

数字普惠金融何以影响农民增收?

——理论机制与县域证据

李琳 郭东 乔璐

内容提要:探究数字普惠金融能否富民增收对实现共同富裕具有重要意义。基于拓展的内生经济增长模型,本文构建一个数字普惠金融影响农民收入的理论分析框架,并利用2014—2020年长江经济带县域数据实证研究数字普惠金融对农民收入的影响机制、作用渠道与空间溢出效应。研究结果显示,数字普惠金融能够增加农民收入;从细分维度看,数字普惠金融的覆盖广度和使用深度对农民收入存在促进作用,而且覆盖广度的促进作用更强。农业技术进步、农民物质资本积累和农村人力资本积累是数字普惠金融促进农民收入增加的重要传导路径。异质性分析发现,长江经济带下游县域数字普惠金融对农民的增收效果最强,中游其次,上游最弱,而且对于收入水平高、人口规模大和耕地规模大的县域,数字普惠金融对农民的增收效应更强。从空间视角来看,数字普惠金融具有空间溢出效应且存在明显的溢出边界。本文研究结论为农民增收提供了基于数字普惠金融发展视角的经验证据与政策启示。

关键词:长江经济带 数字普惠金融 技术进步 资本积累 农民增收 空间溢出效应

中图分类号:F832;F323.8

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2024)04-0003-21

一、问题提出

党的十八大以来,中国的精准扶贫取得了瞩目成就,为解决世界性贫困问题贡献了“中国方案”。然而,在人均可支配收入不断增长的同时,存在城乡间、区域间和群体间的收入差距,促进农民持续性增收仍然任务艰巨。因此,如何有效拓展农民增收渠道、打通农民增收路径、促进农民持续增收是缩小城乡差距、推进乡村振兴、实现共同富裕的战略选择。国家层面高度重视脱贫攻坚任务,先后出台了《乡村振兴战略规划(2018—2022年)》等一系列文件,坚持把打好精准脱贫攻坚战作为实施乡村振兴战略的优先任务,尤其要加大产业和金融扶农力度,助力农民增收。党的二十大报告中明确提出,要“发展乡村特色产业,拓宽农民增

收稿日期:2023-07-10;修回日期:2023-12-15

基金项目:国家社会科学基金后期资助项目“长江中游城市群创新共同体演化机制与治理体系研究”(22FJLB007);湖南省社会科学基金一般项目“城乡融合推动湖南县域经济高质量发展研究”(22YBA025)

作者简介:李琳 湖南大学经济与贸易学院教授、博士生导师,长沙,410079;

郭东 湖南大学经济与贸易学院博士研究生,通信作者;

乔璐 湖南大学经济与贸易学院博士研究生。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

收致富渠道”。这为推动深入实施乡村振兴战略和推进共同富裕指明了方向。

近年来,随着数字技术逐渐引领创新,数字普惠金融在促进乡村振兴和农业农村现代化发展方面的优势不断凸显,从而成为助力农民增收的新引擎^[1]。有大量文献集中讨论了数字普惠金融的经济效应。在宏观层面,数字普惠金融不仅能够通过改善地区信贷资源配置状况提升区域创新能力^[2],还能够缩小区域发展差距并赋能经济高质量发展^[3]。此外,基于省域数据,有研究发现数字普惠金融能够显著促进消费升级和居民创业^[4-5]。在中观层面,数字普惠金融能够有效促进产业结构优化和产业融合发展。例如,张林和温涛(2022)采用空间模型证实了数字普惠金融不仅有助于本地农村产业融合发展,而且还具有显著的空间溢出效应^[6]。在微观层面,赵晓鸽等(2021)研究发现数字普惠金融能够缓解企业金融错配程度,促进企业创新^[7]。不仅如此,数字普惠金融存在时空压缩特征,其在提供本地化金融惠农服务的同时,对周边地区甚至更远地区也存在一定的影响^[8]。

