

# 数字金融市场参与改善农户收入了吗?

杨少雄,孔 荣

(西北农林科技大学 经济管理学院,陕西 杨陵 712100)



**摘要** 从移动支付、数字理财和数字信贷三个方面表征农户数字金融市场参与,依据陕西、宁夏、山东三省(区)1947户农户调查数据,采用内生转换回归(ESR)模型测算了数字金融市场参与对农户收入水平的影响效应,并运用Fields分解法检验了数字金融市场参与对农户收入差距的作用方向及程度。结果表明:数字金融市场参与提高了农户收入水平,表现为反事实框架下,实际参与数字金融市场的农户若未参与,收入水平将下降6.40%,实际未参与农户若参与数字金融市场,收入水平将提升9.57%;其中数字信贷对农户收入影响效应最高,其次是移动支付和数字理财。进一步研究发现,数字金融市场参与扩大了农户收入差距,数字金融市场参与对农户收入差距的贡献率为14.79%;其中数字信贷对农户收入差距贡献率最大,其次是移动支付和数字理财。

**关键词** 数字金融市场;农户收入;收入差距;内生转换回归模型

**中图分类号:**F 323.8 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2021)05-0180-11

**DOI 编码:**10.13300/j.cnki.hnwkxb.2021.05.019

农民收入问题是“三农”问题的核心。根据国家统计局数据,改革开放以来,我国农民人均纯收入保持持续增长,2011年达到峰值,较上年实际增长11.4%,但从2012年以来,我国农民收入增长速度开始回落。截至2019年,农村居民人均纯收入增速降至6.2%,总体增速下行态势仍在进一步延续,农户收入增长已经呈现明显放缓的趋势<sup>[1]</sup>。与此同时,我国的收入差距不仅存在于城乡和地区之间,在农村内部,农户之间也存在着显著的收入差距且不断扩大,农户之间的收入分配情况趋于复杂<sup>[2]</sup>。农户收入增长速度减缓、农村内部收入差距扩大等问题的解决迫切需要注入新要素。随着互联网技术、信息通讯技术不断突破,互联网技术与金融服务领域快速深度融合,促进了金融服务创新,提高了金融资源配置效率,日益成为推动经济社会转型的关键力量。在数字经济背景下,数字金融作为一种全新的金融模式迅速崛起并不断扩展到农村市场,数字金融能否促进农村地区经济发展效率与公平的双赢?关注数字金融发展影响农民收入增长的同时,农户间收入差距缩减问题亟待进一步探讨。

数字金融在数字经济发展中发挥了重要作用,对推动我国农业农村经济高质量发展具有重要意义,尤其是活跃农村经济创新与发展动力。《中国“三农”互联网金融发展报告(2017)》表明,我国农村网民数量达到2.01亿人,农村互联网普及率达33.1%;移动支付在农村地区快速普及,使用率达到31.7%;全国共有29家专注于“三农”领域的P2P平台,全年网络借贷交易额达到400亿~450亿元,较2015年增长了250%以上。2018年农业数字经济占行业增加值比重为7.3%<sup>①</sup>,农业数字化水平逐年提高,农村数字金融市场发展潜力巨大。依托于移动技术、云计算、搜索引擎、社交网络等互联网技术,形成以移动支付、网络借贷、互联网保险和财富管理等功能为主的数字金融,凭借信息处理效率高、交易成本低、资源配置相对均衡的优势<sup>[3]</sup>,加速农村信息流和资金流的流转速率<sup>[4]</sup>,弥补传统金融服务短板,降低农村金融服务门槛和服务成本<sup>[5]</sup>,进而带动农村经济发展。虽然数字金融成长迅速,但农村地区数字金融排斥现象严重,尤其是数字理财、数字信贷等排斥仍较为普遍<sup>[6]</sup>。因此,探寻提

收稿日期:2021-02-26

基金项目:国家自然科学基金面上项目“金融行为中介作用下农民金融素养对收入质量的影响机制及提升路径研究”(71773094)。

① 数据来源:农业农村部《中国数字乡村发展报告(2019)》。

高农户数字金融市场参与程度的有效路径,对于充分发挥数字金融发展的经济社会效应,助力农户增收显得十分必要和迫切。

已有研究表明,农村金融发展水平较高时,金融产品增多、服务门槛降低,能够通过经济增长和分配效应促进农户增收<sup>[7]</sup>,然而部分学者持有不同观点,如孙玉奎等认为农村金融的快速发展,导致农村大量资金外移,对农户收入增长造成不利影响<sup>[8]</sup>。数字金融作为农村金融服务发展的新方向,对农户带来的影响是“数字红利”还是“数字鸿沟”,仍未形成一致结论<sup>[9]</sup>。具体而言,数字金融为农户提供就业支持,增加农户创业就业机会,拓宽收入来源,但不同农户群体数字金融市场排斥程度的差异使得数字金融资源的获取及其收入效应的发挥存在明显的群体差距。那么本文试图回答:数字金融作为一种新型金融服务模式能否支持农户收入水平提升?数字金融市场参与究竟是扩大还是缩小了农户内部收入差距?本文利用陕、宁、鲁三省(区)1947户农户调查数据,从微观层面考察数字金融市场参与对农户收入水平、农户内部收入差距的影响,以期丰富数字金融发展效应的理论体系,同时为“数字乡村发展战略”实施背景下,更新优化农村信息化政策、加大数字金融支农惠农力度、探寻农户收入增长新动力提供实践支撑。

