

DOI: 10.19361/j.er.2022.05.07

数字普惠金融对 农户收入不平等的影响研究

——基于 CFPS 数据的实证分析

斯丽娟 汤晓晓*

摘要: 本文基于北京大学数字普惠金融指数和中国家庭追踪调查(CFPS)数据,采用 Kakwani 指数和面板双向固定效应模型实证分析了数字普惠金融发展对农户收入不平等的影响。研究发现:数字普惠金融的发展能够通过缓解信贷约束和提高互联网信息可得性有效抑制农户收入不平等。从结构上看,覆盖广度、使用深度和数字化程度对农户的收入不平等产生差异化影响,覆盖广度的影响效应最显著,而使用深度不显著。异质性方面,数字普惠金融对东部地区、受教育程度高、纯农业型和纯非农业型农户收入不平等抑制效应更显著。最后,本文提出通过提升农村教育水平、引导农户增加知识储备进而提高金融素养,促进农村地区基础设施投入和数字普惠金融的深度渗透发展,打破农村“金融排斥”和“数字鸿沟”等政策建议。

关键词: 数字普惠金融;农户收入不平等;Kakwani 指数;信贷约束;信息可得性
中图分类号: F323.8

一、引言

党的十八大以来,我国农业农村经济发展实现了历史性跨越,农民收入持续快速增长,增速已连续 11 年快于城镇居民。党的十九届六中全会强调,“中国特色社会主义新时代是全国各族人民团结奋斗、不断创造美好生活、逐步实现全体人民共同富裕的时代。”而要促进共同富裕,最艰巨最繁重的任务仍然在农村,农村地区发展不平衡不充分的问题十分明显^①。据国家统计局公布的数据显示,2020 年中国农村居民高收入组与低收入组的人均可支配收入比值为 8.2:1^②,农村居民内部收入不等的现象尤为突出。因此,避免农户内部收入差距过大,让低收入者更多地享受到经济发展成果,是推进乡村振兴战略的关键,更是实现第二个百年奋斗目标和促进全体人民共同富裕的应有之义。

* 斯丽娟(通讯作者),兰州大学绿色金融研究院、兰州大学经济学院,邮政编码:730000,电子信箱:silj@lzu.edu.cn;汤晓晓,兰州大学经济学院,邮政编码:730000。

感谢匿名审稿专家提出的宝贵修改意见,当然文责自负。

① 习近平,2021:《扎实推动共同富裕》,《求是》第 20 期。

② 数据来源:《中国统计年鉴(2021)》。

2022年中央一号文件《中共中央 国务院关于做好2022年全面推进乡村振兴重点工作的意见》首次将“强化乡村振兴金融服务”单列为一项重要内容,强调了金融服务对乡村振兴战略全面实施的有力支持。联合国在2005年提出普惠金融的概念,要求重点为小微企业和低收入群体提供金融服务。普惠金融的大力发展,有效扩大了传统金融服务的覆盖范围、提高了金融服务的渗透率(朱一鸣、王伟,2017),有利于农村弱势群体参与金融市场进而实现收入增长,在促进县域经济社会发展、提高居民收入和家庭福利、缓解收入不平等方面发挥了积极作用(Klapper et al., 2016)。随着大数据、区块链和云计算等数字技术在金融领域的推广及应用,普惠金融逐渐发展成为受社会普遍关注的数字普惠金融,中央全面深化改革委员会第二十四次会议审议通过的《推进普惠金融高质量发展的实施意见》中也明确了普惠金融的数字化发展方向。数字普惠金融以“成本低、覆盖广、可持续性”的特点与“嫌贫爱富”的传统金融模式形成鲜明的对比,有效降低了金融服务的门槛,为农村低收入和弱势群体提供了更加精准和便捷的金融服务(杨伟明等,2020)。然而我国区域间的数字化技术发展尚不平衡,数字技术应用带来的“数字鸿沟”问题日益凸显,部分群体由于自身能力不足以及金融素养匮乏,可能面临着传统金融和新兴金融科技的“双重排斥”,进而加剧贫富差距(程名望、张家平,2019)。以往的文献主要聚焦于数字普惠金融在群体层面对城乡收入差距、农户收入水平的影响,多采用衡量群体收入不平等的基尼系数或泰尔指数进行研究,缺少数字普惠金融对农户内部个体收入相对剥夺的影响研究。在乡村振兴战略不断深入推进的过程中,数字普惠金融对农户内部的收入不平等有怎样的影响?低收入农户群体是否因为缺乏数字技术知识和金融素养造成了“数字鸿沟”?如果数字普惠金融的发展可以显著缓解农户收入不平等,其影响机制是什么?本文拟对以上问题进行探讨分析。

本文使用北京大学数字金融研究中心编制的“数字普惠金融指数”衡量农户所在地区的数字普惠金融发展水平,基于2016年、2018年中国家庭追踪调查(CFPS)数据,将数字普惠金融指数与微观数据库中的个体特征及家庭特征相匹配,从微观层面实证分析数字普惠金融对农户内部收入不平等的影响。进一步分析数字普惠金融是否通过缓解信贷约束和提高互联网信息可得性来降低农户收入不平等,最后探究了其对于不同区域、不同受教育程度、不同职业类型等农户收入不平等的作用是否有显著差异。

二、文献综述与理论假说

(一) 相关文献述评

已有文献对收入不平等进行了较为深入的研究,收入不平等是多种因素共同作用的结果。关于收入不平等的影响因素,学者们主要从以下几个方面进行了研究:经济增长、教育不平等以及其他可能的影响因素。第一,经济增长对收入不平等的影响。库兹涅茨最早开始关于收入分配的研究,发现经济增长与收入不平等呈现倒“U”型关系(Kuznets, 1955);郭熙保(2002)发现库兹涅茨假说在中国也同样成立,由于经济发展的不平衡以及结构的转变导致了我国收入不平等的扩大。还有学者研究了金融发展与收入不平等的关系,但未达成一致的意见:一些学者认为金融发展缩小了收入不平等(Jeanneney and Kpodar, 2011);而叶志强等(2011)发现金融发展扩大了城乡收入差距,且不利于农村居民收入增长;Greenwood和Jovanovic(1990)认为经济金融化与收入不平等之间存在非线性关系。第二,教育不平等

对收入不平等的影响。以教育为代表的人力资本的差异会导致农户获取外源资本的能力不同,教育不平等会加剧收入不平等(白雪梅,2004),且人力资本的回报最终会超过实物资本回报。提升农村居民的基础教育水平,缓解城乡之间的金融约束,能够有效降低居民收入的基尼系数(李俊青、韩其恒,2011)。第三,其他因素对收入不平等的影响,除了上述两种因素之外,环境、制度、外商直接投资以及全球化等因素也会影响收入不平等程度。程名望等(2016)对农户收入不平等进行回归分解,发现区域差异、物质资本、家庭特征等诸多因素都会影响农户收入不平等。

