

# 数字普惠金融对农户生产经营投资的影响\*

周月书 苗哲瑜

**摘要：**本文基于中国家庭金融调查 2015 年、2017 年和 2019 年的数据，以及北京大学数字普惠金融指数，研究了数字普惠金融对农户生产经营投资的影响。研究表明，数字普惠金融促进了农户的生产经营投资。具体而言，数字普惠金融对农户农业生产经营投资的影响不显著，但对农户工商业生产经营投资有促进作用。使用工具变量法处理内生性后，研究结论仍然成立。机制分析发现，数字普惠金融主要通过增加农户的融资规模、提高农户的信息互动水平来促进农户的生产经营投资。异质性分析发现，数字普惠金融对农户工商业生产经营投资的影响具有异质性：数字普惠金融对小规模经营和低人力资本农户的工商业生产经营投资具有更明显的促进作用。农业生产经营投资受传统金融服务的影响较大，数字普惠金融借助传统金融服务基础能够促进农户的农业生产经营投资。本文研究对数字普惠金融更好地服务促进农村产业兴旺和全面推进乡村振兴具有重要意义。

**关键词：**数字普惠金融 农户生产经营投资 农村产业兴旺

**中图分类号：**F832.35 **文献标识码：**A

## 一、引言

2022 年，中央“一号文件”提出要聚焦产业促进乡村发展，持续推进农村三产融合。当前，中国城乡金融资源分配不均衡，农村居民金融服务可得性较低（王修华和赵亚雄，2022），农户生产经营缺乏金融支持，难以保证持续稳产增收，从而影响了农村产业兴旺。农户稳定或扩大生产经营规模受到金融资源供给不足的制约，农户正规信贷可获得性仍然较低（何广文等，2018），从而不利于巩固拓展脱贫攻坚成果。因此，在全面推进乡村振兴的关键时期，研究数字普惠金融能否促进农户生产经营投资对促进农村地区产业兴旺、全面推进乡村振兴具有重要意义。

农户的生产经营投资包括农业生产经营投资和工商业生产经营投资。在农户农业生产经营投资方面，已有研究发现，参与村级发展互助资金（陈清华等，2017）、农地抵押贷款政策（苏岚岚和孔荣，2018）会促使农户增加农业生产经营投资，而参与农业保险（张哲晰等，2018）、金融排斥（黄红光等，2018）会抑制农户的农业生产投入。在农户工商业生产经营投资方面，多数学者认为，提升金融

\*本文是国家自然科学基金面上项目“数字化农业产业链金融运行机制与风险治理研究”（编号：72173064）和“规模农户产业链融资运行机制、融资绩效与政策优化研究”（编号：71773049）的阶段性研究成果。

市场参与度、缓解信贷约束能够促进农村家庭的非农业生产经营投资（彭克强和刘锡良，2016；李玮雯和张兵，2018）。以上研究表明，金融服务水平影响农户生产经营投资。

传统金融发展在农村地区面临“成本高”“监管难”等问题，服务效率相对低下。2021年，中央“一号文件”明确提出发展数字普惠金融，鼓励开发专属金融产品，支持新型农业经营主体和农村新产业新业态。数字普惠金融借助互联网、大数据等技术为农户提供便捷的金融服务，克服了传统金融在农村地区供给不足、效率低下的缺陷，缓解了农户参与金融市场“门槛高”“获得难”的问题（温涛和陈一明，2020），有效提高了农村地区金融供给水平和金融服务效率，在稳定农户生产经营投入方面发挥了重要作用。在宏观层面，数字普惠金融能够提高县域农业机械化水平（孙学涛等，2022）、促进劳动力流动（马述忠和胡增玺，2022）、缩小城乡发展差距（马威和张人中，2022）；在微观层面，数字普惠金融能够增加居民消费（Jack and Suri, 2014；易行健和周利，2018）、促进农户创业（何婧和李庆海，2019）和降低农户脆弱性（彭澎和徐志刚，2021）。但是，鲜见学者从稳定农户生产经营视角研究数字普惠金融对农户生产经营投资的影响。那么，数字普惠金融对农户生产经营投资有什么影响？数字普惠金融对农户农业生产经营投资和工商业生产经营投资的影响是否存在差异？数字普惠金融如何影响农户生产经营投资？这是本文需要回答的问题。

为了回答以上问题，本文将中国家庭金融调查数据与北京大学数字普惠金融指数进行匹配，研究数字普惠金融对农户生产经营投资的影响，并分析其作用机制。本文的边际贡献在于：第一，本研究数字普惠金融对农户生产经营投资的影响及其作用机制，丰富了数字普惠金融助力农户生产经营投资的研究；第二，本文从农户的微观视角，研究了数字普惠金融对农户农业生产经营投资和工商业生产经营投资影响的差异，为数字普惠金融更好地服务农户生产经营投资提供了经验证据；第三，本文考虑到农村地区数字普惠金融发展的包容性和局限性，探讨了农户享有的传统金融服务是否是其使用数字普惠金融的基础，为推进数字普惠金融精准有效地服务农户农业生产经营投资提供决策依据。

## 二、理论分析与研究假说

### （一）数字普惠金融对农户生产经营投资的影响

数字普惠金融对农户生产经营投资的影响主要体现在以下几个方面：首先，数字普惠金融能够为农户生产经营提供金融服务，从而促进农户生产经营投资。农户生产经营投资需要资金支持，农户自有资金通常不能完全满足生产经营资金需求，农业生产经营资金短缺问题较为突出（黄祖辉和俞宁，2010）。数字普惠金融具有支付、理财、信贷等多种金融服务功能，能够满足农户生产经营融资需求，为农户生产经营投资提供资金支持。其次，数字普惠金融能够为农户生产经营提供市场信息，从而促进农户生产经营投资。农户只有掌握市场信息，才能够及时制定或调整生产经营投资策略，提高生产经营投资效率。杨胜刚等（2016）发现，互联网金融能够促进信息传播，有效降低信息不对称程度，提高农户的信息可得性，有利于农户生产经营投资。最后，数字普惠金融具有技术优势，利用数字化的技术手段打破了金融服务的空间限制。在传统金融存在服务不到位的情况下，数字普惠金融能够填补传统金融服务空白的领域和地区，服务那些传统金融没有服务到的群体（郭峰和王瑶佩，2020），

有利于更好地发挥普惠效应，服务农村地区的生产经营主体，从而促进农户生产经营投资。

当前，农业生产领域的数字化程度还较低，数字普惠金融对农户生产经营投资的影响尚未充分显现。农户购置农机设备、扩大农业生产规模和改善家庭农业生产结构都需要大量的资金投入，农户自有资金通常难以满足以上投资需求，因此需要进行资金借贷。但是，数字普惠金融服务农户生产经营投资受两方面因素影响。一是“数字鸿沟”现象。现阶段，中国依然存在着较为明显的“数字鸿沟”现象（张勋等，2021；王修华和赵亚雄，2022），农业生产经营领域的数字技术发展相对薄弱（温涛和陈一明，2020），农户的数字素养整体水平偏低（殷浩栋等，2020）。因此，从事生产经营的农户面对数字普惠金融服务存在“用不上”或“不会用”的问题，数字普惠金融服务难以触达这部分群体。二是“数字排斥”现象。一方面，农户金融知识相对匮乏，面对数字化借贷的新业态，他们可能面临数字信贷排斥问题（张龙耀等，2021）；另一方面，农业生产经营的地域性较强，农户与当地金融机构、农资经销商更为熟悉，社会网络依附性更强，他们可以通过线下信贷或赊销等方式满足部分融资需求，从而对数字金融形成排斥。“数字鸿沟”和“数字排斥”现象会影响数字普惠金融对生产经营投资的作用，导致数字普惠金融对农户生产经营投资的影响较小。

