

汪博文,盛苏宇,商海,等. 数字普惠金融与传统农村金融关系研究——基于农户融资行为视角[J]. 江苏农业科学,2024,52(15):262-270.
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2024.15.034

数字普惠金融与传统农村金融关系研究

——基于农户融资行为视角

汪博文, 盛苏宇, 商海, 亓浩

(南京农业大学金融学院, 江苏南京 210095)

摘要:基于北大数字普惠金融指数以及 2015、2017、2019 年 3 期的中国家庭金融调查数据,从农户融资行为视角,研究了数字普惠金融与传统农村金融之间的关系。研究发现,数字普惠金融与传统农村金融之间呈现互补关系,即在传统农村金融欠发达的地区,数字普惠金融的发展对于农户家庭的金融可得性的提升作用更为明显。机制分析发现,数字普惠金融通过降低农村信贷市场的信息不对称程度和交易成本,缓解了农户的融资约束,对传统农村金融形成有效补充。进一步分析发现,数字普惠金融分别有效缓解了农户在生产上的投资信贷配给和在生活上的消费流动性约束,在影响农户融资行为方面与传统农村金融呈现互补关系。上述结论表明,要注重地区之间金融的均衡发展,在传统金融较为薄弱的地区,通过促进数字金融的发展,实现对于传统金融的有效补充,进而确保地区间金融的均衡发展;要加强数字基础设施建设,向农户提供稳定的、有保障的普惠化金融服务;可建立政府、金融机构、互联网企业等多方参与的农村信用数据共享机制,进一步完善多层次、良性合作的农村金融市场,促进涉农贷款投放,助力乡村振兴。

关键词:数字普惠金融;传统农村金融;农户;融资行为;信贷约束;信息不对称;交易成本

中图分类号:F323 **文献标志码:**A **文章编号:**1002-1302(2024)15-0262-09

2023 年中央“一号文件”着重强调了要促进金融机构加大对乡村振兴相关领域的信贷支持力度,旨在通过增加贷款投放,为乡村振兴战略的实施注入更多金融活水,进而推动农村经济的全面发展和繁荣。近年来,随着国家惠农政策的不断推广,我国涉农贷款量不断增长,但是农村仍然存在着金融资源难获取、信用体系不完善等问题,且农业存在天生弱质性,因而农户在不同程度上仍面临着融资约束的难题^[1]。随着互联网技术的不断发展,数字普惠金融的出现似乎给上述问题提供了解决方案。借助于大数据、云计算等技术,数字普惠金融能够获取到农户的网上经济信息,并快速地分析然后精准描绘用户画像,通常被认为能够有效地缓解信贷市场中存在的交易成本高企和信息不对称问题^[2]。然而,农村信贷通常被认为是典型的关系型融资,

信贷的发放需要依赖于借贷双方长期互动中得到的难以量化和表达的“软信息”,而基于熟人社会的传统农村金融被认为在此方面具有优势^[3]。那么,数字普惠金融能够满足那些被传统农村金融所排斥的农户的金融需求吗?数字普惠金融又是如何做到的?两者之间究竟是何种关系?这是关乎数字普惠金融与传统农村金融的发展方向以及如何构造可持续助力乡村振兴的新型金融体系的重要问题。

目前对于数字普惠金融与传统金融之间为何种关系还没有定论,现有研究结论大致分为以下 3 种:“替代论”“补缺论”与“互补论”。“替代论”认为传统金融存在交易成本高和信息不对称等缺陷,普惠金融无限接近一般均衡中的无金融中介状态^[4],从而对传统银行的业务体系以及市场份额产生强烈冲击^[5-6],数字普惠金融借助大数据等新兴技术,给传统金融模式带来巨大影响^[7]。谢平等发现数字普惠金融以移动支付和互联网支付为基础,可以显著降低交易成本,实现显著区别于传统金融的创新,从而能替代传统金融。然而“替代论”的可靠性一直颇受质疑,郭峰等^[8]认为,数字普惠金融不可能脱离传统金融的基础独自存在^[9]。

“补缺论”则认为数字技术虽然在一定程度上

收稿日期:2024-05-22

基金项目:国家自然科学基金青年项目(编号:72203097);国家自然科学基金专项项目(编号:72341031);江苏省大学生创新创业训练项目(编号:202310307126Y)。

作者简介:汪博文(2002—),男,江苏南京人,主要从事农村金融与数字金融研究。E-mail:27121216@stu.njau.edu.cn。

通信作者:亓浩,博士,副研究员,主要从事农村金融与数字金融研究。E-mail:smdqihao@163.com。

优化了金融服务,但本质更倾向于是一种技术手段的升级,而非引发金融产业的彻底变革,其虽然提升了金融服务的效率,但本身并不具备创造信息或鉴别信息真伪的能力。因此,在解决信息不对称这一核心问题上,数字技术仍面临挑战^[10-11]。此外,中国正规金融供给的短缺确实为数字金融的迅猛发展提供了契机^[12]。尽管“补缺论”对数字金融的作用给予了高度评价,认为其在特定情境下能发挥至关重要的作用,但它也忽略了传统金融同样可以借助数字技术实现自我革新,即数字技术对传统金融体系内部的深刻影响及其带来的优化可能。