需要指出的是,促进农民持续增收是扎实推动共同富裕的客观要求,已有研究围绕着农村产业融合^[9]、数字经济^[10]、土地治理^[11]等因素对农民增收问题展开讨论。例如,张蚌蚌等(2023)研究发现,“一户一田”耕地细碎化治理能有效通过促进农业节本增效和非农就业增收实现农户收入提高^[12]。同时,农村三大产业融合发展和农村电子商务的发展对农民收入也均具有显著的提升作用^[13-14]。与此同时,也涌现出有关数字普惠金融对助农增收影响的研究。有学者采用中国家庭追踪调查(CFPS)数据发现,数字普惠金融能够促进农民增收、缩小农户收入差距、助力实现共同富裕^[15-16]。同时,陈慧卿等(2021)从省域视角考察了数字普惠金融对农民收入的差异化影响,发现数字普惠金融能够显著提高农民收入^[17]。

需要指出的是,以上文献并未从县域、“三农”以及空间视角考察数字普惠金融对农民收入的影响,更没有窥探其背后的作用机制,而且以上研究多选取内部差异与空间尺度都较大的省域、市域数据,或者调查数据,而非更能刻画农民收入地域特征和趋势特征的县域数据。县域作为村镇和城市的重要节点,是农民的主要活动场所。数字普惠金融在提供本地化金融惠农服务的同时,对周边地区甚至更远地区的农民收入也存在一定的影响,但已有研究尚未对其空间效应给予充分关注。如今,中国数字普惠金融虽已成为促进国民经济发展的重要行业,但与发达国家相比,其对“三农”的贡献十分有限,仍存在金融排斥、区域发展失衡等问题^[18]。那么,中国数字普惠金融能否助力农民增收?如果能,其内在机制和影响因素是什么?是否存在空间溢出效应?如何通过加快数字普惠金融发展,促进“三农”由“强农惠农”向“强农惠农富农”转变成为金融助农中亟待解决的重要议题。

习近平总书记在2022年中央农村工作会议上指出,“要坚持把增加农民收入作为‘三农’工作的中心任务”。为此,需要提升金融支持全面推进乡村振兴的能力和水平。将数字普惠金融与农民增收纳入同一研究框架,并厘清二者的内在作用机制,是探索乡村振兴和推进共同富裕的重要路径。鉴于此,本文力图从以下方面扩展研究:一是基于扩展的内生经济增长模型,将数字普惠金融与农民增收纳入同一个研究框架,并从农业技术进步、农民物质资本积累与农村人力资本积累的视角探讨数字普惠金融对农民收入的影响机制与路径,为农民增收提供了一个新的研究视角;二是以长江经济带566个县(市、区)^①域为研究样本,减小以省域或市域为研究样本导致的估计结果偏差,以期评估数字普惠金融在农民增收中发挥的作用提供新的县域证据;三是从多重视角考察数字普惠金融对农民增收的区域、收入、人口规模和耕地规模的异质性影响,系统识别数字普惠金融的作用对象;四是在溢出效应和“集聚阴影”的基础上考虑空间相关性和内生性

① 以下简称“县”。

问题,构建县域空间权重矩阵,尝试运用空间杜宾模型(SDM)考察数字普惠金融对农民收入的空间效应,并进一步识别数字普惠金融的溢出边界。

二、理论框架与研究假设

(一) 数字普惠金融对农民增收的直接影响

数字普惠金融可以通过两个效应促进农民增收。一是鲶鱼效应。竞争激励是实现金融资源优化配置的重要手段,而数字普惠金融正在以颠覆性的激励手段重塑传统金融体系^[19]。数字普惠金融拥有低成本、高质量、高效率的支付方式、多样化的理财渠道和包容性的服务对象,这增加了农信机构的市场意识和危机意识,进而会激励其扩大涉农贷款的投放规模来抢占市场^[20]。而农信机构金融涉农动机的增强,降低了“三农”发展和中小企业的信贷约束,从而有利于新型农业经营主体的培育和企业引进培育,为农民增收提供了契机。二是长尾效应。数字普惠金融引致的长尾效应能够扩大金融的服务对象范围,助力农民增收。传统金融模式对欠发达地区的排斥性极大地限制了金融的触达性,而农民群体所产生的叠加效应正是金融行业需要深挖的蓝海市场,其为金融机构带来的总收益完全可与头部市场媲美^[21]。数字普惠金融依靠其低门槛、广覆盖等优势促使盈亏平衡点向长尾边界右端扩展,将原本不在金融服务领域的农民群体纳入,提高了农民的金融可得性,从而更好地满足农业农村发展多样化的金融需求,提高金融服务乡村振兴的精准度。宋晓玲(2017)认为,数字普惠金融的长尾效应通过降低金融服务门槛和缓解排除效应,降低了农民贫困脆弱性,促进农户收入的增加^[22]。据此,本文提出研究假设1。