## 一、文献综述

随着信息科学技术的快速发展,理论界和实践界逐渐重视以电子信息、互联网技术和互联网精神为依托的金融创新模式进行系统梳理和总结。自2012年数字金融概念首次提出以来<sup>[10]</sup>,大量学者围绕数字金融展开研究。首先,关于数字金融的测度,较多学者采用“北京大学数字普惠金融指数”作为数字金融代理变量,从覆盖广度、使用深度和数字支持服务程度三个维度展开研究<sup>[11-13]</sup>;尹志超等通过将网络购物采取的主要支付方式为网上银行、支付宝、信用卡和财富通的家庭定义为使用数字金融家庭,其中全国农村数字金融家庭比例仅占4.8%<sup>[14]</sup>;冷晨昕等研究发现贫困地区使用第三方支付平台的农户比例仅8.5%,鲜有农户使用众筹和P2P进行借贷<sup>[15]</sup>。其次,诸多学者聚焦于内在驱动条件和外在制约因素探究农户数字金融市场参与的影响因素。针对农户内在自身驱动条件的相关研究表明,信息渠道、金融素养、受教育程度、风险态度以及家庭特征是影响农户数字金融市场参与的重要因素<sup>[15-18]</sup>。部分学者探讨了制约农户数字金融市场参与的外在因素。栗芳等从渗透度、使用度、效用度三个角度分析农户数字金融排斥的首要原因是供给排斥中的物理排斥<sup>[19]</sup>;而何婧等认为硬件条件并非制约数字金融在农村地区推广的主要因素,数字金融与传统金融的竞争关系导致弱势农户仍遭受排斥<sup>[6]</sup>。

数字金融市场参与的社会经济效应也逐渐引起学者们的关注,相关研究主要从三个方面开展。一是数字金融的普惠金融效应。多数学者认为数字金融能够减缓农村地区金融排斥现象,数字金融的快速发展有利于实现农村普惠金融<sup>[20-21]</sup>,而胡金焱等认为农户通过P2P网络借贷虽然能缓解融资难的问题,但是距离普惠金融目标仍存在差距<sup>[22]</sup>。二是数字金融对居民生产生活行为的影响。何婧等研究了数字金融使用与农户创业行为之间的关系,发现数字金融促进农户创业,提高创业绩效<sup>[23]</sup>;易行健等研究数字金融与居民消费之间的关系得出数字金融通过缓解流动性约束、便利居民支付两种机制促进居民消费<sup>[24]</sup>;尹志超等认为数字金融能够在正规金融不可及的情况下缓解家庭信贷约束<sup>[14]</sup>;魏昭等研究表明数字金融能够优化家庭资产配置<sup>[25]</sup>。三是数字金融对收入的影响。多数学者聚焦于数字金融对城乡收入差距的影响,通过北京大学数字普惠金融指数与省级面板数据开展实证分析,认为数字普惠金融的发展显著缩小了城乡收入差距<sup>[26-28]</sup>;而杨伟明等研究表明数字普惠金融对城镇居民人均可支配收入的提升效果大于农村居民<sup>[29]</sup>。部分学者开始探讨数字金融发展对农户收入的影响。张勋等研究发现数字普惠金融发展帮助改善低物质资本和低社会资本农户的创业行为,显著提升了农村低收入群体的家庭收入,有利于实现包容性增长和共同富裕<sup>[30]</sup>;刘丹等基于省级相关数据实证表明数字普惠金融发展对农户非农收入提高具有显著促进作用且对邻近省份农户非农收入具有正向溢出效应<sup>[31]</sup>;王修华等通过对比贫困户和非贫困户发现数字普惠金融发展存在马太效

应,加剧了贫困户和非贫困户之间的收入不平等<sup>[32]</sup>。

通过对上述文献的系统梳理,现有研究还需在以下三个方面进行完善:一是现有文献多使用北京大学数字普惠金融指数开展研究,无法体现农户数字金融市场参与情况,部分学者从数字金融功能的角度进行测度,如移动支付、互联网投资与储蓄、数字金融理财产品的购买以及众筹、P2P网贷平台融资,但是多数仅从单一功能考虑农户数字金融市场参与的代理变量,未进行全面衡量。二是现有文献虽聚焦于农户数字金融市场参与的影响因素及其社会经济效益,但多数学者基于省级层面探究数字金融对城乡收入差距的影响,部分学者使用县级数字普惠金融指数对农户收入问题进行研究,鲜有研究基于微观农户层面数字金融市场参与情况,从农户收入水平和收入差距双重视角共同展开剖析。三是现有文献多采用线性回归或倾向得分匹配法测算数字金融使用的社会经济效应,未考虑参与户与未参与户处理效应的异质性,无法解决不可观测因素导致的遗漏变量内生性问题。近年来,数字金融作为一种全新的金融模式迅速崛起并不断扩展到农村市场,而消费支付、投资理财、借贷融资等已成为农村地区农户需要的关键金融服务,依托于互联网进行支付、理财和信贷是当前农村地区农户利用数字金融功能的主要体现。鉴于上述分析,本文拟从移动支付、数字理财与数字信贷三大数字金融功能综合衡量农户数字金融市场的参与情况,将收入水平与收入差距纳入到农村居民家庭收入分析的统一框架,采用内生转换回归模型实证评估数字金融市场参与对农户收入水平的影响,运用 Fields 分解法进一步比较数字金融市场参与对农户收入差距的贡献。

## 二、理论分析与研究假说

### 1. 数字金融市场参与对农户收入水平的影响分析

农户数字金融市场参与决策取决于使用数字金融的收益与预先支付的成本及潜在风险损失之和的比较。首先是数字金融市场参与影响农户收入水平的一般逻辑。从理论上来看,当农户具有金融服务需求时,相较于传统银行机构提供的金融服务,数字金融替代了传统的金融中介以及市场中的物理网点和服务网点<sup>[33]</sup>,能够降低农户获取金融服务的成本,节省距离和时间成本,提高资源配置效率,获得赚取更高收入的机会。农户作为理性经济人会主动选择使用移动支付、数字理财和数字信贷等数字金融功能以满足自身需求,借助更为轻松便捷的生产投资方式,提高收益的同时降低成本,进而实现家庭收入最大化。数字金融利用大数据、云计算技术增强处理信息的速度,缩短了资金融通过程中的链条<sup>[3]</sup>,节省了信息搜寻成本,有助于弱化逆向选择和道德风险,同时能够拓宽信息传播渠道,促使信息快速传播,为农户提供了诸多可实现自由交流、知识分享、快捷支付、投资理财以及信贷融资的平台。大量的数据信息在农户、创业者、竞争者、消费者、公共管理部门等不同市场主体之间得以快速流动,缓解了信息不对称<sup>[34]</sup>,不同信息流的融合碰撞有助于农户及时获取农业资讯、享受便捷金融服务、满足自身金融需求,增加家庭总收入。