相较于生产经营投资，农户在工商业生产经营活动中使用数字普惠金融服务的概率更高，因此，数字普惠金融对农户工商业生产经营投资的影响更明显。农户在工商业生产经营活动中普遍受制于资金短缺和融资困难（粟芳等，2019），传统实体经营的农户会因资金周转和扩大经营规模而面临融资约束，线上经营的农户也会因缺失抵押品而面临融资约束。已有研究发现，数字普惠金融推动了农户非农就业（董晓林等，2021），促进了农村低技能劳动力向低技能偏向的数字化非农行业流动（田鸽和张勋，2022），有利于农业产业链条延伸，增加农户的经营性收入（张勋等，2021）。与生产经营相比，农户在工商业生产经营活动中使用数字普惠金融服务的频率更高。传统实体经营的农户在采购、运营和销售环节经常使用数字普惠金融服务，而线上经营网店、做微商的农户更依赖数字普惠金融的发展。根据本文数据，从事工商业生产经营的农户参与数字金融的程度更高，更容易被数字普惠金融覆盖。相较于农业生产经营活动，农户的工商业生产经营具有交易频繁、资金需求灵活的特征，需要便捷、灵活的信贷产品。数字普惠金融提供的信贷服务更加契合农户工商业生产经营的需求，农户因工商业生产经营产生的融资需求更容易通过数字普惠金融的借贷功能得到满足。因此，数字普惠金融对农户工商业生产经营投资的作用更明显。据此，本文提出研究假说H1。

H1：数字普惠金融能够促进农户生产经营投资，且相较于对农户生产经营投资的作用，数字普惠金融更有助于促进农户的工商业生产经营投资。

## （二）数字普惠金融影响农户生产经营投资的机制

在生产经营初期，农户因缺乏市场经验，抗风险能力较低，他们需要充足的资金来应对各种挑战，容易受到资金约束。在经营过程中，农户有可能因资金周转需要而产生融资需求。数字普惠金融的线上信贷业务能够为农户提供便捷的资金支持，缓解其面临的融资约束。首先，数字普惠金融改变了传统金融机构的借贷方式，简化了借贷手续，降低了服务成本，提升了金融服务的水平和效率（黄卓和王萍萍，2022）；其次，数字化借贷一般不需要农户提供抵押物，能进一步降低农户的借贷门槛，使

农户获得更多贷款机会,提高了农户借贷资金的可得性(Jagtiani and Lemieux, 2018);最后,数字普惠金融能够利用大数据、云计算等信息技术了解农户的交易数据和信用状况,有效监管了潜在的信用风险,降低了农户的违约风险,为农户获得循环信贷提供保障。因此,数字普惠金融能够提高农户的信贷可得性和融资规模,缓解农户生产经营面临的融资约束,从而促进农户生产经营投资。

数字普惠金融能够提高农户的信息互动水平,从而促进农户生产经营投资。农户进行生产经营投资需要提前关注市场信息,根据市场信息变化及时做出决策调整,以便提高生产经营投资效率,因此,准确把握市场信息对农户生产经营决策至关重要。但是,农户使用信息技术的能力较弱,在信息获取、甄别和利用方面相比城镇家庭处于劣势(Bonfadelli, 2002; 邱子迅和周亚虹, 2021)。农户面临信息不对称问题,难以及时把握市场信息,从而影响了其生产经营投资。在“三农”领域,化解信息不对称是金融的重要功能之一,金融服务具有传递信息的功能(博迪和莫顿, 2000; 王国刚, 2018)。李广子(2020)发现,互联网金融大大颠覆了传统金融的信息处理方式,加快了信息传播速度,能够降低信息不对称程度,提高激励机制的有效性。因此,数字普惠金融能够提高农户的信息互动水平,缓解农户的信息约束。数字普惠金融传递信息的功能具体表现为以下两方面:一是数字普惠金融传递金融产品信息,使农户能够利用更加公开透明的金融产品信息比较和筛选金融产品,并通过信息互动提高他们在金融服务选择上的效率;二是数字普惠金融伴随着大量网络信息互动(Bachas et al., 2018),而网络信息互动能够拓宽农户获取市场信息的途径,从而提高农户的生产经营投资效率。因此,数字普惠金融能够通过提高农户的信息互动水平促进农户生产经营投资。综上所述,本文提出研究假说H2。

H2: 数字普惠金融能够通过扩大农户的融资规模、提高农户的信息互动水平,促进农户生产经营投资。

### (三) 数字普惠金融需要借助传统金融发展促进农户农业生产经营投资

传统金融长期服务于农业生产经营,对农户农业生产经营投资的影响较大,数字普惠金融需要借助传统金融服务的先行发展来促进农户农业生产经营投资。中国家庭金融调查数据显示,在2019年从事农业生产经营的农户中,有20.83%的农户因农业生产经营而有负债,19.34%的农户的资金需求未得到满足。中国实施乡村振兴战略以来,金融支持乡村振兴的力度不断加大。传统金融机构是服务农业生产经营投资的主要力量,尤其是农村商业银行,作为农村金融市场的主力军,农村商业银行正进一步回归本源。传统金融机构在农村地区设有固定的物理网点,与农户接触更多,更了解当地农户农业生产经营的资金需求,在农村金融市场具有更丰富的经验。因此,在数字普惠金融发展初期,传统金融服务在农业生产经营投资领域更具优势。已有研究指出,传统金融服务是数字普惠金融发展的基础(Guo et al., 2016),农户使用传统金融的频率越高,他们使用数字金融服务的可能性就越大(郭峰和王瑶佩, 2020)。农户使用数字普惠金融需要绑定银行卡,平均每个支付宝账号绑定的银行卡数量越多,数字普惠金融越能覆盖到更多的用户(郭峰等, 2020),从而有利于缓解从事农业生产经营的农户面临的“数字鸿沟”现象。因此,数字普惠金融借助传统金融服务基础,能够覆盖到更多从事农业生产经营的农户,从而促进农户农业生产经营投资。同时,有传统金融借贷经历的农户的信用更好,他们更加了解信贷业务流程,为参与数字化借贷积累了经验;有传统金融借贷经历的农户也更容易

易形成借贷习惯。他们通过传统金融积累的个人信用、借贷经验和形成的借贷习惯为使用数字普惠金融服务奠定了基础。农户享有的传统金融服务基础有利于他们跨越“数字鸿沟”，数字普惠金融可以借助传统金融服务基础来推动农户进行农业生产经营投资。据此，本文提出研究假说 H3。

