

# 金融知识与农户数字金融行为响应\*

## ——来自四省农户调查的微观证据

张龙耀<sup>1,2</sup> 李超伟<sup>1</sup> 王睿<sup>1</sup>

**摘要:** 本文基于2019年四省农村金融调查数据,使用泊松门栏模型研究金融知识对农户数字金融行为响应的影响。研究发现,金融知识是影响农户数字金融行为响应的重要因素,金融知识不仅能够提升农户数字金融行为的响应概率,还能提高数字金融行为的响应广度。使用似不相关回归分组检验发现,金融知识对“长尾群体”数字金融行为的响应概率和响应广度均具有显著提升作用。中介效应模型估计结果表明,金融知识通过提高农户的风险偏好水平,对农户数字金融行为响应产生正向影响。在使用IV-Probit、控制函数法、加式误差估计法与乘式误差估计法进行内生性处理后,研究结论依然成立。因此,提升农户的金融知识水平是发展数字金融和推动金融普惠的重要突破点,对于发展农村数字普惠金融具有重要的政策意义。

**关键词:** 金融知识 数字金融 行为响应 风险偏好

**中图分类号:** F832.35 **文献标识码:** A

### 一、引言

数字金融被认为是拓展金融供给和实现金融普惠的潜在变革性模式(Björkegren and Grissen, 2018)。理论上,以大数据、云计算和人工智能等信息技术为核心的数字金融,在拓宽普惠金融服务边界、改善农村地区金融供给与提高金融资源配置效率方面具有显著优势(焦瑾璞, 2014; 李继尊, 2015; 黄益平、黄卓, 2018)。数字化的金融服务极大降低了服务门槛和成本,为弱势群体获得覆盖范围更广、使用程度更深的金融服务提供了可能(黄益平、黄卓, 2018; 郭峰等, 2020)。

然而,现实中农村居民的数字金融使用水平并不高。2015年河南、湖南、广西、四川、贵州、云南六省(区)调研数据显示,98.49%的农村居民面临互联网储蓄排斥,98.81%的农村居民面临数字信贷排斥,日常交易中常用的移动支付排斥比例也高达76.11%(何婧等, 2017)。2017年中国家庭金

---

\*本文的研究得到国家自然科学基金面上项目“中国农村数字金融的发展机制和效应:基于实验经济的研究”(编号:71973064)和“金融科技背景下农村金融机构数字化发展机制与普惠效应研究”(编号:72073067)的资助。本文通讯作者:王睿。

融调查数据显示,使用过移动支付、数字理财或者数字信贷其中之一的农村居民比例仅为 20.96%,远低于城市居民(潘爽等,2020)。那么,为什么理论上具有巨大优势的数字金融,在农村地区的发展却不及预期?寻找制约农户数字金融行为响应的因素,成为发展农村数字普惠金融的重要突破点。

目前关于数字金融方面的研究着重于分析数字金融的基础特征及其在宏微观方面的影响。在数字金融的基础特征方面,学者们主要围绕数字金融的法制基础、运行逻辑与风险防范等方面展开研究(杨东,2015;刘征驰、赖明勇,2015;皮天雷等,2018)。在数字金融的宏微观影响方面,宏观上,现有研究发现数字金融发展有助于缩小城乡收入差距、促进就业和推动经济高质量发展(宋晓玲,2017;何宗樾、宋旭光,2020;滕磊、马德功,2020);微观上,数字金融有助于促进农户创业和提升创业绩效(何婧、李庆海,2019)、缓解家庭信贷约束、降低家庭正规信贷需求和提高居民消费水平(Jack and Suri,2014;傅秋子、黄益平,2018;周利等,2020)。然而,现有研究较少关注农户数字金融参与度低的基本事实,忽视了对影响农户数字金融行为响应关键因素的探究。

区别于传统金融,使用数字金融需要农户具备较高的金融知识水平。农户可能会在缺乏专业金融人员指导下直接面对数字化界面,此时农户需要进行相应的数值计算和比较,才能完成对数字金融产品的识别和筛选。农户缺乏一定的金融知识时,很容易出现认知和行为偏差,进而限制其对数字金融的响应。尹志超、仇化(2019)基于 CHFS2017 数据的研究发现,超过 70%的家庭因为没有相关知识或不知道如何购买而放弃使用互联网理财产品。郭妍等(2020)的研究发现,相比于信息设备等硬件设施,农户金融知识对农村数字普惠金融发展的影响更大。

然而,现有关于金融知识的研究主要聚焦于金融知识的微观福利效应及其对家庭传统金融参与的影响(Lusardi and Mitchell,2007;Rooij et al.,2011;尹志超等,2014),其对家庭数字金融行为可能影响的相关研究仍不多见。一些研究认为,金融知识对家庭消费、储蓄、信贷、投资行为具有显著影响(Rooij et al.,2011;Lusardi and Mitchell,2014),提高金融知识水平能提升家庭风险资产配置比例、有利于家庭更好地做出养老规划、缓解家庭面临的信贷约束和降低家庭贫困的概率(Lusardi and Mitchell,2007;Rooij et al.,2011;尹志超等,2014;吴雨等,2016;单德朋,2019)。随着数字金融不断发展,金融知识对农户数字金融行为具有怎样的影响?能否提高农户数字金融行为响应的概率和广度?其背后蕴含着怎样的逻辑?这将是本文要回答的问题。

鉴于此,本文使用 2019 年四省农村金融调查数据研究金融知识对农户数字金融行为响应的影响,并对其作用机理进行深入分析。本文的主要贡献在于:第一,现有文献侧重于研究数字金融的福利效应,忽视对制约农户数字金融行为响应因素的研究,本文试图从金融知识的角度弥补这一不足;第二,本文对金融知识影响农户数字金融行为响应的机制进行分析,发现金融知识能够通过提高农户的风险偏好水平,进而影响其数字金融行为;第三,本文使用控制函数法、加式误差估计法与乘式误差估计法来处理计数模型存在的内生性问题,克服了离散模型忽略内生性或使用 2SLS 处理内生性导致估计结果有偏的缺陷。

## 二、理论基础与研究假说

### （一）金融知识对数字金融行为响应的影响

依托于互联网技术发展以及智能手机应用的数字金融在触达能力方面具有明显优势，数字金融的快速发展为农村普惠金融发展提供了新方向。但是，数字金融在农村地区的普及可能要求农户具备一定的金融知识。金融知识不仅包括人们对于金融常识、基本概念与金融产品的理解，还包括金融信息搜集、信息处理和决策能力。缺乏金融知识可能会导致农户信心不足，影响其对金融产品的认知，出现决策行为偏差。

基本的金融知识存量是个体使用数字金融的前提条件，提升金融知识水平有助于激活其潜在的金融需求（郭峰、王瑶佩，2020）。若农户缺乏必要的金融信息获取能力，无法全面了解和清晰认识金融产品的特征，将限制其数字金融行为响应。随着金融知识水平的提高，农户获取金融信息的难度将降低，处理金融信息的能力将得到提高，金融参与过程中的信息不对称问题逐步缓解，进而提高农户使用数字金融的动力。同时，金融知识水平的提高还有助于农户理解金融产品及其风险特征，可以减少家庭金融决策的信息搜寻与处理成本（Dohmen et al., 2010），便于其获得更多金融信息。此外，吴卫星等（2018）的研究表明，金融知识水平的提高有助于家庭减少过度负债。Kidwell and Turrisi（2004）则认为，较高的金融知识水平有助于个体保持良好的信用记录。因此，金融知识水平越高的农户越能够进行有效的信息搜集、信息处理和风险管理，从而有助于其使用数字金融服务。基于此，本文提出研究假说1。

