，不同于世代交替模型。Aydede<sup>③</sup>对土耳其的研究中发现，社会保障项目使得土耳其的居民储蓄减少了 25% 左右。关于中国养老保

① Feldstein, M. "Social Security, Induced Retirement and Aggregate Capital Accumulation," *Journal of Political Economy*, 1974, 82(5), pp. 905-926.

② Munnell, A. H. "Private Pensions and Savings: New Evidence," *Journal of Political Economy*, 1976, 84(5), pp. 1013-1032.

③ Aydede, H. Y. "Saving and Security Wealth: A Case of Turkey," *SSRN Working Paper*, 2007, [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=985656](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=985656).

险制度的研究成果也非常多,不过在新农保实施之前,中国只有城镇有养老保险体系,大量的研究基本都集中于对城镇养老体系的讨论。柳清瑞<sup>①</sup>认为,保持适度水平的养老金替代率将有助于消费者的消费决策。白重恩等<sup>②</sup>基于城镇住户调查数据研究发现,职工每提高1%的养老缴费率,家庭消费减少约1.75%,即缴费后职工的可支配收入减少约284元,家庭消费减少约424元。除了养老体系,中国还有不同层面的社会保障体系,还有大量的研究从社会保障体系的其他角度研究居民消费问题。如,何兴强和史卫<sup>③</sup>研究健康风险对居民消费的影响;白重恩等<sup>④</sup>发现新农合提高了农村居民消费5.5个百分点,社会保障体系的完善有利于扩大消费需求;何立新等<sup>⑤</sup>基于CHIPS数据研究1995—1997年的城镇养老保险制度改革对于居民储蓄率的影响。

新农保政策从2009年开始实施以来,已经经历了约十个年头,很多的效果也开始显现,学术界很多研究从不同角度研究了新农保政策的影响。张川川和陈斌开<sup>⑥</sup>、徐志刚等<sup>⑦</sup>对比研究新农保模式的社会养老与传统中国农村的家庭养老的差异,认为养老其实不只是收入问题,还涉及照料、医疗等诸多方面,需要有更好的相关政策体系的完善。陈华帅和曾毅<sup>⑧</sup>的研究发现,新农保虽然提高了农村老人从政府获得的养老收入,但与此同时从子女获得的赡养收入却下降了,新农保政策使得老人子女受益更大。张川川等<sup>⑨</sup>从收入、贫困、消费、福利、劳动力供给等不同角度对新农保政策做了较为详细的评估。马光荣和周广肃<sup>⑩</sup>和本文的研究最为接近,不过他们是从储蓄的角度着手,发现新农保政策对于整体的储蓄率影响不大,但新农保提高了老年人的收入,提高了老人的消费率。岳爱等<sup>⑪</sup>发现新农保政策减少了农村居民的预防性储蓄,促进消费。总结现有的研究成果,我们认为,还可以从以下几个方面进行补充:(1)现有研究更多使用较为短期的数据,缺乏持续跟踪的面板数据,难以识别微观层面的因果关系。(2)对新农保的政策评估文献较多,但系统地居民消费角度评估的文献还比较少,有必要做深入探讨。(3)中国城镇养老和农村养老模式和制度设计有系统性差异,而现有研究多集中于城镇研究,需要补充与农村相关的研究成果。

正是基于现有的研究成果,本文以农业农村部每年对约350个县(村)2万户农户的固定观察数据为基础,从居民消费的角度评估新农保政策的影响。我们首先以倍差法和工具变量方法研究参加新农保对于居民消费的影响,接下来对作用机制和异质性做进一步探讨。研究发现,新农保政策对居民消费有显著的促进作用,参与新农保使居民消费支出提高4%,2009年折合户均消费可以增加700元,新农保缴费额度每增加1倍,农户消费支出提高约5.9%。机制检验发现,收入效应和预期效应都会使新农保促进居民消费,而预期效应的影响尤其重要。本文的研究表明,新农保政策的实施不仅有利于农村社会保障体系的完善,也有利于降低未来预期不确定性,提高农村居民消费水平。