H3：传统金融服务对农户农业生产经营投资的作用更明显，数字普惠金融借助传统金融服务基础能够有效促进农户农业生产经营投资。

### 三、研究设计

#### （一）数据来源

本文研究所用数据来自西南财经大学中国家庭金融调查（CHFS）、北京大学数字普惠金融指数以及《中国县域统计年鉴（县市卷）》。对于县域层面缺失的宏观数据，笔者以县域的统计公报数据进行补充。上述数据分别反映农户生产经营投资状况、县域数字金融发展水平以及县域宏观经济发展水平。具体来看，中国家庭金融调查（CHFS）自 2011 年开始，每两年开展一次，至今已开展了 6 轮调查。其中，CHFS2019 数据覆盖 29 个省份，343 个县（市、区），34643 户家庭。北京大学数字普惠金融指数是根据蚂蚁集团海量数据编制而成，包括省、市、县 3 个层级，其中县域层面数据包括 2014—2020 年 2800 个县域的数字普惠金融指数。本文选取了 2015 年、2017 年和 2019 年共 3 期的 CHFS 数据。根据研究目的和数据特点，本文对 3 期 CHFS 数据进行如下处理：一是仅保留农村地区家庭样本；二是对家庭资产、收入水平、消费水平等连续型变量进行首尾 1% 的缩尾处理，以降低异常值的影响；三是由于 CHFS 数据中家庭收入水平和消费水平均为调查年份上一年度的状况，本文采用 2014 年、2016 年和 2018 年县域层面统计数据匹配 CHFS 数据，以减少估计偏误；四是删除存在缺失值和异常值的样本。经过上述处理，本文最终得到 19257 条农户层面的观测值。

#### （二）变量选取

1.被解释变量：农户生产经营投资。本文根据农户生产经营的特点，分别用投资总规模、农业生产经营投资规模和工商业生产经营投资规模 3 个变量来衡量农户生产经营投资。根据 CHFS 的调查问卷，农业生产经营投资规模采用农户持有的农业资产表示，包括农业机械总价值、农业牲畜总价值、留存农产品价值和农业应收款价值；工商业生产经营投资规模用农户持有的工商业资产表示，包括农户所有工商业项目的商铺、现金存款、存货、办公设备、机器机械、运输工具等资产的价值和应收款价值<sup>①</sup>；投资总规模用农户持有的农业资产和工商业资产之和表示。为缓解内生性问题，本文将投资总规模、农业生产经营投资规模和工商业生产经营投资规模的原始值先取对数，再按年份进行标准化处理。

2.核心解释变量：数字普惠金融。多数学者采用北京大学数字普惠金融指数来衡量数字普惠金融

<sup>①</sup>工商业项目包括个体户、租赁、运输、网店、经营企业等；工商业项目资产不包括用于这些项目的自有住房价值；运输工具包括运输车辆和工程机械车辆，具体包括用于运营或租赁的卡车、货车、挖掘机、吊车、推土机、三轮车和电瓶车等。

发展水平（例如郭峰等，2020），因此，本文也使用该指数进行研究。从县域层面看，该指数覆盖 2014—2020 年 2800 个县域，包括数字普惠金融覆盖广度等分指标，满足本文的研究需要。

3. 中介变量：融资规模和信息互动水平。数字普惠金融主要通过提高农户的融资规模和信息互动水平来促进农户生产经营投资。农户的融资规模采用家庭因生产经营而产生的负债来衡量，负债水平越高意味着农户的融资能力越强，农户越可能有充足的资金进行生产经营投资。农户的信息互动水平采用 CHFS 问卷中“家庭平均每个月话费、上网费、邮递服务费等通信支出”来衡量，通信支出越多意味着农户的信息互动越频繁，接收的市场信息越充分，越有利于进行生产经营投资。

4. 控制变量。本文从农户家庭层面、户主层面以及县域层面选取控制变量。家庭层面的控制变量包括家庭人口规模、家庭收入水平、家庭消费水平、非生产经营资产、风险偏好、风险厌恶以及金融知识。对于金融知识变量，笔者借鉴尹志超（2014）的做法，依据农户对利率问题、通货膨胀问题和投资风险问题的回答，采用主成分因子法计算因子得分，从而得到该变量的得分。户主层面主要考虑了户主性别、户主年龄、户主婚姻状况、户主身体状况以及户主文化程度。县域层面的控制变量主要包括县域传统金融发展水平和县域经济发展水平，县域传统金融发展水平采用县域年末金融机构贷款余额占地区生产总值的比例来衡量，县域经济发展水平采用县域人均地区生产总值来衡量。

变量定义与描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 变量定义与描述性统计

变量分类	变量名称	变量定义	均值	标准差
被解释变量	投资总规模	农户农业与工商业生产经营投资规模之和（元），取对数后再按年份进行标准化处理	0.026	0.995
	农业生产经营投资规模	农户农业资产（元），取对数后再按年份进行标准化处理	0.027	1.004
	工商业生产经营投资规模	农户工商业资产（元），取对数后再按年份进行标准化处理	0.006	0.956
解释变量	数字普惠金融	农户所在县域数字普惠金融总指数	91.559	22.753
	数字普惠金融覆盖广度	农户所在县域数字普惠金融覆盖广度指数	81.967	20.335
	数字普惠金融使用深度	农户所在县域数字普惠金融使用深度指数	109.643	32.839
中介变量	融资规模	家庭因生产经营产生的负债规模（元）的对数	2.315	4.155
	信息互动水平	家庭通信支出（元）的对数	4.471	1.149
控制变量	家庭人口规模	家庭人口数合计（人）	4.086	1.940
	家庭收入水平	家庭总收入（万元）	4.855	5.853
	家庭消费水平	家庭总消费（万元）	4.549	4.496
	非生产经营资产	家庭除生产经营资产以外的资产总和（万元）	31.735	44.080
	风险偏好	农户的风险偏好情况：风险偏好=1，其他=0	0.071	0.256
	风险厌恶	农户的风险厌恶情况：风险厌恶=1，其他=0	0.783	0.412
	金融知识	因子分析法计算得到的金融知识得分	0.097	0.781
	户主性别	户主性别：男=1，女=0	0.912	0.283

(续表 1)

户主年龄	户主年龄(岁)	56.617	11.179
年龄平方项	户主年龄的平方/100	33.304	12.746
户主婚姻状况	户主婚姻状况: 已婚=1, 其他=0	0.923	0.267
户主身体状况	户主身体状况: 非常好=5, 好=4, 一般=3, 不好=2, 非常不好=1	3.192	1.002
户主文化程度	户主文化程度: 硕士及以上=8, 本科=7, 大专=6, 中专=5, 高中=4, 初中=3, 小学=2, 未上过学=1	2.589	0.949
县域传统金融发展水平	县域金融机构贷款余额占地区生产总值的比例(%)	0.701	0.409
县域经济发展水平	县域人均地区生产总值(元)的对数	10.349	0.595

注: CHFS 问卷中关于风险态度的问题是: “如果您有一笔资金用于投资, 您最愿意选择哪种投资项目? 1.高风险、高回报的项目; 2.略高风险、略高回报的项目; 3.平均风险、平均回报的项目; 4.略低风险、略低回报的项目; 5.不愿意承担任何风险”。笔者将选项 1 和 2 定义为风险偏好, 将选项 3 定义为风险中性, 将选项 4 和 5 定义为风险厌恶, 并以风险中性为参照组, 引入风险偏好和风险厌恶两个虚拟变量。