其次是数字金融不同功能使用影响农户收入水平的差异化逻辑。一是相较于传统线下现金支付,支付宝支付、微信支付等一系列新型支付方式改变了农户传统的收付款模式。作为生产资料购买者,移动支付降低了农户支付各类业务账单和银行汇款的交易费用,农户还可参加移动支付平台推出的多种优惠活动,缩减成本费用;作为产品生产经营者,农户不再需要购买 POS 机和其他刷卡设备,移动支付的低手续费、便捷性提高了交易频率和规模,扩大了农户盈利空间,同时利于良好口碑的建立,增强宣传效果,促使农户收入增长<sup>[35]</sup>。目前移动支付已融入社交功能,也可作为在线社交工具拓宽农户社交网络,减少信息不对称,同时提供一种隐性担保,转变农户风险态度,增加获得高收入回报的工作机会<sup>[36]</sup>。二是相较于传统的银行活期储蓄,数字理财产品投资门槛低且具有高收益和高流动性特点,为农户提供更多可供选择的多元化投资理财产品,能够更贴近农户零散理财需求,购买渠道依托于发展成熟的移动支付平台使得农户既可以方便快捷的关注理财信息,也可以灵活利用时间进行资金管理。农户持有闲散资金积极参与到互联网理财平台进行投资或者融资平台进行放贷,获取相应的利息与分红<sup>[37]</sup>,加速财富积累,拓展家庭收入获取渠道。三是数字信贷功能有助于增加农村



地区金融资源可得性,缓解借贷资金供需不匹配问题。农户可以通过使用数字信贷功能,进一步缓解信贷约束,获得充足的生产投资资金<sup>[38]</sup>,优化农户生产决策,整合土地、劳动力等生产要素,扩大生产规模,提高现有资源配置效率,促进帕累托最优状态的实现,同时数字信贷功能对农户加入农村电商销售提供资金支持,为农产品销售提供更多渠道和市场<sup>[39]</sup>,促进收入增长。

综上,本文提出如下研究假说:

H<sub>1</sub>:数字金融市场参与提升了农户收入水平;

H<sub>1a</sub>:移动支付参与提升了农户收入水平;

H<sub>1b</sub>:数字理财参与提升了农户收入水平;

H<sub>1c</sub>:数字信贷参与提升了农户收入水平。

## 2.数字金融市场参与对农户收入差距的影响分析

古典经济学收入分配理论指出,农民收入取决于农民拥有的资源禀赋和资源要素价格。假设资源要素价格由市场调控,农户之间的收入差距归结为农户拥有的初始资源禀赋与获取资源的能力。农户在人力资本、社会资本、物质资本、金融资本等自身条件方面的资源禀赋存在明显异质性<sup>[40]</sup>,同时农户的认知学习能力、能动性、风险偏好情况均存在差异性。因而资源禀赋和综合能力高的农户在数字金融资源的可及性、数字金融功能的学习利用能力、使用数字金融的能动性以及资源配置效率等方面表现更加突出,此类农户对数字金融的需求更大,数字金融对其生产生活方式改变的影响程度也越大,更能促进此类农户多样化收入来源。已有研究证实,数字金融能够促进农村家庭主动创业,显著提升家庭收入<sup>[30]</sup>,而创业农户的财富累积效应高于普通农户<sup>[41]</sup>,因此数字金融的使用使创业农户收入高于普通农户。客观条件方面,拥有智能手机以及家里安装电脑等设备为农户应用数字金融提供了基本载体,互联网及移动信号网络的覆盖为农户参与数字金融提供了网络基础,生产规模大、有一定财富积累的农户,其支付、投资和融资等金融活动较为频繁,因而完备的互联网条件更能促进其参与数字金融市场。理论上,农户因资源禀赋和个人能力等方面的差异,资源配置效率存在差异,其参与数字金融场所产生的经济效应不同,因而数字金融市场参与对不同水平农户收入贡献的作用程度存在群体差异。相较于低收入农户,原本在能力、资金和技术等方面占优的农户能够通过应用数字金融获取较高收入,造成收入差距进一步扩大。同理,数字金融不同功能也将使得不同农户之间的收入存在一定差距。一是资源禀赋和能力较优农户对便捷高效的移动支付需求更大,将移动支付用于生产经营活动更为频繁,因而移动支付对其收入增长效果也更为明显,致使收入差距逐渐扩大;二是农户受教育程度越高、参加金融类知识技能培训经历越多,可以准确地评估各类数字理财产品收益与风险,制定出合适的投资计划<sup>[17]</sup>,通过数字理财投资获得更高的收益回报;三是数字信贷平台虽然提供了多样化的农业小额贷款,但是对农户的申请资质与还贷能力存在一定要求,在一定程度上将低收入农户排斥在外<sup>[6]</sup>,进一步扩大了农户之间的收入差距。综上,数字金融对资源禀赋和能力较优农户的收入增长促进作用更大。

基于上述分析,本文提出如下研究假说:

H<sub>2</sub>:数字金融市场参与扩大了农户收入差距;

H<sub>2a</sub>:移动支付参与扩大了农户收入差距;

H<sub>2b</sub>:数字理财参与扩大了农户收入差距;

H<sub>2c</sub>:数字信贷参与扩大了农户收入差距。

## 三、研究设计

### 1.数据来源

本文数据源自课题组于2018年对陕西、宁夏、山东三省(区)农户的问卷调查。调查采取分层抽样与随机抽样相结合的方法,兼顾地理环境和区域经济发展水平差异,具体抽样过程如下:选取陕西省高陵区、富平县、南郑县;宁夏回族自治区同心县、沙坡头区、平罗县;山东省莘县、沂南县、青州市共