## 二、数据描述与典型事实

### (一) 政策背景

完善社会保障体系是一项重要的民生工程。21世纪以来,中国农村地区相继实施了新型农村合作医

① 柳清瑞:《部分积累制养老保险计划对消费决策的影响》,《中国人口科学》2005年第1期。

② 白重恩、吴斌珍、金烨:《中国养老保险缴费对消费和储蓄的影响》,《中国社会科学》2012年第8期。

③ 何兴强、史卫:《健康风险与城镇居民家庭消费》,《经济研究》2014年第5期。

④ 白重恩、李宏彬、吴斌珍:《医疗保险与消费:来自新型农村合作医疗的证据》,《经济研究》2012年第2期。

⑤ 何立新、封进、佐藤宏:《养老保险改革对家庭储蓄率的影响:中国的经验证据》,《经济研究》2008年第10期。

⑥ 张川川、陈斌开:《“社会养老”能否替代“家庭养老”?》,《经济研究》2014年11期。

⑦ 徐志刚、宁可、钟甫宁、纪月清:《新农保与农地转出:制度性养老能替代土地养老吗?》,《管理世界》2018年第5期。

⑧ 陈华帅、曾毅:《“新农保”使谁受益:老人还是子女?》,《经济研究》2013年第8期。

⑨ 张川川、John Giles、赵耀辉:《新型农村社会养老保险政策效果评估——收入、贫困、消费、主观福利和劳动供给》,《经济学季刊》2015年第14卷第1期。

⑩ 马光荣、周广肃:《新型农村养老保险对家庭储蓄的影响:基于CFPS数据的研究》,《经济研究》2014年第11期。

⑪ 岳爱、杨鑫、常芳、田新、史耀疆、罗仁福、易红梅:《新型农村社会养老保险对家庭日常费用支出的影响》,《管理世界》2013年第8期。

疗、取消农业税、新型农村养老保险等影响深远的几项政策，这对农村居民的生活产生了重要影响。新型农村养老保险制度由政府组织实施以满足农村居民年老时的基本生活需要为目的，建立个人、集体、政府三管齐下的筹资模式，实行社会统筹与个人账户相结合支付结构的一项社会养老保险制度。新农保政策针对的参保人群是 16 周岁及以上（不包括在校学生）、没有参加城镇职工基本养老保险的农村居民，参保者可以在户籍地自愿参加新型农村社会养老保险。新农保基金来源于个人缴费、集体补助、政府补贴三个方面。首先，个人缴费。参保者可以按照一定的缴费标准缴纳养老保险费。分为每人每年 100 元、200 元、300 元、400 元、500 元等 5 个档次，地方政府也可以根据当地农村居民的收入水平增加设立其他缴费档次<sup>①</sup>。居民自行选择一个档次进行参保缴费，缴纳越多，获得的养老金待遇也就越多。此外，按中央政策规定，国家对中西部地区进行 100% 的补助，对东部地区进行 50% 的补助。养老金待遇由基础养老金和个人账户养老金组成，支付直至参保者死亡。国家规定基础养老金待遇的最低支付标准是 55 元/人/年。各省可以根据当地的经济情况将 55 元/人/年的基础养老金待遇标准提高。个人如果缴费档次越高，能够领取的养老金也越多。关于新农保政策实行情况的更为详细的信息也可以参考马光荣和周广肃的论文<sup>②</sup>。新农保政策的实施进度方面，2009 年下半年开始在全国 10% 的县试点，2010 年新增 518 个试点县，2011 年的覆盖面达到 60%。到 2012 年底，参加新农保的人数达到 4.6 亿人。

### （二）数据描述

本文使用 2009—2017 年的农村固定观察点数据研究新型农村养老保险政策对于居民消费的影响。农村固定观察点调查数据由农业农村部农村经济研究中心农村固定观察点办公室具体组织实施，在全国各省连续跟踪的记账式调研数据。该数据调查从 1986 年开始，每年约 2 万户，构成一个全国范围内的大样本面板数据，具有较高的数据质量。由于时间跨度大，问卷变化较大，数据清理过程非常复杂，具体的数据说明可以参考朱诗娥等的文章<sup>③</sup>。本文使用的数据段为 2009—2017 年，即从新农保政策开始实施到现在。从 2009—2017 年，经过一定的清理，家户样本分别为 20633、19971、19359、19452、19952、20202、19643、20539、20772 个，共 180523 个家户年观测值。9 年的跟踪调查共涉及家户 25112 户，其中，3355 户跟踪 8 年，占比 13%，12717 户跟踪 9 年，占比 51%，其他家户分别跟踪调查 1 到 7 年不等。在 180523 个家户年观测值中，165023（91.4%）家户年所有家庭成员都是已经登记为农业户籍，15500 个家户年的家庭总人口数要大于登记为农业户籍的人数，异常情况包括登记为非农业户籍、没有登记户籍、填报值异常等。如果从个人样本来看，9 年中，共有 710272 个人年观测值，其中 672072 个人年报告为农业户籍，另有 714 个人年没有报告年龄信息，最终报告为农业户籍并能区分年龄分组的样本为 671358 个人年，这是我们分析的主样本。在所有的个人年样本中，定义 16 岁以下或 16 岁以上的学生为少儿样本，共 134534 个人年，占比 20.0%；定义 16 岁（含）至 60 岁人群为非老年成人样本，共 405931 个人年，占比 60.5%；定义 60 岁（含）以上人群为老年样本，共 130893 个人年，占比 19.5%。如果分年度来看，可以很清楚地看到农村的人口结构老龄化过程，9 年来，少儿样本基本稳定在 20% 左右，非老年成人样本比例从 2009 年的 65.0% 下降到 2017 年的 55.6%，老年人样本比例从 2009 年的 15.0% 迅速上升到 24.0%，上升了 9 个百分点，从这里也可以看出中国农村养老问题的重要性。

### （三）基本事实

我们首先要对农户是否参与新农保这一变量进行分析。在固定观察点数据的调研问卷中，没有统计个人的参保情况，而是统计了家户的新农保支出费用，根据这一设计，我们构建三个指标来表示农户参与新农保情况。第一，窄口径参与率指标。如果家户有新农保参保支出费用，则定义为家户参与了新农保。根据新农保的政策，60 岁以上老人是免费参与，不需要支付任何费用，满 60 岁即可以按月领取基本养老