### (三) 模型假定

1. 基准回归模型。为考察数字普惠金融对农户生产经营投资的影响, 本文采用普通最小二乘法(OLS 法)进行估计, 设定如下模型:

$$Invest_{ict} = \alpha_0 + \alpha_1 DF_{ict} + \alpha Control_{ict} + \varphi_c + \phi_t + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

(1) 式中: 下标  $i$ 、 $c$  和  $t$  分别表示农户、农户所在县域和年份;  $Invest_{ict}$  为农户生产经营投资, 包括投资总规模、农业生产经营投资规模和工商业生产经营投资规模;  $DF_{ict}$  表示当期的数字普惠金融指数;  $Control_{ict}$  为家庭、户主和县域层面控制变量;  $\varphi_c$  表示县域固定效应,  $\phi_t$  表示年份固定效应;  $\varepsilon_{ict}$  为随机扰动项;  $\alpha_0$  为常数项,  $\alpha_1$  和  $\alpha$  为待估计系数。

2. 中介效应模型。为进一步考察数字普惠金融对农户生产经营投资的影响机制, 本文建立中介效应模型, 模型设定如下:

$$Invest_{ict} = \beta_0 + \beta_1 DF_{ict} + \beta Control_{ict} + \varphi_c + \phi_t + \varepsilon_{ict} \quad (2)$$

$$M_{ict} = \beta_0 + \beta_1' DF_{ict} + \beta Control_{ict} + \varphi_c + \phi_t + \varepsilon_{ict} \quad (3)$$

$$Invest_{ict} = \beta_0 + \beta_1'' DF_{ict} + \beta_2 M_{ict} + \beta Control_{ict} + \varphi_c + \phi_t + \varepsilon_{ict} \quad (4)$$

(2) 式、(3) 式和 (4) 式中:  $Invest_{ict}$  表示农户生产经营投资;  $M_{ict}$  为中介变量, 表示农户的融资规模或信息互动水平;  $\beta_0$  为常数项;  $\beta$ 、 $\beta_1$ 、 $\beta_1'$ 、 $\beta_1''$ 、 $\beta_2$  为待估计系数; 其余变量和符号的含义与 (1) 式一致。

## 四、实证分析

### (一) 基准回归分析

表 2 报告了数字普惠金融对农户生产经营投资影响的回归结果。方程 1 是数字普惠金融对农户生产经营投资总规模影响的回归结果。根据方程 1, 数字普惠金融在 5% 的统计水平上显著, 且系数为正,

说明数字普惠金融能够促进农户生产经营投资总规模。方程 2 是数字普惠金融影响农户农业生产经营投资规模的回归结果。根据方程 2，数字普惠金融变量不显著，说明数字普惠金融对农户农业生产经营投资的影响不明显。根据本文数据，仅从事农业生产经营的农户的数字金融参与占比（14.47%）与从事工商业生产经营的农户的数字金融参与占比（43.56%）相差近 30 个百分点，这表明相较于从事工商业生产经营，从事农业生产经营的农户存在更严重的“数字鸿沟”和“数字排斥”现象，从而影响了数字普惠金融对农户农业生产经营投资的作用。方程 3 是数字普惠金融影响农户工商业生产经营投资规模的回归结果。数字普惠金融在 1% 的统计水平上显著，且估计系数为正，说明数字普惠金融能够促进农户工商业生产经营投资。因此，数字普惠金融促进了农户生产经营投资，但数字普惠金融对农户农业生产经营投资和工商业生产经营投资的影响存在明显差异；相较于对农业生产经营投资的影响，数字普惠金融对农户工商业生产经营投资的促进作用更明显。回归结果验证了研究假说 H1。

从控制变量的估计结果来看，家庭收入水平、家庭消费水平和非生产经营资产对农户生产经营投资总规模存在显著影响，且估计系数为正，说明经济状况好的农户会增加生产经营投资规模。户主性别和户主年龄对农户农业生产经营投资的影响较大，说明青壮年男性是农业生产经营投资的主体，但户主特征对农户工商业生产经营投资的影响较小。此外，身体健康且已婚的户主更有可能进行生产经营投资活动。其余控制变量对农户生产经营投资的影响较小。

表 2 数字普惠金融对农户生产经营投资的影响：基准回归（OLS 法）

变量名称	方程 1		方程 2		方程 3	
	投资总规模		农业生产经营投资规模		工商业生产经营投资规模	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
数字普惠金融	0.004**	0.002	-0.000	0.002	0.010***	0.003
家庭人口规模	0.004	0.005	0.001	0.005	0.017	0.013
家庭收入水平	0.027***	0.002	0.017***	0.002	0.027***	0.003
家庭消费水平	0.029***	0.002	0.017***	0.003	0.020***	0.005
非生产经营资产	0.004***	0.000	0.002***	0.000	0.002***	0.000
风险偏好	0.055	0.039	0.074*	0.043	0.047	0.083
风险厌恶	-0.038	0.024	0.008	0.025	-0.068	0.056
金融知识	0.058***	0.013	0.049***	0.014	0.015	0.030
户主性别	0.169***	0.028	0.220***	0.031	0.110	0.078
户主年龄	0.009	0.006	0.020***	0.007	-0.001	0.017
年龄平方项	-0.015***	0.005	-0.023***	0.006	-0.009	0.016
户主婚姻状况	0.112***	0.028	0.142***	0.032	-0.110	0.108
户主身体状况	0.072***	0.008	0.065***	0.009	0.043*	0.025
户主文化程度	0.020**	0.010	-0.019*	0.010	0.030	0.024
县域传统金融发展水平	-0.006	0.059	-0.027	0.084	-0.203***	0.074
县域经济发展水平	0.054	0.042	0.041	0.054	-0.231*	0.126
县域固定效应	已控制		已控制		已控制	



(续表 2)

年份固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值	11587	10660	1774
R <sup>2</sup>	0.307	0.273	0.369

注：①\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

## (二) 内生性检验

考虑到上述估计可能存在内生性问题，本文采用工具变量法进行内生性检验。本文借鉴易行健和周利（2018）、杨文溥（2022）的做法，构建滞后 1 期数字普惠金融指数（ $DF_{ic,t-1}$ ）与数字普惠金融指数的一阶差分（ $\Delta DF_{t-1,t}$ ）的交乘项作为 Bartik 工具变量。该工具变量反映了滞后 1 期数字普惠金融指数按照全国县域层面数字普惠金融指数中位值的增长率进行增长的预测值。全国县域层面数字普惠金融指数中位值的增长率相对于县域内农户的生产经营投资是外生的，同时，数字普惠金融指数滞后 1 期与当期数字普惠金融发展存在一定的相关性。根据表 3，不可识别检验的 Kleibergen-Paap rk LM 统计量 p 值为 0.000，说明本文工具变量选取是合理的，满足工具变量外生性和相关性的要求。

表 3 数字普惠金融对农户生产经营投资的影响：内生性检验

变量或指标名称	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6
	数字普惠金融	投资总规模	数字普惠金融	农业生产经营投资规模	数字普惠金融	工商业生产经营投资规模
数字普惠金融		0.003** (0.002)		-0.001 (0.002)		0.010*** (0.003)
工具变量	0.570*** (0.018)		0.553*** (0.018)		0.644*** (0.022)	
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	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	已控制	已控制
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	110.460*** (0.000)		102.748*** (0.000)		66.619*** (0.000)	
观测值	11587	11587	10660	10660	1774	1774
R <sup>2</sup>	0.993	0.307	0.994	0.273	0.993	0.369