数字普惠金融是数字技术与金融服务的创新结合,进一步拓展了普惠金融的触达能力和服务范围(黄益平、黄卓,2018),对于农村地区贫困的减缓、居民收入增长和消费增加、地区创新创业活跃度的提升均具有重要作用(易行健、周利,2018;孙玉环等,2021),也为克服农村地区收入不平等问题提供了一种可能的解决方案。关于数字普惠金融对收入不平等的影响,现有文献中的观点大致可以分为两类。一类文献认为,数字普惠金融有助于缓解收入不平等。Martínez Turégano 和 García Herrero(2018)认为普惠金融在很大程度上有助于缓解收入不平等,降低贫困率,且收入水平较低的家庭从普惠金融中会受益更多(Omar and Inaba,2020)。Salazar-Cantú 等(2015)发现金融包容性在收入不平等中的作用在长期和短期内有所差异,在长期内,收入不平等会降低,但在短期内会增加。相较于普惠金融,数字普惠金融更具有包容性和益贫性,有效降低了金融服务的供给成本和使用成本。由于城镇居民基本已经享有了广泛的金融服务和信息,故农村居民更可能从数字普惠金融的发展中获益,实现经济机会的共享和收入增长,进而显著缩小城乡收入差距(周利等,2020)。另一类文献则认为数字普惠金融的发展会加剧收入不平等。数字普惠金融虽增加了农户家庭获取正规信贷服务的可能性,但是由于资源禀赋和能力较强的非贫困户更能有效利用数字普惠金融的功能进行平滑消费和积累要素,部分农户群体由于互联网工具和金融素养的缺乏,面临着不同程度的“金融排斥”等,数字普惠金融发展会扩大贫困户与非贫困户之间的收入差距,产生较为明显的“马太效应”(Adebawale and Dimova,2018;杨少雄、孔荣,2021;王修华、赵亚雄,2020),制约了农村经济的协调发展和乡村振兴战略的推进。

通过对上述文献的系统梳理可以发现,学者们对于数字普惠金融发展的定量评估较为深入,关于数字普惠金融发展对收入不平等影响的理论和经验分析也取得了一定的进展。然而现有研究还需要在以下两个方面进行完善:第一,现有文献多聚焦于数字普惠金融发展对农户收入水平或城乡收入差距的影响,采用衡量群体层面收入不平等的基尼系数或泰尔指数进行研究,从整体上反映了数字普惠金融发展对群体收入差距的影响,缺少数字普惠金融对农户内部个体收入相对剥夺的影响研究,数字普惠金融是否能够缓解农户群体内部的收入不平等这一问题值得深入探讨。第二,现有研究主要关注了数字普惠金融对收入不平等的直接影响,对其影响机制的解释有所不足。因此,本文试图在上述方面进行一些探索性工作。

与以往研究相比,本文的边际贡献主要在于:第一,从微观个体角度出发,采用 Kakwani 指数衡量农户内部的收入不平等,系统研究了数字普惠金融与农户收入不平等之间的关系。Kakwani 指数能更好地反映农户个体收入的变动情况,可以将各受访个体与参照群中比其收入高的其他个体进行比较,从而得出个体收入相对剥夺状况,满足无量纲性和正规化的特性。本文进一步分析了数字普惠金融覆盖广度、使用深度和数字化程度三个不同维度对农户收入不平等的影响,厘清了其结构化影响。第二,进一步挖掘分析了数字普惠金融通过缓

解农户信贷约束、提高互联网信息可得性进而影响其收入不平等的机制,基于微观数据的分析能够更加明确其具体的作用机制,丰富了数字普惠金融的相关研究,厘清了农村地区数字普惠金融发展存在的不平衡、不充分问题,有助于数字普惠金融政策的差异化制定及各类业务在农村地区的深度发展。

(二) 理论分析与研究假说

根据古典经济学收入分配理论,农民的收入很大程度上依赖于其拥有的资源禀赋和要素价格。假设由市场决定资源要素价格,农户收入不平等主要归结于其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、物质资本和金融资本等方面的资源禀赋存在明显异质性(程名望等,2016)。金融是经济的核心,传统的金融服务依赖于物理网点的设立,供给成本较高,在农村及欠发达地区的覆盖面较为狭窄、难以渗透(郭峰等,2020)。随着数字技术的进步,数字普惠金融突破了传统金融的地理空间局限(孙玉环等,2021),迅速扩展到农村市场,极大地弥补了农村金融基础设施薄弱、服务成本和交易门槛高等短板,有效缓解了金融排斥问题,显著提升了低收入和弱势群体的金融可得性和金融服务质量,以较低的成本满足了农户差异化的金融需求(钱海章等,2020)。数字普惠金融可以引导金融资源逐渐流向农村地区,为低收入和弱势群体获取覆盖面广、使用深度强的金融服务奠定基础,使得群体间的金融资产分布更加均匀,弱势群体逐渐向先进的部门和行业转移(王修华、赵亚雄,2020),进一步优化农村内部收入分配结构,抑制农户收入不平等。

数字普惠金融包括覆盖广度、使用深度和数字化程度三个维度,对于农户收入不平等的作用也存在差异(马威、张人中,2022)。覆盖广度代表了用户覆盖范围情况,通过数字技术触及农村用户,提高其金融服务可得性。使用深度则反映了数字金融的支付、保险、信贷、投资和货币基金等业务的使用频率,如信贷服务可以缓解农户面临的信贷约束和流动性危机,货币基金服务可以提高农户的理财收益,账户使用频率的增加可以有助于缩小收入差距(Dupas and Robinson, 2013)。数字化程度则更好地反映了数字普惠金融的价值,数字化程度越高,农户面临的金融服务门槛和融资成本越低,便利化和信用化程度也越高。三个维度分别刻画了数字普惠金融的不同方面,且指数的增速快慢也不同,对于农户收入不平等的影响也会有所差异。基于此,本文提出:

假说1:数字普惠金融发展对农户收入不平等具有抑制作用,且不同维度的影响程度有所差异。

数字普惠金融可以通过缓解农户面临的信贷约束来降低收入不平等。数字普惠金融以数字化技术提升了金融的基础性功能,使非自愿被金融机构排斥的弱势群体共享金融的包容性,进而改善农户群体内部收入不平等。一方面,数字普惠金融的信贷功能可以缓解农村借贷资金供需不匹配问题,受到金融排斥的群体可以享受到更加公平的金融服务,通过移动终端即可完成远程开户、贷款发放和还款,农户参与金融市场的成本降低、操作流程简化,其生产生活、教育医疗、创业投资等方面的资金约束得到缓解,且数字普惠金融降低了农户抵押品的要求,农户的申请意愿也会逐渐提高(刘锦怡、刘纯阳,2020),农户自我信贷约束逐步缩小。随着数字普惠金融的保险、投资和货币基金等新型金融产品的渗透发展,有益补充了银行主导的正规金融服务,满足了不同类型农户的差异化金融需求(傅秋子、黄益平,2018)。农村地区低收入群体可以通过多种形式金融服务有效解决其面临的信贷约束问题,获得充足的资金进行生产经营以实现收入增长,农户群体内部的差距缩小,收入不平等程度降低。