① 杨汝岱、袁碧姝：《新农保与农村居民消费》，《消费经济》2019 年第 1 期。

② 马光荣、周广肃：《新型农村养老保险对家庭储蓄的影响：基于 CFPS 数据的研究》，《经济研究》2014 年第 11 期。

③ 朱诗娥、杨汝岱、吴比：《中国农村家庭收入流动：1986—2017 年》，《管理世界》2018 年第 10 期。

金。因此，按照是否有新农保支出费用来计算，是一个窄口径指标，会低估农户的参与率。不过，由于很多地区实行捆绑政策，当家里有成年的非学生子女时，必须子女参与新农保缴费，老年人才可以纳入新农保。这个捆绑政策会降低该窄口径指标的误差。第二，宽口径参与率指标。新农保的推进是以县级行政单位为依托，在本项调查数据中，同在一个村里的农户，会同时拥有是否参与新农保的选择权。因此，我们先按照是否缴费统计每个村的参与率，如果参与率为正，则认为该村已经开始推进新农保项目，农户有自主选择参保权利；再假设该村所有调查户中，只要有家庭成员在 60 岁以上，就认为是参与了新农保项目。这个指标会高估参保率，因为捆绑政策会使得家户中即使有 60 岁以上成员，但由于子女没有参与缴费，从而老人也无法参与新农保。对比来看，如果实行完全的捆绑政策，窄口径指标就是真实参与情况，如果完全不实行捆绑政策，自愿参保，宽口径指标就是真实参与情况。由于捆绑政策在有些地区实行，在有些地区没有实行，因此，真实的新农保参与情况介于窄口径和宽口径统计结果之间。当新农保政策能促进居民消费时，这两个指标的测量误差均会低估这个效应。第三，参保缴费强度。新农保参保是分等级的，缴费越多，将来能够领取的养老金也越多。在已经参保的群体中，根据缴费的多少，我们可以定义一个参保缴费强度的指标，考察不同参保强度的家户消费行为的差异。

图 1 是 2009 年以来加总全国层面的新农合、新农保参保率。新型农村合作医疗是从 2003 年开始实施，到 2009 年时，参合率已经非常高，样本期内基本维持在 80% 以上。农村养老保险的主体险种是新农保，新农保从 2009 年开始启动，按照窄口径统计，当年的参保率是 5.67%，到 2016 年时参保率为 68.57%，2017 年时略有下降；宽口径统计的参保率除 2009 年是比窄口径统计高出约 6 个百分点之外，其他年份基本维持 10 个百分点的差异。根据图 1 的描述，新农合、新农保的参保率非常高，在农村地区产生了深远的影响，有必要对此做较为详细的分析。

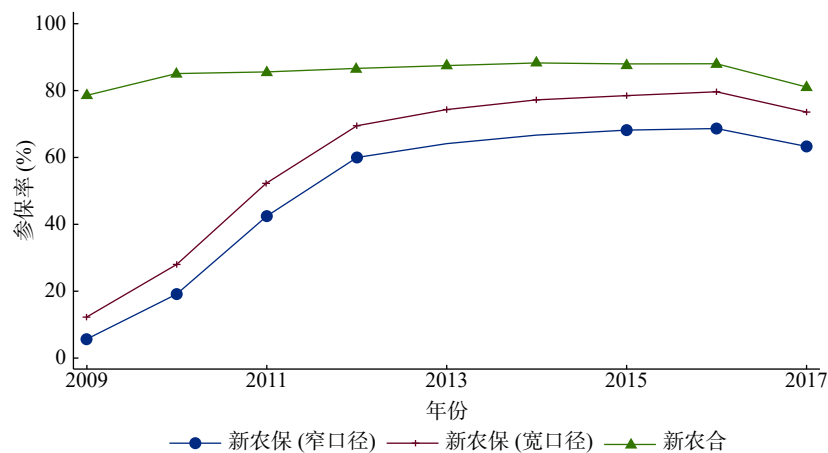


图 1 农村社会保障体系发展情况

数据来源：农业农村部农村经济研究中心农村固定观察点调查数据（2009—2017）。如无特别说明，下同。

新农保会给农村老人带来一定的收入，那么，这个收入水平的相对规模大约是多大呢？相对规模的不同对农户行为会产生完全不同的影响。新农保的个人缴费金额大体上分为每年 100 元、200 元、300 元、400 元、500 元五个档次，各个地区会有些小调整，另外，中央政府和地方政府会对参保人员养老金进行不同程度的补贴。参保人员满 60 岁时，每月的基础养老金是 55 元，每年的基础养老金是 660 元，再根据参保档次的差异进行调整。新农保政策是否影响居民消费，关键性的因素还是取决于新农保养老金收入占其总收入的比重。养老金收入占总收入的比重越高，农户就会敢于消费，有收入进行消费。图 2 考察基本养老金收入与 2009 年农村老人人均收入之间的关系，即 660 元收入占不同年龄段老人人均纯收入的比重。从图中可以看到，农村老人家庭的年龄多集中于 60—75 岁，660 元基本养老金收入占纯收入的比重在 8%—30% 之间，随着年龄的增长，老人的收入不断下降，养老金越来越重要，平均而言占比大约 15%。由