目前多数学者将这 2 种观点进行融合,得出了“互补论”的观点^[13],认为数字技术能够给传统金融机构带来创新动力,带动交易成本的降低和经营效率的提升^[14-15],从而提高商业银行全要素生产率^[16],实现正规金融服务下沉^[17];但在带来发展和改变的同时,数字普惠金融的本质仍是金融,不构成对传统金融的革命性颠覆,虽然会一定程度上冲击并挑战传统金融,但同时它还可以优化金融布局,进一步解决信息不对称问题^[18],促进传统金融的发展^[19]。普惠金融的发展仍需要传统金融的支持^[20],并且存在对传统金融的路径依赖^[21]。

现有研究尚未达成共识,在当前阶段,数字普惠金融与传统农村金融之间关系究竟为何,还有待进一步研究。为此,尝试从农户融资行为角度出发,基于北大数字普惠金融指数以及 2015、2017 和 2019 年 3 期的 CHFS 数据,实证研究数字普惠金融与传统农村金融的关系,并分析其作用机制。本研究可能的边际贡献在于:第一,探究了数字普惠金融与传统农村金融之间的关系,丰富了农村金融发展的相关研究,探索了数字技术影响下农村金融新业态的发展方向;第二,揭示了数字普惠金融在缓解农户信贷约束方面的作用机制,为更好地解决农户融资难的问题提供理论支撑;第三,研究了数字普惠金融对于农户生产和生活 2 方面融资行为的影响,为普惠金融更加有效地服务于农户提供经验依据。

1 理论分析与研究假说

1.1 数字普惠金融与传统农村金融的关系

近年来,数字普惠金融这种全新的金融组织形式得到了显著发展。基于功能金融理论而言,金融领域发展和改进的内生动力来源于解决交易成本高以及信息不对称问题,金融发展的目的是通过金

融组织形式或结构创新达到减少交易成本和信息成本的目的^[22]。相较于传统的农村金融体系而言,数字普惠金融展现出 2 大鲜明特征:其一,采用了线上与线下相结合的交易模式;其二,借助了以互联网大数据为基础的信息技术^[23]。具体而言,首先,数字普惠金融利用线上交易平台打破了传统金融服务的时空壁垒,同时凭借较少的实体网点布局,有效缩减了金融服务的基础成本,并显著扩大了服务触及面,进而降低了农村金融市场中的交易费用。其次,依托于大数据分析技术低成本获取与处理信息的能力,通过获取和分析用户电商平台等的消费购买记录以及其资产负债表的情况,数字普惠金融能够较为准确地掌握农户的违约概率以及该笔贷款的违约损失率等,极大减少了信息不对称所带来的信息成本。综上所述,数字普惠金融能够有效地缓解农村信贷市场中存在的交易成本高企和信息不对称问题,其服务对象的覆盖面得以广泛拓展,运营模式相较于传统农村金融也存在较大差异。因此,可以合理推测,两者之间可能为互补关系。

不过,在面对我国农村信贷市场的复杂情况时,上述数字普惠金融的相关作用可能难以得到有效发挥,这导致两者之间的关系可能不是有效互补。首先,中国农村信贷市场是显著的关系型融资,而传统农村金融被认为能够利用社区资本解决这类信息不对称问题^[24]。由于农户财务信息的缺乏,涉农信贷的发放往往依赖于农户生产经营情况、个人信誉品行等“软信息”,而不是财务报表、抵押品质量、信用评级等“硬信息”^[25-26]。与“硬信息”的公开获取渠道不同,“软信息”通常只能通过基于血缘、地缘和业缘关系的社区资本获得。“软信息”更多地表现为一种面对面的意会式信息,其难以量化、个性化极强,一般可以通过基于血缘关系的亲戚、地缘关系的邻居和朋友、业缘关系的利益相关者等途径得到,但前提是贷方要与客户长期互动和广泛接触。而拥有大量实体网点和员工、长期接触农户的传统农村金融机构在这方面具有显著优势。综上所述,鉴于中国农村信贷市场的复杂性与特殊性,传统金融模式仍保持着其不可或缺的现实价值,而数字普惠金融虽具备独特优势,但在农村信贷市场环境下难以得到充分发挥,导致其与传统农村金融之间可能仅存在简单替代关系。基于以上分析,提出假说 1:

H1a:数字普惠金融与传统农村金融之间存在

互补关系;

H1b:数字普惠金融与传统农村金融之间存在替代关系。

通过前文的理论分析,数字普惠金融从降低交易成本和信息不对称程度 2 方面缓解农户信贷约束。在交易成本层面,数字普惠金融降低了资金供给方的固定投入,降低了资金需求方的时间成本与交通成本。在传统金融发展范式下,金融机构根据其服务能力和半径,设置网点和工作人员,以期达到金融服务的广泛覆盖,但是这一覆盖模式会产生较高的运营成本,从而导致金融机构更倾向于将网点设置于城镇而非农村。这就使得农户需要付出更多的时间成本和交通成本才能获取到相应的金融服务^[27]。而与传统金融依赖物理网点不同的是,数字普惠金融利用移动终端设备作为媒介,实现了金融服务的广泛覆盖与便捷获取,打破了时空限制,提高了农户的金融可及性。普惠金融数字化的发展,可以有效地降低金融服务供需双方的交易成本。一方面,对于金融服务提供者而言,数字技术的应用使得数字普惠金融的边际成本趋近于零,大幅降低了金融交易的服务门槛^[28];另一方面,对于金融服务需求者而言,数字普惠金融的线上可得性,也降低了其时间成本与交通成本。