另一方面,数字支付是数字普惠金融使用最为普遍的功能,农户使用支付功能的过程会产生大量碎片化的用户信息,金融机构基于大数据、云计算和区块链等技术对农户的支付、缴款、购物等海量信息进行加工处理,进一步掌握农户资质条件和风险偏好(Zhang and Posso, 2017),大数据风控也会对其还款意愿和还款能力进行智能化评估,可以有效带动金融机构为缺乏担保的家庭提供金融产品和服务,降低农户家庭面临的信贷约束(何婧、李庆海, 2019),农户基于此能够实现生产经营和消费平滑等目的,最终降低收入不平等。基于此,本文提出:

假说2:数字普惠金融通过缓解信贷约束降低农户收入不平等。

数字普惠金融通过提高农户互联网信息可得性,间接影响其收入不平等。随着信息技术对经济社会的深度渗透和智能设备的普及,互联网在农村地区的覆盖范围进一步扩大,数字平台的特性带来了规模收益和边际成本递减,丰富了农户家庭获取各种外部信息的渠道,提高了信息传播效率。农户在获取便捷、低成本的金融服务的同时,数字普惠金融的支付、信贷和理财等功能也传递出了大量准确透明的金融信息,有效弥补了低收入和弱势群体由于地理和受教育程度等因素造成的信息鸿沟和知识鸿沟,农户面临的信息约束得到缓解(彭澎、徐志刚, 2021),通过互联网即可迅速获得所需的技能和知识(程名望、张家平, 2019)。随着互联网信息可得性的提高,农户可以更加及时准确地了解市场动态,获取相关行业信息和数据,对所拥有的资源进行优化配置,逐渐提高应对和识别风险冲击的能力,更能够敏捷地应对市场变化并及时调整决策,有助于降低农户生产经营损失(樊文翔, 2021)。互联网信息可得性的提高也促进了农户思想观念的转变,农户可以通过电商平台进行“直播带货”等,转变传统的生产经营方式(张世虎、顾海英, 2020),实现收入来源多样化,最终缓解收入不平等状况。基于上述分析,本文提出:

假说3:数字普惠金融通过提高互联网信息可得性降低农户收入不平等。

三、数据来源与研究设计

(一)数据来源

本文采用的数据主要包括三个部分:(1)北京大学数字普惠金融指数(2011—2020)。该指数基于蚂蚁金服的交易账户大数据,由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编制,代表性和可靠性较强。(2)北京大学中国家庭追踪调查(CFPS)数据。该数据分层多阶段抽样,覆盖了25个省、自治区和直辖市的人口,具有全国代表性,可以较好地描述微观个体特征。(3)《中国县域统计年鉴》,用于描述农户所在县区的经济发展特征。由于2014年县区层面的数字普惠金融指数缺失较多,故本文拟选取2016年和2018年两期CFPS数据,将CFPS数据中家庭经济库中的受访户主编码与成人库中的个人编码进行匹配得到所需数据,并剔除样本中非农户家庭,以及变量存在缺失值、重复值、异常值等个体,最终获得了3881个有效追踪样本,2016年、2018年两期农户样本合计7762户,在县区层面与数字普惠金融指数匹配。

(二)变量设置

1.被解释变量

农户收入不平等。参考Kakwani(1984)对“个体相对剥夺”的研究,本文使用Kakwani指数来衡量农户收入不平等程度。在特定群组内,农户收入水平越高,受到的相对剥夺越

低,即 Kakwani 指数越小,说明农户收入不平等程度越低。Kakwani 收入相对剥夺指数的测算方法与说明如下:令 Y 代表一个样本容量为 n 的群组,将群体样本的收入水平按升序排列,得到该群内的总体收入分布 $Y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$,根据定义,将每个个体与其他参照个体比较,该个体的相对剥夺可表示为:

$$RD(y_j, y_i) = \begin{cases} y_j - y_i & \text{若 } y_j > y_i \\ 0 & \text{若 } y_j \leq y_i \end{cases} \quad (1)$$

式(1)中: $RD(y_j, y_i)$ 意味着 y_j 对 y_i 的相对剥夺,将 $RD(y_j, y_i)$ 对 j 求和,并除以群体收入均值,衡量个体 i 的收入不平等状况用如下公式表达:

$$RD(y_i) = \frac{1}{n \mu_Y} \left[\sum_{j=i+1}^n (y_j - y_i) \right] = \gamma_{y_i}^+ \left[\frac{(\mu_{y_i}^+ - y_i)}{\mu_Y} \right] \quad (2)$$

式(2)中: μ_Y 是群组 Y 中所有被调查样本收入的平均值, $\mu_{y_i}^+$ 是群组 Y 中收入超过 y_i 的被调查样本收入的平均值, $\gamma_{y_i}^+$ 是群组 Y 中收入超过 y_i 的样本数占总样本数的百分比。根据本文测算得到的 Kakwani 收入相对剥夺指数的取值范围在 0~1 之间。

2. 解释变量

数字普惠金融水平(DFI)。本文选取北京大学数字金融研究中心发布的数字普惠金融指数进行衡量,除了总指数之外,还包括了覆盖广度(DFI_1)、使用深度(DFI_2)和数字化程度(DFI_3)三个子维度。为了避免异方差的影响以及数据量纲不统一等问题,本文后续具体分析中采用的是数字普惠金融指数的对数值。

3. 机制变量

借鉴已有学者的研究,选择在家庭层面定义机制变量,根据理论假设部分的内容分析,选取农户信贷约束和互联网信息可得性作为机制变量。本文从以下两个方面衡量信贷约束这一机制变量:第一,农户是否受到来自金融机构的信贷约束,将这一变量定义为农户在银行或非银行正规金融机构借款时遭到拒绝,选取 CFPS 问卷中农户“是否存在借款被银行或非银行正规金融机构拒绝的经历”作为信贷约束的代理变量,有则信贷约束取值为 1,否则取值为 0。第二,农户是否受到自我信贷约束,本文重新构造了家庭层面农户是否受到自我信贷约束的变量。如果农户家庭在上一调查年份没有待偿银行贷款,但本调查年份有待偿银行贷款,对该约束变量赋值为 1,说明农户自我信贷约束放松;若农户在两个年度之间的贷款状态未改变,则将该变量赋值为 0,说明农户受到自我信贷约束。

数字普惠金融发展伴随着互联网技术的进步,互联网的普及拓宽了农户家庭获取信息的渠道,成为农户获取各种生产经营信息的重要方式。参考张世虎和顾海英(2020),选取 CFPS 问卷中“是否使用互联网”这一指标作为互联网信息可得性这一作用机制的代理变量,是则信息可得性取值为 1,否则取值为 0。CFPS 问卷中将是否上网这一问题分为“是否电脑上网”以及“是否手机上网”,为进行统一,本文认为只要有两者其中之一即认为农户有互联网信息使用行为。

4. 控制变量

本文从农户的户主特征、家庭特征以及所在地区特征三个方面选取了 13 个控制变量,以缓解由于遗漏变量造成的估计结果偏误(变量相关说明和描述性统计详见表 1)。第一,户主特征变量。包括户主年龄、婚姻状况、政治面貌、健康程度和受教育程度,用于控制微观个体特征对家庭收入状况的影响。第二,家庭特征变量。包括家庭规模、家庭金融资产、家

