

金融知识与新农保参与行为

李云峰¹ 徐书林²

(1. 江西师范大学 财政金融学院, 江西南昌 330022; 2. 暨南大学 经济学院, 广东广州 510632)

摘要:基于2015年和2017年中国家庭金融调查(CHFS)微观数据,从当期、长期与动态视角考察了金融知识对农村居民新农保参与行为的影响。研究表明,金融知识有助于激发农村居民当期和长期参与新农保积极性,促进参保居民当期和长期选择更高新农保缴费档次,并改善居民新农保参与行为,但对新农保缴纳金额变化并无显著影响。进一步研究发现,金融教育能显著提高居民金融知识,并且能够有效增强居民金融知识对新农保参与和缴费金额的当期、长期和动态影响。因此,地方政府与金融机构有必要在农村地区开展金融教育、普及金融知识,以合理引导农村居民的新农保参与行为。

关键词:金融知识;金融教育;新农保参与;普惠金融

中图分类号:F840.6 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2020)04-0096-12

一、引言

2018年,我国65岁及以上人口比重达到了11.9%,人口老龄化程度持续提高。如何解决人口老龄化背景下的社会养老问题,特别是更为严峻和紧迫的农村养老问题,实现农村居民“老有所养”是政府和学术界热烈讨论的话题。国务院于2009年9月在全国首批320个县启动“新型农村社会养老保险”试点工作(以下简称“新农保”),2010年新农保试点县增加到838个县,试点覆盖率为24%,参保人数为1.43亿人,4243万人开始领取新农保;2011年试点县增加到2343个,覆盖率为60%,参保人数迅速增长到3.58亿人;2012年底试点县增加到2853个,参保人数增加到4.6亿人。2014年开始,国务院整合新农保和城镇居民养老保险制度,建立了统一的城乡居民基本养老保险制度,到2016年底新农保参保率已达92%。但是,在实际缴纳过程中大部分居民往往选择100~500元五个档次中的最低标准100元。鉴于新农保缴纳的数额及档次越高,未来获取的政府相应补贴也越多,农村居民应参与新农保并缴纳较高的档次。但是大部分农村居民却没有做出这样的选择。是什么原因阻碍了农村居民参与新农保并抑制了他们缴纳更高档次的新农保呢?常芳等从个体、家庭、社区和县级四个方面综合分析了影响新农保参与行为的因素^[1];黄宏伟和展进涛认为收入水平越高的家庭,新农保参与率

收稿日期:2020-01-14

基金项目:教育部人文社科规划项目“金融知识、金融行为促进精准脱贫的效果与提升途径研究”(18YJA790049);
江西省社科规划重点项目“金融知识、金融行为选择与农民精准脱贫研究”(16YJ01)

作者简介:李云峰(1974—),男,江西南昌人,江西师范大学财政金融学院教授,博士生导师;

徐书林(1993—),男,江西赣州人,暨南大学经济学院博士生,本文通讯作者。

越低,但更倾向于缴纳更高费用,家庭养老负担和教育支出压力成为制约新农保参与和缴纳额的重要原因^[2]。这些因素能在一定程度上解释农村居民新农保参与率低、缴费档次低的原因,同时也是制约新农保参与度的重要客观因素。此外,农村居民在新农保参与及缴纳金额决策时往往会对其进行成本收益分析,然后再根据自身情况选择最优缴纳档次,这种决策需要依赖个体自身客观金融知识水平,金融知识可能是影响农村居民参与新农保及其缴纳金额的重要因素。基于此,本文探讨金融知识是否能够影响当期和长期农村居民新农保参与行为?如果金融知识对新农保产生显著影响,那么金融教育(含短暂性和临时性金融教育培训,以下统称其为“金融教育”)能否显著提高农村居民的金融知识,并对当期、长期新农保参与行为及其变化具有显著的积极作用?

为了回答以上问题,本文基于2015年和2017年中国家庭金融调查(CHFS)微观数据,采用Probit模型、有序Probit模型以及倾向得分匹配(PSM)等计量方法研究了金融知识对农村居民当期、长期新农保参与行为及其变化的影响,并进一步探究金融教育是否对金融知识的作用效果具有显著调节作用。本文的贡献主要体现在以下几个方面:首先,从当期、长期和动态三方面综合考虑了金融知识对新农保参与行为的影响,弥补了现有文献只关注金融知识对当期金融行为的影响的不足(尹志超等^[3]、Lusardi等^[4])。其次,基于国内微观截面数据,从金融知识视角研究农村居民新农保参与行为,有助于确定新农保等金融产品及金融服务的选择障碍,为以新农保为代表的金融产品在农村地区普及率低的问题提供解释,为提升农村居民金融知识水平,促进其参与新农保和提升缴费档次提供经验证据;最后,从金融教育角度出发探讨其在金融知识与新农保参与行为中的作用,将有助于扩展国内金融教育的相关领域,为各级政府和金融机构普及金融教育提供政策依据。

二、文献综述

近年来,学者们研究新农保主要集中于新农保参与行为的影响因素和评估新农保政策实施后的影响效果。新农保参与行为的影响因素方面,子女数量、家庭是否供养老人、年龄、受教育程度(常芳等^[1])、性别、健康状况、地理位置、家庭收入水平、成员结构(黄宏伟和展进涛^[2])、村域社会资本、政策认知与评价等个体特征、家庭特征、社区等层面都会影响新农保参与行为。研究发现,子女数量,特别是男孩数量与新农保参与意愿成负相关;家庭供养老人与新农保参与呈正相关;年龄与新农保参与呈倒U型曲线关系,年龄在16~39岁新农保参保概率较低,在40~59岁新农保参保概率较高;家庭抚养比和参保行为间呈负相关关系;家庭收入水平越高,新农保参与概率越低,而收入水平高的家庭倾向于支付更高的缴纳金额,家庭养老负担和教育支出压力也会制约新农村参与概率和缴纳额。