假说1：金融知识对农户数字金融行为响应有正向影响。

### （二）金融知识影响数字金融行为响应的机制

数字金融在降低金融获得门槛和成本的同时，可能会带来更高的财务安全和隐私泄露等潜在风险。一些研究发现，出于安全考虑，家庭对数字金融产品的使用持谨慎态度（Malady, 2016）。因此，改变农户过度谨慎的风险态度，降低其对数字金融产品风险的过度感知，能有效提高其对数字金融的接受程度。以移动支付为例，现有研究发现，个体是否采纳移动支付技术不仅取决于移动支付技术的易用性和有用性，还取决于其隐私性、安全性以及社会规范性等（李凯等，2013）。因此，个体风险偏好水平越低，使用移动支付的概率越低（曹倩等，2016）。同时，居民风险厌恶程度越高，越不愿承担使用金融产品和服务带来的风险。因此，金融机构在推广新型金融产品时会优先考虑那些风险厌恶程度低的人群（李涛等，2010）。不仅如此，现有研究发现，个体金融知识水平越高，其风险厌恶程度越低（尹志超等，2015），对新型金融产品的接受程度越高。因此，本文认为，金融知识可以纠正农户对数字金融产品的认知偏差，提高个体风险偏好水平，进而对其数字金融行为产生正向影响。基于此，本文提出研究假说2。

假说2：金融知识能够通过提高农户的风险偏好水平，对其数字金融行为响应产生正向影响。

### 三、研究设计

#### （一）数据来源

本文的研究数据来源于2019年9月本课题组与中国最大的小额信贷机构——中和农信合作开展的中国农户数字金融调查。课题组选择云南、湖南、四川与甘肃4省作为样本省份，这些中西部省份农村位置相对偏远，农户居住较为分散，传统金融供给的交易成本较高，传统金融机构金融供给不充分。由于数字金融具有交易成本低、金融供给效率高以及能克服传统时空限制的特征，本文选择中西部省份作为样本研究农户数字金融行为具有更强的代表性和现实意义。具体而言，本课题组在每个省随机抽取2个样本县，每个样本县随机抽选4个行政村（社区），每个行政村（社区）内再随机抽取一定数量的样本农户，对样本农户展开入户问卷调查。问卷调查内容包括农户的基本特征、农业生产情况、经济状况、户主金融知识水平以及家庭数字金融使用情况等。此次调查共调查695户样本农户，其中云南省182户，湖南省168户，四川省153户，甘肃省192户，删除关键变量数据缺失的样本后得到有效样本645户，样本有效率为92.81%。

#### （二）变量选取

1.被解释变量。本文实证模型选取的被解释变量为农户数字金融行为响应。在本文中，数字金融主要指传统金融机构和互联网公司利用数字技术实现融资、支付、投资和其他新型金融业务的模式（黄益平、黄卓，2018）。因此，本文重点分析移动支付、数字理财、数字信贷和数字保险等使用频率较高的数字金融产品。本文对数字金融行为响应的定义包括两个层面：一是是否响应，即是否具有数字金融行为，若农户使用了移动支付、数字理财、数字信贷与数字保险任意一种数字金融产品，则认为其具有数字金融行为，此时赋值为1，反之为0；二是响应广度，即农户使用数字金融产品的种类数。

2.核心解释变量。本文实证模型的核心解释变量是户主金融知识水平。参考Calcagno and Monticone（2015）等对金融知识的定义，本文将金融知识定义为个人实现经济福利的过程中对金融概念、金融风险与金融产品的理解，以及做出明智投资选择的能力和信心，是知识、技能和态度的集合。本文通过问卷测试得到农户的金融知识水平，在借鉴CFPS2014、CHFS2017等国内家庭调查中的金融知识测试问卷的基础上，设计了包括Lusardi and Mitchell（2014）提出的复利计算、通货膨胀理解和风险分散认知等测试题目，同时还设计了基准利率、货币时间价值、风险收益关系和金融资产风险认知等问题。

参考Karaa and Kuğu（2016）对金融知识的分类，本文将金融知识分为基础金融知识与高级金融知识。其中，涉及利率计算、通货膨胀和货币时间价值等问题的为基础金融知识，涉及风险分散认知、资产配置、金融资产风险认知等问题的为高级金融知识。具体测试题目和金融知识划分如表1所示。

表1 金融知识测试题目

类别	测试题目
基础金融知识	①您估计现在银行1年期定期存款的利率是（a.1%以下；b.1%~5%；c.5%以上；d.不知道） ②银行的年利率为3%，100元钱存1年定期，1年后本息和是（a.小于103元；b.等于103元；c.大于103元；d.算不出来）

	<p>③上一题账户中的存款到期后再存1年定期，利率不变，1年后账户中有多少钱？（a.小于106元；b.等于106元；c.大于106元；d.算不出来）</p> <p>④银行的年利率为5%，通货膨胀率每年是3%，100元钱存银行一年之后能够买到的东西？（a.比之前多；b.和之前一样；c.比之前少；d.算不出来）</p> <p>⑤假设张三今天继承10万元，李四将在3年后继承10万元。谁的继承价值更高？（a.张三；b.李四；c.一样；d.算不出来）</p>
高级金融知识	<p>①您认为一般而言，种植（经营）多种农作物比种植（经营）一种农作物风险更小？（a.是；b.否；c.无法做出判断）</p> <p>②您家收入每年是否都会规划分别用于消费、储蓄和投资的大概使用比例？（a.是；b.否；c.不知道如何规划）</p> <p>③一般来说，以下哪种资产的风险最高？（a.银行存款；b.国债；c.股票；d.基金；e.不知道）</p>

现有研究对金融知识水平的测度主要采用两种方法。第一种是赋分法，每道题回答正确得1分，加总得到个体的金融知识综合得分，该方法的弊端是将所有金融知识测试题目的难易程度视为等同。第二种是综合测度法，其核心为因子分析法（尹志超等，2014），该方法很好地避免了测试题目等权重的问题，成为金融知识测度的主流方法。本文使用综合测度法对农户的金融知识水平进行测度，同时将赋分法测度结果用作稳健性检验。