庭物质资本、家庭房产情况、家庭年龄结构以及家庭是否从事个体经营,用于控制农户家庭特征对收入状况的影响。其中,家庭金融资产用家庭金融资产总值衡量,包括存款、股票、基金、债券、金融衍生品、其他金融产品及借款;家庭物质资本用家庭生产性固定资产总值衡量,包括农业机械、牲畜等农业资产总值;家庭年龄结构用老年抚养比(家庭65岁以上老年人口数与劳动年龄人口数之比)来衡量,老年抚养比是衡量家庭年龄结构和经济负担情况的指标,这一比例越高,数字普惠金融对农户家庭产生的影响越小。第三,县区特征变量。包括农户所在县区的人均GDP以及产业结构(第一二产业增加值占地区GDP比重)两个变量,用于控制家庭所在县区的经济发展水平对估计结果造成的影响。

变量描述性统计见表1。

表 1 变量描述性统计

变量名称	定义与赋值	均值	标准差
被解释变量			
农户收入不平等	利用 Kakwani 指数计算得到 利用 Yitzhaki 指数计算得到	0.5106 10.1022	0.2385 0.6583
解释变量			
数字普惠金融指数	北京大学数字普惠金融指数(2011—2020)	4.5532	0.1128
机制变量			
信贷约束	是否存在借款被拒绝的经历(是=1,否=0) 是否存在自我信贷约束(是=1,否=0)	0.2396 0.8749	0.4268 0.3308
信息可得性	是否使用互联网(是=1,否=0)	0.9413	0.2349
控制变量			
年龄	户主实际年龄,调查年份-出生年份	49.3700	13.1219
婚姻状况	户主已婚=1,其他=0	0.8781	0.3271
健康程度	户主身体健康=1,其他=0	0.6433	0.4790
政治面貌	户主是党员=1,其他=0	0.0727	0.2595
受教育程度	户主受教育年限	5.6759	4.2875
家庭规模	家庭成员数量	4.4107	2.0006
家庭金融资产	家庭金融资产总值对数(0值加1取对数)	7.0396	4.5715
家庭物质资本	家庭生产性固定资产对数(0值加1取对数)	8.6512	2.3628
家庭房产情况	家庭房产总值对数(0值加1取对数)	11.2148	2.7834
家庭年龄结构	家庭65岁以上老年人口数与劳动年龄人口数之比	0.0762	0.1841
家庭是否从事个体经营	家庭从事个体经营=1,其他=0	0.1126	0.3161
人均GDP	农户所在县区当年的人均GDP对数	10.4117	0.6883
产业结构	第一二产业增加值占地区GDP比重	0.5601	0.1149

注:(1)户主受教育年限(年):文盲/未上学的受教育年限为0年,小学6年,初中9年,高中/中专/高职/技校12年,大专15年,本科16年,硕士18年,博士22年;(2)户主婚姻状况:已婚=1,未婚、同居、离婚、丧偶=0;(3)户主身体健康状况:非常健康、很健康、比较健康=1,一般、不健康=0。

(三)模型构建

为进一步厘清数字普惠金融对农户收入不平等的影响,本文构建如下计量模型进行实证检验:

$$RD_{ijt} = \rho_0 + \rho_1 \ln DFI_{ijt} + \rho_2' X_{ijt} + \varphi_i + \varphi_t + \mu_{ijt} \quad (3)$$

式(3)为双向固定效应模型。其中, RD_{ijt} 表示第 t 年 j 县区 i 家庭的收入不平等状况; DFI_{ijt} 反映了第 i 个家庭所在 j 县区第 t 年的数字普惠金融指数,包括覆盖广度、使用深度和数字化程度三个维度; ρ_1 衡量了数字普惠金融的发展对农户收入不平等的总体影响; X_{ijt} 为控制变量; φ_i 为个体固定效应, φ_t 为时间固定效应, μ_{ijt} 为随机扰动项。

四、实证结果与分析

(一) 基准回归分析

根据式(3),使用面板双向固定效应模型检验数字普惠金融对农户收入不平等的影响,结果如表2所示。表2第(1)列反映了数字普惠金融发展对农户收入不平等的总体影响,在第(2)—(4)列分别加入了户主特征、家庭特征和地区特征的控制变量,以验证关键解释变量估计值的稳健性。

表2 数字普惠金融对农户收入不平等的影响的估计结果

	基本回归方程:稳健 OLS			
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字普惠金融指数	-0.3157*** (0.1037)	-0.2990*** (0.1035)	-0.2373** (0.1014)	-0.2366** (0.1026)
年龄		0.0017*** (0.0004)	0.0012*** (0.0004)	0.0012*** (0.0004)
婚姻状况		-0.0238 (0.0145)	-0.0231 (0.0144)	-0.0232 (0.0144)
健康程度		-0.0012 (0.0064)	0.0023 (0.0063)	0.0024 (0.0063)
政治面貌		-0.0300* (0.0178)	-0.0333* (0.0180)	-0.0336* (0.0180)
受教育程度		-0.0005 (0.0012)	-0.0001 (0.0012)	-0.0001 (0.0012)
家庭规模			0.0067*** (0.0021)	0.0067*** (0.0021)
家庭金融资产			-0.0052*** (0.0006)	-0.0052*** (0.0006)
家庭物质资本			-0.0035*** (0.0009)	-0.0035*** (0.0009)
家庭房产情况			-0.0034*** (0.0009)	-0.0034*** (0.0009)
家庭年龄结构			0.0056 (0.0052)	0.0057 (0.0052)
家庭是否从事个体经营			-0.0064 (0.0044)	-0.0066 (0.0044)
人均 GDP				-0.0050 (0.0174)
产业结构				-0.0223 (0.0404)
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
常数项	1.9380*** (0.4641)	1.8056*** (0.4651)	1.6021*** (0.4556)	1.6650*** (0.4711)
观测数	7 762	7 762	7 762	7 762

注:括号内为稳健标准误,*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著,下同。

实证结果显示,在逐步加入控制变量的过程中,数字普惠金融对农户收入不平等的影响均显著为负,说明数字普惠金融的发展可以显著抑制农户收入不平等。原因在于农户所在县区的数字普惠金融发展程度越好,低收入和弱势群体更能以较低的成本和门槛获得普惠金融服务,其面临的金融排斥问题得到有效解决(易行健、周利,2018),可支配收入增加,农户内部收入分配结构优化,农户之间的收入不平等状况缓解。从控制变量来看,根据回归结果得到的户主年龄、政治面貌、家庭规模、家庭金融资产、家庭物质资本和家庭房产情况均显著影响了农户收入不平等。原因在于随着户主年龄的增加,其所具备的劳动能力相对越弱,家庭收入水平相对较低,与其他农户家庭之间的差距较大,家庭面临的收入不平等程度增加。户主政治面貌如果是党员,家庭可能有相对稳定的收入来源,更能带动家庭就业和增收,从而缓解家庭收入不平等状况。而家庭成员数量越多,人均收入水平相对越低,面临的个体相对剥夺越严重。家庭金融资产和物质资本水平越高,家庭房产总值越高,家庭经济状况相对良好,家庭收入水平相对较高,农户内部的收入分配结构不断改善,面临的收入不平等程度越低。