在信息不对称层面,对于金融机构而言,数字普惠金融利用大数据、区块链等科技优势,可以获取用户大量非标准化的网络信息,如在电商平台等的消费购买记录以及其资产负债表信息^[29],从而扩大自身的信息来源;利用云存储与云计算技术的强大能力,高效地挖掘并充分利用收集到的数据资源。在此基础上,构建出详尽且精准的农户画像,进而实现个性化授信方案的主动推送^[30],并有效识别农户内部并未明说或主动外露的网上信息。而这种对于农户信息的有效识别,使得对于农户的贷前审查更为准确,有效防范了事前道德风险,降低了发放贷款之前的信息不对称程度和产生逆向选择的风险。此外,农户在互联网平台上的信用记录是难以篡改的,这种高度透明的信息共享机制极大地便利了金融机构获取稳定且难以伪造的信用数据。此举不仅促进了金融机构对农户信用状况进行更为精细化的评估,还显著提升了识别农户潜在风险与精准对接其金融需求的能力^[31]。基于以上分析,提出假说 2:

H2a:数字普惠金融与传统农村金融之间存在

互补关系,随着数字普惠金融的发展,信贷市场上的信息不对称、交易成本将得到有效缓解;

H2b:数字普惠金融与传统农村金融之间存在替代关系,数字普惠金融的发展对信贷市场上的信息不对称、交易成本无显著影响。

1.2 2 类金融组织关系与农户融资行为

金融机构在决定最优贷款策略时,并非单一地基于利率考量,而是受到逆向选择与潜在道德风险的深刻影响,这 2 大因素使得金融机构在风险与收益之间寻求平衡,进而导致信贷供给小于需求,使得农户在投资时面临信贷配给。农户信贷的获得不仅与贷款利率有关,还取决于其抵押能力等因素。农户自有资金的数量是衡量其抵押能力的关键因素。同时,在一定范围内,农户自有资金越多,其投资也会更多。综上,农户投资与自有资金水平密切相关。数字普惠金融利用大数据等技术,快速获取和分析农户信息,借助不可篡改的客观信息,描绘出农户的准确画像^[30],缓解了信息不对称问题。而传统农村金融机构通过与农户的长时间频繁的接触,得到了农户真实情况和各方面的品行和能力,降低其信息不对称程度^[32]。因此社会网络发达的借款者更倾向于通过传统农村金融机构进行融资活动,未能通过传统农村金融机构满足贷款需求的借款者将会向数字普惠金融机构寻求帮助。基于以上分析,提出假说 3:

H3a:数字普惠金融与传统农村金融之间存在互补关系,随着数字普惠金融的发展,农户面临的投资信贷配给将得到有效缓解;

H3b:数字普惠金融与传统农村金融之间存在替代关系,数字普惠金融的发展对农户融资约束无显著影响。

基于生命周期消费理论,个体将在跨越生命周期的广阔视角内规划其消费支出,旨在实现消费的最优跨期配置。在理想的无消费流动性约束情境下(即个体能自由借贷),消费则主要与持久收入水平有关,与当期收入水平关联性不大;但如果存在消费流动性约束的情况,消费与当期收入的关联性就会增强,并且其大小会随着约束的增大而上升。因而,农户的消费行为与其收入水平密切相关。对于农户在消费过程中面临的流动性约束,信息不对称问题的存在会限制农户利用借贷机制有效抵御外部消费冲击的能力,进而阻碍其实现消费的跨期最优平滑。数字普惠金融通过运用大数据、云计算

和区块链等新兴技术,能够更好地进行信息甄别,通过对借款者进行分析、画像和风险管理,减少了对抵押品的需求^[33],降低了融资门槛,有效缓解了农户的流动性约束,使其通过信贷实现消费的跨期平滑,对传统农村金融进行了有效补充。基于以上分析,提出假说4:

H4a:数字普惠金融与传统农村金融存在互补关系,随着数字普惠金融的发展,农户的消费流动性约束将得到有效缓解;

H4b:数字普惠金融与传统农村金融之间存在替代关系,数字普惠金融的发展对农户消费流动性约束无显著影响。

2 研究设计

2.1 数据来源与处理

本研究全部数据来源于北京大学数字普惠金融指数、中国家庭金融调查(CHFS)以及《中国统计年鉴》。其中,中国家庭金融调查(CHFS)自2011年开始,目前已开展7次调查。同时,自2015年往后CHFS数据的样本规模得到了显著的提升,而且涵盖了更多关于家庭金融的详细信息。基于上述情况,选取2015、2017、2019年共3期的CHFS数据,并对其进行如下处理:删去城市地区家庭样本,仅保留农村地区家庭样本,并对其中存在缺失值和异常值的样本进行剔除,然后根据省级层面的传统农村金融发展水平将样本分为发达地区和欠发达地区,2组共30个省级行政区(除去港澳台以及数据较少的上海市),每组各15个省级行政区。最终得到3936条农户层面的观测值,其中有发达地区观测值1710条,欠发达地区观测值2226条。

2.2 变量选择

(1)被解释变量:农户金融可得性(FA)。王修华等认为家庭金融可得性主要分为:信贷可得性和金融资产可得性^[27]。结合农户融资行为的研究视角以及已有文献,选择研究金融可得性中的信贷可得性,通过“农户家庭是否有负债”来进行衡量,若农户家庭调查当年存在负债则赋值为1,反之则赋值为0。