于没法知道农户参保等级和获得养老金的实际数据，图 2 是以最低的每年 660 元为基础计算的比例，实际占比应该更高一些。应该说，新农保的养老金收入对农村老人而言还是非常重要的收入来源，占到了其总收入的 15%，尤其对于年龄比较大的农村老人，这笔养老金为其提供了稳定的基本收入保障。

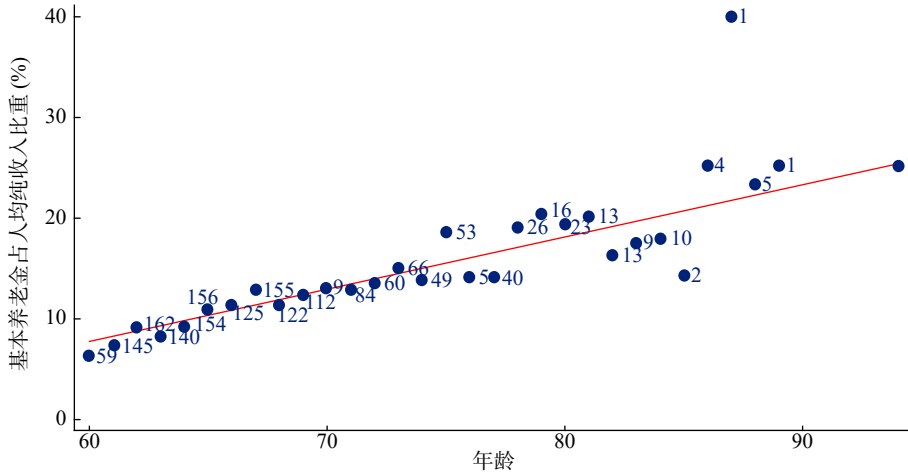


图 2 养老金收入占人均纯收入比重

### 三、实证检验

#### (一) 基准检验

本文希望检验的是，农户参加新农保对于家庭消费支出的影响。由于农户参加新农保是自愿选择，选择性偏误会带来内生性，直接的最小二乘法估计会得到不一致的系数。为了缓解内生性问题，本文将基于倍差法 (Difference in Difference, DID) 和工具变量 (Instrument Variable, IV) 方法进行估计。新农保政策实施是按县推进，即一个县一旦确定参与试点，所有农户同时拥有选择参与或不参与的权利。固定观察点数据约 350 个样本村来源于约 350 个县，每个县只抽样一个村，本村内所有居民拥有同样的选择权，这一数据结构适合倍差法的估计。倍差法的优势在于不需要随机分组，实验组和控制组可以存在系统性差异；此外，倍差法可以缓解不随时间变化的因素带来的选择性偏差，从而得到一致的估计系数。不过，在本文的情境下，倍差法也面临两个问题，一个是随时间变化的因素带来的选择性偏误，比如，随着收入水平的变化，家庭是否参与新农保的行为可能会发生变化；另一个是平行趋势假设问题，本文样本时间跨度较短，且是一个动态的政策实施过程，没法做严格的平行趋势检验。

根据本文的面板数据结构 and 前述分析，设定 (1) 式的倍差法检验方程。 $i$ 、 $j$ 、 $t$  分别表示农户、村庄、年份，被解释变量  $\ln(\text{Consumption})$  表示家庭总消费支出的对数值，核心解释变量  $\text{Insurance}$  表示家庭是否参与新农保 (0 表示没有参与，1 表示参与)，分窄口径和宽口径两种计算方式， $X$  表示影响农户消费的随时间变化的因素， $Z$  表示影响农户参保决策的随时间变化的可观测因素， $\theta_i$  表示农户固定效应，控制农户所有不随时间变化的影响消费的特征变量， $\mu_t$  表示年份固定效应，控制农户相同的影响消费的变量，如新农合等其他政策影响， $\varepsilon_{ijt}$  表示残差项。具体来看， $X$  向量包括家庭纯收入、村庄平均家庭纯收入、家庭人口规模、户主性别、户主受教育年限、户主年龄、家庭成员健康状况、家庭抚养比、家庭承包耕地规模、家庭社会资本情况等。家庭成员健康状况用家庭成员中自评健康优良的成员数占家庭人数的百分比表示；家庭抚养比以家庭成员中 16 岁以下人数、16 岁以上学生人数、60 岁以上成员人数之和占家庭总人数的百分比表示；家庭社会资本情况用家庭成员中是否有国家干部、是否有村干部、是否有党员表示，满足任何一项即取值为 1，否则取值为 0。 $Z$  向量包括两个变量，家庭总收入和村庄平均的家庭总收入，一般认为，收入是影响消费的最重要因素，而收入水平的变化会影响到农户是否参与新农保的决策。

$$\ln(\text{Consumption})_{ijt} = \alpha + \beta \text{Insurance}_{ijt} + \gamma X_{ijt} + \delta Z_{ijt} \times t + \theta_i + \mu_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

表 1 是主要变量的描述统计情况，从表中可以看到，样本期内，户均纯收入 45150 元，户均消费 25209 元，新农保参保率按不同口径处于 0.51 到 0.61 之间，户主一般是男性，受教育年限均值为 7 年，年龄均值为 55 岁，家庭成员中 84% 的比例身体健康，抚养比均值为 41%，19% 的家庭为干部或党员家庭。表 1 是 9 年混合数据的描述统计，无法看到年度变化，如果分年度来看，从 2009 年到 2017 年，户均消费由 17493 元上升到 32033 元，人均消费由 4618 元上升到 8884 元，户均纯收入由 27281 元上升到 58683 元，参保率（窄口径）从 0.06 上升到 0.63，参保率（宽口径）从 0.12 上升到 0.74。