假设1:数字普惠金融能够从整体上促进农民增收,即农民收入与数字普惠金融存在正相关关系。

(二) 数字普惠金融对农民增收的间接影响

借鉴刘进宝和刘洪(2004)^[23]的处理方法,本文构建一个包含技术进步的柯布-道格拉斯(C-D)形式的农业生产函数作为基础模型:

$$Q = AK^\alpha L^\beta \quad (1)$$

在式(1)中, A 表示农业技术水平, $\alpha + \beta = 1$,且 $0 < \alpha < 1, 0 < \beta < 1$,农民通过投入劳动力(L)和资本(K)生产农产品。通过农业生产函数可以看出,农产品生产效率的影响因素有农业技术水平、农村劳动力投入和农民的资本投入。随着数字经济的发展,数字普惠金融日益成为扶农助农的重要金融工具,其技术扶持、教育支持和资本资助带来的农业数字化技术的成熟运用、农村人力资本的积累和农民物质资本的积累可以有效提高农业生产效率,进而增加农民收入。为便于理解,本文在式(1)的基础上,从农业技术进步、农村人力资本积累和农民物质资本积累三个角度考察数字普惠金融影响农民增收的作用渠道。

1. 农业技术进步的视角

数字普惠金融是数字技术与普惠金融的有机结合,是指在数字技术的支持下通过金融服务促进普惠金融的行动,其发展将促进农业生产技术的研发,从而助力农民增收。因此,在式(1)的基础上,将农业技术水平(A)设定为数字普惠金融的稳定增函数,记为 $M(D_f), A(D_f) = M_1(D_f)^\theta, 0 < \theta < 1$,且 $M_1 > 0, D_f$ 表示数字普惠金融发展水平。本文采用C-D生产函数构造出加入农业技术进步的索洛模型。因此,生产函数可扩展为:

$$Q = M_1(D_f)^\theta K^\alpha L^\beta \quad (2)$$

农民在生产农产品的过程中,需要支付劳动的机会成本 w ,给贷款支付利率 r ,而农业技术的研发费用

则是由政府承担,其成本为0。因此,将成本函数设定为:

$$C(L, K) = wL + rK \quad (3)$$

农民的收益函数为:

$$R(D_f, L, K) = W(Q) - C(L, K) \quad (4)$$

即:

$$R(D_f, L, K) = W[Q(D_f, L, K)] - wL - rK \quad (5)$$

对农民收益函数求一阶导数可得:

$$\frac{\partial R(D_f, L, K)}{\partial D_f} = W(Q) K^\alpha L^\beta \frac{dA(D_f)}{dD_f} \quad (6)$$

$$\frac{\partial R(D_f, L, K)}{\partial D_f} = W(Q) K^\alpha L^\beta \theta M_1(D_f)^{\theta-1} \quad (7)$$

可知 $\frac{\partial R(D_f, L, K)}{\partial D_f}$ 恒大于0,对农民收益函数求二阶导数可得:

$$\frac{\partial^2 R(D_f, L, K)}{\partial D_f^2} = W(Q) K^\alpha L^\beta \theta(\theta - 1) M_1(D_f)^{\theta-2} \quad (8)$$

因为 $0 < \theta < 1$, 所以 $\frac{\partial^2 R(D_f, L, K)}{\partial D_f^2}$ 恒小于0,这表明数字普惠金融发展水平的提升对于农民收益函数的边际效应是递减的。可见,数字普惠金融会通过提升农业技术水平来提高农业生产效率,进而促进农民增收。