(2)核心解释变量:数字普惠金融发展水平(DF)。借鉴郭峰等的做法^[9],选取省级层面的北京大学数字普惠金融指数来测度农村数字普惠金融发展水平。同时,北大数字普惠金融指数还包括3个一级指标——覆盖广度、使用深度、数字化程度

便于进行后续研究,符合研究设计。

(3)分组变量:传统农村金融发展水平(TF)。结合余新平等的做法^[34]和本研究的目标及使用的样本,选择采用“农业贷款余额与农业增加值的比值”来对传统农村金融发展水平进行衡量。

(4)机制变量:信息不对称程度(Inform)和交易成本(Cost)。结合上文的理论推导与相关参考文献,数字普惠金融主要通过降低农村信贷市场上的信息不对称程度和交易成本来缓解农户信贷约束。本研究参考何问陶等的做法^[35],采用省级层面的不良贷款率来衡量信贷市场中的信息不对称程度。随着数字普惠金融指数发展水平的提高,不良贷款率逐步降低,那么意味着数字普惠金融的发展对于农村信贷市场的信息不对称问题具有缓解作用。本文参考周月书等的做法^[36],对于信贷过程中的交易成本采用农户到最近的正规金融机构的距离来衡量,农户到最近的正规金融机构越远,说明其接受金融服务花费的时间、金钱越多,说明其接受信贷的交易成本越高。由于CHFS在这3年问卷中对于农户融资交易成本问题的询问方式不一致,本文分别将3年问卷中高于均值的样本赋值为1,反之为0。

(5)控制变量(Controls)。主要包含如下3类:①户主层面,包括户主性别、年龄、受教育程度、身体健康水平以及婚姻状态。②家庭层面,包括家庭规模、老年抚养比、少儿抚养比以及家庭净资产。③省份层面,包括家庭所在省份的人均GDP等。

2.3 模型假定

(1)基准回归模型。为研究数字普惠金融与传统农村金融之间的竞争性关系,采用Probit模型对于传统农村金融发展水平不同的2组分别进行回归,模型设定如下:

$$(\text{发达地区}) P(FA_{ict} = 1 | x) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 DF_{ct} + \beta Controls_{ict} + \varphi_i + \varnothing_t); \quad (1)$$

$$(\text{欠发达地区}) P(FA_{ict} = 1 | x) = \Phi(\beta_0' + \beta_1' DF_{ct} + \beta' Controls_{ict} + \varphi_i + \varnothing_t)。 \quad (2)$$

式中:下标*i*、*c*和*t*分别表示农户截面、省份和年份; DF_{ct} 表示当期的数字普惠金融指数; $Controls_{ict}$ 表示控制变量; φ_i 表示个体固定效应; \varnothing_t 表示年份固定效应; β_0 为常数项, β_1 为待估计系数。

由于我国各省份之间传统农村金融发展水平存在较大差异,在传统农村金融较为发达的农村地区,正规金融机构通过产品和业务的不断创新,在

一定程度上解决了农村信贷市场当中信息不对称与交易成本高企的问题,使得当地农户的金融需求相较于传统农村金融欠发达地区而言,得到了更大程度上的满足。而在传统农村金融欠发达的农村地区,当地的传统金融机构无法有效解决信息不对称与交易成本高的问题,从而导致农户受到严重的信贷约束。数字普惠金融创新了信贷交易方式,通过运用大数据、云计算和区块链等新兴技术,能够更好地进行信息甄别并降低交易成本,满足了传统农村金融所无法触及的“长尾需求”,从而能够更好地服务受到传统金融约束的客户。因而在传统农村金融欠发达的地区,数字普惠金融对于农户家庭金融可得性的提升作用大于其在传统农村金融发达地区的提升作用。结合式(1)中的变量定义可知,DF 估计系数的大小反映了数字普惠金融发展水平对于农户家庭金融可得性作用效果的边际大小,其估计系数越大,说明随着数字普惠金融的发展,农户家庭金融可得性得到的提升越大。据此,模型有如下预期结果:当传统农村金融与数字普惠金融之间是互补关系时, $\beta_1 > 0, \beta_1' > 0$,而且均显著,同时 $\beta_1' > \beta_1$ 。

(2) 机制分析模型。为进一步考察数字普惠金融在缓解农村信贷市场的信息不对称、交易成本方面对于传统农村金融是补充还是替代作用,建立如下机制分析模型:

(发达地区) $Inform_{ct} = \beta_{20} + \beta_{21} DF_{ct} + \beta Controls_{ict} + \varphi_i + \varnothing_i + \varepsilon;$ (3)

(欠发达地区) $Inform_{ct} = \beta_{20}' + \beta_{21}' DF_{ct} + \beta' Controls_{ict} + \varphi_i + \varnothing_i + \varepsilon;$ (4)

(发达地区) $Cost_{it} = \beta_{30} + \beta_{31} DF_{ct} + \beta Controls_{ict} + \varphi_i + \varnothing_i + \varepsilon;$ (5)

(欠发达地区) $Cost_{ct} = \beta_{30}' + \beta_{31}' DF_{ct} + \beta' Controls_{ict} + \varphi_i + \varnothing_i + \varepsilon。$ (6)