注：①\*\*\*、\*\*分别表示 1%、5%的显著性水平；②Kleibergen-Paap rk LM 统计量括号内为 p 值，其余括号内为县域年份层面聚类标准误；③控制变量同表 2，因篇幅限制，仅汇报核心解释变量的回归结果。

表 3 为采用工具变量法得到的估计结果。根据方程 1、方程 3 和方程 5，工具变量与数字普惠金融存在显著的正相关；根据方程 2、方程 4 和方程 6，数字普惠金融对农户生产经营投资总规模和工商业生产经营投资规模具有显著的正向影响，对农户农业生产经营投资规模的影响不显著。该估计结果与基准回归结果一致，表明前文分析结论是稳健的。

## (三) 数字普惠金融影响农户生产经营投资的作用机制

本部分进一步探讨数字普惠金融对农户生产经营投资的影响机制。根据前文分析，本文选取农户

的融资规模、信息互动水平作为中介变量来检验数字普惠金融对农户生产经营投资的影响机制。表 4 为数字普惠金融影响农户生产经营投资的作用机制的估计结果。方程 1、方程 2 和方程 3 是以融资规模为中介变量的检验结果。由方程 1 的回归结果可知，数字普惠金融在 1% 的统计水平上显著，且估计系数为正，说明数字普惠金融对农户的融资规模有显著的正向影响；由方程 2 和方程 3 的回归结果可知，数字普惠金融通过增加农户的融资规模促进了农户生产经营投资总规模和工商业生产经营投资规模的增加。方程 4、方程 5 和方程 6 是以信息互动水平为中介变量的检验结果。由方程 4 的回归结果可知，数字普惠金融对农户的信息互动水平存在显著的正向影响；由方程 5 和方程 6 的回归结果可知，数字普惠金融通过提高农户的信息互动水平促进了农户生产经营投资总规模和工商业生产经营投资规模的增加。根据以上分析，数字普惠金融能够通过增加农户的融资规模、提高农户的信息互动水平，促进农户生产经营投资，回归结果验证了研究假说 H2。

表 4 数字普惠金融对农户生产经营投资的影响：作用机制检验

变量或指标名称	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6
	融资规模	投资总规模	工商业生产经营投资规模	信息互动水平	投资总规模	工商业生产经营投资规模
数字普惠金融	0.022*** (0.004)	0.003** (0.002)	0.009*** (0.003)	0.004** (0.002)	0.004** (0.002)	0.010*** (0.004)
融资规模		0.036*** (0.003)	0.042*** (0.004)			
信息互动水平					0.077*** (0.009)	0.121*** (0.028)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	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	已控制	已控制
观测值	19257	11587	1774	19256	11586	1774
R <sup>2</sup>	0.135	0.327	0.408	0.351	0.312	0.377

注：①\*\*\*、\*\*分别表示 1%、5% 的显著性水平；②括号内为县域年份层面聚类标准误；③控制变量同表 2，因篇幅限制，仅汇报核心解释变量的回归结果。

#### （四）稳健性检验

1. 替换核心解释变量。本文进一步检验数字普惠金融覆盖广度和数字普惠金融使用深度两个子维度指标对农户生产经营投资的影响，回归结果如表 5 所示。方程 1、方程 2 和方程 3 为数字普惠金融覆盖广度影响农户生产经营投资的回归结果。从回归结果可以看出，数字普惠金融覆盖广度对农户生产经营投资总规模和工商业生产经营投资规模均存在显著的正向影响，但对农户农业生产经营投资规模的影响不显著。这说明数字普惠金融覆盖广度能够促进农户生产经营投资，且相较于对农户农业生产经营投资的作用，数字普惠金融覆盖广度对农户工商业生产经营投资的作用更明显。该结论与基准回归的结论基本一致。方程 4、方程 5 和方程 6 为数字普惠金融使用深度影响农户生产经营投资的回

归结果。根据方程 4 和方程 6 的估计结果，数字普惠金融使用深度对农户生产经营投资总规模和工商业生产经营投资规模的影响不显著。可能的原因是：现阶段农户能够广泛接触到数字普惠金融服务，部分农户可以跨越“一级数字鸿沟”，但已有研究发现农民依然存在较大的“二级数字鸿沟”<sup>①</sup>，农户的信息利用能力和信息鉴别能力较差（张勋等，2021），对数字普惠金融的使用深度还不充分，导致方程 4 和方程 6 不显著。根据方程 5 的估计结果，数字普惠金融使用深度对农户农业生产经营投资规模有负向影响，意味着数字普惠金融的深入发展可能会导致农户减少农业生产经营投资。该结论与前文基准回归得出的结论不一致。可能的原因是：数字普惠金融的深入发展促进了部分农户选择非农就业（包括工商业创业）（董晓林等 2021；田鹤和张勋，2022），从而减少农业生产经营投资。

表 5 数字普惠金融对农户生产经营投资的影响：稳健性检验（替换核心解释变量）

变量或指标名称	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6
	投资总规模	农业生产经营投资规模	工商业生产经营投资规模	投资总规模	农业生产经营投资规模	工商业生产经营投资规模
数字普惠金融覆盖广度	0.002** (0.001)	-0.000 (0.001)	0.005*** (0.002)			
数字普惠金融使用深度				-0.001 (0.002)	-0.004* (0.002)	0.006 (0.004)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	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	已控制	已控制
观测值	11587	10660	1774	11587	10660	1774
R <sup>2</sup>	0.307	0.273	0.369	0.307	0.273	0.366

注：①\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为县域年份层面聚类标准误；③控制变量同表 2，因篇幅限制，仅汇报核心解释变量的回归结果。

2.调整控制变量。首先，本文在基准回归中仅考虑了户主文化程度的影响，农户家庭中其他家庭成员的文化程度也会影响数字普惠金融对农户生产经营投资的作用。因此，本文用家庭成员最高学历变量（家庭成员文化程度：博士研究生=9，硕士研究生=8，大学本科=7，大专或高职=6，中专或职高=5，高中=4，初中=3，小学=2，没上过学=1；取最大值）替代户主文化程度，对基准回归结果进行稳健性检验。检验结果如表 6 方程 1~方程 3 所示。控制家庭成员最高学历后，模型估计结果与基准回归结果基本一致。其次，考虑到信息技术带来的数字传播会影响研究结论，本文纳入信息技术变量，以尽力排除数字传播的影响。本文借鉴吴雨等（2021）的做法定义信息技术变量。若农户家庭使用智能手机、电脑或者平板等智能设备，信息技术变量赋值为 1；否则，变量赋值为 0。加入信息技术变量后的稳健性检验结果如表 6 方程 4~方程 6 所示。估计结果与基准回归结果基本一致，说明本文研究结论具有稳健性。

<sup>①</sup>“一级数字鸿沟”指信息的可接入性，通常以是否使用或接触互联网来度量；“二级数字鸿沟”指对互联网信息的使用、欣赏和鉴别能力（张勋等，2021）。