其他学者则集中于新农保政策实施后的影响效果。陈华帅和曾毅利用固定面板效应模型和PSMDD等方法研究发现,新农保增进了老人福利水平,减轻了子女的养老负担,对家庭代际经济支持具有显著的“挤出效应”^[5]。张川川等采用双重差分(DD)和断点回归(RD)评估了新农保政策效果,研究表明新农保在提高老年人收入水平和主观福利,促进家庭消费,减少贫困发生率和老年人劳动供给,降低老年人与子女转移支付依赖程度,提升农村居民创业活动都具有显著影响^[6]。而张川川研究表明新农保对农村总消费及耐用品消费增长有正向作用,但不显著;新农保政策对农村老年人劳动供给决策、劳动供给时间和抑郁指数无显著影响,他们将其归因于当时新农保养老金水平较低^[7]。张晔等研究发现,新农保政策显著降低农村居民对家庭养老的依赖和农村地区出生人口性别比,提高了参保老人的养老质量^[8]。李江一和李涵采用断点回归也证实了新农保显著降低了老年人农业劳动参与率,而这一传导机制是通过收入效应实现的,新农保养老金是老年人退出劳动力市场的催化剂^[9]。岳爱等研究发现新农保提高了家庭日常费用支出,降低家庭预防性储蓄^[10]。进一步,马光荣和周广肃研究发现,对于60岁以下的参保居民,新农保并不能显著降低他们储蓄率,而对于60岁以上参保居民,新农保显著降低居民储蓄率,促进了居民消费^[11]。沈冰清和郭忠兴研究发现,新农保制度对于改善低收入家庭脆弱性具有显著正向影响,新农保使得处于缴费阶段的低收入家庭更加脆弱,但能降低领取阶段低收入家庭脆弱性,其贡献率在14%~21%之间^[12]。国外学者利用不同国家数据

进行研究也发现,社会养老保险对劳动力供给(Mastrobuoni)、家庭储蓄率(Alessie等)、家庭结构、转移支付、贫困发生率和家庭福利水平等方面的社会经济变量都会产生显著的影响^{[13][14]}。

以上文献已论及新农保参与行为受多方面响因素影响,但这些讨论主要集中于家庭层面和社会层面,事实上,农村居民在做出新农保参与行为决策时,会去主动了解和搜寻相关信息,并进行筛选、处理和分析,从而优化自身的经济决策。这一过程则要求个体具备一定的金融知识。然而新农保参与行为背后更为深层次的影响因素——金融知识还未得到高度关注。新农保参与行为作为一种金融行为,与金融知识密切相关,对此还未有文献进行相关研究。现有文献主要集中于金融知识、金融教育与金融行为之间的关系。

金融知识与金融行为方面文献颇丰。他们发现具备更多金融知识的人更可能参与正规金融市场与股票投资(Hsiao和Tsai^[15]、尹志超等^[16])、持有谨慎性储蓄(Clark等^[17])、仔细评估金融产品、做出合理的理财规划及退休计划,还有助于积累家庭财富(Lusardi和Mitchell^[18])、缓解家庭信贷约束、促进家庭资产配置优化等(尹志超等^[16])。而贫乏的金融知识会引致高的交易成本、参与高成本借贷及获取低投资收益(Lusardi和Tufano^[19]、Von Gaudecker^[20]),以及加大家庭经济脆弱性(Stolper和Walter^[21])。

金融教育项目能提高公众金融知识,改变公众的不良金融行为(Lusardi和Mitchell^[18])。进一步,Lusardi等认为通过信息手册、视觉交互工具、书面叙述和视频故事等新型金融教育计划能有效提高个体金融知识水平,改善其金融行为^[22]。Sayinzoga等发现,通过金融知识教育培训,参与者能提高金融知识,改变他们的储蓄与借贷行为,并且有助于创业行为^[23]。然而,短期的金融教育培训对于参与者收入的提高并不显著。国内学者虽然已认识到金融教育的重要性,但大多数研究集中于定性分析,相关实证文献甚少。

现有文献丰富了新农保、金融知识和金融教育相关研究,对本文的研究具有重要的参考价值。然而,已有文献虽涉及金融知识将有助于家庭养老计划改善,增加家庭保险决策,金融教育项目能够增加金融知识,但还未进一步研究金融知识对新农保参与行为的当期、长期及其变化的影响,也未验证金融教育是否对金融知识的作用效果具有调节作用,本文拟弥补上述文献的不足。

三、数据与变量

(一)数据来源

本文使用2015年和2017年西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心在全国范围内开展的第三轮和第四轮中国家庭金融调查(CHFS)数据。该调查采用三阶段分层抽样方法,获得城乡家庭的资产与负债、保障与保险、支出与收入、家庭人口统计学特征及就业等方面的大型微观数据,该数据质量高且具有全国和省级代表性(甘犁等^[24])。中国家庭金融调查问卷详细询问了家庭社会养老保险、金融教育(含临时性培训)等方面的情况,这为本文研究金融知识、金融教育与新农保参与行为之间的关系提供了强有力的数据支持。

(二)变量构建

1. 金融知识。现有文献对受访者客观金融知识度量有因子分析法(Lusardi和Michell^[18])和使用受访者正确回答金融知识问题个数(Agnew和Szyman^[25]、尹志超等^[16];李云峰等^[26])。而本文将采用因子分析法测度受访者客观金融知识水平,主要在于因子分析能够对许多相关变量进行归类,起到降维作用(Thurstone^[27])。2015年金融知识回答情况的描述性统计如表1和表2所示。

从表1可以看出,在农村家庭中3个问题回答正确率最高的是风险投资问题为27.67%,回答正确率最低的是通货膨胀问题仅为13.16%;通货膨胀问题错误率高达25.47%,风险投资问题不知道或算不出来高达70.39%。另外,从表2也可以看出,3个问题均回答正确的家庭仅为2.21%,农村家庭平均正确回答个数为0.576个,3个问题都回答不知道或算不出来的家庭有46.06%,反映了我国农村居民家庭对基本金融知识的严重缺乏。

表 1

各问题回答情况

(单位:%)

问题选项	农村			全国		
	利率计算问题	通货膨胀问题	风险投资问题	利率计算问题	通货膨胀问题	风险投资问题
正确	16.46	13.16	27.67	7.59	16.10	51.67
错误	18.06	25.47	1.93	43.63	37.69	9.73
不知道/算不出来	65.48	61.37	70.39	48.77	46.20	38.60
合计	100	100	100	100	100	100