9 个县(区),按照经济发展水平在上述各县(区)分层选取 3~4 个有代表性的乡镇,在每个样本乡镇分层选取 2~3 个样本村,并在每个样本村随机选取 15~20 个样本农户。本次调查共涉及 9 个市 9 个县(区)36 个乡镇 105 个自然村,共发放问卷 2000 份,回收有效问卷 1947 份,问卷有效率达 97.35%。农户问卷调查主要采用“一对一入户访谈”形式,对户主或者参与家庭各项决策的主要成员进行访问,内容主要包括农户基本情况、家庭资产及收入情况以及数字金融认知和参与情况。

## 2. 变量选取

(1)核心解释变量。根据已有学者对数字金融的定义与分类<sup>[3,37,42]</sup>,数字金融的主要表现形式为移动支付、网络借贷、股权众筹、互联网基金销售、互联网保险、互联网信托等。结合调研实际情况,依托于互联网进行支付、理财和信贷是当前农村地区农户利用数字金融功能的主要体现。本文通过询问受访者“您和家人是否使用微信支付、支付宝、财付通以及手机银行等移动支付或第三方支付服务?”考察样本农户移动支付参与情况;询问“您和家人是否使用保险、证券、基金等理财 APP、余额宝、P2P 投资等数字理财产品和服务?”考察样本农户数字理财参与情况;询问“您和家人是否使用 P2P 借款、农村小额信贷产品(例如:京东京农贷、蚂蚁金服旺农贷等)以及其他网络贷款等数字信贷产品和服务?”考察样本农户数字信贷参与情况(见表 1)。

表 1 变量名称、赋值及描述性统计

变量类别	变量名称	赋值说明	均值	标准差
被解释变量	收入水平	对家庭总收入加 1 后取自然对数	11.34	1.41
	收入差距	通过计算 <i>Kakwani</i> 指数得到	0.06	0.07
核心解释变量	数字金融市场参与	未参与=0;参与=1	0.62	0.49
	移动支付参与	未参与=0;参与=1	0.61	0.48
	数字理财参与	未参与=0;参与=1	0.14	0.34
	数字信贷参与	未参与=0;参与=1	0.06	0.24
识别变量	农户所在村庄与杭州的球面距离	实际距离值/千千米	1.18	0.35
	农户所在村庄与县城的球面距离	实际距离值/千米	9.93	5.56
个人特征变量	性别	女=0;男=1	0.71	0.45
	年龄	实际调查值/岁	47.59	10.61
	婚姻	未婚=0;已婚(含离异、丧偶等)=1	0.98	0.15
	是否为户主	否=0;是=1	0.70	0.46
	受教育程度	没上过学=0;小学=1;初中/技校=2;高中/中专=3;大专=4;本科及以上=5	1.88	0.98
家庭特征变量	劳动力数量	实际家庭劳动力数量调查值	2.61	1.02
	劳动力身体健康状况	非常差=1;比较差=2;一般=3;比较好=4;非常好=5	3.79	0.93
	是否加入合作社	否=0;是=1	0.23	0.42
互联网特征变量	是否拥有智能手机	否=0;是=1	0.70	0.40
	家里是否安装电脑	否=0;是=1	0.52	0.50
	数字金融风险认知	因子分析所得 <sup>①</sup>	2.81e-17	1.00
地区变量	是否位于宁夏	否=0;是=1	0.36	0.48
	是否位于山东	否=0;是=1	0.32	0.47

① 采用 Likert 五级量表,设计 4 个题项并进行因子分析,测量题项分别为:(1)您觉得移动支付或第三方支付(微信、支付宝、财付通、网上或手机银行等)风险如何?(2)您觉得金融互联网化产品(保险、证券、基金 APP)风险如何?(3)您觉得数字理财(余额宝、P2P 投资等)风险如何?(4)您觉得数字借贷产品(P2P 借款、京东京农贷、蚂蚁金服旺农贷等)风险如何?(完全没风险=1,基本没风险=2,一般=3,风险较大=4,风险很大=5)。因子分析结果表明:所有测量题项的因子荷载均大于 0.5,表明具有较好的收敛效度,所有测量题项的克隆巴赫系数(Cronbach's  $\alpha$ )为 0.93,表明具有较好的信度。样本充足性检验 KMO 值为 0.85, Bartlett 球形检验统计量在 1% 的统计水平上显著,表明数据适合进行因子分析。本文以主成分分析法提取特征根大于 1 的公共因子一个,命名为风险认知,方差贡献率为 79.45%。

(2)被解释变量。参考已有学者对农户收入指标的测度<sup>[40,43]</sup>,收入水平采用农户收入总量进行衡量,为保证数据平稳,克服变量之间的非线性问题,本文对家庭总收入加1后做取自然对数处理。在后文内生性讨论与稳健性检验中,借鉴杨晶等、邓大松等对收入差距的测度方法<sup>[44-45]</sup>,使用 *Kakwani* 指数来测算农户收入差距,该指数最大值为1,最小值为0,具体测算过程如下:令  $Y$  表示一个群组,样本量为  $n$ ,对群组内的农户收入按升序排列,则该群组的总体收入分布为  $Y=(y_1, y_2, \dots, y_n)$ , 农户  $y_i$  受到的收入不平等为  $RD(y, y_i) = 1/n\mu_y \left( \sum_{j=i+1}^n (y_j - y_i) \right) = \gamma_{y_i}^+ [(\mu_{y_i} - y_i) / \mu_y]$ , 式中  $\mu_y$  是  $Y$  中所有样本的农户收入均值,  $\mu_{y_i}^+$  是  $Y$  中收入超过  $y_i$  的农户收入均值,  $\gamma_{y_i}^+$  是  $Y$  中农户收入水平超过  $y_i$  的样本数占总样本数的百分比。