3.控制变量。借鉴尹志超等（2014）、何婧等（2017）选取控制变量的思路，本文从个体层面、家庭层面和地区层面选取控制变量。个体层面包括户主性别、年龄、受教育年限、社会资本和婚姻状况，同时加入户主年龄平方项以检验户主年龄与数字金融行为响应是否存在非线性关系<sup>①</sup>。性别对农户数字金融行为响应可能有影响，男性比女性风险偏好程度更高，更乐于接受和使用数字金融等新型金融产品。农户越年轻、受教育水平越高，越容易接受数字金融这种新的金融供给模式。社会资本使用“是否有家人、亲戚或朋友是村干部或在政府部门工作”作为代理变量，若农户有家人、亲戚或朋友是村干部或在政府部门工作则意味着自身具有较为丰富的社会资本，而社会资本越丰富的农户越容易获得金融信息，越易于通过社会互动的示范效应接触数字金融产品。家庭层面的变量主要包括家庭劳动力数量、家庭年收入、家庭日常生活性消费支出、家庭是否具有银行借贷、家庭到常去银行网点的距离和到县城商业中心的距离。在地区层面，本文控制省份虚拟变量来消除地区异质性的影响。此外，为降低极端数值对实证结果的影响，本文对数据进行1%缩尾处理。

4.工具变量。金融知识对农户数字金融行为响应影响的估计结果可能会受到内生性的影响。一方面，本文可能存在遗漏变量的情况；另一方面，使用数字金融产品可以积累金融知识，两者之间可能存在双向因果关系。因此，本文使用工具变量法解决内生性问题，并采用IV-Probit、控制函数法、加式误差估计法与乘式误差估计法进行检验。本文选择的工具变量为农户拥有银行卡的数量。现实中，持有较多银行卡的农户，其使用金融产品的频率更高，更有利于农户金融信息的获得与金融经验的积累，其金融知识水平能够得到提升，但是农户数字金融行为并不会影响其持有银行卡数量，因此该工

<sup>①</sup>在模型中，实际引入的户主年龄平方项变量为户主年龄的平方除以100。

具变量满足相关性与外生性要求。

5. 中介变量。本文认为金融知识对农户数字金融行为响应的影响主要通过风险偏好机制来实现，即金融知识提高了农户的风险偏好程度，进而对其数字金融行为响应产生影响。因此，本文将使用中介效应模型对影响机制进行检验，选取的中介变量指标为农户的风险偏好程度。本文使用农户现金和存款在家庭金融资产中的占比作为农户风险偏好程度的代理变量，现金和存款在家庭金融资产中的占比越高，表明农户风险偏好程度越低。

### （三）描述性统计

1. 农户金融知识水平的统计分析。金融知识测试的8个题目，每题农户回答正确则赋值为1，否则赋值为0，测试结果如表2所示。整体来看，四省农户对8个金融知识测试题目的平均回答正确率不足40%，金融知识水平有待提高。在基础金融知识部分（前5个题目），四省农户金融知识水平普遍较低，均值为0.284。在高级金融知识部分，正确率反而更高，均值为0.431。可能的原因是农户回答基础金融知识测试题目需要有必要的金融计算能力，而农户缺乏学习基础金融知识的环境与氛围，对利息、通胀的理解更多是基于金融事件与感性认识，复利计算、通货膨胀计算能力不足，因此基础金融知识问题的回答正确率很低。同时，由于农户的风险规避意识较强，更倾向于对资产进行分散管理，因此回答高级金融知识测试问题的正确率更高。现有研究表明，虽然个人的基础金融知识水平与高级金融知识水平之间具有显著相关性，但是个人在提升高级金融知识水平之前，并不一定要具备所有的基础金融知识，例如在不了解通货膨胀计算的情况下，投资者也可能了解风险分散等高级金融知识（Karaa and Kuğu, 2016）。

表2对不同省份农户金融知识水平进行了比较分析。结果显示，在基础金融知识方面，湖南省与四川省农户的回答正确率较高，云南省与甘肃省农户的回答正确率较低；在高级金融知识方面，湖南省与甘肃省农户的回答正确率较高，云南省与四川省农户的回答正确率较低。高级金融知识中回答正确率最低的是投资规划问题，仅34.6%的农户有消费、储蓄与投资方面的规划。

表2 四省样本农户金融知识测试正确率

测试题目	四川	湖南	甘肃	云南	整体平均
定期存款利率	0.326	0.255	0.112	0.128	0.195
单利计算	0.290	0.362	0.169	0.311	0.279
复利计算	0.210	0.302	0.124	0.061	0.166
通货膨胀理解	0.159	0.181	0.163	0.111	0.152
资金时间价值	0.628	0.651	0.534	0.678	0.628
基础金融知识均值	0.323	0.350	0.220	0.258	0.284
风险分散	0.524	0.383	0.551	0.633	0.524
投资规划	0.346	0.409	0.551	0.172	0.346
金融产品风险	0.422	0.544	0.326	0.333	0.422
高级金融知识均值	0.431	0.445	0.476	0.379	0.431
均值	0.363	0.386	0.316	0.303	0.339

2.农户数字金融行为响应的统计分析。四省样本农户中,409户仅使用了1种数字金融产品,130户没有使用过任何一种数字金融产品,使用两种以上数字金融产品的农户为106户,使用三种及以上的仅有16户。使用两种以上数字金融产品的农户比例不足20%,说明四省农户数字金融行为响应广度不高。

3.变量描述性统计分析。如表3所示,样本中79.8%的农户具有数字金融行为。数字金融行为响应广度的均值为0.989,这说明平均而言农户仅使用了1种数字金融产品。金融知识的因子得分均值为5.31E-09,标准差为0.319。户主平均年龄为48.291岁,平均受教育程度为初中。家庭平均拥有2.794个劳动力,32.7%的农户有银行借贷行为,农户到常去银行网点的距离和到县城商业中心的距离分别为5.033公里和32.898公里。

表3 变量描述性统计

变量	指标说明	均值	标准差
是否响应	是否使用过数字金融产品:是=1,否=0	0.798	0.401
响应广度	使用数字金融产品的种类	0.989	0.670
金融知识(因子得分)	因子分析法综合测度结果	5.31E-09	0.319
风险偏好	现金、存款占家庭金融资产比重(%)	51.143	49.749
性别	男=1,女=0	0.929	0.258
年龄	年龄(岁)	48.291	10.109
教育年限	受教育年限(年)	8.495	3.138
社会资本	是否有家人、亲戚、朋友是村干部或在政府部门工作:是=1,否=0	0.281	0.450
是否已婚	是=1,否=0	0.926	0.263
是否离异	是=1,否=0	0.022	0.146
是否丧偶	是=1,否=0	0.017	0.130
劳动力数量	家庭劳动力数量(人)	2.794	1.171
收入(对数)	家庭年总收入(原单位:元)	11.371	1.497
消费支出(对数)	家庭每月日常消费支出(原单位:元)	7.658	0.817
是否有银行借贷	是=1,否=0	0.327	0.470
到常去银行网点的距离	家到最常去银行之间的距离(公里)	5.033	6.850
到县城商业中心的距离	家到县城商业中心之间的距离(公里)	32.898	21.257

#### (四) 模型构建

1.Probit模型。由于农户是否具有数字金融行为属于二值变量,因此本文建立Probit模型,具体如下:

$$Prob(szjr_i = 1) = \Phi(\alpha X_i + \beta control_i + \mu_i) \quad (1)$$

其中, $szjr_i$ 表示农户是否具有数字金融行为, $szjr_i=1$ 表示农户具有数字金融行为, $szjr_i=0$ 表示农户没有数字金融行为; $X_i$ 为核心解释变量,即农户金融知识水平; $control_i$ 为控制变量; $\mu_i$ 为随机误差项; $\alpha$ 与 $\beta$ 为待估计系数。