表 2

金融知识相关问题回答选项分布情况

个数选项	0	1	2	3	数量
正确	58.12%	28.33%	11.35%	2.21%	0.576
错误	65.71%	23.73%	10.10%	0.46%	0.453
不知道/算不出来	15.16%	18.70%	20.08%	46.06%	1.97

因子分析法构建金融知识指标时需对利率计算、通货膨胀计算和风险投资这 3 个问题逐一构建是否回答正确、回答不知道或算不出来 2 个哑变量,因此依据 3 个问题可以构建 6 个变量进行迭代主因子法进行因子分析。表 3 报告了因子分析结果,选取特征值大于等于 1 因子作为受访者金融知识水平。表 4 报告了 KMO 检验结果和各变量的因子载荷,结果显示样本适合做因子分析。金融知识描述性统计结果见表 5。

表 3

因子分析结果

Factor	Eigenvalue	Difference	Proportion	Cumulative
Factor1	2.6205	1.3946	0.5958	0.5958
Factor2	1.2259	0.7460	0.2787	0.8746
Factor3	0.4799	0.4103	0.1091	0.9837
Factor4	0.0695	0.0671	0.0158	0.9995
Factor5	0.0024	0.0026	0.0006	1.0000
Factor6	-0.0002	0.0000	-0.0000	1.0000

表 4

因子分析 KMO 检验结果及各因子载荷

Variable	KMO	SMC
利率问题回答正确	0.6816	0.3574
利率问题回答不知道或算不出来	0.6736	0.5540
通货膨胀问题回答正确	0.6769	0.2325
通货膨胀问题回答不知道或算不出来	0.6939	0.4853
风险投资问题回答正确	0.5599	0.9046
风险投资问题回答不知道或算不出来	0.5640	0.9061
全样本	0.6223	0.0000

2. 金融教育。作为本文进一步探讨的调节变量金融教育,受访者是否接受或参加经济或金融类课程(含临时性金融教育培训)是一种“自选择”的结果。如果受访者接受或参与过金融教育则赋值为 1,反之为 0。2015 年中国家庭金融调查问卷中相关问题主要还是考察受访者是否接受金融教育和参与金融知识教育培训。

3. 新农保参与行为。新农保参与行为是本文的被解释变量,2015 年和 2017 年中国家庭金融调查详细询问了受访者是否新农保参与、家庭新农保人均缴纳金额。本文研究新农保参与行为主要选取家庭户主是否参与新农保以及家庭人均新农保缴纳额两个指标。考虑到由于制度变迁不同年度参保类型的统计口径稍存差异,本文依据当年度统计口径进行了调整。如果户主受访者的社会养老保险选择新农保,则赋值为 1,否则赋值为 0;对新农保缴纳额取自然对数处理。具体描述性统计结果如表 5 所示。

4. 控制变量。本文选取的控制变量有户主性别、年龄、年龄的平方、教育程度、婚姻状况、健康状况、风险态度等人口统计学特征。若户主性别为男性,则赋值为1,反之为0;若户主已婚或同居,则赋值为1,反之为0;若户主自我评价健康状况非常好或很好,则赋值为1,反之为0;教育程度从没上过学到博士依次赋值为1~9。若户主为风险偏好型,则赋值为1,反之为0;若户主为风险厌恶型,则赋值为1,反之为0。家庭特征变量包括家庭规模,家庭小孩数量(年龄<16),家庭老年人数量(年龄≥60),家庭总收入(取自然对数)、家庭总资产(取自然对数)。地区及省份特征变量主要是省份哑变量。本文剔除了含有缺失值样本,对家庭总资产进行0.5%前后缩尾处理。2015年样本变量描述性统计如表5所示。

表5 样本变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
金融知识(因子分析)	9169	-2.28e-09	0.986	0.587	-1.638	0.963
新农保参与	9169	0.664	0.472	1	0	1
Ln(新农保缴纳金额)	9169	0.640	1.671	2.251	0	7.605
金融教育	9169	0.020	0.139	0	0	1
户主为男性	9169	0.883	0.321	1	0	1
户主年龄	9169	55.06	12.31	54	17	96
年龄平方	9169	3183	1381	2916	289	9216
教育程度	9169	2.556	1.011	2	1	8
已婚	9169	0.900	0.300	1	0	1
健康状况	9169	0.772	0.420	1	0	1
风险偏好	9169	0.0740	0.261	0	0	1
风险厌恶	9169	0.780	0.414	1	0	1
家庭规模	9169	1.801	1.558	1	1	15
家庭小孩数量	9169	0.672	0.932	0	0	10
家庭老年人数量	9169	0.868	0.887	1	0	5
家庭总资产自然对数	9169	11.90	1.402	12.01	0	16.81
家庭总收入自然对数	9169	9.889	1.814	10.21	0	15.43

从表5可以看出,有66.4%的家庭参与新农保,样本中家庭新农保平均缴纳金额对数约为0.640元,新农保参与处于较低水平,缴纳金额基本处于最低缴纳标准;农村居民金融知识指标均值为-2.28e-09,标准差为0.986,最小值为-1.638,最大值为0.963,农村居民基础金融知识缺乏且不同家庭之间金融知识水平存在一定差距;接受金融教育的家庭仅为2%,表明金融知识教育在农村地区严重不足。

四、实证分析

(一)金融知识与新农保参与行为的模型设定

首先,验证金融知识对新农保参与和新农保缴纳金额的当期、长期及其变化的影响。当研究金融知识对新农保参与行为的当期影响时,考虑到新农保参与为二值离散变量,构建Probit模型,考虑到新农保缴纳金额为非离散型数值,采用最小二乘法(OLS)估计,模型设定如下。

$$\text{Prob}(Y=1 | X) = \Phi(\alpha + \beta_1 \text{financial_literacy} + \beta_2 X + \mu) \quad (1)$$

$$\text{Ln}(\text{payment_amount}) = \alpha + \beta_1 \text{financial_literacy} + \beta_2 X + \epsilon \quad (2)$$