内生的技术进步是保证经济持续增长的决定因素,而作为技术进步的重要表现形式,技术创新在中国农业生产与农产品销售中发挥着积极作用。数字普惠金融带来的技术进步能够从供给端和消费端促进农民增收。从供给端来看,数字普惠金融能够提高涉农服务企业的技术创新水平,尤其是以农业机械化为代表的农业生产技术。一方面,数字普惠金融推动了农业人工智能等农业技术的发展,实现了数字技术与农业生产的融合,提升了农业智能化水平,促进了农业生产的规模化,提高了农产品竞争优势,这主要表现为农业机械化的推广和使用;另一方面,数字普惠金融能通过金融政策设计来实现资金倾斜,更好地满足乡镇涉农企业多元化的资金需求^[24]。其可以缓解农业机械服务提供商的资金使用压力,拓宽农业机械服务提供商更新农机设备的资金来源渠道,从而为农业生产提供更多的现代化的农业机械设备,提高农业生产使用农业机械设备的覆盖率^[25]。与此同时,以农业机械化为代表的自动化技术应用既能缓解劳动力成本攀升的压力,降低生产成本,也能进一步推动农业生产过程的数字化,提高农产品整体竞争优势。

此外,数字普惠金融能充分发挥其技术赋能效应,推动实现农业产业链的价值增值,并有效拓宽农产品的储存与流通渠道。一方面,数字普惠金融能够通过大数据精准对接农产品的原料、加工、生产、销售等各个环节的资金需求,推动数字化的农业产业链服务平台建设,助力农业产业线上化、数字化、集约化发展。另一方面,依托数字普惠金融的资金支持,农村互联网普及率不断攀升,其不仅能帮助农民有效收集市场需求信息并调整生产结构,还催生了直播带货等新型销售模式,这有效拓展农产品销售市场,增加了农民收入。数字普惠金融还提升了支付的便利性,打通了支付便利性到居民消费的传导机制,从而为居民消费创造新的动能^[26]。消费结构与生产结构在循环累积因果原理的影响下,数字普惠金融能有效促进农业增效和农民增收。据此,本文提出研究假设2。

假设2:数字普惠金融能够有效提高农业技术水平,从而有助于提高农民收入水平。

2. 农民物质资本积累的视角

在上述模型的基础上,本文将农民物质资本积累(K)设定为数字普惠金融的稳定增函数,记为 $M(D_f)$, 又有 $K(D_f) = M_2(D_f)^\theta, 0 < \theta < 1$ 。因此,对农民收益函数求二阶导数可得:

$$\frac{\partial^2 R(A, D_f, L)}{\partial D_f} = W(Q) AL^\alpha \theta \alpha (\theta \beta - 1) M_2(D_f)^{\theta \alpha - 2} \quad (9)$$

因为 $0 < \theta < 1$, 所以 $\frac{\partial^2 R(A, D_f, L)}{\partial D_f}$ 恒小于 0, 即数字普惠金融会通过提升农村物资资本水平来提高农业生产效率, 进而实现农民的增收效应。

数字普惠金融产生的就业激励效应是促进物质资本积累并带动农民增收的重要渠道。传统的金融约束是家庭创业选择的重要决定因素。原因在于农村家庭缺少抵押品和信用担保, 很难从传统金融机构融资^[27]。相比于传统金融, 数字普惠金融能有效打破金融排斥, 缓解信贷约束对农村居民创业和就业的抑制效应, 通过促进居民创业来提高物质资本积累, 进而促进农民增收和减缓相对贫困。数字普惠金融能够缓解信贷约束对农村居民创业和就业的抑制效应, 促进固定资产投资水平提升, 增强农民增收的“造血”能力。这主要表现在, 数字普惠金融降低了借款门槛, 这将激励更多的农民参与创业活动。其势必会带动固定资产投资水平的提升, 促进家庭财富积累。而家庭财富积累越多, 数字普惠金融产生的财富效应越大^[28]。此外, 数字普惠金融的融资约束缓解效应使诸如“淘宝村”“电商带货”等现象涌现, 新型企业数量的增多会直接推动产品研发投入、生产流程优化、生产技术改进投入等固定资产投入的增加, 这拓展了农民增收的新渠道并降低了就业门槛, 从而增加了农民的非农就业收入^[29]。