式中:下标 i 、 c 和 t 分别表示农户截面、省份和年份; $Inform_{ct}$ 表示所在省份的信息不对称程度; $Cost_{it}$ 表示农户得到贷款的交易成本; DF_{ct} 表示当期的数字普惠金融指数; $Controls_{ict}$ 表示控制变量; φ_i 表示个体固定效应; \varnothing_i 表示年份固定效应; ε 为随机扰动项; β_{20} 、 β_{30} 为常数项, β_{21} 、 β_{31} 为待估计系数。

模型有如下预期结果:当传统农村金融与数字普惠金融之间是互补关系时, $\beta_{21} < 0, \beta_{21}' < 0$,而且均显著,同时 $\beta_{21}' < \beta_{21}$;同时 $\beta_{31} < 0, \beta_{31}' < 0$,而且均显著,同时 $\beta_{31}' < \beta_{31}$ 。

3 实证分析

3.1 基准回归分析

表 1 报告了数字普惠金融与传统农村金融关系的回归结果。第(1)和(2)列分别是未添加控制变量时发达地区和欠发达地区的回归结果;第(3)和(4)列分别是添加了控制变量时发达地区和欠发达地区的回归结果。观察表 1 各列结果发现,数字普惠金融在 1% 统计水平下,均显著为正,说明无论在传统金融发达还是欠发达地区,数字普惠金融的发展对于农户家庭的金融可得性提升都有显著的正向作用。同时,无论是否添加控制变量,数字普惠金融在欠发达地区的估计系数均大于发达地区。具体而言,在传统农村金融欠发达地区,数字普惠金融指数每提高 1 个标准差,金融可得性平均提高 0.031 个标准差,高于发达地区 11% 左右,说明随着数字普惠金融的发展,农户家庭金融可得性在欠发达地区得到的提升大于发达地区。该结果证明了数字普惠金融触及了传统金融难以满足的金融需求,且在传统金融欠发达的农村地区形成了“弯道超车”,对于传统金融形成了有效补充,2 类金融组织关系呈现互补关系,假说 H1a 得到验证。

表 1 数字普惠金融与传统农村金融关系:基准回归

变量名称	被解释变量:金融可得性			
	(1) 发达地区	(2) 欠发达地区	(3) 发达地区	(4) 欠发达地区
数字普惠金融	0.018 *** (0.001)	0.025 *** (0.001)	0.028 *** (0.001)	0.031 *** (0.171)
控制变量	—	—	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	1 710	2 226	1 710	2 226
R ²	0.295	0.417	0.403	0.457

注:***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

3.2 机制分析

本部分探究数字普惠金融在缓解农村信贷市场的信息不对称、交易成本方面对于传统农村金融是补充还是替代作用。根据前文分析,分别选取省级不良贷款率和农户到最近的正规金融机构的距离作为代理变量,来衡量农村信贷市场的信息不对称程度和交易成本。表 2 报告了机制分析模型的回归结果。首先,由列(1)和列(2)结果可知,数字普惠金融在 1% 的统计水平上显著为负,说明其对于

降低不良贷款率具有显著作用。同时对比分析 2 列发现,数字普惠金融在欠发达地区的系数更小,说明随着数字普惠金融的发展,欠发达地区农村信贷市场的信息不对称问题得到了更好的解决,对于传统金融形成有效补充。其次,由列(3)和列(4)结果可知,数字普惠金融在降低交易成本方面同样具有显著作用。同时与前 2 列类似,数字普惠金融在欠发达地区的系数更小,说明在传统金融欠发达地区的农村信贷市场中,数字普惠金融对于缓解交易成

本问题具有比较优势,有效补充了传统金融。综上,数字金融创新了信贷交易方式,能够更好地进行信息甄别并降低交易成本,从而能更为有效地服务于受到传统金融约束的客户,假说 H2a 得到验证。传统农村金融与数字普惠金融的共同发展能够促进地区金融资本的积聚与发展,缓解农村信贷市场中存在的信息不对称和交易成本高企的问题,最终做到有助于解决农户面对的信贷约束问题。

表 2 数字普惠金融与传统农村金融关系:机制分析

变量名称	被解释变量:信息不对称		被解释变量:交易成本	
	(1) 发达地区:公式(3)	(2) 欠发达地区:公式(4)	(3) 发达地区:公式(5)	(4) 欠发达地区:公式(6)
数字普惠金融	-0.015 *** (0.002)	-0.062 *** (0.005)	-0.043 *** (0.012)	-0.045 *** (0.013)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	1 710	2 226	1 710	2 226
R ²	0.615	0.637	0.026	0.016

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

3.3 进一步分析

为进一步研究数字普惠金融与传统农村金融两者关系对于农户融资行为的具体影响,分别基于农户生产和生活 2 个视角,采用嵌套模型验证研究假说,探究数字普惠金融和传统农村金融在缓解投资信贷配给和消费流动性约束时是互补还是替代的关系。

根据前文分析,农户投资与自有资金水平密切相关。为研究数字普惠金融和传统农村金融组织关系对农户投资的影响,本文借鉴 Rauh 的做法^[37],设定如下模型:

$$\ln I_{it} = \beta_{40} + \beta_{41} \ln I_{i,t-1} + \beta_{42} \ln S_{it} + \beta_{43} \ln S_{it} \times TF_{ct} + \beta_{44} \ln S_{it} \times DF_{ct} + \beta Controls_{ict} + \varphi_i + \varnothing_t + \varepsilon; \quad (7)$$

$$\ln I_{it} = \beta_{40}' + \beta_{41}' \ln I_{i,t-1} + \beta_{42}' \ln S_{it} + \beta_{43}' \ln S_{it} \times TF_{ct} + \beta Controls_{ict} + \varphi_i + \varnothing_t + \varepsilon. \quad (8)$$