式(1)和式(2)中的Y为被解释变量,Y=1表示家庭2015年参与新农保,反之则不参与。式(2)中的payment_amount表示家庭2015年新农保缴纳金额,对其取自然对数,financial_literacy为核心解释变量家庭2015年金融知识。当研究金融知识对新农保参与行为的长期影响时,继续使用模型(1)和模型(2)。其中,Y=1表示家庭2017年参与新农保,反之则不参与。payment_amount表示家庭2017年新农保缴纳金额,对其取自然对数,financial_literacy为家庭2015年金融知识。当研究金融知识对新农保参与行为变化的影响时,使用有序Probit模型研究金融知识对新农保参与的动态改善

效果,使用 OLS 研究金融知识对新农保缴纳金额变化的动态影响。

$$Y_i = F(a + \beta \text{Financial_Literacy}_i + \varphi_i X_i + u_i) \quad (3)$$

式(3)中, Y_i 代表新农保行为的变化,若 2015 年未参与新农保,2017 年参与新农保则赋值为 1;若 2017 年新农保参与情况与 2015 年相同则赋值为 0;若 2015 年参与新农保,2017 年未参与新农保则赋值为 -1。Financial_Literacy 为 2015 年受访者金融知识水平; u_i 为随机误差项,假定服从标准正态分布。F(·)函数的表现形式为:

$$F(Y_i^*) = \begin{cases} -1 & Y_i^* < \mu_1 \\ 0 & \mu_1 < Y_i^* < \mu_2 \\ \vdots & \vdots \\ r & Y_i^* > \mu_{r-1} \end{cases} \quad (4)$$

式(4)中, Y^* 是 Y 的潜在变量, $\mu_1 < \mu_2 < \dots < \mu_{r-1}$ 为切点。同时 Y^* 满足:

$$Y_i^* = \beta \text{Financial_Literacy}_i + \varphi_i X_i + u_i \quad (5)$$

$$\Delta \text{Payment_amount} = \alpha + \beta_1 \text{Financial_Literacy} + \beta_2 X + \epsilon \quad (6)$$

式(5)中, $\Delta \text{Payment_amount}$ 为家庭 2017 年与 2015 年家庭新农保缴纳额的差值。Financial_Literacy 为 2015 年受访者客观金融知识水平。以上模型中, X 为控制变量,包括 2015 年户主的人口统计学特征变量,如性别、年龄、年龄平方、健康状况、婚姻状况、教育程度、风险偏好等;2015 年家庭特征变量,如家庭规模、家庭小孩个数、家庭老年人个数、家庭总资产自然对数、家庭总收入自然对数等;还包括省份虚拟控制变量等。 μ 、 ϵ 分别表示随机残差项或其他不可观测的因素的集合,服从标准正态分布 $N(0, \sigma^2)$ 的累积分布函数。

其次,为了验证金融教育对金融知识是否具有显著影响,使用倾向得分匹配(PSM)法构造反事实状态,从而在拟实验(自然)环境下去估计金融教育对金融知识的价值。假设 $T=1$ 为受处理状态, $T=0$ 为受控制状态; Y_1 表示受访者已接受金融教育情况下的金融知识水平; Y_0 表示受访者未接受金融教育情况下的金融知识水平。金融教育作为受访者的一种“自选择”行为,需关注已接受金融教育情况下居民金融知识的平均处理效应($ATT = E(Y_{11} | T=1) - E(Y_{10} | T=1)$)。但无法观测到没有接受或参与金融教育情况下居民金融知识结果,若贸然假定 $E(Y_{10} | T=0) = E(Y_{11} | T=1)$ 必然会导致估计结果是有偏的。另一选择结果则需要通过反事实推断得到。使用这一方法最大优点在于能够有效消除模型中变量的内生问题,避免因遗漏某些无法观测的变量和自选择行为造成估计结果有偏问题。构建一个接受金融教育培训的概率模型,采用 Logit 模型估计家庭接受金融教育的概率。

$$PS(X) = \Pr[\text{pro-par} = 1 | X] = E[\text{pro-par} | X] = \frac{\exp(\beta X_i)}{1 + \exp(\beta X_i)} \quad (7)$$

式(7)中, X 表示影响受访者是否接受金融教育的因素,即匹配变量或共同影响因素,包括的变量与式(1)相同, β 为相关系数。PS 表示受访者是否接受金融教育的概率,即倾向得分。根据以上回归方程,计算得出每一个受访者的倾向得分值,作为匹配的基础。进一步,根据 Becker 和 Ichino 的方法,计算出金融教育对受访者金融知识的平均处理效应(ATT),其计算公式如下^[28]:

$$ATT = E[Y_{11} - Y_{01} | \text{pro-par}_i = 1] = E\{E[Y_{11} - Y_{01} | \text{pro-par}_i = 1, PS(X)]\} \\ = E\{E[Y_{11} | \text{pro-par}_i = 1, PS(X)] - E[Y_{01} | \text{pro-par}_i = 0, PS(X) | \text{pro-par}_i = 1]\} \quad (8)$$

式(8)中, Y_{11} 和 Y_{01} 分别表示接受金融教育与未接受金融教育项目受访者金融知识水平。

最后,在模型(1)~(6)的基础上加入金融教育以及金融知识与金融教育的交互项以验证金融教育是否对金融知识的作用效果具有显著正向调节作用。

(二)实证结果分析

1.金融知识对新农保参与行为的当期、长期和动态影响。表 6 报告了金融知识对新农保参与行为的当期、长期和动态影响的基本回归结果。从表 6 可以看出,金融知识对新农保参与的当期边际影响为 0.020,在 1%水平上显著,表明金融知识越高的农村家庭,其当期参与新农保的可能性越大;金