(3)识别变量。为了保证模型的可识别性,借鉴已有学者的研究<sup>[11,30]</sup>,本文选择样本农户所在村庄与杭州的球面距离和农户所在村庄与县城的球面距离两个变量作为识别变量。选择该变量作为识别变量的原因是,数字金融的主要实现形式为线上,发展程度主要受地理空间因素的影响,且呈现出与国内及县域数字中心相距越远则推广难度越大的特点,上述两个变量反映农户个体数字金融可及性,与农户数字金融市场参与行为高度相关,但距离可能会通过影响数字金融市场参与影响农户收入,但不会随着经济发展而变化,即不通过数字金融市场参与之外的因素影响农户收入,同时满足外生性条件。

(4)控制变量。本文选取了受访者个人特征、家庭特征、互联网应用特征、地区等4类13个变量作为控制变量。其中,个人特征变量包括受访者性别、年龄、婚姻、是否为户主以及受教育程度;家庭特征包括劳动力数量、劳动力身体健康状况、是否加入合作社;互联网应用特征包括是否拥有智能手机、家里是否安装电脑、数字金融风险认知;地区变量设定为是否位于宁夏,是否位于山东。

### 3.模型设定

(1)内生转换回归(ESR)模型。ESR模型包含两个估计阶段,首先运用Logit模型估计农户数字金融市场参与决策的选择方程,然后同时建立数字金融市场参与组和未参与组2个结果方程,对农户参与和未参与数字金融市场影响家庭收入水平的变化进行估计。ESR模型所估计的数字金融市场参与决策方程和2个结果方程如下所示:

数字金融市场参与的决策方程:

$$F_i = \delta Z_i + \xi I_i + \mu_i \quad (1)$$

结果方程1(数字金融市场参与组的农户收入水平方程):

$$Y_{ia} = \beta_a X_{ia} + \epsilon_{ia} \quad (2-a)$$

结果方程2(数字金融市场未参与组的农户收入水平方程):

$$Y_{in} = \beta_n X_{in} + \epsilon_{in} \quad (2-b)$$

式(1)中,  $F_i$  表示农户  $i$  是否参与数字金融市场,  $Z_i$  是影响农户是否参与数字金融市场的各类控制变量,  $\mu_i$  为决策方程的误差项,  $I_i$  为识别变量。式(2-a)与式(2-b)中,  $Y_{ia}$  与  $Y_{in}$  分别表示数字金融市场参与组和未参与组农户的收入水平,  $X_{ia}$  与  $X_{in}$  是影响农户收入水平的各类控制变量,  $\epsilon_{ia}$  与  $\epsilon_{in}$  为结果方程的误差项。

基于ESR模型的估计系数,构建反事实分析框架,经过对比真实情景与反事实假设情景下参与和未参与数字金融农户收入水平期望值,以期进一步检验数字金融市场参与影响农户收入水平的平均处理效应。

参与数字金融市场的农户收入期望值:

$$E(Y_{ia} | F_i = 1) = \beta_a X_{ia} + \sigma_{\mu_a} \lambda_{ia} \quad (3)$$

未参与数字金融市场的农户收入期望值:

$$E(Y_{in} | F_i = 0) = \beta_n X_{in} + \sigma_{\mu_n} \lambda_{in} \quad (4)$$

参与数字金融市场农户未参与数字金融市场情形下的收入期望值:

$$E(Y_{in} | F_i = 1) = \beta_n X_{ia} + \sigma_{\mu n} \lambda_{ia} \quad (5)$$

未参与数字金融市场农户参与数字金融市场情形下的收入期望值:

$$E(Y_{ia} | F_i = 0) = \beta_a X_{in} + \sigma_{\mu a} \lambda_{in} \quad (6)$$

通过式(3)与式(5),得到参与数字金融市场农户收入的平均处理效应  $ATT$  (average treatment effect on the treated,  $ATT$ ) 为:

$$ATT_i = E(Y_{ia} | F_i = 0) - E(Y_{in} | F_i = 0) = (\beta_a - \beta_n) X_{ia} + (\sigma_{\mu a} - \sigma_{\mu n}) \lambda_{ia} \quad (7)$$

通过式(4)与式(6),得到未参与数字金融市场农户收入的平均处理效应  $ATU$  (average treatment effect on the untreated,  $ATU$ ) 为:

$$ATU_i = E(Y_{ia} | F_i = 0) - E(Y_{in} | F_i = 0) = (\beta_n - \beta_a) X_{in} + (\sigma_{\mu n} - \sigma_{\mu a}) \lambda_{in} \quad (8)$$

综上所述,本文将利用  $ATT_i$ 、 $ATU_i$  的平均值考察数字金融市场参与影响农户收入的平均处理效应。

(2) Fields 分解法。数字金融市场参与除了对农户收入水平产生影响,还存在对农户收入差距的影响。本文使用 Fields 分解法估计数字金融市场参与对农户收入差距的贡献<sup>[46]</sup>。假设数字金融市场参与对农户收入水平的影响效果可用如下方程表示:

$$\ln Y_F = F_i \beta_i \quad (9)$$

式(9)中,  $\ln Y_F$  表示数字金融市场参与引致农户收入增长的部分,  $F_i$  为数字金融市场参与,  $\beta_i$  表示数字金融市场参与对农户收入的影响效应系数,当  $F_i = 1$  时,  $\beta_i = ATT$ , 当  $F_i = 0$  时,  $\beta_i = ATU$ 。

对式(9)两边求方差得到:

$$\sigma^2(\ln Y_F) = \text{cov}(F\beta, \ln Y) \quad (10)$$

对式(10)两边同时除以  $Y_{in}$ , 可以得到:

$$s(\ln Y_F) = \sigma^2(\ln Y_F) / \sigma^2(\ln Y) = \text{cov}(F\beta, \ln Y) / \sigma^2(\ln Y) \quad (11)$$