2.Poisson模型。由于响应广度是离散变量,且具有典型的计数特征,对此本文建立Poisson计数

模型，考察农户金融知识水平对数字金融行为响应广度的影响。 $Y_i = y_i$  的概率密度由参数  $\lambda_i$  的泊松分布决定，具体如下：

$$P(Y_i = y_i | x_i) = \frac{e^{-\lambda_i} \lambda_i^{y_i}}{y_i!} \quad (2)$$

3. Poisson Hurdle 模型。在基础模型中，Probit 模型与 Poisson 模型分别对农户是否具有数字金融行为以及响应广度进行估计，但是这种估计可能存在选择偏误。若参与方程（是否响应）与计数方程（响应广度）两者是相互独立的，则估计结果是可靠的。但并非所有参与方程的样本都具有响应广度，部分农户可能没有数字金融行为，因此这种数据结构具有典型的截断与计数相结合的特征。本文参考 Mullahy (1986) 的思路，采用 Poisson Hurdle 模型（泊松门栏模型，简称 PH 模型）进行处理。PH 模型包含两个部分，第一部分采用 Complementary Log-log 模型（CLL 模型）处理家庭是否具有数字金融行为（ $szjr_i$  取值为 0 或 1），该部分的回归结果与基础模型中 Probit 模型的结果具有一致性。当第一部分带有“零”值的截断数据处理完后，第二部分采用 Truncated Poisson Regression 模型（TPR 模型）处理具有计数特征的正整数。此外，PH 模型还要求 CLL 和 TPR 模型中的影响因素至少有一个解释变量不同时出现在两个模型中。

首先，采用 CLL 模型估计农户的数字金融行为响应（ $y_i$ ），具体模型如下：

$$p(szjr_i = 0) = e^{-\exp(\eta'x)} \quad (3)$$

$$p(szjr_i = 1) = 1 - e^{-\exp(\eta'x)} \quad (4)$$

其次，采用 TPR 模型来估计农户的数字金融行为响应广度，估计方程如下：

$$p(y_i | y_i > 0) = \frac{p(n)}{p(n > 0)} = \frac{e^{-\exp(k'y)} (k'y)^n}{n! [1 - e^{-\exp(k'y)}]} \quad (5)$$

其中， $\eta$  与  $k$  是系数向量， $n$  是响应广度。

4. 中介效应模型。本文建立中介效应模型对金融知识影响农户数字金融行为响应的机制进行分析。中介效应模型设定如下：

$$szjr_i = \alpha x_i + \beta control_i + \mu_i \quad (6)$$

$$M_i = \phi x_i + \beta control_i + \mu_i \quad (7)$$

$$szjr_i = \gamma x_i + \lambda M_i + \beta control_i + \mu_i \quad (8)$$

其中， $M_i$  为中介变量，代表农户的风险偏好程度； $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\phi$ 、 $\gamma$ 、 $\lambda$  为待估计参数。数字金融行为响应广度的机制检验方程与此相同。检验步骤如下：第一步，基于（6）式进行回归，如果  $\alpha$  显著，则继续下一步，否则停止中介效应检验。第二步，对（7）式和（8）式进行回归，如果  $\phi$  和  $\lambda$  显著，则表明间接影响显著。第三步，对（8）式进行回归，如果  $\gamma$  显著，则表明直接影响显著。如果  $\phi$  与  $\lambda$  至少有一个不显著，则需要对其进行 Sobel 检验，来判断是否存在中介效应。

## 四、实证分析

### （一）基础回归分析

表 4 是金融知识对农户数字金融行为响应概率及广度影响的回归结果。（1）、（2）列的估计结果显示，金融知识在 1%水平上对农户数字金融行为响应概率有正向影响。与此同时，金融知识也能显著提升农户数字金融行为响应广度，如（3）、（4）列所示。

但是，（1）至（4）列是将是否响应（参与方程）与响应广度（计数方程）视为完全独立过程，因此可能存在选择偏误问题。为了纠正这种偏误，本文使用 Poisson Hurdle 模型进行处理，具体结果见（5）列。Poisson Hurdle 模型要求 CLL 和 TPR 模型中的影响因素至少有一个作为排他性识别变量，不同时出现在两个模型中。本文选择农户是否持有信用卡作为排他性识别变量，其原因是农户通常只需绑定普通银行卡即可使用数字金融产品，因此信用卡对农户是否使用数字金融产品的影响较小。（5）列结果显示，在使用 TPR 模型后，金融知识对数字金融行为响应广度的边际影响由 0.160 下降为 0.091，且在 1%水平上显著。排他性识别变量表明，持有信用卡降低了农户数字金融行为响应广度，这可能是因为日常生活中农户参与数字金融的方式主要是移动支付、数字保险、数字理财与数字信贷，信用卡具有消费支付、信用贷款、转账结算、存取现金等功能，这会降低农户使用数字信贷的可能性，导致自身的数字金融行为响应广度没有显著提升。结合（1）至（5）列的回归结果可以发现，金融知识能显著提高农户数字金融行为的响应概率与响应广度，假说 1 得到验证。

从控制变量估计结果来看，性别对农户数字金融行为响应概率具有显著影响，相对于女性，男性具有更高的风险偏好，会更积极地使用数字金融产品。户主受教育年限对农户数字金融行为响应概率具有显著正向影响，可能的原因是农户受教育水平越高，越能接受新鲜事物，对数字金融产品也越感兴趣，这会促进农户数字金融行为的产生。社会资本对农户的数字金融行为响应概率具有正向影响。农户收入水平越高，发生数字金融行为的概率也就越高。收入水平越高的农户越容易获得正规部门和非正规部门的金融服务，从而有助于数字金融行为的产生。银行借贷行为对数字金融行为响应概率具有正向影响，原因是农户银行借贷行为的产生客观上促进了与银行部门的联系，有利于获得更多的金融信息，从而促进数字金融行为的产生。户主年龄、婚姻状况、家庭劳动力数量、日常生活性消费支出、到常去银行网点的距离以及到县城商业中心的距离对农户数字金融行为响应概率没有统计上的显著影响。从（5）列的控制变量估计结果来看，家庭收入、日常生活性消费支出均对农户数字金融行为响应广度有正向影响，家庭劳动力数量对农户数字金融行为响应广度具有负向影响，性别、年龄、社会资本、婚姻状况等因素对农户数字金融行为响应广度的影响不显著。

表 4 金融知识与农户数字金融行为响应基础回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	Probit	OLS	Poisson	TPR 模型
	是否响应	是否响应	响应广度	响应广度	响应广度
金融知识	0.071***	0.106***	0.189***	0.160***	0.091***