表 6 数字普惠金融对农户生产经营投资的影响：稳健性检验（调整控制变量）

变量或指标名称	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6
	投资总规模	农业生产经营 投资规模	工商业生产 经营投资规模	投资总规模	农业生产经营 投资规模	工商业生产 经营投资规模
数字普惠金融	0.004** (0.002)	-0.000 (0.002)	0.010*** (0.004)	0.004** (0.002)	-0.000 (0.002)	0.010*** (0.003)
家庭成员最高 学历	0.019*** (0.006)	0.000 (0.006)	0.016 (0.015)			
信息技术				0.076 (0.050)	0.105* (0.055)	0.090 (0.244)
其他控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	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	已控制	已控制
观测值	11597	10669	1775	11587	10660	1774
R <sup>2</sup>	0.307	0.272	0.368	0.307	0.273	0.369

注：①\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为县域年份层面聚类标准误；③除家庭成员最高学历和户主文化程度外，方程 1~方程 3 的控制变量同表 2；除信息技术外，方程 4~方程 6 的控制变量同表 2；④因篇幅限制，仅汇报核心解释变量和调整的控制变量的回归结果。

3. 替换被解释变量。为进一步验证前文回归结果的稳健性，本文替换被解释变量进行稳健性检验。本文用农户生产经营投资广度替换基准回归中的投资总规模，用农户是否从事农业生产经营替换基准回归中的农业生产经营投资规模，用农户是否从事工商业生产经营替换基准回归中的工商业生产经营投资规模。具体赋值方式如下：若农户不从事生产经营活动，农户生产经营投资广度变量赋值为 0；若农户从事农业生产经营或工商业生产经营，农户生产经营投资广度变量赋值为 1；若农户同时从事农业生产经营和工商业生产经营，农户生产经营投资广度变量赋值为 2。农户从事农业生产经营，农户是否从事农业生产经营变量赋值为 1，否则变量赋值为 0。农户从事工商业生产经营，农户是否从事工商业生产经营变量赋值为 1，否则变量赋值为 0。回归结果如表 7 方程 1~方程 3 所示。方程 1 采用 Poisson 模型进行回归，由回归结果可知，数字普惠金融对农户生产经营投资广度存在显著的正向影响，说明数字普惠金融有利于农户兼业经营，能够促进农户生产经营投资多元化。方程 2 和方程 3 均采用 Probit 模型进行回归，由回归结果可知，数字普惠金融对农户从事工商业生产经营有显著的正向影响，但对农户从事农业生产经营的影响不显著。以上结论与基准回归结论是一致的。

4. 删除部分样本。直辖市的经济具有特殊性（李彦龙和沈艳，2022），其农村地区的经济发展模式和发展水平可能不同于其他省份的农村地区。因此，本文删除直辖市所属的农户样本来进行稳健性检验，结果如表 7 方程 4~方程 6 所示。回归结果表明，数字普惠金融对农户生产经营投资总规模和工商业生产经营投资规模具有促进作用，对农业生产经营投资规模的影响不显著，结论与基准回归结论基本一致。

表 7 数字普惠金融对农户生产经营投资的影响：稳健性检验（替换被解释变量和删除部分样本）

变量或指标名称	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6
	农户生产经营 投资广度	农户是否从事 农业生产经营	农户是否从事工 商业生产经营	投资 总规模	农业生产经营 投资规模	工商业生产经 营投资规模
	Poisson 模型	Probit 模型	Probit 模型	OLS 模型	OLS 模型	OLS 模型
数字普惠金融	0.002** (0.001)	0.000 (0.001)	0.001*** (0.000)	0.004** (0.002)	-0.000 (0.002)	0.010*** (0.003)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	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	已控制	已控制
观测值	19257	19134	18656	11218	10320	1726
R <sup>2</sup> 或 Pseudo R <sup>2</sup>	0.029	0.187	0.183	0.305	0.272	0.358

注：①Poisson 模型和 Probit 模型汇报的回归结果均为边际效应；②\*\*\*、\*\*分别表示 1%、5%的显著性水平；③括号内为县域年份层面聚类标准误；④控制变量同表 2，因篇幅限制，仅汇报核心解释变量的回归结果。

### （五）异质性分析

农户自身状况存在异质性，数字普惠金融对农户生产经营投资的影响可能存在一定的差异。首先，农户自身经济状况不同，生产经营投资规模有一定差距，这可能导致数字普惠金融对农户生产经营投资的影响存在规模异质性。其次，受人力资本差异影响，农户对数字普惠金融这一新兴事物的接受程度是不同的，这会导致数字普惠金融对农户生产经营投资的影响存在异质性。因此，本文将从农户投资规模和人力资本两个方面进行异质性分析。

1. 农户投资规模差异。本文借鉴吕越等（2018）的做法，根据以下标准对全部农户样本进行分组：先分别计算 2015 年、2017 年和 2019 年 3 期被解释变量的中位数，再对计算出的 3 个中位数取平均数，如果农户的投资总规模大于或等于该平均数，则将农户划为大规模投入组，反之，则将农户划为小规模投入组。该划分方法可以在最大程度保证样本量的情况下，减少直接的样本选择问题，能够较好地反映农户的投资规模差异。具体回归结果如表 8 所示。方程 1~方程 3 为大规模投入组的回归结果，方程 4~方程 6 为小规模投入组的回归结果。根据回归结果，对投资总规模而言，数字普惠金融对大规模投入组投资总规模的促进作用更显著，这可能是因为大规模投入组的农户生产经营投资所需的资金更多，数字普惠金融能够为农户提供资金支持，从而对农户生产经营投资产生促进作用。对农业生产经营投资规模而言，无论是大规模投入组还是小规模投入组，数字普惠金融均不显著，说明数字普惠金融对农户农业生产经营投资的影响不存在投资规模异质性。对工商业生产经营投资规模而言，数字普惠金融对小规模投入组农户工商业生产经营投资规模存在显著的正向影响，但对大规模投入组农户工商业生产经营投资规模的影响不显著，说明数字普惠金融对农户进行小规模工商业生产经营投资有促进作用，对农户进行大规模工商业生产经营投资的影响不明显。可能的原因是：数字普惠金融提供的更多是小额信贷支持和便捷的金融服务，在服务小规模工商业生产经营主体上更具有优势。该结论与数字普惠金融发展的现实情况是相符合的。

表 8 数字普惠金融对农户生产经营投资的影响：投资规模异质性

变量或指标名称	大规模投入组			小规模投入组		
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6
	投资总规模	农业生产 经营投资规模	工商业生产 经营投资规模	投资总规模	农业生产经营 投资规模	工商业生产 经营投资规模
数字普惠金融	0.004*** (0.002)	0.001 (0.002)	-0.003 (0.003)	0.000 (0.001)	-0.000 (0.002)	0.008** (0.004)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	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	已控制	已控制
观测值	6028	5403	864	5559	5257	910
R <sup>2</sup>	0.349	0.269	0.401	0.151	0.131	0.319