表 6

金融知识对新农保参与的影响

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	当期		长期		动态	
	参与 Probit	缴纳金额 OLS	参与 Probit	缴纳金额 OLS	参与变化 Oporobit	缴纳金额变化 OLS
金融知识	0.020 *** (0.005)	0.107 *** (0.026)	0.017 *** (0.005)	0.088 *** (0.028)	0.012 * (0.007)	22.933 (18.508)
户主为男性	-0.010 (0.016)	-0.119 ** (0.053)	0.072 *** (0.017)	-0.105 * (0.057)	-0.048 ** (0.021)	10.160 (25.666)
户主年龄	0.030 *** (0.003)	0.023 ** (0.009)	0.019 *** (0.003)	-0.005 (0.010)	-0.022 *** (0.006)	9.754 ** (4.383)
户主年龄平方	-0.000 *** (0.000)	-0.000 *** (0.000)	-0.000 *** (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 *** (0.000)	-0.092 * (0.055)
教育程度	-0.023 *** (0.005)	0.135 *** (0.021)	-0.020 *** (0.006)	0.191 *** (0.023)	-0.013 * (0.007)	-22.103 (28.847)
户主已婚	0.026 (0.017)	0.143 *** (0.047)	0.014 (0.019)	0.027 (0.055)	-0.016 (0.026)	-3.891 (11.738)
健康状况	-0.016 (0.012)	0.056 (0.035)	-0.019 (0.013)	0.016 (0.036)	-0.004 (0.015)	9.629 (17.171)
风险偏好	0.025 (0.022)	0.024 (0.081)	0.027 (0.023)	-0.045 (0.082)	0.017 (0.024)	-103.583 (80.587)
风险厌恶	-0.009 (0.014)	0.022 (0.051)	0.008 (0.014)	-0.001 (0.055)	-0.007 (0.017)	-105.507 (87.697)
家庭规模	0.013 *** (0.003)	0.007 (0.011)	0.005 (0.003)	-0.019 * (0.011)	0.002 (0.004)	-1.402 (2.238)
家庭小孩数量	0.013 ** (0.006)	-0.111 *** (0.016)	0.003 (0.006)	-0.093 *** (0.017)	0.003 (0.007)	-1.675 (12.444)
家庭老年人数量	0.000 (0.007)	-0.165 *** (0.024)	0.036 *** (0.007)	-0.206 *** (0.024)	-0.011 (0.009)	-19.369 (15.181)
家庭总收入自然对数	-0.010 *** (0.004)	0.090 *** (0.013)	-0.016 *** (0.004)	0.084 *** (0.014)	-0.004 (0.005)	13.543 (22.424)
家庭总资产自然对数	0.009 *** (0.003)	0.029 *** (0.011)	-0.005 (0.003)	0.038 *** (0.010)	-0.001 (0.004)	-2.677 (5.580)
观测值	9169	9169	7857	7857	3648	3648
Pseudo R ²	0.033		0.034		0.011	
R-squared		0.092		0.099		0.005

注:(1) *、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著,括号内为聚类异方差稳健的标准差;(2)表中报告的 Probit 和有序 Probit 模型估计的边际效应,所有的估计均控制了省级虚拟变量,OLS 模型的常数项省略,下表同。

融知识对新农保参与的当期边际影响为 0.017,在 1%水平上显著,表明金融知识水平越高,会增加家庭长期参与新农保的概率;金融知识对新农保参与变化的边际影响为 0.012,在 10%水平上显著,说明金融知识有助于新农保参与行为的改善。金融知识对当期新农保缴纳金额的估计系数为 0.107,并在 1%水平上显著,说明金融知识显著促进了当期新农保缴纳金额支出。金融知识对长期新农保缴纳金额的估计系数为 0.088,并在 1%水平上显著,说明金融知识对新农保缴纳金额支出具有显著的长期影响。虽然金融知识对新农保缴纳金额变化的估计系数为 22.933,但在统计上不显著。以上结果表明,农村家庭新农保参与行为在一定程度上受到个人金融知识方面的约束,金融知识是农村居民家庭新农保参与行为的重要决定因素。金融知识的提高会显著影响当期和长期家庭新农保参与和新农保缴纳金额支出,同时对改善新农保参与也具有显著的正向影响,但对新农保缴纳金额变化无显著影响。金融知识对新农保缴纳金额变化影响不显著的可能原因在于,金融知识丰富的农村居民尽管会选择一个较高的缴费档次,金融知识贫乏的居民则会选择一个较低的缴纳金额,但在两次新农保金额缴纳期间,农村居民金融知识并没有显著增加,因而导致金融知识丰富与金融知识贫乏的农村居民

在缴纳新农保金额变化上无差异。

除金融知识解释变量外,其他控制变量如户主年龄对新农保参与的当期和长期影响是“倒 U”型的,表明随着户主年龄的增加,家庭参与新农保的概率呈先上升后下降的趋势。户主性别对当期新农保参与没有显著影响,这与常芳等所得到的实证结果基本一致^[1]。家庭规模、家庭小孩数量和家庭总资产对当期新农保参与具有显著正向影响。在新农保缴纳金额方面,户主为男性的系数为-0.119,在 5%水平上显著;户主年龄对当期新农保缴纳金额支出的影响也是呈“倒 U”型;教育程度、家庭总收入和家庭总资产的系数为正且在 1%水平上显著,说明教育水平越高,家庭总收入和总资产越高均会增加家庭当期新农保缴费金额,有关研究已证实^[2]。受访者的风险偏好对新农保当期、长期和动态参与行为没有显著的影响,这表明受访者的风险态度对家庭新农保参与行为没有显著作用。

另外,考虑到可能因遗漏变量和反向因果关系等而导致内生性问题。一方面,金融知识本身在一定程度上可能受到新农保参与行为的影响。有些参与新农保的群体可能未必拥有一定的金融知识,但随着持续不断的参与和缴纳新农保费用,自身的计算能力可能会得到一定的提高,对经济、金融知识的积累不断增加,对金融产品等的了解和认识不断深入,同时通过自身在参与过程中的不断学习,相关金融知识可能已经较为丰富,这种反向因果关系则会导致我们高估金融知识对新农保参与行为的影响。另一方面,可能由于遗漏某些我们无法观测的外生因素,比如当地的风俗习惯、人文环境、文化等,这些无法观测的因素会导致估计结果是有偏误的。因此,我们认为,金融知识与新农保参与行为之间的反向因果关系可能存在于当期和动态影响中,需要进一步解决金融知识的内生性问题。参照尹志超等的做法,我们选取居住在同一村庄(社区)除自身外其他人的平均金融知识水平作为受访者金融知识的工具变量,采用工具变量法进行两阶段估计^[16]。受访者可以通过与其他人交往学习和积累一定的金融知识,而其他人的金融知识水平相对于受访者是外生的,是不受受访者所控制,村庄(社区)平均金融知识相对于受访者的新农保参与行为是严格外生的,两者之间没有直接相关性。因此,我们认为,用同一村庄(社区)除自身外其他人的平均金融知识水平作为受访者金融知识的工具变量是合适的。金融知识两阶段工具变量估计结果如表 7 所示。