其中 I 表示农户投资,选择“农业投资”来测度,其具体包括种子、化肥、农药、雇工费以及机器租赁等农业生产方面的小额投资; S 表示农户储蓄; TF_{ct} 表示传统农村金融指数;其余变量定义同前。

为研究数字普惠金融和传统农村金融组织关系对农户消费的影响,本文基于消费函数理论,并借鉴许月丽等的做法^[18],设定如下的嵌套模型:

$$con_{it} = \beta_{50} + \beta_{51} con_{i,t-1} + \beta_{52} TI_{it} + \beta_{53} PI_{it} + \beta_{54} TI_{it} \times$$

$$TF_{it} + \beta_{55} PI_{it} \times TF_{it} + \beta_{56} TI_{it} \times DF_{it} + \beta_{57} PI_{it} \times DF_{it} + \beta Controls_{it} + \varphi_1 + \varnothing_t + \varepsilon; \quad (9)$$

$$con_{it} = \beta_{50}' + \beta_{51}' con_{i,t-1} + \beta_{52}' TI_{it} + \beta_{53}' PI_{it} + \beta_{54}' TI_{it} \times TF_{it} + \beta_{55}' PI_{it} \times TF_{it} + \beta Controls_{it} + \varphi_1 + \varnothing_t + \varepsilon. \quad (10)$$

其中 con 表示农户消费水平; TI 表示农户当期收入; PI 表示农户持久收入,用“当期收入、上一期收入和上 2 期收入的平均值”来测度;其余变量定义同前。

回归结果如表 3、表 4 所示。首先,基于农户生产视角,探究 2 类金融组织关系对投资信贷配给的影响。表 3 报告了农户投资信贷配给的回归结果。首先,由表 3 中的 2 列结果可以看出,储蓄的估计系数在 5% 水平上均显著为正,说明农户的投资额与其储蓄水平相关,进而可以推断农户面临投资信贷配给。然后观察列(2)发现,农户储蓄与数字普惠金融的交互项系数显著为负,说明随着数字普惠金融的发展,农户储蓄水平对于投资的影响下降,即数字普惠金融的发展改善了信贷配给。同时,对比观察 2 列结果可以发现,不管是否考虑数字普惠金融对投资和储蓄的影响,储蓄和传统农村金融的交互项的系数大小和显著性水平均无明显变化,说明数字普惠金融在发挥作用的同时,传统农村金融对

于信贷配给的改善作用没有受到显著影响,进而可以推断,二者为互补关系,假说 H3a 得到验证。

其次,基于农户生活视角,探究 2 类金融组织关系对消费流动性约束的影响。表 4 报告了农户消费流动性约束的回归结果。观察 2 列输出结果发现,无论是否在模型中加入数字普惠金融与收入的交互项,农户当期收入的估计系数均至少在 5% 的统计水平下显著为正,而农户持久收入则均不显著,这说明农户的消费与当期收入高度相关但与过往的收入相关性较差,换言之农户在农村信贷市场面临消费的流动性约束。同时,当期收入与数字普惠金融交互项估计系数为负,但不显著;持久收入与数字普惠金融交互项系数为正且显著,说明数字普惠金融缓解了农户生活过程中面临的消费流动性约束问题。而且对比 2 列发现,无论是否控制数字普惠金融,传统农村金融与当期或持久收入交互项系数的大小和显著水平均无明显变化,说明数字普惠金融的发展在缓解消费流动性约束的同时并未对传统农村金融产生明显的替代效应,H4a 得到验证。

表 3 数字普惠金融与传统农村金融关系:农户投资信贷配给		
变量名称	被解释变量:农户投资	
	(1):公式(8)	(2):公式(7)
滞后一期农户投资	-0.608 *** (0.034)	-0.608 *** (0.034)
农户储蓄	0.158 ** (0.080)	0.251 ** (0.125)
农户储蓄×传统农村金融	-0.052 ** (0.029)	-0.055 ** (0.029)
农户储蓄×数字普惠金融		-0.032 * (0.000)
控制变量	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制
观测值	3 936	3 936
R ²	0.627	0.635

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

4 稳健性检验

4.1 替换被解释变量

考虑到农户借贷可能通过多方面的渠道,除了正规金融外可能还包含了通过非正规金融得到的贷款。为保证基准回归结果稳健可靠,将被解释变

表 4 数字普惠金融与传统农村金融关系:农户消费流动性约束		
变量名称	被解释变量:农户消费	
	(1):公式(10)	(2):公式(9)
滞后一期农户消费	0.216 *** (0.016)	0.216 *** (0.018)
农户当期收入	0.174 *** (0.054)	0.148 ** (0.067)
农户持久收入	0.266 (0.214)	0.243 (0.181)
当期收入×传统农村金融	-0.001 *** (0.001)	-0.001 *** (0.001)
持久收入×传统农村金融	0.001 ** (0.000)	0.001 ** (0.000)
当期收入×数字普惠金融		-0.004 (0.003)
持久收入×数字普惠金融		0.003 ** (0.001)
控制变量	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制
观测值	3 936	3 936
R ²	0.387	0.395