为进一步分析数字普惠金融发展是否缓解了农户收入不平等,本文将农户家庭纯收入作为被解释变量进行了分样本回归。借鉴樊文翔(2021),根据家庭纯收入的20分位数和80分位数,将农户分为“较低收入”、“中等收入”和“较高收入”三组,回归结果如表3所示。数字普惠金融对中低收入农户家庭的作用较为显著,而对较高收入家庭的作用不明显,回归系数均在5%的显著性水平上通过了SUR检验。对于低收入农户家庭而言,数字普惠金融的增收效应更为显著,也说明了数字普惠金融更能提升低收入家庭福利、实现收入增长,缩小与中高收入群体间的差距,进而缓解农户群体内部的收入不平等,这与基准回归的分析结果保持一致。

表 3 数字普惠金融对农户收入水平影响的分样本估计结果

	被解释变量:农户家庭纯收入		
	较低收入	中等收入	较高收入
数字普惠金融指数	0.4473 ** (0.2151)	0.2019 ** (0.0863)	0.2254 (0.1708)
控制变量	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
常数项	6.5044 *** (0.8117)	9.0290 *** (0.3332)	9.7467 *** (0.6788)
观测数	1 552	4 658	1 552

(二) 数字普惠金融不同维度对农户收入不平等的影响

数字普惠金融指数包含覆盖广度、使用深度和数字化程度三个维度,只分析数字普惠金融总体情况对农户收入不平等的影响是不够全面的,本节分析数字普惠金融不同维度对农户收入不平等的结构化影响,从而更好地发挥不同维度的积极作用。

表4第(1)一(3)列分别为覆盖广度、使用深度和数字化程度对农户收入不平等影响的回归结果,容易发现:覆盖广度和数字化程度对农户收入不平等均发挥了显著的抑制作用,但使用深度的影响不显著;就影响效应而言,覆盖广度的影响最大,数字化程度次之,使用深

度的影响最小。可能的原因是:随着覆盖广度的增加,农户使用支付宝、绑定银行卡的数量随之增加,能够使得更大范围的农村人群享受到数字普惠金融的便捷,低收入和弱势群体也享受到了更多的金融资源,收入水平逐渐提高(Zhang and Posso, 2017),与中高收入群体间差距缩小,农户收入不平等缓解。而数字化程度越高,金融服务的低成本和低门槛效应越显著,低收入和弱势群体享受金融服务的边际成本越低、信用化程度越高(刘锦怡、刘纯阳, 2020),有机会实现收入的提高,收入不平等程度下降。但使用深度对农户收入不平等的影响不显著,可能的原因在于,使用深度代表了金融服务的实际使用情况,农户对于普惠金融服务的需求量不大、活跃度不高,且使用深度这一指数的统计口径也在不断调整,其增速最慢(郭峰等, 2020),故而造成使用深度这一维度对农户收入不平等的影响不显著。数字普惠金融使用深度的发展才更能真正有效发挥其普惠性的特征,可以更有效地改变生活方式和提高生活质量,因此,数字普惠金融的使用深度在农村地区的拓展仍存在着较大的空间。至此,假说1得证。

表4 数字普惠金融不同维度对农户收入不平等影响的估计结果

	农户收入不平等		
	(1)	(2)	(3)
覆盖广度	-0.2902* (0.1692)		
使用深度		-0.0279 (0.0603)	
数字化程度			-0.0838*** (0.0239)
控制变量	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
常数项	1.8728** (0.7688)	0.6824** (0.2748)	0.9285*** (0.1077)
观测数	7 762	7 762	7 762

(三) 影响的作用机制分析

数字普惠金融对农户收入不平等的具体影响机制需要进一步分析,进行机制检验的方法有以下三种:第一种是利用中介效应模型,第二种是利用交互效应模型,第三种是直接使用机制变量对解释变量进行回归的方法。由于中介效应模型无法缓解机制变量和被解释变量之间存在的内生性导致的错误识别,交互效应模型的实际含义也不能完全解释为经济机制。因此,本文采取第三种方法进行机制检验。信贷约束和互联网信息可得性的机制变量均为二值虚拟变量,故选取面板 Probit 模型进行分析,分别将衡量信贷约束和互联网信息可得性的机制变量作为被解释变量进行回归,结果如表5所示。金融机构信贷约束的回归系数显著为负,农户自我信贷约束和互联网信息可得性的回归系数显著为正,说明数字普惠金融的发展显著降低了农户面临的来自金融机构的信贷约束和自我信贷约束,提高了互联网信息可得性,结合前文关于机制变量的定义及理论部分的分析,说明数字普惠金融能够通过缓解农户信贷约束和提高互联网信息可得性缓解农户收入不平等。数字普惠金融具有更大

的地理穿透力和低成本优势,使得金融资源逐渐向低收入和弱势群体倾斜,缓解了农户面临的来自金融机构的信贷约束和自我信贷约束,群体内部收入不平等程度降低。同时,随着数字基础设施的完善、数字工具的普及,低收入农户家庭通过发达的互联网获取了大量的金融知识和信息,逐渐缩小了与中高收入家庭在信息获取渠道与能力方面的差距,优化配置家庭财产及收入,缓解收入不平等程度,假说 2 和假说 3 得证。

表 5 数字普惠金融对农户收入不平等影响机制的检验结果

	缓解信贷约束机制		提高信息可得性机制
	金融机构信贷约束	农户自我信贷约束	信息可得性
数字普惠金融指数	-0.2651*** (0.0677)	0.2418*** (0.0523)	0.1503*** (0.0447)
控制变量	是	是	是
固定效应	是	是	是
Wald chi2 值	203.9283	195.5314	151.1035
观测数	7 762	7 762	7 762

五、稳健性检验与异质性分析

(一) 内生性问题处理

本文在前述基准回归分析中通过引入个体特征、家庭特征和地区特征等多个维度的控制变量,在一定程度上削弱了内生性问题,并发现数字普惠金融发展确实能有效缓解农户收入不平等,但是这一结论仍有可能因数字普惠金融与农户收入不平等之间的双向因果关系而导致偏误。为克服模型中反向因果和遗漏变量导致的内生性问题,本文构建如下两个工具变量进行两阶段最小二乘估计:其一,借鉴易行健和周利(2018)的做法,构建数字普惠金融的 Bartik 工具变量 $DFI_{j,t-1} \times \Delta DFI_{j,t-1}$ (滞后一期的数字普惠金融指数 $DFI_{j,t-1}$ 与数字普惠金融指数在时间上的一阶差分 $\Delta DFI_{j,t-1}$ 的乘积)。一方面,本期的数字普惠金融发展建立在上期数字普惠金融发展的基础上,满足相关性条件;另一方面,该变量与本期农户收入不平等之间没有直接关系,可以较好地满足外生性条件,Bartik 工具变量是有效的。其二,参考张勋等(2019)的做法,本文选取农户所在地区与杭州的球面距离这一地理特征作为工具变量。根据各县区的经纬度可以测算出各县区到杭州的距离,农户所在县区到杭州的距离既与所在地区的数字普惠金融发展水平直接相关,又不会通过数字普惠金融发展而影响到农户的收入不平等状况,满足工具变量的两个条件。