表 1 主要变量描述统计

	N	Mean	Sd	p10	p90
家庭总消费（元）	178573	25209.10	22772.92	6270	52548
家庭人均消费（元）	178573	6861.95	6322.96	2090	13512
家庭是否参加新农保（窄口径）	180523	0.51	0.50	0	1
家庭是否参加新农保（宽口径）	180523	0.61	0.49	0	1
村庄是否参加新农保（0%标准）	5133	0.46	0.50	0	1
村庄是否参加新农保（3%标准）	5133	0.42	0.49	0	1
村庄是否参加新农保（5%标准）	5133	0.41	0.49	0	1
家庭新农保缴费支出（元）	78248	439.49	783.73	100	800
家庭总收入（元）	178638	56804.01	54071.46	14000	107930
家庭纯收入（元）	178450	45149.66	36498.3	10906	89254
家庭总人口（人）	180523	3.85	1.63	2	6
户主性别（男性=0，女性=1）	178919	0.07	0.26	0	0
户主受教育年限（年）	174695	6.96	2.58	4	9
户主年龄	178901	55.43	11.45	41	70
家庭成员健康状况	179708	84.33	28.39	50	100
家庭抚养比	180523	41.3	32.53	0	100
家庭承包耕地规模（亩）	179123	8.57	13.66	0	20
家庭社会资本情况	180523	0.19	0.39	0	1

表 1 中还列出了一个非常重要的变量，以村为单位的新农保参保率。新农保的政策是按县推进，但在我们约 350 个样本村（县）数据中，并没有每个村实行新农保政策的具体年份，没法识别试点村和非试点村，因此，我们以农户参保情况来推断村层面的试点情况。如果本村的调查户中，新农保的参保率达到一定的标准，即认为该村已经开始新农保政策试点。9 年间，如果按照 0% 的标准，即只要该村农户中参保率大于 0 就认为该村是试点村，村庄层面的参保率均值为 0.46；如果按照 3% 和 5% 的标准，村庄层面的参保率均值分别为 0.42 和 0.41。动态来看，从 2009—2017 年，按照 0%、3%、5% 的标准，村庄层面的参保率分别从 0.28、0.16、0.12 上升到 0.84、0.81、0.79。村庄层面的参保率对于倍差法中样本分类有重要意义。倍差法识别思路中非常关键的一点是实验组和控制组的分类，在本文的检验中，实验组非常明显是参与了新农保的农户，而控制组的选择却可以有不同方案。一个方案是以参保村为研究样本，比较参保村内参保户和非参保户消费支出变化的差异；另一个方案是以所有村为样本，比较参保户和所有非参保户消费支出变化的差异。按照倍差法的平行趋势要求，如果试点村的选择符合随机原则，则两个样本的结果应该类似，如果试点村的选择不随机，则用参保村样本进行检验更为合理。

以（1）式为基础，倍差法基准检验结果列于表 2 中。我们两组样本（参保村样本、所有村庄样本），两个农户是否参保的定义（窄口径、宽口径），每组检验两个回归（一个控制 Z 变量与时间的交叉项、一个不控制），这样可以得到 2×2×2=8 组检验结果。所有的回归中都控制了农户固定效应和年份固定效应，所有的回归中标准误均聚类到村庄层面，即允许本村内农户之间的消费行为可以互相影响。从表 2

可以得到几个比较重要的初步结论。第一，全样本结果和参保村样本结果差异较小，这说明试点县的选择比较随机，并没有选择特定类型的县进行试点，后续的检验中我们将以全样本为基础。第二，是否控制  $Z \times t$  对结果的影响较大，在窄口径识别农户是否参保时，系数受影响程度约为 20%，在宽口径识别农户是否参保时，系数受影响程度约为 50%。这说明农户的参保行为的确会受到随时间变化的因素的影响，需要尽可能控制这些因素。表 2 中我们控制的因素包括家庭收入和村庄层面平均家庭收入，如果引入村庄  $\times$  年份固定效应，控制住所有村庄层面随时间变化的影响农户参保决策的因素后，第 (2)、(4)、(6)、(8) 列中，是否参加新农保的回归系数和标准误分别为 0.0389 (0.008)、0.0392 (0.008)、0.0275 (0.007)、0.0257 (0.008)，结论稳健。第三，从表 2 可以看到，8 组检验结果均显示，参加新农保对农户消费有显著的促进作用。窄口径假设条件下参加新农保对于消费的影响系数较大，由于宽口径统计和窄口径统计均会使得回归系数低估新农保对于消费的影响，而结果显示宽口径统计使得系数的低估程度更高，我们以全样本窄口径的第 (2) 列回归结果做简要讨论。第 (2) 列中，参加新农保会使得户均消费增加约 4%，2009 年户均消费为 17493 元，参加新农保会使得户均消费增加约 700 元。2009 年 60 岁以上老人的户均人数为 0.57 人，按照 660 元的基础养老金标准，折合发放 376 元，由此计算政府财政支出带来的消费支出系数为 1.86，即政府支出 1 元可以使得居民消费增加 1.86 元。对比直接的收入补偿产生的效果，表 2 显示家庭消费支出的收入弹性约为 0.36，即农户的平均边际消费倾向最高为 0.36，376 元的直接补贴只能带来 135 元的消费。严格来说，农户的平均边际消费倾向要低于消费支出的收入弹性值，376 元直接的收入补贴能增加的消费远远不到 135 元。由此可见，以新农保的方式对农村家户进行转移支付，比直接的同质性的补贴，在扩大居民消费方面的效果要好得多。表 2 的回归均是以家户层面加总变量为基础，我们也可以基于家庭人均变量来做所有回归，如第 (2) 列中，如果以家户人均变量为基础，是否参加新农保的系数为 0.043 (0.009)，即参加新农保能带来人均消费支出提高 4.3%。2009 年家户人均消费均值为 4618 元，如果参加新农保，会使得人均消费增加 199 元，当年家庭平均人口数量为 3.8 人，折合户均消费增加 756 元，与家户层面回归结果基本一致。