表 7 内生性检验

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	当期		动态	
	参与 IV-Probit	缴纳金额 IV-2SLS	参与变化 IV-Oprobit	缴纳金额变化 IV-2SLS
第二阶段回归结果				
金融知识	0.315 *** (0.042)	0.409 *** (0.085)	0.125 ** (0.060)	64.779 (59.702)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
观测值	9169	9169	3648	3648
Pseudo R ²	0.030		0.004	
R-squared		0.089		0.003
第一阶段回归结果				
工具变量 T 值	32.99 ***	32.99 ***	34.48 ***	40.05 ***
一阶段工具变量 F 值	284.51 ***	284.51 ***	104.74 ***	148.14 ***
DWH 值(p-value)	44.16 (0.000)	73.42 (0.000)	41.23 (0.0009)	32.74 (0.0122)

表 7 报告了两阶段估计的结果,将第二阶段回归结果与表 6 的结果进行比较可以发现,控制内生性问题后,金融知识对新农保参与行为的影响依然成立,不存在显著差异。金融知识对新农保参与依然具有显著正向影响,且在 1%水平上显著;金融知识仍与新农保缴费支出显著正相关,且在 1%水平上显著。这进一步表明,金融知识是新农保参与行为的一个重要影响因素。第一阶段回归结果显示,一阶段工具变量 T 值分别为 32.99、32.99、34.48 和 40.05,超过 T 值等于 10 的经验值(Stock 和

Yogo^[29]),工具变量与内生解释变量具有显著正向关联,均在1%水平上显著,表明工具变量满足本文的相关性假设,也满足排他性约束假设,工具变量只通过金融知识水平影响受访者新农保参与行为,而非经过其他解释变量或我们无法观测的变量影响被解释变量,本文所选取的工具变量不存在弱工具变量问题。DWH 检验显示 p 值为 0.000,这一结果也表明不存在弱工具变量问题,拒绝了金融知识不存在内生性的原假设。

为了检验前文结论的稳健性,接下来需要对上文估计结果进行稳健性检验。使用金融知识各项问题回答结果做稳健性检验。受访者对每个问题回答结果所表现出的金融知识是不同的^[22],因此对家庭新农保参与行为的影响也是不相同的。选取受访者利率计算问题回答正确、通货膨胀问题回答正确和风险投资问题回答正确 3 个哑变量考察它们对新农保参与行为的影响,稳健性检验结果如表 8 所示。可以发现,估计结果与基本基准回归结果一致。

表 8 稳健性检验

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	当期		长期		动态	
	参与 Probit	缴纳金额 OLS	参与 Probit	缴纳金额 OLS	参与变化 Oporobit	缴纳金额变化 OLS
利率计算问题回答正确	0.023 * (0.013)	0.132 *** (0.051)	0.033 ** (0.013)	0.149 *** (0.053)	0.022 ** (0.011)	35.440 (25.405)
通货膨胀问题回答正确	0.003 (0.020)	0.146 * (0.074)	0.031 (0.021)	-0.123 (0.077)	-0.020 (0.022)	0.897 (15.113)
风险投资问题回答正确	0.037 *** (0.011)	0.179 *** (0.042)	0.034 *** (0.012)	0.119 *** (0.043)	0.022 ** (0.013)	26.260 (22.877)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	9169	9169	7857	7857	3648	3648
Pseudo R ²	0.033		0.035		0.035	
R-squared		0.094		0.100		0.011

另外,考虑到从事金融行业的受访者,其金融知识往往比较丰富,他们对于经济、金融方面的基础知识接触和了解较多,特别是对于新农保等相关政策的认识度较深。因此需剔除家中有从事金融行业的样本进行估计。结果发现,金融知识对新农保行为的当期、长期和动态影响基本与表 6 一致,除金融知识的边际效应略有下降,但其结果依然显著。受篇幅所限,未予报告。通过以上稳健性检验可以得知,本文的估计结果是稳健的。丰富的金融知识有助于提高家庭当期和长期新农保参与的积极性和新农保缴费档次,同时会改善新农保参与行为。

2.进一步研究。基于以上结果可知金融知识对新农保参与行为具有当期、长期和动态影响。那么如何提升居民金融知识的作用效果则显得尤为关键。Lusardi 和 Mitchell、尹志超等认为提高金融知识水平比较直接有效的方法是金融教育^{[16][18]},金融教育是否能够起到有效提高居民金融知识的效果呢?以及金融教育能否有效增强金融知识对居民新农保参与行为的影响呢?为此,接下来本文将进一步从金融教育视角出发探讨其在金融知识与新农保参与行为之间的关系。

首先,本文先验证金融教育是否能够有效提高居民金融知识水平。表 9 报告了利用最近邻匹配、半径匹配以及核匹配后的 ATT 值,考察金融教育对农村居民金融知识水平的影响。从表 9 结果可以看出,利用最近邻匹配、半径匹配和核匹配方法进行估计的 ATT 值分别为 0.341、0.618 和 0.572,且均在 1%水平上显著为正,这表明金融教育确实有助于提高居民金融知识水平,且这一结果可以认为是稳健的。

下文进一步探究金融教育能否有效增强金融知识对居民新农保参与行为的影响,即验证金融教育是否能够在金融知识对新农保参与行为的当期、长期和动态影响中起有效调节作用。为此,在模型