金融知识与农户数字金融行为响应

	(0.020)	(0.031)	(0.042)	(0.036)	(0.030)
性别	0.120**	0.102**	0.175**	0.179*	0.048
	(0.060)	(0.043)	(0.085)	(0.108)	(0.070)
年龄	0.018*	0.002	0.030**	0.052***	0.013
	(0.010)	(0.012)	(0.015)	(0.019)	(0.011)
年龄平方项	-0.029***	-0.012	-0.046***	-0.071***	-0.017
	(0.011)	(0.011)	(0.015)	(0.021)	(0.011)
受教育年限	0.013**	0.010**	0.019**	0.021**	0.006
	(0.006)	(0.004)	(0.008)	(0.009)	(0.006)
社会资本	0.056**	0.070**	0.104**	0.087*	0.038
	(0.027)	(0.031)	(0.052)	(0.048)	(0.039)
是否已婚	-0.037	-0.057	0.014	0.030	0.059
	(0.078)	(0.059)	(0.116)	(0.128)	(0.083)
是否离异	-0.118	-0.038	0.059	-0.017	0.134
	(0.121)	(0.107)	(0.181)	(0.171)	(0.125)
是否丧偶	0.225*	0.098	0.431**	0.595*	0.183
	(0.130)	(0.066)	(0.218)	(0.333)	(0.169)
家庭劳动力数量	-0.014	-0.019	-0.058***	-0.053**	-0.042***
	(0.014)	(0.012)	(0.020)	(0.022)	(0.016)
收入	0.057***	0.059***	0.087***	0.140***	0.043***
	(0.010)	(0.017)	(0.015)	(0.028)	(0.016)
日常生活性消费支出	0.024	0.023	0.074***	0.049*	0.038**
	(0.017)	(0.016)	(0.026)	(0.029)	(0.019)
是否有银行借贷	0.042	0.062**	0.103**	0.069	0.041
	(0.028)	(0.030)	(0.050)	(0.047)	(0.037)
到常去银行网点距离	0.014	0.011	0.008	0.016	-0.007
	(0.018)	(0.017)	(0.028)	(0.029)	(0.021)
到县城商业中心距离	0.003	0.008	-0.011	-0.007	-0.017
	(0.018)	(0.015)	(0.030)	(0.031)	(0.023)
湖南	0.070*	0.071*	0.109	0.104	0.032
	(0.039)	(0.042)	(0.077)	(0.075)	(0.056)
甘肃	0.016	0.005	-0.021	0.007	-0.017
	(0.044)	(0.040)	(0.073)	(0.078)	(0.056)
云南	-0.090**	-0.105**	-0.254***	-0.220***	-0.146***
	(0.044)	(0.043)	(0.069)	(0.069)	(0.052)
是否有信用卡					-0.001***
					(0.000)
R <sup>2</sup> / Pseudo R <sup>2</sup>	0.287	0.336	0.324	0.068	0.287
N	645	645	645	645	512

注：表格中汇报的数字为边际效应；括号内的数字表示稳健标准误；\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水

平；后文同。

(二) 内生性问题处理

表 5 是解决了内生性问题之后农户金融知识水平影响数字金融行为响应的估计结果。Kleibergen-Paaprk LM 检验的零假设是工具变量识别不足，若拒绝零假设则说明工具变量合理。结果显示，Kleibergen-Paaprk LM 统计量 p 值为 0.000，说明本文选择的工具变量合理。表 5 的 (1)、(2) 列分别是使用 2SLS 与 IV-Probit 对内生性问题进行处理后的结果，结果显示，考虑内生性问题后的回归结果仍然支持基础回归结果。

本文进一步使用控制函数法、加式误差估计法与乘式误差估计法进行估计，以降低估计偏误，具体估计结果见表 5 的 (4) 至 (6) 列。比较三种估计方法的结果可以发现，不同的估计方法下，农户金融知识水平对数字金融行为响应广度均具有显著正向作用。综上可知，考虑模型可能存在的内生性偏误后，本文的研究假说 1 仍然成立。

表 5 金融知识与农户数字金融行为响应 (考虑内生性)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	2SLS	IV-Probit	2SLS	控制函数	加式误差估计	乘式误差估计
	是否响应	是否响应	响应广度	响应广度	响应广度	响应广度
金融知识	0.250*** (0.068)	7.529*** (2.813)	0.581*** (0.212)	1.085*** (0.324)	0.647** (0.329)	0.745* (0.450)
性别	0.190*** (0.060)	2.913* (1.720)	0.336*** (0.122)	0.282* (0.171)	0.947* (0.518)	0.307** (0.129)
年龄	0.024** (0.012)	0.227 (0.300)	0.044* (0.025)	0.066** (0.029)	0.125** (0.061)	0.060** (0.026)
年龄平方项	-0.033** (0.013)	-0.172 (0.297)	-0.052** (0.025)	-0.092*** (0.032)	-0.149** (0.066)	-0.074*** (0.026)
受教育年限	-0.010 (0.010)	-0.713** (0.330)	-0.033 (0.025)	0.033** (0.014)	-0.006 (0.033)	-0.029 (0.028)
社会资本	0.033 (0.035)	-0.339 (0.892)	0.050 (0.078)	0.092 (0.061)	0.091 (0.143)	0.054 (0.064)
是否已婚	-0.194* (0.105)	-5.252* (2.763)	-0.350 (0.229)	-0.050 (0.161)	-0.551 (0.563)	-0.175 (0.220)
是否离异	-0.240 (0.157)	-4.324 (3.684)	-0.214 (0.301)	-0.167 (0.255)	-0.489 (0.703)	-0.201 (0.274)
是否丧偶	0.095 (0.163)	-3.053 (3.986)	0.131 (0.315)	0.693 (0.537)	0.701 (0.966)	0.695 (0.442)
家庭劳动力数量	-0.018 (0.017)	-0.188 (0.351)	-0.066** (0.031)	-0.043 (0.032)	-0.042 (0.061)	-0.049* (0.029)
收入	0.038*** (0.015)	-0.310 (0.368)	0.043 (0.031)	0.187*** (0.055)	0.247*** (0.089)	0.089** (0.039)
日常生活性消费	-0.013 (0.013)	-0.926 (0.926)	-0.010 (0.010)	0.030 (0.030)	-0.123 (0.123)	-0.006 (0.006)

金融知识与农户数字金融行为响应

支出	(0.024)	(0.674)	(0.054)	(0.046)	(0.154)	(0.039)
是否有银行借贷	0.003 (0.039)	-0.862 (0.984)	0.016 (0.083)	0.054 (0.064)	0.037 (0.141)	-0.037 (0.097)
到常去银行网点 距离	-0.021 (0.025)	-1.001 (0.634)	-0.073 (0.052)	0.005 (0.041)	-0.182 (0.149)	-0.021 (0.041)
到县城商业中心 距离	0.032 (0.024)	0.988* (0.591)	0.055 (0.050)	-0.018 (0.043)	0.086 (0.105)	0.048 (0.045)
湖南	0.080* (0.048)	1.055 (1.202)	0.133 (0.105)	0.138 (0.098)	0.150 (0.189)	0.127 (0.091)
甘肃	0.046 (0.053)	1.138 (1.232)	0.045 (0.109)	0.037 (0.108)	0.242 (0.243)	0.031 (0.094)
云南	-0.029 (0.057)	1.549 (1.438)	-0.117 (0.115)	-0.222** (0.090)	-0.066 (0.194)	-0.097 (0.114)
银行卡数量				0.052* (0.031)		
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	17.579*** (0.000)		17.579*** (0.000)			
N	645	645	645	645	645	645