根据 Fields 的分解思想,式(11)中计算得到的  $s(\ln Y_F)$  即为数字金融市场参与对农户收入差距的贡献率。

## 四、结果分析

### 1. 数字金融市场参与对农户收入影响的处理效应分析

利用式(7)和式(8)对数字金融市场参与影响农户收入的处理效应进行测算,结果见表2。其中,  $ATT$  效应值为 0.8124 且在 1% 的统计水平上呈现显著正向影响,表明对于实际已参与数字金融的农户而言,假如其不参与数字金融,总收入将下降 6.40%;  $ATU$  效应值为 0.9153 且在 1% 的统计水平上呈现显著正向影响,表明在反事实框架下,假如未参与数字金融农户能够参与到数字金融中,总收入将增加 9.57%。综上,数字金融市场参与能够提高农户收入水平,假说  $H_1$  得到验证。

表 2 数字金融市场参与对农户收入的平均处理效应

农户类别	参与	未参与	$ATT$	$ATU$
参与数字金融市场农户	(a) 12.6906 (0.0148)	(c) 11.8782 (0.0162)	0.8124*** (0.0100)	—
未参与数字金融市场农户	(d) 10.4820 (0.0195)	(b) 9.5667 (0.0171)	—	0.9153*** (0.0123)

注:\*\*\*表示估计结果在 1% 的水平上显著;  $ATT$ 、 $ATU$  分别表示参与农户、未参与农户对应的平均处理效应。

### 2. 不同数字金融功能对农户收入影响的处理效应分析

数字金融是传统金融机构与互联网公司利用数字技术实现支付、投资、融资以及其他新型金融业务模式,而移动支付、数字理财与数字信贷三大功能对农户生产生活的支付方式、投资选择、融资渠道产生巨大影响。由此推知,不同数字金融功能对农户收入的影响存在较大差异。此外,从数字金融市场的发展情况来看,农户对数字金融的不同功能使用情况也存在较大的差异。因此本文基于数字金



融的不同功能,进一步运用内生转换回归模型,计算移动支付、数字理财和数字信贷对农户收入影响的处理效应,估计结果如表 3 所示。

估计结果表明,数字金融的不同功能对农户收入影响的平均处理效应均在 1% 的统计水平上正向显著。ATT 的估计结果表明,假如参与移动支付、数字理财以及数字信贷的农户未参与相应的数字金融功能,农户期望家庭总收入将分别下降 6.72%、4.80% 以及 7.88%;ATU 的估计结果表明,假如未参与移动支付、数字理财以及数字信贷的农户能够参与相应的数字金融功能,农户期望家庭收入将分别增加 9.62%、8.90% 以及 17.35%,假说  $H_{1a}$ 、 $H_{1b}$ 、 $H_{1c}$  得以验证。可以发现,从数字金融的不同功能来看,数字信贷对农户收入的处理效应最高,其次是移动支付,最后是数字理财。

表 3 不同数字金融功能对农户收入的平均处理效应

农户类别	参与	未参与	ATT	ATU
参与移动支付农户	12.7482(0.0146)	11.8911(0.0168)	0.8571*** (0.0087)	—
未参与移动支付农户	10.4665(0.0184)	9.5482(0.0171)	—	0.9183*** (0.0107)
参与数字理财农户	12.7304(0.0146)	12.1198(0.0161)	0.6106*** (0.0136)	—
未参与数字理财农户	10.7523(0.0273)	9.8737(0.0168)	—	0.8786*** (0.0109)
参与数字信贷农户	12.9257(0.0167)	11.9068(0.0373)	1.0189*** (0.0261)	—
未参与数字信贷农户	11.8995(0.0128)	10.1402(0.0184)	—	1.7593*** (0.0217)

注:\*\*\* 表示估计结果在 1% 的水平上显著;ATT、ATU 分别表示各功能参与农户、未参与农户对应的平均处理效应。

### 3. 数字金融市场参与对农户收入差距的贡献分析

由前文模型设定可知,数字金融市场参与  $F_i$  与数字金融市场参与对农户收入的影响效应系数  $\beta_i$  的乘积为内生转换回归模型所估计的 ATT 的值,故将 ATT 值代入到(9)~(11)式中即可进行 Fields 分解,得到数字金融市场参与对农户收入差距的影响结果(见表 4)。参与数字金融市场对农户收入差距的贡献率为 14.79%,表明数字金融市场参与能够扩大农户间收入

表 4 数字金融市场参与对农户收入差距影响的分解结果

变量	$cov(F\beta, \ln Y)$	$\sigma^2(\ln Y)$	$s(\ln Y_F)$
数字金融市场参与	0.0169	0.1143	0.1479
移动支付参与	0.0170	0.1143	0.1487
数字理财参与	0.0133	0.1143	0.1164
数字信贷参与	0.0202	0.1143	0.1767

差距,假说  $H_2$  得到验证。对于原本资源禀赋和个人能力更强的农户来说,数字金融市场参与所带来的收入增长效果优于普通农户,使得农户之间收入差距进一步扩大。从具体功能来看,移动支付使用对农户收入差距的贡献率为 14.87%;数字理财功能使用对农户收入差距的贡献率为 11.64%;数字信贷功能使用对农户收入差距的贡献率为 17.67%,假说  $H_{2a}$ 、 $H_{2b}$ 、 $H_{2c}$  得以验证。对比可知,数字信贷功能对农户收入差距的贡献率最大,其次为移动支付,数字理财对农户收入差距贡献率最小。

### 4. 内生性讨论与稳健性检验

数字金融市场参与对农户收入的影响可能存在由样本自选择、反向因果及遗漏变量导致的内生性问题。为缓解样本自选择问题导致的估计偏差,本文在研究数字金融市场参与影响农户收入水平和收入差距时采用了内生转换回归模型和 Fields 分解法,该方法构建了反事实框架,可以测算参与和未参与数字金融市场不同决策状态对农户收入的影响,不但考虑了可观测因素的影响,而且将不可观测因素纳入选择模型,能够对参与和未参与数字金融两种决策状态下的结果方程影响因素进行考察,以校正样本选择偏差。