表 6 报告了两个工具变量两阶段最小二乘估计法(2SLS)的估计结果。第一阶段回归结果显示工具变量系数均显著,因而这一指标满足工具变量相关性要求,且第一阶段估计的 Cragg-Donald Wald F 统计量远远大于弱工具变量检验的临界值,说明不存在弱工具变量。为了稳健起见,本文又使用有限信息最大似然法(LIML)进行估计,该方法对弱工具变量更不敏感,得出的系数估计值与两阶段最小二乘估计法非常接近,也说明了不存在弱工具变量问题^①第二阶段回归结果表明,在考虑内生性问题后,数字普惠金融发展对农户收入不平等的影响均在 1% 的统计水平上显著为负,表明上述回归结果与前文所得结论一致,本文估计结果稳健。

^①LIML 结果未报告,备索。

表 6 工具变量回归结果

	Bartik 工具变量		县区到杭州的距离	
	第一阶段回归	第二阶段回归	第一阶段回归	第二阶段回归
工具变量	0.3568*** (0.0358)		-0.0317*** (0.1046)	
数字普惠金融指数		-0.3849*** (0.0751)		-1.2763*** (0.1294)
控制变量	是	是	是	是
Cragg-Donald Wald F 值	3 099.3091		505.8752	
Wald chi2 值		95.5537		83.3041
R ²	0.7786	0.4119	0.6437	0.2864

注：模型中控制了个体、时间固定效应，下表同。

(二) 稳健性检验

为进一步验证本文结论的可靠性与稳健性,本文进行了如下稳健性检验。

1. 更换被解释变量

使用 Yitzhaki 指数来衡量农户的收入不平等状况,如前所述,收入不平等除了可以用 Kakwani 指数衡量之外,还可用 Yitzhaki 指数表示。Yitzhaki 指数的计算公式为:

$$RD_1(y_i) = \frac{1}{n} \left(\sum_{j=i+1}^n (y_j - y_i) \right) = \gamma_{y_i}^+ [(\mu_{y_i}^+ - y_i)] \quad (4)$$

式(4)中: $\mu_{y_i}^+$ 表示群组 Y 中收入超过 y_i 的样本收入的平均值, y_i 表示群组 Y 中个体收入, $\gamma_{y_i}^+$ 是群组 Y 中收入超过 y_i 的样本数占总样本数的百分比,回归结果如表 7 第(1)列所示。

2. 使用面板 Tobit 模型进行回归

由于被解释变量 Kakwani 指数取值介于 0~1 之间,故而采用 Tobit 模型回归估计数字普惠金融对农户收入不平等的影响,回归结果如表 7 第(2)列所示。

3. 分位数回归

选取四个具有代表性的分位点(20%、40%、60%、80%)进行分位数回归,在各分位点上数字普惠金融对农户收入不平等均为负向影响,回归结果如表 7 第(3)~(6)列所示。

通过表 7 第(1)~(6)列的回归结果可以看出,数字普惠金融对农户收入不平等均有显著的负向影响且这一影响相对稳健,均说明本文的研究结论稳健可靠。

表 7 数字普惠金融与农户收入不平等:稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Yitzhaki 指数	Tobit 回归	Q20	Q40	Q60	Q80
数字普惠金融指数	-0.5736*** (0.1329)	-0.3013*** (0.0312)	-0.3556*** (0.0474)	-0.4019*** (0.0448)	-0.4084*** (0.0412)	-0.3337*** (0.0408)
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	13.2353*** (0.6773)	2.3799*** (0.1233)	2.3660*** (0.1877)	2.8012*** (0.1674)	2.9585*** (0.1547)	2.7301*** (0.1551)
观测数	7 762	7 762	7 762	7 762	7 762	7 762

(三) 异质性分析

1. 分区域的异质性

解决区域经济发展不平衡问题是推进共同富裕的重要途径。数字普惠金融在不同区域的发展情况存在较大差异,对农户收入不平等的影响也有所差异,为此,本文将农户样本划

分为东部、中部和西部地区三个子样本分别进行回归。结果如表 8 第(1)一(3)列所示,数字普惠金融对东部地区的农户收入不平等影响最大,中部地区次之,西部地区最小,且均在 10%的显著性水平上通过了 SUR 检验。原因在于东部地区的经济较发达,数字普惠金融覆盖更广、触达能力更强,对农户收入不平等的缓解作用更强。而西部地区由于区位因素的影响,金融发展较缓慢,金融基础设施相对不完善,对农户收入不平等的作用相对较小。

表 8 数字普惠金融与农户收入不平等:不同地区的异质性

	(1)	(2)	(3)
	东部地区	中部地区	西部地区
数字普惠金融指数	-0.4365*** (0.0443)	-0.2427*** (0.0635)	-0.1168* (0.0670)
控制变量	是	是	是
常数项	2.8428*** (0.1782)	1.9042*** (0.2770)	1.6953*** (0.2544)
观测数	2 847	2 407	2 378

2. 不同受教育程度的异质性

2021 年中国社会科学院信息化研究中心发布的《乡村振兴战略背景下中国乡村数字素养调查分析报告》指出,农民数字素养得分显著低于其他职业类型群体,而数字素养与其受教育水平显著正相关。受教育程度越高,人力资本积累越多,生产效率和收入水平也随之提高。为探究受教育程度这一人力资本差异对农户收入不平等的影响,本文将样本根据户主受教育年限的差异进行分组,分为文盲/没有上过学(受教育年限为 0 年)、小学(受教育年限为 6 年)、初中(受教育年限为 9 年)、高中/中专/高职/技校(受教育年限为 12 年)和大专及以上学历(受教育年限不低于 15 年)五个子样本组,回归结果如表 9 所示。

表 9 数字普惠金融与农户收入不平等:受教育程度的异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	文盲/没上过学	小学	初中	高中/中专/ 高职/技校	大专及以上学历
数字普惠金融指数	-0.1139*** (0.055)	-0.3034*** (0.058)	-0.2850*** (0.0571)	-0.3891*** (0.097)	-0.4874*** (0.201)
控制变量	是	是	是	是	是
常数项	1.6213*** (0.211)	2.3111*** (0.226)	2.4015*** (0.2280)	2.8060*** (0.377)	3.083*** (0.814)
观测数	2 441	2 209	2 313	671	128

进一步地,本文进行了 SUR 检验,只有受教育程度为小学和初中这一组子样本之间不存在组间系数差异, p 值为 0.48,其他均在 10%的显著性水平上通过了 SUR 检验。整体上来看,数字普惠金融对农户收入不平等的缓解作用随着户主受教育程度的增加而增大,农户受教育水平越高,知识储备越多,对数字普惠金融服务和产品的接受能力越强、使用越活跃,自身应对各类风险冲击的能力也越强,家庭未来陷入贫困的可能性越小(斯丽娟,2019),数字普惠金融对农户收入不平等缓解作用越明显。