表 2 新农保与居民消费 (倍差法)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	全样本		参保村样本		全样本		参保村样本	
	不控制 $Z \times t$	控制 $Z \times t$	不控制 $Z \times t$	控制 $Z \times t$	不控制 $Z \times t$	控制 $Z \times t$	不控制 $Z \times t$	控制 $Z \times t$
参加新农保 (窄口径)	0.0311*** [0.008]	0.0392*** [0.009]	0.0331*** [0.008]	0.0395*** [0.009]				
参加新农保 (宽口径)					0.0210** [0.009]	0.0331*** [0.009]	0.0191*** [0.007]	0.0292*** [0.009]
Ln (家庭纯收入)	0.3610*** [0.012]		0.3506*** [0.013]		0.3610*** [0.012]		0.3506*** [0.013]	
家庭人口规模	0.0873*** [0.006]	0.0825*** [0.006]	0.0875*** [0.007]	0.0822*** [0.008]	0.0866*** [0.006]	0.0816*** [0.006]	0.0865*** [0.007]	0.0811*** [0.008]
Obs.	177279	125943	134673	96020	177279	125943	134673	96020
R <sup>2</sup>	0.763	0.738	0.777	0.750	0.763	0.738	0.777	0.750

注1：所有检验均控制了村庄层面家庭人均收入、户主年龄、户主教育、家庭成员健康状况、家庭抚养比、家庭承包耕地规模、家庭社会资本情况等变量；均控制了家户固定效应和年份固定效应；标准差均在村庄层面聚类。注2：括号内数值为标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。下同。

选择性偏误的来源可以分为几种：可观测的随时间变化的因素、不可观测的随时间变化的因素、可观测的不随时间变化的因素、不可观测的不随时间变化的因素。倍差法可以消除可观测的或不可观测的不随时间变化的因素带来的选择性偏误，进一步通过控制影响参保选择的随时间变化的可观测因素（如家庭收入水平）与时间的交叉项缓解由可观测的随时间变化的因素带来的选择性偏误。但是，表 2 倍差法的检验结果无法控制不可观测的随时间变化的因素带来的内生性，接下来用工具变量方法做进一步的检验。我们以村庄层面参保率作为家户是否参加新农保的工具变量，如果村庄的参保率较高，则家户参保的可能性也

越高。工具变量的检验结果列于表 3，每一列检验的设定同表 2 一致，结果同样显示，参加新农保会显著提高农户消费水平，且系数比表 2 略大，符合预期。

表 3 新农保与居民消费（工具变量方法）

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	全样本		参保村样本		全样本		参保村样本	
	不控制Z*t	控制Z*t	不控制Z*t	控制Z*t	不控制Z*t	控制Z*t	不控制Z*t	控制Z*t
参加新农保 (窄口径)	0.0510*** [0.018]	0.0462** [0.018]	0.0656*** [0.022]	0.0559** [0.024]				
参加新农保 (宽口径)					0.0567*** [0.020]	0.0528** [0.021]	0.1039*** [0.036]	0.0874** [0.037]
Ln (家庭纯收入)	0.3613*** [0.012]		0.3508*** [0.013]		0.3616*** [0.012]		0.3514*** [0.013]	
家庭人口规模	0.0876*** [0.006]	0.0826*** [0.006]	0.0882*** [0.007]	0.0826*** [0.008]	0.0862*** [0.006]	0.0815*** [0.006]	0.0853*** [0.007]	0.0806*** [0.008]
Obs.	177279	125943	134673	96020	177279	125943	134673	96020
R <sup>2</sup>	0.293	0.269	0.246	0.217	0.292	0.269	0.244	0.215
家户数量	24048	19176	22676	17492	24048	19176	22676	17492