(1)(2)基础上加入金融教育以及金融教育与金融知识之间的交互项,估计结果见表10。由表10可知,在加入金融教育以及金融知识 \times 金融教育交互项后,可以看到金融知识对新农保参与和缴纳金额的当期和长期影响基本与表6估计结果一致。从金融教育变量来看,金融教育对增加新农保缴纳金额的影响存在时滞,但从长期和动态视角看,效果还有待提高。究其原因,可能以中国人民银行为主的在农村地区所开展的金融教育培训项目或送知识下乡等活动还只是流于形式;农村居民知识水平普遍偏低,学习的积极性及主动性缺乏,对金融教育没有足够重视,参与积极性严重不足,致使金融教育效果不明显。而对于已参与新农保的农村居民而言,他们比没有参与新农保的居民更积极地去关注相关信息,致使金融教育有利于提升居民的相关金融知识,进而提升新农保缴费档次。

表9 PSM估计的ATT值

	被解释变量	处理组	控制组	ATT值	S.E.	T值
最近邻匹配	金融知识	182	175	0.341	0.104	3.262***
半径匹配	金融知识	174	7888	0.618	0.066	9.400***
核匹配	金融知识	182	8084	0.572	0.064	8.917***

表10 调节效应估计

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	当期		长期		动态	
	参与 Probit	缴纳金额 OLS	参与 Probit	缴纳金额 OLS	参与变化 Oporobit	缴纳金额变化 OLS
金融知识	0.023*** (0.007)	0.106*** (0.027)	0.019*** (0.006)	0.085*** (0.022)	0.014** (0.007)	22.983 (19.308)
金融教育	0.158** (0.064)	0.172 (0.240)	0.151*** (0.051)	0.168** (0.082)	0.124 (0.180)	0.156* (0.081)
金融知识 \times 金融教育	0.162*** (0.042)	0.281* (0.165)	0.159*** (0.041)	0.292* (0.170)	0.141* (0.075)	23.284* (13.146)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	9169	9169	7857	7857	3648	3648
R-squared		0.092		0.096		0.098
Pseudo R ²	0.033		0.037		0.037	

值得注意的是,金融知识 \times 金融教育交互项边际效应或系数估计值均在10%或1%水平上显著为正,且该值显著大于金融知识边际效应或系数估计值,这表明金融知识对新农保当期、长期和动态影响与是否接受金融教育密切相关,接受金融教育后居民金融知识对新农保参与行为的正面影响大于无金融教育群体。因此,这一结果无法拒绝金融教育是金融知识对居民新农保参与行为影响的调节变量之一,金融教育能够有效增强金融知识对居民新农保参与和缴纳金额的当期、长期和动态影响。

五、结论与建议

本文基于2015年和2017年中国家庭金融调查(CHFS)微观数据研究了金融知识对新农保参与行为的当期、长期和动态影响。研究表明,金融知识有助于推动农村居民当期和长期参与新农保,促进参保居民当期和长期选择更高新农保缴费档次,并改善居民新农保参与行为。具体而言,金融知识的提高对改善居民新农保参与行为、提高居民当期和长期新农保参与积极性和提升居民缴费档次具有显著正向影响,但对新农保缴纳金额变化却无显著影响。进一步研究发现,金融教育能显著提高居民金融知识,并且能够有效增强居民金融知识对新农保参与和缴费金额的当期、长期和动态影响。因此,在农村地区开展金融教育、普及金融知识势在必行,同时各级地方政府及金融机构应高度关注农村社会养老保险,健全社会保障体系,以有效改善农村居民新农保参与行为。

新农保政策作为农民一项重要的养老保障制度,各级地方政府及金融机构应高度关注。(1)加大新农保政策在农村地区的宣传力度和广度,同时普及相关的金融知识,让农村居民能够利用所学金融

知识有效地分析新农保政策对自身带来的好处,激发对新农保的需求。(2)加强金融教育项目培训和金融知识宣传力度,努力提高农村居民金融知识水平,增强金融教育实施效果。(3)各级政府及金融机构应加强农村地区长期性、针对性的金融教育培训和社会保障政策专业性解读,鼓励农民积极参与金融教育项目培训,引导农民在培训中和政策解读中主动学习、主动思考、积极提问,同时将金融教育工作作为一项常态化工作,并动态监测和反馈效果,及时调整培训方案,以期全面提升农民金融知识水平和对养老保障政策的了解。(4)应加大农村地区优质教育资源投入力度,提高农村地区整体教育水平,促进农村居民人力资本积累、提升家庭收入水平,并以此作为改善农村地区居民新农保参与行为的根本和长效机制。

注释:

①数据从国家统计局、国家人力资源和社会保障网站以及2013年全国人大常委会工作报告中收集整理而得。

参考文献:

- [1] 常芳,杨鑫,王爱琴,王欢,罗仁福,史耀疆.新农保实施现状及参保行为影响因素——基于5省101村调查数据的分析[J].管理世界,2014,(3):92—101.
- [2] 黄宏伟,展进涛.收入水平、成员结构与农户新农保参加行为——基于全国30省(区、市)4748户农户数据的实证分析[J].中国农村经济,2012,(12):62—70.
- [3] 尹志超,宋全云,吴雨,彭嫦燕.金融知识、创业决策和创业动机[J].管理世界,2015,(1):87—98.
- [4] Lusardi, A., Samek, A., Kapteyn, A., et al. Visual Tools and Narratives: New Ways to Improve Financial Literacy[J].Journal of Pension Economics & Finance, 2017, 16(3): 297—323.
- [5] 陈华帅,曾毅.“新农保”使谁受益:老人还是子女? [J].经济研究,2013,48(8):55—67.
- [6] 张川川,陈斌开.“社会养老”能否替代“家庭养老”? ——来自中国新型农村社会养老保险的证据[J].经济研究,2014,49(11):102—115.
- [7] 张川川,John, G.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[J].经济学(季刊),2015,14(1):203—230.
- [8] 张晔,程令国,刘志彪.“新农保”对农村居民养老质量的影响研究[J].经济学(季刊),2016,15(2):817—844.
- [9] 李江一,李涵.新型农村社会养老保险对老年人劳动参与的影响——来自断点回归的经验证据[J].经济学动态,2017(3):62—73.
- [10] 岳爱,杨鑫,常芳,等.新型农村社会养老保险对家庭日常费用支出的影响[J].管理世界,2013,(8):101—108.
- [11] 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[J].经济研究,2014,49(11):116—129.
- [12] 沈冰清,郭忠兴.新农保改善了农村低收入家庭的脆弱性吗? ——基于分阶段的分析[J].中国农村经济,2018,(1):90—107.
- [13] Mastrobuoni, G. Labor Supply Effects of the Recent Social Security Benefit Cuts: Empirical Estimates Using Cohort Discontinuities[J].Journal of Public Economics, 2009, 93(11—12): 1224—1233.
- [14] Alessie, R., Angelini, V., Van Santen, P. Pension Wealth and Household Savings in Europe: Evidence from SHARELIFE[J].European Economic Review, 2013, (63): 308—328.
- [15] Hsiao, Y. J., Tsai, W. C. Financial Literacy and Participation in the Derivatives Markets[J].Journal of Banking & Finance, 2018, 88(3): 15—29.
- [16] 尹志超,宋全云,吴雨.金融知识、投资经验与家庭资产选择[J].经济研究,2014,49(4):62—75.
- [17] Clark, R., Lusardi, A., Mitchell, O. S. Employee Financial Literacy and Retirement Plan Behavior: A Case Study [J].Economic Inquiry, 2017, 55(1): 248—259.
- [18] Lusardi, A., Mitchell, O. S.,Curto, V. Financial Literacy Among the Young[J].Journal of Consumer Affairs, 2010, 44(2): 358—380.
- [19] Lusardi, A.,Tufano, P. Debt Literacy, Financial Experiences, and Overindebtedness[J].Journal of Pension Economics & Finance, 2015, 14(4): 332—368.
- [20] Von Gaudecker, H.M. How does Household Portfolio Diversification Vary with Financial Literacy and Financial Advice? [J].The Journal of Finance, 2015, 70(2): 489—507.