3. 不同类型收入不平等的异质性

不同农户家庭的收入结构可能存在较大差异,CFPS 中家庭纯收入由工资性收入、经营性收入、财产性收入、转移性收入和其他收入构成,不同收入来源对总收入不平等的贡献不

同。江克忠和刘生龙(2017)对农村家庭收入不平等进行分解,发现工资性收入不平等对总收入不平等的贡献最高,数字普惠金融是否会对不同类型的收入不平等产生明显的差异需要进一步探究。本文根据收入来源,分别计算各农户的经营性收入不平等、工资性收入不平等、转移性收入不平等和财产性收入不平等指数,回归结果如表10所示。其中,数字普惠金融发展对工资性收入不平等的影响最大,这与张勋等(2021)的研究结论基本保持一致。而由于财产性收入和转移性收入在农户家庭收入中占比较低,数字普惠金融对这两种收入不平等影响较小。

表 10 数字普惠金融与农户收入不平等:不同类型收入不平等的异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)
	经营性收入不平等	工资性收入不平等	转移性收入不平等	财产性收入不平等
数字普惠金融指数	-0.0897* (0.0481)	-0.5796*** (0.0728)	-0.0573 (0.0363)	-0.0763*** (0.0263)
控制变量	是	是	是	是
常数项	1.5350*** (0.1794)	3.2776*** (0.2698)	1.3076*** (0.1373)	1.4758*** (0.1017)
观测数	7 762	7 762	7 762	7 762

4.不同职业类型农户的异质性

实施乡村振兴战略除了着力解决城乡发展不平衡的问题,还要关注农村地区的不平衡发展问题,即农民分化问题(贺雪峰,2018)。当前对农民分化的研究主要从职业差异和收入差异两个维度展开,而职业分化更充分体现了农民分化的主要特征(苏岚岚等,2017),对于不同职业类型的农户,数字普惠金融对其收入不平等的作用也存在差异。参考中国社会科学院农村发展研究所和国家统计局农村社会调查总队(2001),本文将农户研究样本划分为纯农业型、兼业型和纯非农业型^①三个子样本。表11回归结果显示,数字普惠金融对纯农业型和纯非农业型农户的收入不平等影响较大,且均在5%的显著性水平上通过了SUR检验。本文的解释是,对于纯农业型农户,其对土地的依赖性较强,数字普惠金融为其提供了较多的惠农贷款,用于购买农业机械设施等,进而增加财富积累;而对于纯非农业型农户,数字普惠金融服务更多地促进了其非农就业和创业等,带来的新产品和服务的溢出效应缓解了其收入不平等。

表 11 数字普惠金融与农户收入不平等:不同职业类型农户的异质性

	(1)	(2)	(3)
	纯农业型农户	兼业型农户	纯非农业型农户
数字普惠金融指数	-0.2820** (0.1346)	-0.1239** (0.0538)	-0.2589*** (0.0386)
控制变量	是	是	是
常数项	2.5592*** (0.5428)	1.6109*** (0.2137)	2.2143*** (0.1511)
观测数	379	2 362	4 970

^①根据非农收入与家庭总收入的比值,将非农收入占家庭总收入10%以下的划分为纯农业型农户,非农收入占家庭总收入10%~90%的为兼业型农户,非农收入占家庭总收入90%以上的为纯非农业型农户。

六、主要结论与政策建议

数字普惠金融发展为数字乡村建设和推进乡村振兴战略提供了有力的保障和支撑。有别于以往文献对数字普惠金融和城乡收入差距整体影响的刻画,本文基于农户家庭的微观视角,利用2016年、2018年两期中国家庭追踪调查(CFPS)数据与北京大学数字普惠金融指数相匹配,采用面板双向固定效应模型,实证分析了数字普惠金融对农户收入不平等的影响。得出如下研究结论:第一,总体上,数字普惠金融的发展可以显著缓解农户收入不平等,在考虑内生性情况下结果依然显著成立。第二,结构上,在数字普惠金融三个维度的作用分析中,覆盖广度和数字化程度对农户收入不平等均产生了显著的抑制作用,且覆盖广度的影响程度大于数字化程度,而使用深度的影响不显著。第三,影响机制上,本文研究发现数字普惠金融通过缓解农户面临的信贷约束、提高农户获取各种互联网信息可得性,进而降低其收入不平等。第四,异质性上,分区域来看,数字普惠金融对东部地区的农户收入不平等影响大于中西部地区;分户主受教育程度来看,数字普惠金融对户主受教育程度较高家庭的收入不平等缓解效应更显著;分不同类型收入来看,数字普惠金融对农户家庭的工资性收入不平等影响更大;分农户职业类型来看,数字普惠金融对纯农业型和纯非农业型农户收入不平等影响更大。基于以上研究结论,本文提出如下三个方面的政策建议:

第一,增加对农村地区低收入和弱势群体政策上的倾斜和帮扶,夯实金融服务乡村振兴的制度基础。本文研究发现数字普惠金融为农村低收入和弱势群体带来了更多的福利,有助于缓解农户群体内部的收入不平等。为此,需要进一步优化数字普惠金融支持农民增收的顶层政策设计和收入分配体系,持续改善农村地区的金融环境。考虑不同地区数字普惠金融发展的差异化初始条件,对农村不同受众群体有针对性地开发特定的金融服务,提升其使用数字普惠金融产品的能力。同时加快推进数字乡村建设,为低收入和弱势群体提供平等参与金融市场的机会。利用数字普惠金融的长尾优势,充分发挥其在缩小农户收入不平等方面的“数字红利”作用。

第二,发挥数字普惠金融与教育水平的协同效应,提升农村居民的金融素养。实证分析发现农户受教育程度越高,数字普惠金融对收入不平等的抑制作用越显著,因此需要进一步增强农村教育事业的政策支持力度,提升农村居民的受教育程度,特别是注重提升低收入阶层和中西部欠发达地区居民的人力资本,充分发挥教育在阻断贫困代际传递方面的重要作用。不同受教育程度的农户对数字普惠金融产品和服务的需求以及选择存在较大差异,低收入群体的受教育水平一般相对较低,对于新兴的数字普惠金融产品和服务的了解程度以及接受程度也较低,容易产生“金融排斥”和“数字鸿沟”,从而可能加剧收入不平等程度。因此,在提升农民受教育程度的同时,也需要多渠道多角度不断提高农户的金融素养,培养防范风险的意识,破除弱势农户可能存在的受教育程度不高、互联网技能掌握不足等障碍,使得数字普惠金融知识覆盖到更多的弱势农户群体,以有效缓解农户群体间因“数字鸿沟”问题带来的收入不平等。

第三,加大农村偏远欠发达地区基础设施投入,推动各类数字普惠金融业务深度发展。根据实证结果,数字普惠金融的使用深度这一维度对农户收入不平等的影响不显著,而使用深度的拓展更能充分发挥金融的普惠性。因此,需要持续完善农村地区金融服务网点、终端和网络硬件建设,如对农村地区的上网费用给予优惠、及时推动农户上网设备的更新换代