注：①\*\*\*、\*\*分别表示 1%、5% 的显著性水平；②括号内为县域年份层面聚类标准误；③控制变量同表 2，因篇幅限制，仅汇报核心解释变量的回归结果。

2.人力资本差异。本文借鉴傅秋子和黄益平（2018）的做法，依据户主文化程度对全部农户样本进行分组，将户主文化程度为初中及以上的农户划分为高人力资本组，将其余农户划分为低人力资本组。分组回归结果如表 9 所示。通过对比两组回归结果可以看出，数字普惠金融对两组农户农业生产经营投资的影响均不显著。数字普惠金融对低人力资本组的农户进行工商业生产经营投资的影响更明显，这一结论与何婧和李庆海（2019）的结论基本一致。以上结论说明数字普惠金融能够缓解受教育水平不足对农户进行工商业生产经营投资的不利影响，从而激发低人力资本农户进行工商业生产经营投资的热情，提高了低人力资本农户从事工商业生产经营的可能性，有利于促进农村地区产业兴旺。

表 9 数字普惠金融对农户生产经营投资的影响：人力资本异质性

变量或指标名称	高人力资本组			低人力资本组		
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6
	投资总规模	农业生产经营 投资规模	工商业生产 经营投资规模	投资总规模	农业生产经营 投资规模	工商业生产 经营投资规模
数字普惠金融	0.002 (0.002)	-0.000 (0.003)	0.004 (0.004)	0.005*** (0.002)	-0.001 (0.002)	0.012* (0.007)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	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	已控制	已控制
观测值	5950	5319	1192	5637	5341	582
R <sup>2</sup>	0.329	0.288	0.408	0.298	0.294	0.441

注：①\*\*\*、\*分别表示 1%、10% 的显著性水平；②括号内为县域年份层面聚类标准误；③控制变量同表 2，因篇幅限制，仅汇报核心解释变量的回归结果。

## 五、进一步分析

前文分析发现，数字普惠金融对农户农业生产经营投资的影响不显著。考虑到传统金融机构一直是促进农业生产经营的重要力量，本文使用银行卡和存折数（农户持有的银行卡和存折的数量）、是否因农业生产经营贷款（目前，您家是否因农业生产经营有银行贷款？是=1，否=0）以及农业生产经营贷款笔数（受访户获得农业生产经营贷款笔数）作为传统金融服务的代理变量，考察传统金融服务对农户农业生产经营投资的影响。本文借鉴宋科等（2022）的做法，分别生成银行卡和存折数、是否因农业生产经营贷款、农业生产经营贷款笔数与数字普惠金融的交乘项，并加入（1）式重新进行回归，以考察数字普惠金融能否借助传统金融服务的发展对农户农业生产经营投资产生影响。

表 10 传统金融服务、数字普惠金融对农户农业生产经营投资的影响

变量或指标名称	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6
	农业生产经营投资规模	农业生产经营投资规模	农业生产经营投资规模	农业生产经营投资规模	农业生产经营投资规模	农业生产经营投资规模
银行卡和存折数	0.033*** (0.008)					
是否因农业生产经营贷款		0.274*** (0.047)				
农业生产经营贷款笔数			0.229*** (0.036)			
数字普惠金融×银行卡和存折数				0.000*** (0.000)		
数字普惠金融×是否因农业生产经营贷款					0.003*** (0.001)	
数字普惠金融×农业生产经营贷款笔数						0.003*** (0.000)
数字普惠金融	-0.002 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.002 (0.002)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	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	已控制	已控制
观测值	8669	7661	7655	8669	7661	7655
R <sup>2</sup>	0.279	0.291	0.292	0.278	0.291	0.292

注：①\*\*\*表示 1% 的显著性水平；②括号内为县域年份层面聚类标准误；③控制变量同表 2，因篇幅限制，仅汇报关键变量的回归结果。

回归结果如表 10 所示。表 10 方程 1~方程 3 为传统金融服务对农业生产经营投资规模影响的回归结果。从结果可以看出，传统金融服务 3 个变量均在 1% 的统计水平上显著，且系数均为正，说明

传统金融服务对农户农业生产经营投资有促进作用。表 10 方程 4~方程 6 为数字普惠金融与传统金融服务变量的交乘项对农业生产经营投资规模影响的回归结果，可以看出，数字普惠金融与传统金融服务变量的交乘项对农业生产经营投资存在显著的正向影响，说明数字普惠金融通过农户享有的传统金融服务对其农业生产经营投资产生促进作用。这进一步说明农户享有的传统金融服务（持有的银行卡和存折数、使用传统金融借贷积累的借贷经验和形成的借贷习惯）为其使用数字普惠金融奠定了基础，数字普惠金融能够借助传统金融服务基础促进农户农业生产经营投资。该结论验证了研究假说 H3。

## 六、研究结论与政策启示

农户生产经营投资对实现农村地区产业兴旺和全面推进乡村振兴具有重要意义。本文基于 2015 年、2017 年和 2019 年中国家庭金融调查数据和北京大学数字普惠金融指数，实证研究了数字普惠金融对农户生产经营投资的影响及其作用机制。主要结论如下：第一，数字普惠金融对农户生产经营投资总规模具有正向影响，即数字普惠金融促进了农户生产经营投资。数字普惠金融对农户生产经营投资的影响存在差异性，数字普惠金融对农户农业生产经营投资的影响不显著，但对农户工商业生产经营投资有显著的正向影响。第二，数字普惠金融通过增加农户的融资规模、提高农户的信息互动水平，促进农户生产经营投资。第三，稳健性检验结果表明，上述结论是稳健的，且数字普惠金融有利于农户兼业经营，能够促进农户生产经营投资多样化。第四，在农户不同投资规模和户主人力资本水平下，数字普惠金融对农户工商业生产经营投资的影响具有异质性，数字普惠金融对小规模投入组和低人力资本组农户进行工商业生产经营投资的促进作用更明显。第五，农户享有的传统金融服务为其使用数字普惠金融服务奠定了基础，数字普惠金融能够借助传统金融服务基础促进农户农业生产经营投资。

基于上述结论，本文得到如下政策启示：第一，推进农村地区数字化基础设施建设，为数字金融发挥“普惠性”作用提供设施保障，使农户有更多机会接触到数字化金融服务，推动数字普惠金融服务农户生产经营。第二，合理引导农村地区工商业生产经营主体使用数字普惠金融服务，数字普惠金融要注重对小规模经营和低人力资本农户的覆盖，进一步挖掘符合农村工商业生产经营需要的金融业务，持续推进数字普惠金融服务农户工商业生产经营。第三，数字普惠金融要与传统金融融合发展，针对从事农业生产经营的农户，既要提升传统金融服务覆盖率，又要加强数字普惠金融推广和数字技能培训，从而提高从事农业生产经营农户的数字普惠金融使用水平。同时，发展数字普惠金融要借鉴传统金融服务经验，开发精准助农的金融产品，提升对农业生产经营的服务能力，以促进农村地区产业兴旺，助力推进乡村全面振兴。

### 参考文献

- 1.陈清华、朱敏杰、董晓林，2017：《村级发展互助资金对农户农业生产和收入的影响——基于宁夏 13 县 37 个贫困村 655 户农户的经验证据》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第 4 期，第 138-146 页、第 160 页。
- 2.博迪、莫顿著，2000：《金融学》，伊志宏、金李译校，北京：中国人民大学出版社。
- 3.董晓林、吴以蛮、熊健，2021：《金融服务参与方式对农户多维相对贫困的影响》，《中国农村观察》第 6 期，