农户数字金融市场参与决策变量是内生变量,农户收入越高,农户拥有手机、电脑等电子设备更先进,对理财、保险、借贷等金融需求也更高,使用数字金融的概率更高,可能存在反向因果关系而出现内生性问题。此外,模型中也可能存在不可观测的遗漏变量(例如家庭成员的性格特征和金融活动参与意愿等),会同时影响农户数字金融市场参与和家庭收入。为克服模型中反向因果和遗漏变量导致的内生性问题,本文使用工具变量法(IV)估计数字金融市场参与对农户收入水平和差距的影响。



借鉴傅秋子等<sup>[11]</sup>、张勋等<sup>[30]</sup>的做法,本文选取“农户所在村庄与杭州的球面距离”和“农户所在村庄与县城的球面距离”两个变量作为农户数字金融市场参与的工具变量。

数字金融市场参与对农户收入水平和收入差距的影响采用 2SLS 模型进行检验,估计结果如表 5 所示。DWH 检验结果拒绝数字金融市场参与为外生变量的原假设,过度识别检验 Hansen J 统计量不显著,无法拒绝所有工具变量外生的原假设,即两个工具变量均外生,且一阶段估计的  $F$  值大于 10,表明不存在弱工具变量问题。数字金融市场参与对农户收入水平和差距的影响均在 1% 统计水平上正向显著,表明上述回归结果与前文中基于内生转换回归模型所得结论一致,本文估计结果稳健。

表 5 数字金融市场参与影响农户收入水平和差距的工具变量估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
数字金融市场参与	3.6827*** (1.0711)	0.1735*** (0.0609)						
移动支付参与			3.8011*** (1.0760)	0.1881*** (0.0659)				
数字理财参与					3.2956*** (1.1266)	0.1349*** (0.0683)		
数字信贷参与							3.9435*** (1.0568)	0.1949*** (0.0694)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Wald chi <sup>2</sup>	428.58***	218.31***	407.99***	205.24***	465.22***	231.60***	450.79***	211.39***
一阶段 $F$ 值	245.72***	245.72***	242.60***	242.60***	118.60***	118.60***	37.32***	37.32***
DWH 检验	9.83***	17.78***	11.33***	19.07***	11.18***	12.03***	12.91***	13.85***
过度识别检验	0.8154	0.8514	0.3158	0.8361	0.8699	0.9447	0.9520	1.0321

注:\*\*\*表示估计结果在 1% 的水平上显著;括号内的数字为标准误。

## 五、结论与建议

本文利用 2018 年陕西、宁夏、山东三省(区)1947 户农户调查数据,实证分析了数字金融市场参与对农户收入水平和收入差距的影响。采用内生转换回归模型,在反事实框架下分析了数字金融市场参与对农户收入水平的影响;运用 Fields 分解法估计了数字金融市场参与对农户收入差距的贡献。结果表明,第一,数字金融市场参与增加了农户收入水平,表现为在反事实假设情景下,实际参与数字金融市场的农户若未参与,收入水平下降 6.40%;实际未参与数字金融的农户若参与,收入水平则提升 9.57%。第二,不同数字金融功能对农户收入水平的影响存在差异,其中数字信贷对农户收入水平影响效应最高,其次是移动支付,数字理财的影响效应最低。第三,数字金融市场参与扩大了农户收入差距,数字金融市场参与对农户收入差距的贡献率为 14.79%,其中数字信贷对农户收入差距的贡献率最大,其次为移动支付,数字理财的贡献率最小。

基于上述研究结论,本文提出以下建议:

第一,应加大农村互联网基础设施建设投入,为农民提供互联网工具和上网条件,提高网络、手机、电脑等在农村地区的普及率与渗透率,满足数字金融在农村地区发展的基本条件。同时,通过政府部门、金融机构和高等院校等多元主体在农村开展数字金融宣传教育,利用线上线下两个平台同时开展学习活动,将知识教育和实务应用培训相结合,多渠道加强农户数字金融风险认识,进一步提升农户参与数字金融市场的意愿与能力。

第二,通过优化数字金融支持农民增收的引导政策设计,应用移动支付、数字理财、数字信贷功能以弥补农村金融服务边界,给予数字金融发展更大的政策空间,突出数字金融发展与农户收入增长相关支持措施的内在契合性。同时,加强数字金融的促收增收作用宣传,细化和完善数字金融支付、投

资、融资功能,提高资源配置效率和风险管控能力,简化农户参与数字金融市场的方式与流程,深化农户数字金融市场参与度,实现创收增收。

第三,深化数字普惠金融改革,弥补数字金融在服务弱势农户群体上的不足,增加对弱势农户群体政策上的倾斜和帮扶,加强数字金融在低收入农村家庭的普及,为此类农户提供参与数字金融市场的机会。同时,针对性的设计普及方案,破除弱势农户可能存在文化程度较低和互联网技能不足等障碍,基于数字技术通过交互的方式使得数字金融知识覆盖到弱势农户群体,帮助农户克服获取和使用中的障碍,以有效弥补农户群体间的收入差距。