注：Kleibergen-Paap rk LM 统计量括号内为 p 值。

(三) 金融知识对农户使用不同数字金融产品的影响

农户使用不同的数字金融产品往往具有不同的动机，同时这些数字金融产品本身也存在一定的差异性，因此有必要分析金融知识对农户使用不同数字金融产品的影响，对此本文分别进行了回归，结果如表 6 所示。可以发现，金融知识对农户使用不同数字金融产品均有正向影响。金融知识对移动支付与数字信贷的边际影响更大，显著性水平也更高，对数字理财与数字保险的影响较弱。

表 6 金融知识对农户使用不同数字金融产品的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	移动支付	数字理财	数字信贷	数字保险
金融知识	0.105*** (0.030)	0.031* (0.018)	0.038*** (0.011)	0.026* (0.014)
控制变量	控制	控制	控制	控制
N	645	645	645	645

(四) 金融知识结构对农户数字金融行为响应的影响

根据 Karaa and Kuğu (2016)、单德朋 (2019) 的划分思路，本文将金融知识分为基础金融知识与高级金融知识<sup>①</sup>，研究不同类型的金融知识对农户数字金融行为响应的影响。表 7 的 (1)、(2)

<sup>①</sup>需要说明的是，将金融知识分为基础金融知识与高级金融知识后，由于指标维度低，无法通过因子分析的 KMO 检验，因而无法使用因子分析法进行测度分析。本文参考单德朋 (2019) 的测度方式，对回答正确的金融知识题目赋予分值 1，反之为 0，从而加总得到每个农户的基础金融知识得分和高级金融知识得分，此分值即为综合得分。

列展示了不同金融知识影响农户数字金融行为概率的回归结果，（3）、（4）列展示了不同金融知识影响农户数字金融行为响应广度的回归结果。从回归结果来看，基础金融知识和高级金融知识对农户的数字金融行为响应概率与响应广度均具有显著的正向影响，说明农村地区发展数字金融不仅需要普及金融概念等基础金融知识，还应该增加农户的投资规划等高级金融知识。

表 7 金融知识结构与农户数字金融行为响应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	是否响应		响应广度	
基础金融知识	0.046*** (0.014)		0.069*** (0.017)	
高级金融知识		0.047*** (0.015)		0.105*** (0.025)
控制变量	控制	控制	控制	控制
N	645	645	645	645

（五）金融知识对“长尾群体”数字金融行为响应的影响

“长尾群体”是农村地区受金融排斥最严重的群体。从目前文献来看，对“长尾群体”更多的是简单描述，尚未有清晰的界定标准，本文尝试使用农户贫困特征指标来界定。以2018年国家贫困标准年人均纯收入3200元为基准，同时结合问卷调查问题“您家是否为贫困户以及您家是否为低保户？”的回答情况，满足三个标准之一即认定为“长尾群体”，反之则为“非长尾群体”。在此基础之上先通过回归得到两组分类样本的回归系数，然后利用似不相关回归（Seemingly Unrelated Regression, SUR）进行组间差异检验。

表8结果显示，组间差异检验p值分别为0.003和0.000，说明金融知识对“长尾群体”与“非长尾群体”数字金融行为响应概率和响应广度的影响存在显著差异。提高“长尾群体”的金融知识水平能增加其数字金融行为响应广度，且边际效应大于“非长尾群体”。整体来看，金融知识对农村“弱势群体”的数字金融行为响应具有积极作用。因此，关注“长尾群体”的金融素养问题，提升他们的金融知识水平，对于农村普惠金融的发展具有重要意义，有利于进一步释放数字金融在广大农村地区的“数字红利”与普惠效应。

表 8 金融知识对“长尾群体”数字金融行为响应的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	长尾群体	非长尾群体	长尾群体	非长尾群体
	是否响应	是否响应	响应广度	响应广度
金融知识	0.044** (0.021)	0.106*** (0.031)	0.391** (0.189)	0.167*** (0.037)
控制变量	控制	控制	控制	控制
组间差异检验p值		0.003		0.000
N	57	588	57	588

## 五、机制分析与稳健性检验

### （一）机制分析

前文假说 2 认为，农户金融知识水平主要通过风险偏好效应影响其数字金融行为响应，对此本文使用中介效应模型对其进行检验。本文使用现金、存款在家庭金融资产中的占比表示农户风险偏好。现金、存款在家庭金融资产中的占比越高，表明农户风险偏好程度越低。为了便于系数理解，这里取其相反数。

表 9 的（1）列结果表明，金融知识可以显著提升农户的风险偏好程度，回归系数为 8.083，这一结果在 5% 水平上显著。由（2）列可知，引入了中介变量后，核心解释变量与中介变量均对农户数字金融行为的响应概率影响显著，这说明金融知识会通过提高农户的风险偏好程度进而提高农户数字金融行为的响应概率。（3）列的结果表明，风险偏好对农户数字金融行为响应广度没有显著影响。根据中介效应模型的检验程序，在  $\phi$  与  $\lambda$  至少有一个不显著时，需要对其进行 Sobel 检验，来判断中介效应是否存在。Sobel 检验发现 p 值为 0.22，说明该情形下不存在中介效应。上述结果说明，金融知识水平提升能够提高农户风险偏好程度，进而提升农户数字金融行为的响应概率，但对数字金融行为响应广度的影响不显著。

表 9 机制检验：风险偏好效应

变量	(1)	(2)	(3)
	风险偏好	是否响应	响应广度
金融知识	8.083** (3.285)	0.078*** (0.023)	0.212*** (0.038)
风险偏好		0.001* (0.000)	0.001 (0.000)
控制变量	控制	控制	控制
N	645	645	645

### （二）稳健性检验

本文采用四种方式进行稳健性检验：一是进行遗漏变量检验，二是增加新变量，三是改变模型设定形式，四是改变核心变量测度方式。

1. 遗漏变量检验。针对遗漏变量导致的偏误，前文使用了工具变量法，这里借鉴 Altonji et al. (2005) 的研究，引入不同的不可观测变量来解决。该方法旨在通过估计系数值的变化来间接估算模型的偏误多大幅度由参数估计偏误导致，该方法已经被 Oster (2017) 严格证明与扩展。该方法的具体思路是通过建立两个回归方程来得到核心解释变量的估计系数，然后计算遗漏变量偏误系数。首先，引入有限个受约束控制变量进行回归，得到核心解释变量的参数估计值，记为  $\beta^R$ ；其次，引入所有可观测变量作为控制变量进行回归，得到核心解释变量的参数估计值，记为  $\beta^F$ ；最后，根据 Altonji et al. (2005) 给出的公式  $\sigma = |\beta^F / (\beta^R - \beta^F)|$  计算得出遗漏变量偏误系数。该公式中分母值越小，说明在控制尽可能多的变量之后，估计系数与控制前的估计系数差别越小，这样由于遗漏变量导致的系数估计误差

就越小。同时， $\beta^F$  越大说明由于遗漏变量导致的偏误越小。理论上  $\sigma$  值大于 1， $\sigma$  越大说明不可观测因素对初始回归方程的结果影响越小。