(二) 作用机制与异质性讨论

新农保政策为什么会影响家庭消费支出水平呢?本文将从收入效应和预期效应两个角度进行简要讨论。收入效应是指新农保能给已经达到领取养老金年龄的农村居民增加一定的收入，而这些收入会增加居民消费。预期效应是指新农保政策使得居民预期未来有较为稳定的收入来源，从而会增加当期消费支出。表 2 的结果已经表明，政府新农保补贴支出在扩大消费支出方面的系数是 1.86，即政府支付 1 元养老金，会使得居民消费增加 1.86 元，而同时我们发现收入的平均消费倾向只有 0.36，即收入增加 1 元时只能增加消费 0.36 元，即使将养老金收入作为持久收入，最多能增加 1 元消费支出，还是远远低于 1.86 的支出系数。可见，收入效应远远不能够解释新农保带来的消费支出增加。表 2 是检验是否参加新农保对于消费支出的影响，由于新农保缴费可以分为不同等级，缴费越多，将来能够领取的养老金也越多，我们接下来检验不同的缴费等级会对消费带来怎样的影响。表 4 的模型设定和表 2 的第 (2) 列完全一致，但核心解释变量是新农保缴费金额的对数值，以全样本为例，此时的回归系数为 0.059，即新农保缴费每增加 1 倍，农户消费支出增加 5.9%，2009 年时折合户均消费支出增加 1032 元，相对于每年 100 到 500 元的缴费额度，消费的增加幅度非常大，收入效应同样不足以解释如此大幅度的消费增加。

表 4 新农保缴费等级与居民消费

VARIABLES	(1) 全样本	(2) 参保村样本
Ln (新农保缴费金额)	0.0586***[0.008]	0.0550***[0.008]
Obs.	70368	52728
R <sup>2</sup>	0.750	0.735

新农保影响消费的另一个重要原因是预期效应。在消费和储蓄的相关理论与实证研究文献中，预防性储蓄是解释居民储蓄行为的一个非常重要的理论，预防性储蓄理论认为，人们为了应对未来的不确定性，会减少当期消费，增加当期储蓄，从而提高储蓄率。很多关于中国高储蓄率的研究文献中，都从不同角度论证了预防性储蓄行为的存在<sup>①</sup>，为医疗而储蓄<sup>②</sup>、为教育而储蓄、为买房而储蓄<sup>③</sup>、为养老而储蓄<sup>④</sup>

① 易行健、王俊海、易君健：《预防性储蓄动机强度的时序变化与地区差异——基于中国农村居民的实证研究》，《经济研究》2008 年第 2 期。  
 ② 白重恩、李宏彬、吴斌珍：《医疗保险与消费：来自新型农村合作医疗的证据》，《经济研究》2012 年第 2 期。  
 ③ 陈斌开、杨汝岱：《土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄》，《经济研究》2013 年第 1 期。  
 ④ 何立新、封进、佐藤宏：《养老保险改革对家庭储蓄率的影响：中国的经验证据》，《经济研究》2008 年第 10 期。



等。本文认为,新型农村社会养老保险、新型农村合作医疗保险等社会保障政策通过向人们提供养老、医疗保健等社会福利,使人们增加了对未来生活的保障,从而减少了因为谨慎需求而对货币的持有量,也就降低了预防性储蓄,提高了现期消费水平,有力地促进了社会的总有效需求。要检验预期效应的存在,最理想的做法应该是要识别出样本家庭中的个人消费数据,在控制住其他因素的条件下,比较预期未来有稳定收入的人群和预期未来面临收入较大不确定性的人群在面临新农保政策冲击时消费行为的差异。不过,遗憾的是,固定观察点数据没有个人层面的消费数据,我们只能以家户为基础做简要讨论。为了检验预期效应的存在,将所有样本根据家庭特征分为三组,非老年成人组(简称成人组,家庭成员中只有 16 岁至 60 岁的非学生成人)、老年组(家庭成员中只有 60 岁以上老人和未成年人)、混合组(除前面两种情况之外的所有情形,主要类型是同时包括未成年人、非老年成人和老年人),如果只是收入效应,则成人组的回归系数应该不显著。以表 2 第(2)列和第(6)列的样本选择和方程设定为基础,分组回归的结果如表 5 所示。第(1)列和第(4)列的系数显著为正,只有非老年成年人的家庭仍然会因为参加新农保而增加消费,而这些家庭在样本期内并没有获得养老金收入,这是预期的效用。第(2)列和第(3)列的系数比第(1)列略低,这可能是因为老人组和混合组相对于成人组而言,未来面临的不确定性更大,预防性储蓄率更高一些,从而回归系数略小。不过,需要说明的是,分组回归的结果可以比较系数的相对排序,但绝对值的含义较小,因为不同组的回归中不同变量的均值均会存在差异,不可直接比较。表 5 说明的主要问题是,成人组中并没有因为参与新农保获得更多收入,但仍然会提高消费水平,这说明了预期效应的存在。

表 5 新农保与不同人口结构家庭消费支出

VARIABLES	(1) 成人组	(2) 老人组	(3) 混合组	(4) 成人组	(5) 老人组	(6) 混合组
参加新农保 (窄口径)	0.0479*** [0.014]	0.0423* [0.024]	0.0467*** [0.009]			
参加新农保 (宽口径)				0.0479*** [0.014]	0.0423* [0.024]	0.0190** [0.009]
Obs.	27991	14235	79868	27991	14235	79868
R <sup>2</sup>	0.733	0.788	0.720	0.733	0.788	0.720