[21] Stolper, O. A.,Walter, A. Financial Literacy, Financial Advice, and Financial Behavior[J].Journal of Business Economics, 2017, 87(5): 581—643.

[22] Lusardi, A.,Mitchell, O. S. Financial Literacy and Retirement Preparedness: Evidence and Implications for Financial Education[J].Business Economics, 2007, 42(1): 35—44.

[23] Sayinzoga, A., Bulte, E. H.,Lensink, R. Financial Literacy and Financial Behavior: Experimental Evidence from Rural Rwanda[J].The Economic Journal, 2016,126(8): 1571—1599.

[24] 甘犁,尹志超,贾男,徐舒,马双.中国家庭资产状况及住房需求分析[J].金融研究,2013,(4):1—14.

[25] Agnew, J. R.,Szykman, L. R.Asset Allocation and Information Overload: The Influence of Information Display, Asset Choice, and Invest or Experience[J].The Journal of Behavioral Finance, 2005, 6(2): 57—70.

[26] 李云峰,徐书林,白丽华.金融知识、过度自信与金融行为[J].宏观经济研究,2018,(3):33—47.

[27] Thurstone, L. L. Multiple Factor Analysis[J].Psychological Review, 1931, 38(5):406—427.

[28] Becker, S. O.,Ichino, A. Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Scores[J].The Stata Journal, 2002, 2(4): 358—377.

[29] Stock, J. H.,Yogo, M. Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression[Z].NBER Technical Working Papers, 2005.

(责任编辑:肖加元)

(上接第95页)

[12] 张勋,万广华,张佳佳等.数字经济、普惠金融与包容性增长[J].经济研究,2019,(8):71—86.

[13] 王博,张晓玫,卢露.网络借贷是实现普惠金融的有效途径吗——来自“人人贷”的微观借贷证据[J].中国工业经济,2017,(2):98—116.

[14] 刘亦文,丁李平,李毅等.中国普惠金融发展水平测度与经济增长效应[J].中国软科学,2018,(3):36—46.

[15] 沈丽,张好圆,李文君.中国普惠金融的区域差异及分布动态[J].数量经济技术经济研究,2019,(7):62—80.

[16] 尹志超,彭嫦燕,里昂安吉拉.中国家庭普惠金融的发展及影响[J].管理世界,2019,(2):74—85.

[17] 刘丹,方锐,汤颖梅.数字普惠金融发展对农民非农收入的空间溢出效应[J].金融经济研究,2019,(3):57—66.

[18] 齐红倩,李志创.中国普惠金融发展水平测度与评价——基于不同目标群体的微观实证研究[J].数量经济技术经济研究,2019,(5):101—117.

[19] 易行健,周利.数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J].金融研究,2018,(11):47—67.

[20] 傅秋子,黄益平.数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据[J].金融研究,2018,(11):68—84.

[21] 王瑶媛,郭峰.区域数字金融发展与农户数字金融参与:渠道机制与异质性[J].金融经济研究,2019,(2):84—95.

[22] 孙英杰,林春.普惠金融发展的地区差异、收敛性及影响因素研究——基于中国省级面板数据的检验[J].经济理论与经济管理,2018,(11):70—80.

[23] 樊纲,王小鲁,马光荣.中国市场化进程对经济增长的贡献[J].经济研究,2011,(9):4—16.

[24] 陈刚.管制与创业——来自中国的微观证据[J].管理世界,2015,(5):89—99.

[25] 蔡栋梁,邱黎源,孟晓雨等.流动性约束、社会资本与家庭创业选择——基于CHFS数据的实证研究[J].管理世界,2018,(9):79—94.

[26] 杨俊,韩炜,张玉利.工作经验隶属性、市场化程度与创业行为速度[J].管理科学学报,2014,(8):10—22.

[27] 吴晓晖,叶瑛.市场化进程、资源获取与创业企业绩效——来自中国工业企业的经验证据[J].中国工业经济,2009,(5):77—86.

[28] 梁榜,张建华.数字普惠金融发展能激励创新吗?——来自中国城市和中小企业的证据[J].当代经济科学,2019,41(5):74—86.

[29] 黄亮雄,孙湘湘,王贤彬.反腐败与地区创业:效应与影响机制[J].经济管理,2019,(9):5—19.

[30] 范香梅,刘斌,邹克.金融包容、创业选择及收入公平分配研究[J].中国软科学,2018,(9):64—75.

[31] 王小鲁,樊纲,胡李鹏.中国分省份市场化指数报告(2018)[M].北京:社会科学文献出版社,2019.

(责任编辑:肖加元)