依据上述思路，本文建立两个受约束模型和两个完整模型。受约束模型 1 中仅加入核心解释变量，受约束模型 2 则在受约束模型 1 的基础上加入个体层面、家庭层面和地区层面的变量。两个完整模型则分别在受约束模型 1、受约束模型 2 的基础上加入是否党员、是否具有工商业经营行为等可能遗漏的控制变量<sup>①</sup>，模型估计得到  $\sigma$  值。通过表 10、表 11 的结果可以看到，遗漏变量偏误系数  $\sigma$  均大于 1，说明由于遗漏变量导致估计结果有偏的可能性较小，前文结果是稳健的。

表 10 遗漏变量解决：金融知识与数字金融行为响应（是否响应）

变量	受约束模型 1	完整模型 1	受约束模型 2	完整模型 2
金融知识	0.826*** (0.146)	0.798*** (0.151)	0.566*** (0.171)	0.568*** (0.175)
控制变量	控制	控制	控制	控制
N	645	645	645	645
$\sigma$ 值是否大于 1	是		是	

注：遗漏变量偏误系数法汇报的结果为估计系数；\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；表 11 同。

表 11 遗漏变量解决：金融知识与数字金融行为响应（响应广度）

变量	受约束模型 1	完整模型 1	受约束模型 2	完整模型 2
金融知识	0.331*** (0.035)	0.293*** (0.037)	0.162*** (0.036)	0.164*** (0.036)
控制变量	控制	控制	控制	控制
N	645	645	645	645
$\sigma$ 值是否大于 1	是		是	

2.增加新变量。针对第二种方式，本文增加农户数字技能、家庭非金融资产两个变量。原因在于：首先，数字金融在触达能力与降低交易成本方面具有无可比拟的优势，但如果农民没有互联网设备，不具有一定的数字技能，就无法享受到数字金融发展带来的普惠性，甚至会产生新的数字鸿沟。鉴于此，本文使用是否拥有智能手机、是否拥有电脑、家庭是否拥有 WIFI 表示农户的数字技能，三个变量均为二值变量，三个指标加总得到农户的数字技能水平指标。其次，非金融资产作为家庭资产的重要组成部分，对农户的生产和经营行为影响重大，非金融资产越多的家庭生产经营能力越强，经济水平也越高，自身数字金融需求就越强，若不控制这一因素可能会导致实证结果被高估。本文将上述两个因素加入控制变量重新回归，结果如表 12 的（1）、（4）列所示。结果显示，数字技能与家庭非金融资产对农户数字金融行为响应概率与响应广度均有正向影响，同时，在考虑了上述两个因素后，金融知识变量仍然在 1%的水平上显著，研究假说 1 进一步得到验证。

<sup>①</sup>家庭是否从事工商业这一变量是通过问卷中的“家庭工商业经营总收入多少万元？”这一问题得到的，若家庭工商业总收入大于 0，则认为该家庭有工商业经营行为，赋值为 1；反之则认为家庭没有工商业经营行为，赋值为 0。

3.改变模型设定形式。将参与方程的 Probit 模型换为 Logit 模型,通过改变数据的分布形式进行稳健性检验,结果如表 12 的(2)列所示。将 Poisson 模型换为零膨胀泊松回归(ZIP 模型)。本文调查数据中有 20.16%的农户没有使用过数字金融产品,使用该模型能够较好地处理计数数据中含有 0 值的情形,结果如(5)列所示。可以发现,改变模型设定方式后,前文研究结论仍然成立。

4.改变核心变量测度方式。本文主要参考单德朋(2019)的测度方式,将回答正确的金融知识题目赋值为 1,反之为 0,加总得到每个农户的得分,此分值即为农户的综合金融知识水平。利用这一指标重新进行回归,表 12 的(3)、(6)列结果显示,金融知识对农户数字金融行为的响应概率与响应广度有显著正向影响的结论依然成立。可见,本文的研究结论是稳健的。

表 12 稳健性检验结果

变量	是否响应			响应广度		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
金融知识(因子得分)	0.076*** (0.030)	0.304*** (0.086)		0.133*** (0.086)	0.163*** (0.063)	
金融知识(加总得分)			0.031*** (0.008)			0.057*** (0.012)
数字技能	0.106*** (0.014)			0.194*** (0.041)		
非金融资产(对数)	0.007*** (0.002)			0.014*** (0.004)		
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	645	645	645	645	645	645

## 六、研究结论与政策启示

基于 2019 年四省农村金融调查数据,本文考察了金融知识对农户数字金融行为响应的影响。研究表明:第一,金融知识是影响农户数字金融行为响应的重要因素。金融知识激活了农户的金融需求,提高了数字金融行为响应概率与响应广度。第二,金融知识对农村“长尾群体”的数字金融行为响应具有促进作用,提升了数字金融可得性,体现了普惠金融的应有之义。第三,促进农村地区数字金融发展不仅需要对农户普及基础金融知识,而且应该增加农户在风险分散、投资规划等方面的高级金融知识,以促进数字金融普惠性的有效实现。第四,金融知识对农户使用各类数字金融产品均具有显著的促进作用。最后,本文建立中介效应模型对金融知识影响数字金融行为响应的内在机制进行了探讨,结果显示,金融知识可以通过提升农户的风险偏好水平来促进数字金融行为响应的产生。本文使用 IV-Probit、控制函数法、加式误差估计法与乘式误差估计法对基础回归模型潜在的内生性问题进行处理,并通过计算遗漏变量偏误、增加新变量、改变模型设定形式与改变核心变量测度方法四种方式进行稳健性检验,研究结论依然成立。

基于此,本文认为数字技术赋能金融是 5G 时代不可逆转的趋势,金融服务的移动化、数字化与

智能化将成为潮流，发展普惠金融须尤为关注农村群体的金融可得性。因此，需要从以下几方面着手：第一，政府应着重开展金融普惠教育下乡活动，提高农户金融知识水平，让数字金融在农村地区生根发芽，释放其“数字红利”。第二，要充分发挥村里能人的示范作用，降低农户在数字金融服务过程中“不愿用”与“不敢用”等认知偏差与行为偏差。第三，提高金融知识普及的靶向性，重点提升“长尾群体”的金融知识水平，有效降低长尾群体的数字金融排斥，防止数字金融发展过程中可能的“数字鸿沟”扩大，增强数字金融的普惠性。第四，随着乡村振兴战略的稳步推进以及农村居民日益增长的财富积累，数字金融不仅应该满足农户的生产性与消费性金融需求，而且应该向稳健的财富管理需求转变，不断提升农户的金融满意度。最后，要守住安全性底线，提升金融产品的安全性，让更多的农村居民放心享受普惠金融发展的成果。