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

量替换为农户家庭“是否有正规金融机构贷款”进行回归,结果如表 5 中第(1)和第(2)列所示。由表 5 发现:在将被解释变量农户家庭“是否有负债”替换为“是否有正规金融机构贷款”后,估计系数均显著为正,且欠发达地区高于发达地区,说明基准回归结果具有一定稳健性。同时,我们发现数字普惠金融对于以正规金融机构贷款衡量的家庭金融可得性提升的边际效果更明显,说明正规金融机构的数字化普惠业务发展更为迅速。

表 5 数字普惠金融与传统农村金融关系:稳健性检验 (替换被解释变量和删除部分样本)				
变量名称	被解释变量:是否 有正规金融机构贷款		被解释变量: 是否有负债	
	(1) 发达地区	(2) 欠发达地区	(3) 发达地区	(4) 欠发达地区
数字普惠金融	0.023 ** (0.010)	0.083 ** (0.038)	0.028 *** (0.001)	0.030 *** (0.001)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	1 710	2 226	1 667	2 033
R ²	0.431	0.410	0.403	0.445

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

4.2 删除部分样本

直辖市的经济发展具有特殊性^[38],其农村地区的发展情况也与其他农村地区存在差异。因此,本研究将直辖市的农户样本剔除后再次进行回归,结果如表5中第(3)和第(4)列所示。回归结果表明,数字普惠金融对于农户家庭金融可得性有显著的正向作用,且在欠发达地区作用更明显,结论与基准回归一致。

4.3 替换解释变量

在前面的基准回归中,我们选取各省份数字普惠金融的综合指数来实证研究其与传统农村金融

的关系,但数字普惠金融的发展包括多个方面,其不同方面的发展水平可能对农户金融可得性的影响不同。因此,本文分别将数字普惠金融的3个一级子指标与金融可得性进行回归,研究它们对于农户金融可得性的不同影响,结果如表6所示。由表6发现:在将数字普惠金融替换为其3个一级子指标后,使用深度、覆盖广度和数字化程度的回归结果都与基准回归类似,估计系数均在1%统计水平下显著为正,且欠发达地区均大于发达地区,说明基准回归结果具有一定稳健性。

表6 数字普惠金融与传统农村金融关系:稳健性检验(替换解释变量)

变量名称	被解释变量:金融可得性					
	(1)发达地区	(2)欠发达地区	(3)发达地区	(4)欠发达地区	(5)发达地区	(6)欠发达地区
覆盖广度	0.028 *** (0.001)	0.031 ** (0.001)				
使用深度			0.023 *** (0.001)	0.026 *** (0.001)		
数字化程度					0.023 *** (0.001)	0.025 *** (0.001)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	1 710	2 226	1 710	2 226	1 710	2 226
R ²	0.357	0.389	0.365	0.455	0.401	0.531

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

5 研究结论与政策启示

随着互联网技术的飞速发展,数字金融深刻影响着金融市场,厘清传统农村金融与数字普惠金融之间的关系,促进二者健康、有序地发展具有实践意义。本研究基于北大数字普惠金融指数、省级综合数据以及3年中国家庭金融调查数据,实证分析2类金融组织的关系及其作用机制,并进一步分析两者对农户生产、生活方面的融资行为的影响。主要结论如下:第一,数字普惠金融与传统农村金融之间呈现互补关系,在传统金融较落后的农村地区,数字普惠金融对于农户金融可得性的提升更为明显,有效地满足了传统金融所难以触及的长尾需求,对其进行了补充。第二,数字普惠金融通过降低农村信贷市场上的信息不对称程度和交易成本,缓解了农户面临的信贷配给问题,有效补充了传统农村金融。第三,数字普惠金融有效缓解了农户生

产上的投资信贷配给和生活上的消费流动性约束,并且与传统农村金融呈现互补关系。

基于以上结论,得出以下政策启示:第一,注重地区之间金融的均衡发展。中国各地区间存在经济发展水平不均衡、产业结构相差大、财政支持力度不同等现象,导致农村地区传统金融发展水平存在较大差异,进而对数字普惠金融的发展产生影响。传统金融与数字金融的地区间的不均衡,不利于我国金融业的长远发展。为此,在传统金融较为薄弱的地区,政府可考虑通过政策引导的方式,促进数字金融的发展,发挥2类金融组织之间的互动关系,实现对于传统金融的有效补充,进而确保地区间金融的均衡发展。第二,加强数字基础设施建设。良好的数字基础设施条件,对于数字普惠金融的发展具有重要意义,为其向农户提供普惠化金融服务提供保障,能够有效提高金融服务的覆盖率和便利性。第三,完善多层次、良性合作的农村金融

市场,强化信用体系建设。数字普惠金融与传统农村金融之间不是非此即彼,而是相互影响、相互补充的。农村金融市场的建设,既需要提高传统金融服务的可及性,又要推进数字金融的发展。同时,可以建立政府、金融机构、互联网企业等多方参与的农村信用数据共享机制,提高信用信息的准确性和覆盖面,进一步完善多层次、良性合作的农村金融市场,促进涉农贷款投放,助力乡村振兴。

参考文献:

- [1]康书生,杨娜娜. 数字普惠金融发展促进乡村产业振兴的效应分析[J]. 金融理论与实践,2022(2):110-118.
- [2]周广肃,梁琪. 互联网使用、市场摩擦与家庭风险金融资产投资[J]. 金融研究,2018(1):84-101.
- [3]安从梅. 农村数字普惠金融的模式研究:理论机制与实践总结[J]. 西南金融,2023(10):42-54.
- [4]谢平,邹传伟. 互联网金融模式研究[J]. 金融研究,2012(12):11-22.
- [5]Beck H. Banking is essential,banks are not. The future of financial intermediation in the age of the internet[J]. Netnomics,2001,3(1):7-22.
- [6]Raza S A,Hanif N. Factors affecting internet banking adoption among internal and external customers: a case of Pakistan[J]. MPRA Paper,2011,7(1):82-96.
- [7]Arjunwadkar P Y. Fintech:the technology driving disruption in the financial services industry[M]. Boca Raton:CRC Press,2018.
- [8]谢平,邹传伟,刘海二. 互联网金融的基础理论[J]. 金融研究,2015(8):1-12.
- [9]郭峰,王靖一,王芳,等. 测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊),2020,19(4):1401-1418.
- [10]王国刚,张扬. 互联网金融之辨析[J]. 财贸经济,2015(1):5-16.
- [11]汪炜,郑扬扬. 互联网金融发展的经济学理论基础[J]. 经济问题探索,2015(6):170-176.
- [12]黄益平,黄卓. 中国的数字金融发展:现在与未来[J]. 经济学(季刊),2018,17(4):1489-1502.
- [13]刘澜飏,沈鑫,郭步超. 互联网金融发展及其对传统金融模式的影响探讨[J]. 经济学动态,2013(8):73-83.
- [14]刘忠璐. 互联网金融对商业银行风险承担的影响研究[J]. 财贸经济,2016(4):71-85,115.
- [15]王升,李亚,郗如明. 互联网金融对商业银行风险承担的影响研究——基于中国30家商业银行的实证分析[J]. 金融发展研究,2021(1):56-62.
- [16]郭品,沈悦. 互联网金融对商业银行风险承担的影响:理论解读与实证检验[J]. 财贸经济,2015(10):102-116.
- [17]吴晓求. 互联网金融:成长的逻辑[J]. 财贸经济,2015(2):5-15.
- [18]许月丽,孙昭君,李帅. 数字普惠金融与传统农村金融:替代抑或互补?——基于农户融资约束放松视角[J]. 财经研究,2022,48(6):34-48.
- [19]Cortina L J J,Schmukler S L. The fintech revolution:a threat to global banking?[J]. World Bank Research and Policy Briefs,2018:125038.
- [20]郑联盛. 中国互联网金融:模式、影响、本质与风险[J]. 国际经济评论,2014(5):103-118.
- [21]姚耀军,施丹燕. 互联网金融区域差异化发展的逻辑与检验——路径依赖与政府干预视角[J]. 金融研究,2017(5):127-142.
- [22]Levine R. Financial development and economic growth:Views and agenda[J]. Journal of Economic Literature,1997,35(2):688-726.
- [23]战明华,汤颜菲,李帅. 数字金融发展、渠道效应差异和货币政策传导效果[J]. 经济研究,2020(6):22-38.
- [24]黄益平,邱晗. 大科技信贷:一个新的信用风险管理框架[J]. 管理世界,2021,37(2):12-21,50.
- [25]Beck T,Lu L P,Yang R D. Finance and growth for microenterprises:evidence from rural China[J]. World Development,2015,67:38-56.
- [26]邱晗,黄益平,纪洋. 金融科技对传统银行行为的影响——基于互联网理财的视角[J]. 金融研究,2018(11):17-29.
- [27]王修华,赵亚雄. 数字金融发展与城乡家庭金融可得性差异[J]. 中国农村经济,2022(1):44-60.
- [28]刘锦怡,刘纯阳. 数字普惠金融的农村减贫效应:效果与机制[J]. 财经论丛,2020(1):43-53.
- [29]岳中刚,周勤,杨小军. 众筹融资、信息甄别与市场效率——基于人人贷的实证研究[J]. 经济学动态,2016(1):54-62.
- [30]李明贤,万小萱. 金融科技有助于缓解农户信贷配给吗?——基于CHFS2019数据的实证分析[J]. 农村经济,2022(6):79-88.
- [31]董玉峰,陈俊兴,杜崇东. 数字普惠金融减贫:理论逻辑、模式构建与推进路径[J]. 南方金融,2020(2):64-73.
- [32]周鸿卫,田璐. 农村金融机构信贷技术的选择与优化——基于信息不对称与交易成本的视角[J]. 农业经济问题,2019(5):58-64.
- [33]刘鑫,韩青. 数字普惠金融对县域经济增长的影响——基于传统金融和产业结构升级视角[J]. 中国流通经济,2023,37(4):107-115.
- [34]余新平,熊晶白,熊德平. 中国农村金融发展与农民收入增长[J]. 中国农村经济,2010(6):77-86.
- [35]何问陶,王松华. 大型商业银行分支机构的地缘信贷配给分析[J]. 审计与经济研究,2008(4):104-108.
- [36]周月书,周文静. 数字普惠金融对农户商业信用供给的影响[J]. 南开经济研究,2024(2):83-99.
- [37]Rauh J D. Investment and financing constraints:Evidence from the funding of corporate pension plans[J]. The Journal of Finance,2006,61(1):33-71.
- [38]李彦龙,沈艳. 数字普惠金融与区域经济不平衡[J]. 经济学(季刊),2022,22(5):1805-1828.