接下来从户主年龄、户主受教育程度、家庭收入水平等三个维度来讨论新农保对于消费的异质性影响。户主年龄按照 40 岁、60 岁的门槛将样本分为低年龄组、中等年龄组、高年龄组三个组;户主受教育程度按照 6 年和 9 年将样本分为低教育程度、中等教育程度、较高教育程度三个组;家庭收入水平以 2009 年为基准将样本分为低收入、中等收入、高收入三个组。仍然以表 2 第(2)列和第(4)列的方程设定为基础,检验新农保对消费影响的异质性,结果列于表 6 中。不管是以宽口径还是以窄口径识别农户是否参加新农保,结果均类似,都可以看到,户主年龄越大的家庭,消费水平提高的程度越高;户主受教育程度较高的家庭,消费水平提高的程度较高;2009 年收入水平越低的家庭,消费水平提高的程度越高。

#### 四、主要结论与扩展

本文以 2009—2017 年农业农村部每年对约 350 个县(村)2 万户农户的固定观察数据为基础,从居民消费的角度评估新农保政策的影响。主要有如下几点结论:(1) 新农保政策对提升农村居民消费水平成效显著。参与新农保使居民家庭消费支出提高 4%,2009 年折合户均消费可以增加 700 元,如果按人均消费计算,参加新农保使人均消费支出提高 4.3%,2009 年折合人均消费提高 199 元。(2) 在新农保政策实施过程中,政府支出带来的消费支出系数为 1.86,远远高于平均的边际消费倾向 0.36;此外,新农保缴费额度每增加 1 倍,农户消费支出提高约 5.9%。(3) 机制检验表明,收入效应和预期效应都会使新农保促进居民消费,而预期的影响尤其重要;新农保政策对户主年龄较大的家庭、户主受教育程度较高的家庭、家庭收入相对较低的家庭的消费促进作用更强。本文的研究表明,新农保政策的实施不但有利于农村社会保

表 6 新农保与居民消费 (异质性)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	按户主年龄分组			按户主受教育程度分组			按2009年收入水平分组		
	低	中	高	低	中	高	低	中	高
参加新农保 (窄口径)	0.0265 [0.020]	0.0471*** [0.009]	0.0509*** [0.011]	0.0360*** [0.011]	0.0406*** [0.009]	0.0264 [0.017]	0.0513*** [0.015]	0.0330** [0.013]	0.0153 [0.024]
Obs.	9141	70508	43076	54747	59223	9844	53207	50776	13355
R <sup>2</sup>	0.745	0.715	0.807	0.768	0.718	0.718	0.733	0.717	0.720
VARIABLES	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
	按年龄分组			按受教育程度分组			按2009年收入水平分组		
	低	中	高	低	中	高	低	中	高
参加新农保 (宽口径)	0.0049 [0.019]	0.0369*** [0.009]	0.0386*** [0.014]	0.0301*** [0.012]	0.0335*** [0.009]	0.0265 [0.016]	0.0373** [0.016]	0.0250** [0.012]	0.0338 [0.022]
Obs.	9141	70508	43076	54747	59223	9844	53207	50776	13355
R <sup>2</sup>	0.745	0.715	0.807	0.767	0.718	0.718	0.733	0.717	0.720

障体系的完善,提高农村老人收入水平,也有利于降低未来预期不确定性,提高农村居民消费水平,从而提高农村居民生活水平,扩大总消费需求,促进经济增长。

作为一项较为初步的研究,本文还存在诸多不足,有待于后续研究中不断完善。(1)关于作用机制的讨论还不够,收入效应和预期效应识别需进一步加强,最好能有合适的个人收入与消费数据进行补充研究。(2)新农保政策影响居民消费的结构效应有待进一步讨论,消费结构非常复杂,本文只讨论了总的消费支出,没有区分不同类型的消费。(3)消费将微观经济主体与宏观经济表现结合起来,通过对个人消费行为的分析,可以过渡到宏观总消费需求的研究,新农保政策作为一项覆盖率超过80%的影响深远的政策,我们有必要详细讨论其对宏观经济增长的影响。这些问题都有待后续研究中详细讨论。

(本文为国家自然科学基金面上项目“市场化、社会资本与中国阶层流动性研究”(71473212)和国家自然科学基金管理科学部2019年度专项项目“扩大中等收入群体与促进产业升级协同发展研究”(71950006)的阶段性成果)

(责任编辑:沈敏)

## New Rural Society Endowment Insurance Program and Household Consumption

ZHU Shi'e, YANG Rudai, WU Bi

**Abstract:** This paper evaluates the effect of New Rural Society Endowment Insurance Program (NSEI) on household consumption based on the dataset of The National Fixed-point Survey maintained by the Research Center of Rural Economy, the Ministry of Agriculture. Our empirical research demonstrates that the NSEI can significantly promote consumption. Participation in the program can increase household consumption expenditure by 4%, which means 700 yuan more consumption per household in 2009. The multiplier of the financial expenditure of this program is 1.86 which is much higher than 0.36, the average marginal propensity to consume. What's more, for every doubling of the contribution amount of the new rural insurance, the household consumption expenditure increased by about 5.9%. The mechanism test shows that the program promote consumption through both income effect and anticipation effect especially the latter. In addition, the program has even stronger effect on consumption for households whose heads are older, households whose heads have higher education level and households with lower income.

**Key words:** new rural society endowment insurance program, income effect, anticipation effect, consumption