第 47-64 页。

4.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,第 68-84 页。

5.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,第 1401-1418 页。

6.郭峰、王瑶佩, 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,第 19-33 页。

7.何广文、何婧、郭沛, 2018:《再议农户信贷需求及其信贷可得性》,《农业经济问题》第 2 期,第 38-49 页。

8.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,第 112-126 页。

9.黄红光、白彩全、易行, 2018:《金融排斥、农业科技投入与农业经济发展》,《管理世界》第 9 期,第 67-78 页。

10.黄卓、王萍萍, 2022:《数字普惠金融在数字农业发展中的作用》,《农业经济问题》第 5 期,第 27-36 页。

11.黄祖辉、俞宁, 2010:《新型农业经营主体:现状、约束与发展思路——以浙江省为例的分析》,《中国农村经济》第 10 期,第 16-26 页、第 56 页。

12.李广子, 2020:《金融与科技的融合:含义、动因与风险》,《国际经济评论》第 3 期,第 91-106 页、第 6 页。

13.李彦龙、沈艳, 2022:《数字普惠金融与区域经济不平衡》,《经济学(季刊)》第 5 期,第 1805-1828 页。

14.李伟雯、张兵, 2018:《非正规金融与农村家庭创业成效:影响效应及作用机理》,《农业技术经济》第 12 期,第 4-17 页。

15.吕越、高媛、田展源, 2018:《全球价值链嵌入可以缓解企业的融资约束吗?》,《产业经济研究》第 1 期,第 1-14 页、第 38 页。

16.马述忠、胡增玺, 2022:《数字金融是否影响劳动力流动?——基于中国流动人口的微观视角》,《经济学(季刊)》第 1 期,第 303-322 页。

17.马威、张人中, 2022:《数字金融的广度与深度对缩小城乡发展差距的影响效应研究——基于居民教育的协同效应视角》,《农业技术经济》第 2 期,第 62-76 页。

18.彭克强、刘锡良, 2016:《农民增收、正规信贷可得性与非农创业》,《管理世界》第 7 期,第 88-97 页。

19.彭澎、徐志刚, 2021:《数字普惠金融能降低农户的脆弱性吗?》,《经济评论》第 1 期,第 82-95 页。

20.邱子迅、周亚虹, 2021:《电子商务对农村家庭增收作用的机制分析——基于需求与供给有效对接的微观检验》,《中国农村经济》第 4 期,第 36-52 页。

21.宋科、刘家琳、李宙甲, 2022:《数字普惠金融能缩小县域城乡收入差距吗?——兼论数字普惠金融与传统金融的协同效应》,《中国软科学》第 6 期,第 133-145 页。

22.苏岚岚、孔荣, 2018:《农地抵押贷款促进农户创业决策了吗?——农地抵押贷款政策预期与执行效果的偏差检验》,《中国软科学》第 12 期,第 140-156 页。

23.粟芳、方蕾、贺小刚、杨婵, 2019:《正规融资还是非正规融资?农户创业的融资选择及其影响因素》,《经济与管理研究》第 12 期,第 59-76 页。

24.孙学涛、于婷、于法稳, 2022:《数字普惠金融对农业机械化的影响——来自中国 1869 个县域的证据》,《中

国农村经济》第2期,第76-93页。

25.田鸽、张勋,2022:《数字经济、非农就业与社会分工》,《管理世界》第5期,第72-84页。

26.王国刚,2018:《从金融功能看融资、普惠和服务“三农”》,《中国农村经济》第3期,第2-14页。

27.王修华、赵亚雄,2022:《数字金融发展与城乡家庭金融可得性差异》,《中国农村经济》第1期,第44-60页。

28.温涛、陈一明,2020:《数字经济与农业农村经济融合发展:实践模式、现实障碍与突破路径》,《农业经济问题》第7期,第118-129页。

29.吴雨、李晓、李洁、周利,2021:《数字金融发展与家庭金融资产组合有效性》,《管理世界》第7期,第92-104页、第7页。

30.杨胜刚、刘姝雯、阳旸,2016:《中国互联网金融发展水平测度——基于金融功能观的研究》,《金融经济学研究》第4期,第72-80页。

31.杨文溥,2022:《数字经济促进高质量发展:生产效率提升与消费扩容》,《上海财经大学学报》第1期,第48-60页。

32.易行健、周利,2018:《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》,《金融研究》第11期,第47-67页。

33.殷浩栋、霍鹏、汪三贵,2020:《农业农村数字化转型:现实表征、影响机理与推进策略》,《改革》第12期,第48-56页。

34.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,第62-75页。

35.张龙耀、李超伟、王睿,2021:《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》,《中国农村经济》第5期,第83-101页。

36.张勋、万广华、吴海涛,2021:《缩小数字鸿沟:中国特色数字金融发展》,《中国社会科学》第8期,第35-51页、第204-205页。

37.张哲晰、穆月英、侯玲玲,2018:《参加农业保险能优化要素配置吗?——农户投保行为内生化的生产效应分析》,《中国农村经济》第10期,第53-70页。

38.Bachas, P., P. Gertler, S. Higgins, and E. Seira, 2018, “Digital Financial Services Go A Long Way: Transaction Costs and Financial Inclusion”, *AEA Papers and Proceedings*, 108: 444-448.

39.Bonfadelli, H., 2002, “The Internet and Knowledge Gaps: A Theoretical and Empirical Investigation”, *European Journal of Communication*, 17(1): 65-84.

40.Guo, F., S. T. Kong, and J. Wang, 2016, “General Patterns and Regional Disparity of Internet Finance Development in China: Evidence from the Peking University Internet Finance Development Index”, *China Economic Journal*, 9(3): 253-271.

41.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.

42.Jagtiani, J., and C. Lemieux, 2018, “Do Fintech Lenders Penetrate Areas that are Underserved by Traditional Banks?”, *Journal of Economics and Business*, 100: 43-54.

(作者单位：南京农业大学金融学院)

(责任编辑：光明)

## **The Impact of Digital Inclusive Finance on Farmers’ Investment in Production and Operation**

ZHOU Yueshu MIAO Zheyu

**Abstract:** Based on the data from the China Household Finance Survey in 2015, 2017, and 2019, and the Peking University Digital Financial Inclusion Index, this article analyzes the impact of digital financial inclusion on farmers’ production and operation investment. The results show that digital inclusive finance has promoted farmers’ investment in production and operation. Specifically, the impact of digital inclusive finance on farmers’ investment in agricultural production and operation is not significant, but digital inclusive finance can promote farmers’ investment in industrial and commercial production and operation. The results are robust to alternative choice of instrument variables. Mechanism analysis finds that digital inclusive finance mainly promotes farmers’ production and operation investment by increasing the financing scale of farmers and improving the level of farmers’ information interactions. Heterogeneity analysis finds that the impact of digital inclusive finance on farmers’ industrial and commercial production and operation investment is heterogeneous. Digital inclusive finance has a more obvious role in promoting small-scale operation and low human capital farmers’ industrial and commercial production and operation investment. Investment in agricultural production and operation is greatly affected by traditional financial services. Digital inclusive finance can promote farmers’ investment in agricultural production and operation with the help of traditional financial services. The study is of great significance for digital inclusive finance to better serve and promote the prosperity of rural industries and comprehensively promote rural revitalization.

**Key Words:** Digital Inclusive Finance; Investment in Production and Operation of Farmer; Prosperity of Rural Industry