等,利用5G技术延伸金融服务半径,促进农村数字普惠金融各个维度的均衡协调发展。同时进一步促进数字普惠金融的深度渗透发展,细化和完善数字普惠金融支付、货币基金、信贷和保险等功能,如将其与水电缴费、购物、医疗、养老、教育、金融等生活便民服务深度结合,深化农户数字普惠金融市场的参与程度,为数字普惠金融助力乡村振兴注入活力。

参考文献:

- 白雪梅,2004:《教育与收入不平等:中国的经验研究》,《管理世界》第6期。
- 程名望、Jin Yanhong、盖庆恩、史清华,2016:《中国农户收入不平等及其决定因素——基于微观农户数据的回归分解》,《经济学(季刊)》第15卷第3期。
- 程名望、张家平,2019:《新时代背景下互联网发展与城乡居民消费差距》,《数量经济技术经济研究》第7期。
- 樊文翔,2021:《数字普惠金融提高了农户信贷获得吗?》,《华中农业大学学报(社会科学版)》第1期。
- 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。
- 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19卷第4期。
- 郭熙保,2002:《从发展经济学观点看待库兹涅茨假说——兼论中国收入不平等扩大的原因》,《管理世界》第3期。
- 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。
- 贺雪峰,2018:《关于实施乡村振兴战略的几个问题》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第3期。
- 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17卷第4期。
- 江克忠、刘生龙,2017:《收入结构、收入不平等与农村家庭贫困》,《中国农村经济》第8期。
- 李俊青、韩其恒,2011:《教育、金融市场和中国居民的收入不平等》,《世界经济》第9期。
- 刘锦怡、刘纯阳,2020:《数字普惠金融的农村减贫效应:效果与机制》,《财经论丛》第1期。
- 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。
- 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。
- 钱海章、陶云清、曹松威、曹雨阳,2020:《中国数字金融发展与经济增长的理论与实证》,《数量经济技术经济研究》第6期。
- 斯丽娟,2019:《家庭教育支出降低了农户的贫困脆弱性吗?——基于CFPS微观数据的实证分析》,《财经研究》第11期。
- 苏岚岚、何学松、孔荣,2017:《金融知识对农民农地抵押贷款需求的影响——基于农民分化、农地确权颁证的调节效应分析》,《中国农村经济》第11期。
- 孙玉环、张汀昱、王雪妮、李丹阳,2021:《中国数字普惠金融发展的现状、问题及前景》,《数量经济技术经济研究》第2期。
- 王修华、赵亚雄,2020:《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》,《金融研究》第7期。
- 杨少雄、孔荣,2021:《数字金融市场参与改善农户收入了吗?》,《华中农业大学学报(社会科学版)》第4期。
- 杨伟明、粟麟、王明伟,2020:《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》,《上海财经大学学报》第4期。
- 叶志强、陈习定、张顺明,2011:《金融发展能减少城乡收入差距吗?——来自中国的证据》,《金融研究》第2期。
- 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。
- 张世虎、顾海英,2020:《互联网信息技术的应用如何缓解乡村居民风险厌恶态度?——基于中国家庭追踪调查(CFPS)微观数据的分析》,《中国农村经济》第10期。
- 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。
- 张勋、万广华、张佳佳、何宗楸,2019:《数字经济、普惠金融与包容性增长》,《经济研究》第8期。
- 中国社会科学院农村发展研究所、国家统计局农村社会调查总队,2001:《农村经济绿皮书2000~2001年:中国农村经济形势分析与预测》,社会科学文献出版社。
- 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。

- 30.朱一鸣、王伟,2017:《普惠金融如何实现精准扶贫?》,《财经研究》第10期。
- 31.Adebowale, O., and R. Dimova.2018. “Does Access to Formal Finance Matter for Welfare and Inequality? Micro Level Evidence from Nigeria.” *The Journal of Development Studies* 54(9):1534-1550.
- 32.Dupas, P., and J. Robinson. 2013. “Why Don’t the Poor Save More? Evidence from Health Savings Experiments.” *American Economic Review* 103 (4):1138-1171.
- 33.Greenwood, J., and B. Jovanovic.1990. “Financial Development, Growth, and the Distribution of Income.” *Journal of Political Economy* 98(5):1076-1107.
- 34.Jeanneney, S. G., and K. Kpodar. 2011. “Financial Development and Poverty Reduction: Can There Be a Benefit without a Cost?” *The Journal of Development Studies* 47(1):143-163.
- 35.Kakwani, N. 1984. “The Relative Deprivation Curve and Its Applications.” *Journal of Business & Economic Statistics* 2(4):384-394.
- 36.Klapper, L., M. El-Zoghbi, and J. Hess.2016. “Achieving the Sustainable Development Goals: The Role of Financial Inclusion.” CGAP Working Paper. <https://www.cgap.org/research/publication/achieving-sustainable-development-goals>.
- 37.Kuznets, S. 1955. “Economic Growth and Income Inequality.” *The American Economic Review* 45(1):1-28.
- 38.Martínez Turégano, D., and A. García Herrero. 2018. “Financial Inclusion, Rather Than Size, Is the Key to Tackling Income Inequality.” *The Singapore Economic Review* 63(1):167-184.
- 39.Omar, M. A., and K. Inaba. 2020. “Does Financial Inclusion Reduce Poverty and Income Inequality in Developing Countries? A Panel Data Analysis.” *Journal of Economic Structures* 9(1):1-25.
- 40.Salazar-Cantú, J., J. Jaramillo-Garza, and B. Álvarez-De la Rosa. 2015. “Financial Inclusion and Income Inequality in Mexican Municipalities.” *Open Journal of Social Sciences* 3(12):29-43.
- 41.Zhang, Q., and A.Posso. 2017. “Thinking Inside the Box: A Closer Look at Financial Inclusion and Household Income.” *Journal of Development Studies* 55(7):1616-1631.

The Impact of Digital Financial Inclusion on Farmer’s Income Inequality: An Empirical Analysis Based on CFPS Data

Si Lijuan^{1,2} and Tang Xiaoxiao²

(1: Institute of Green Finance, Lanzhou University;

2: School of Economics, Lanzhou University)

Abstract: Based on the Peking University Digital Financial Inclusion Index of China and the China Family Panel Studies (CFPS), this paper uses the Kakwani index and a panel two-way fixed effect model to empirically analyze the impact of the development of digital finance inclusion on rural households income inequality. The study found that, the development of digital inclusive finance can effectively alleviate the income inequality of farmers by easing credit constraints and improving the availability of Internet information. From a structural point of view, the breadth of coverage, depth of use and degree of digitization have differential impacts on the income inequality of farmers. The effect of breadth of coverage is the most significant, while the depth of use is not significant. In terms of heterogeneity, digital finance inclusion has a more significant effect on alleviating income inequality in eastern regions, highly educated households, purely agricultural and purely non-agricultural households. Finally, this article puts forward policy recommendations such as raising the level of rural education, guiding farmers to improve financial literacy by increase knowledge reserve, promoting the in-depth development of infrastructure investment and digital finance inclusion in rural areas, and breaking the rural “financial exclusion” and “digital divide”.

Keywords: Digital Finance Inclusion, Income Inequality of Farmers, Kakwani Index, Credit Constraints, Information Availability

JEL Classification: O15, G29

(责任编辑:陈永清)