## 参 考 文 献

- [1] 史常亮,栾江,朱俊峰,等.土地流转对农户收入增长及收入差距的影响——基于8省农户调查数据的实证分析[J].经济评论,2017(5):152-166.
- [2] 王汉杰,温涛,韩佳丽.深度贫困地区农村金融能够有效缓解农户内部收入差距吗[J].金融经济学研究,2018,33(5):117-128.
- [3] 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.
- [4] 刘洋.我国农村互联网金融运作模式、问题及转型[J].管理现代化,2018,38(3):10-12.
- [5] 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.
- [6] 何婧,田雅群,刘甜,等.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[J].财贸经济,2017,38(11):70-84.
- [7] LUO H, LI J, XU S. Influence of rural financial development on the rural income increase: based on the research of Jiangsu, Henan and Guangxi[C]. 13th International conference on service systems and service management (ICSSSM). IEEE, 2016.
- [8] 孙玉奎,周诺亚,李丕东.农村金融发展对农村居民收入的影响研究[J].统计研究,2014,31(11):90-95.
- [9] 钱海章,陶云清,曹松威,等.中国数字金融发展与经济增长的理论及实证[J].数量经济技术经济研究,2020,37(6):26-46.
- [10] 谢平,邹传伟.互联网金融模式研究[J].金融研究,2012(12):11-22.
- [11] 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.
- [12] 谢绚丽,沈艳,张皓星,等.数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据[J].经济学(季刊),2018,17(4):1557-1580.
- [13] LI J, WU Y, XIAO J J. The impact of digital finance on household consumption: evidence from China[J]. Economic modelling, 2020(86):317-326.
- [14] 尹志超,张号栋.金融可及性、互联网金融和家庭信贷约束——基于CHFS数据的实证研究[J].金融研究,2018(11):188-206.
- [15] 冷晨昕,陈前恒.贫困地区农村居民互联网金融使用现状及影响因素分析[J].财贸研究,2017,28(11):42-51.
- [16] 魏丽萍,陈德棉,谢胜强.互联网金融投资决策:金融素养、风险容忍和风险感知的共同影响[J].管理评论,2018,30(9):61-71.
- [17] 董晓林,石晓磊.信息渠道、金融素养与城乡家庭互联网金融产品的接受意愿[J].南京农业大学学报(社会科学版),2018,18(4):109-118,159.
- [18] JIMENEZ J R, DIAZ I A. Educational level and internet banking[J]. Journal of behavioral and experimental finance, 2019(22):31-40.
- [19] 粟芳,方蕾.中国农村金融排斥的区域差异:供给不足还是需求不足?——银行、保险和互联网金融的比较分析[J].管理世界,2016(9):70-83.
- [20] OZILI P K. Impact of digital finance on financial inclusion and stability[J]. Borsa istanbul review, 2018, 18(4):329-340.
- [21] 吴本健,毛宁,郭利华.“双重排斥”下互联网金融在农村地区的普惠效应[J].华南师范大学学报(社会科学版),2017(1):94-100,190.
- [22] 胡金焱,李建文,张博.P2P网络借贷是否实现了普惠金融目标[J].世界经济,2018,41(11):169-192.
- [23] 何婧,李庆海.数字金融使用与农户创业行为[J].中国农村经济,2019(1):112-126.
- [24] 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.
- [25] 魏昭,宋全云.互联网金融下家庭资产配置[J].财经科学,2016(7):52-60.
- [26] 宋晓玲.数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验[J].财经科学,2017(6):14-25.
- [27] 张贺,白钦先.数字普惠金融减小了城乡收入差距吗?——基于中国省级数据的面板门槛回归分析[J].经济问题探索,2018(10):122-129.
- [28] 殷贺,江红莉,张财经,等.数字普惠金融如何响应城乡收入差距?——基于空间溢出视角的实证检验[J].金融监管研究,2020(9):33-49.

- [29] 杨伟明, 粟麟, 王明伟. 数字普惠金融与城乡居民收入——基于经济增长与创业行为的中介效应分析[J]. 上海财经大学学报, 2020, 22(4): 83-94.
- [30] 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, 54(8): 71-86.
- [31] 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, 34(3): 57-66.
- [32] 王修华, 赵亚雄. 数字金融发展是否存在马太效应? ——贫困户与非贫困户的经验比较[J]. 金融研究, 2020(7): 114-133.
- [33] CGAP. Microfinance and mobile banking: the story so far[R]. CGAP, 2010.
- [34] 李继尊. 关于互联网金融的思考[J]. 管理世界, 2015(7): 1-7, 16.
- [35] SEKABIRA H, QAIM M. Mobile money, agricultural marketing, and off-farm income in Uganda[J]. Agricultural economics, 2017, 48(5): 597-611.
- [36] YIN Z C, GONG X, GUO P Y, et al. What drives entrepreneurship in digital economy? Evidence from China [J]. Economic modelling, 2019, 82: 66-73.
- [37] 苏岚岚, 孔荣. 互联网金融市场参与促进农民网络购物决策了吗? ——基于 3 省 1947 户农户调查数据的实证分析[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2020, 20(3): 158-168.
- [38] 樊文翔. 数字普惠金融提高了农户信贷获得吗? [J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2021(1): 109-119, 179.
- [39] 曾亿武, 郭红东, 金松青. 电子商务有益于农民增收吗? ——来自江苏沭阳的证据[J]. 中国农村经济, 2018(2): 49-64.
- [40] 程名望, 史清华, JIN Y H, 等. 市场化、政治身份及其收入效应——来自中国农户的证据[J]. 管理世界, 2016(3): 46-59.
- [41] CHANG H, JUST D R. Internet access and farm household income: empirical evidence using semi-parametric assessment in Taiwan[J]. Journal of agricultural economics, 2009, 60(2): 348-366.
- [42] 张李义, 涂奔. 互联网金融对中国城乡居民消费的差异化影响——从消费金融的功能性视角出发[J]. 财贸研究, 2017, 28(8): 70-83.
- [43] 王文成, 周津宇. 农村不同收入群体借贷的收入效应分析——基于农村东北地区的农户调查数据[J]. 中国农村经济, 2012(5): 77-84.
- [44] 杨晶, 邓悦. 中国农村养老保险制度对农户收入不平等影响研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(10): 83-100.
- [45] 邓大松, 杨晶, 孙飞. 收入流动、社会资本与农村居民收入不平等——来自中国家庭追踪调查(CFPS)的证据[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版), 2020, 73(3): 103-114.
- [46] FIELDS G S. Accounting for income inequality and its change: a new method, with application to the distribution of earnings in the United States[J]. Research in labor economics, 2003, 22(3): 1-38.

(责任编辑: 金会平)