#### 参考文献

- 1.曹倩、刘鹏程、王小洁，2016：《消费者第三方支付使用意愿及其影响因素研究——基于CHFS（2011）调查数据的经验分析》，《宏观经济研究》第7期。
- 2.傅秋子、黄益平，2018：《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》，《金融研究》第11期。
- 3.郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云，2020：《测度中国数字普惠金融发展：指数编制与空间特征》，《经济学（季刊）》第4期。
- 4.郭峰、王瑀佩，2020：《传统金融基础、知识门槛与数字金融下乡》，《财经研究》第1期。
- 5.郭妍、张立光、王馨，2020：《农村数字普惠金融的经济效应与影响因素研究——基于县域调查数据的实证分析》，《山东大学学报（哲学社会科学版）》第6期。
- 6.何婧、李庆海，2019：《数字金融使用与农户创业行为》，《中国农村经济》第1期。
- 7.何婧、田雅群、刘甜、李庆海，2017：《互联网金融离农户有多远——欠发达地区农户互联网金融排斥及影响因素分析》，《财贸经济》第11期。
- 8.何宗樾、宋旭光，2020：《数字经济促进就业的机理与启示——疫情发生之后的思考》，《经济学家》第5期。
- 9.黄益平、黄卓，2018：《中国的数字金融发展：现在与未来》，《经济学（季刊）》第4期。
- 10.焦瑾璞，2014：《移动支付推动普惠金融发展的应用分析与政策建议》，《中国流通经济》第7期。
- 11.李继尊，2015：《关于互联网金融的思考》，《管理世界》第5期。
- 12.李凯、孙旭丽、严建援，2013：《移动支付系统使用意愿影响因素分析：基于交换理论的实证研究》，《管理评论》第3期。
- 13.李涛、王志芳、王海港、谭松涛，2010：《中国城市居民的金融受排斥状况研究》，《经济研究》第7期。
- 14.刘征驰、赖明勇，2015：《虚拟抵押品、软信息约束与P2P互联网金融》，《中国软科学》第1期。
- 15.潘爽、魏建国、胡绍波，2020：《互联网金融与家庭正规信贷约束缓解——基于风险偏好异质性的检验》，《经济评论》第3期。
- 16.皮天雷、刘垚森、吴鸿燕，2018：《金融科技：内涵、逻辑与风险监管》，《财经科学》第9期。

- 17.单德朋, 2019: 《金融素养与城市贫困》, 《中国工业经济》第4期。
- 18.宋晓玲, 2017: 《数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验》, 《财经科学》第6期。
- 19.滕磊、马德功, 2020: 《数字金融能够促进高质量发展吗?》, 《统计研究》第11期。
- 20.吴卫星、吴银、王琰, 2018: 《金融素养与家庭负债——基于中国居民家庭微观调查数据的分析》, 《经济研究》第1期。
- 21.吴雨、宋全云、尹志超, 2016: 《农户正规信贷获得和信贷渠道偏好分析——基于金融知识水平和受教育水平视角的解释》, 《中国农村经济》第5期。
- 22.杨东, 2015: 《互联网金融的法律规制——基于信息工具的视角》, 《中国社会科学》第4期。
- 23.尹志超、仇化, 2019: 《金融知识对互联网金融参与重要吗》, 《财贸经济》第6期。
- 24.尹志超、宋全云、吴雨, 2014: 《金融知识、投资经验与家庭资产选择》, 《经济研究》第4期。
- 25.尹志超、宋全云、吴雨、彭嫦燕, 2015: 《金融知识、创业决策和创业动机》, 《管理世界》第1期。
- 26.周利、冯大威、易行健, 2020: 《数字普惠金融与城乡收入差距: “数字红利” 还是“数字鸿沟”》, 《经济学家》第5期。
- 27.Altonji, J. G., T. E. Elder., and C. R. Taber, 2005, “Selection on Observed and Unobserved Variables: Assessing the Effectiveness of Catholic Schools”, *Journal of Political Economy*, 113(1): 151-184.
- 28.Björkegren, D., and D. Grissen, 2018, “The Potential of Digital Credit to Bank the Poor”, *AEA Papers and Proceedings*, 108: 68-71.
- 29.Calcagno, R., and C. Monticone, 2015, “Financial Literacy and the Demand for Financial Advice”, *Journal of Banking & Finance*, 50(10): 363-380.
- 30.Dohmen, T., A. Falk, D. Huffman, and U. Sunde, 2010, “Are Risk Aversion and Impatience Related to Cognitive Ability?”, *American Economic Review*, (3): 1238-1260.
- 31.Jack, W., and T. Suri, 2014, “Risk Sharing and Transactions Costs: Evidence from Kenya’s Mobile Money Revolution”, *American Economic Review*, 104(1): 183-223.
- 32.Karaa, I. E., and T. D. Kuğu, 2016, “Determining Advanced and Basic Financial Literacy Relations and Overconfidence, and Informative Social Media Association of University Students in Turkey”, *Educational Sciences Theory & Practice*, 16(6): 1865-1891.
- 33.Kidwell, B., and R. Turrisi, 2004, “An Examination of College Student Money Management Tendencies”, *Journal of Economic Psychology*, 35 (5): 601-616.
- 34.Lusardi, A., and O. S. Mitchell, 2007, “Baby Boomers Retirement Security: The Role of Planning, Financial Literacy and Housing Wealth”, *Journal of Monetary Economics*, 54(1): 205-224.
- 35.Lusardi, A., and O. S. Mitchell, 2014, “The Economic Importance of Financial Literacy: Theory and Evidence”, *Journal of Economic Literature*, 52(1): 5-44.
- 36.Malady, L., 2016, “Consumer Protection Issues for Digital Financial Services in Emerging Markets”, *Banking & Finance Law Review*, 31(2): 389-401.

37.Mullahy, J., 1986, “Specification and Testing of Some Modified Count Date Models”, *Journal of Econometrics*, (33): 341-365.

38.Oster, E., 2017, “Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 35(4): 1-18.

39.Rooij, M. V., A. Lusardi, and R. Alessie, 2011, “Financial Literacy and Stock Market Participation”, *Journal of Financial Economics*, 101(2): 449-472.

(作者单位: <sup>1</sup>南京农业大学金融学院;

<sup>2</sup>江苏农村金融发展研究中心)

(责任编辑: 胡 祎)

## **Financial Literacy and Rural Households’ Response to Digital Financial Behavior: Micro Evidence from Rural Household Survey in Four Provinces**

ZHANG Longyao LI Chaowei WANG Rui

**Abstract:** Based on the rural financial survey data collected from four provinces in 2019, this article uses the Poisson hurdle model to study the impact of financial literacy on rural households’ digital financial behavior response. The empirical results show that financial literacy is an important determinant affecting the response of rural households’ digital financial behavior. Financial literacy not only improves the response probability of rural households’ digital finance participation, but also improves the response breadth of their digital financial behavior. In particular, using the seemingly unrelated regression grouping test, it finds that financial literacy significantly promotes the response probability and response breadth of “long tail group” digital financial behavior. The mediating effect model shows that financial knowledge improves the level of rural households’ risk preference and promotes rural households’ digital financial behavior response. After using the IV-Probit, control function method, additive error estimation method and multiplicative error estimation method for endogeneity processing, the study still shows valid conclusions. Therefore, improving rural households’ financial literacy level is an important breakthrough in the development of digital finance and financial inclusion, which has important policy significance for the development of rural digital inclusive finance.

**Keywords:** Financial Literacy; Digital Finance; Behavioral Response; Risk Preference