此外, 中国长期以来的城乡二元结构特征导致城乡在数字普惠金融的应用方面存在着数字鸿沟, 这也是导致农村劳动力流入城市的重要原因。不可否认的是, 农村劳动力向城市转移能推动耕地从碎片化向规模化转变。数字普惠金融可以有效缓解农民的即时性资金约束, 解决农民时常面临的抵、质押物不足等问题, 降低农民购买农机服务的融资门槛并增加对农业机械购置费的补贴^[30]。这在某种程度上会对农村居民购置农业机械设备或购买农机服务产生诱导力, 从而增加农业固定资产投资, 为土地流转及农业规模化生产创造条件。而且数字普惠金融还增加了农村的金融可及性、包容性和渗透性, 在促进农业规模化生产的同时, 释放了农村剩余劳动力, 为劳动力就业或创业提供了契机, 从而促进了服务业与农业的融合, 延长了农业产业链, 提高了农业附加值。不仅如此, 数字普惠金融对劳动力市场信息不对称问题的化解能够促进城乡劳动力转移, 平衡农村劳动力过剩与城市劳动力短缺的关系, 进而实现劳动力资源优化配置, 促进农民增收。可见, 数字普惠金融有效发挥了共享、便捷、低成本和低门槛的优势, 其带来的固定资产投资和农业规模化生产促进了农村居民农业收入和非农收入的同时增长。据此, 本文提出研究假设 3。

假设 3: 数字普惠金融能够有效提高农民物质资本积累水平, 从而助力农民增收。

3. 农村人力资本积累的视角

数字普惠金融能通过促进农民人力资本积累影响农民收入。因此, 延续上文的处理方法, 将农村人力资本积累 (L) 设定为数字普惠金融的稳定增函数, 记为 $M(D_f)$, 且 $L(D_f) = M_3(D_f)^\theta, 0 < \theta < 1$ 。同理, 农民收益函数的一阶导数恒大于 0, 二阶导数恒小于 0, 即数字普惠金融会通过提升农民人力资本积累来提高农业生产效率, 进而实现农民的增收效应。

人力资本是经济增长的关键, 而教育投资和健康保健是形成人力资本的重要途径。在数字化浪潮下, 数字普惠金融能够推动教育水平提高与健康保障条件改善, 从而促进农村人力资本积累, 助力农民增收。

数字普惠金融不仅能够增加农村教育贷款的可得性,打破教育资金储备与来源不足对农村人力资本积累的桎梏,促进教育公平,还为农村子女实现学历提升和技能进阶提供机会,促进农村人力资本积累。例如,由政府主导、财政贴息,多部门共同参与的国家助学贷款给贫困家庭学生的教育提供了极大的支持。此外,依托互联网、云计算等信息网络技术的数字普惠金融,为企业和个体提供了平等发展的机会,尤其是数字普惠金融发展带来的在线教育培训与技能培训平台,打破了农村劳动力了解并应用先进的生产方式和生产经验的时空桎梏,推动农村劳动力从人口红利向人力资本红利转变,从而成为促进农村发展的重要工具。

不仅如此,《“十四五”国家信息化规划》明确指出:“构建普惠便捷的数字民生保障体系”。而社会保障体系的完善,尤其是农村医疗的可得性、普惠性和均等性,可以减少家庭的预防性储蓄,释放农村消费潜力,从而助力农民增收^[31]。数字普惠金融为普惠数字医疗发展贡献了金融方案。一方面,数字普惠金融带来的医疗分期付款与疗效险等金融产品创新,有助于降低农民医疗成本,优化医疗资源配置,提高农村医疗可得性,减少因病致贫和因病返贫事件的发生。另一方面,数字普惠金融提供的多元化保险险种提高了农村医疗保险的覆盖度和精准度,降低低收入人群的就医自费比例,从而让更多的低收入群体获得更为均等化的医疗服务。不仅如此,数字普惠金融能够使资金更多地向农村医疗领域倾斜,助力农村医疗基础设施建设。可见,数字普惠金融的金融方案使高质量、付得起的医疗服务成为现实,从而提升了农村人力资本水平与收入水平。据此,本文提出研究假设4。

假设4:数字普惠金融能够有效促进农村人力资本积累,从而助力农民增收。

根据上述分析,数字普惠金融影响农民收入的逻辑框架如图1所示。

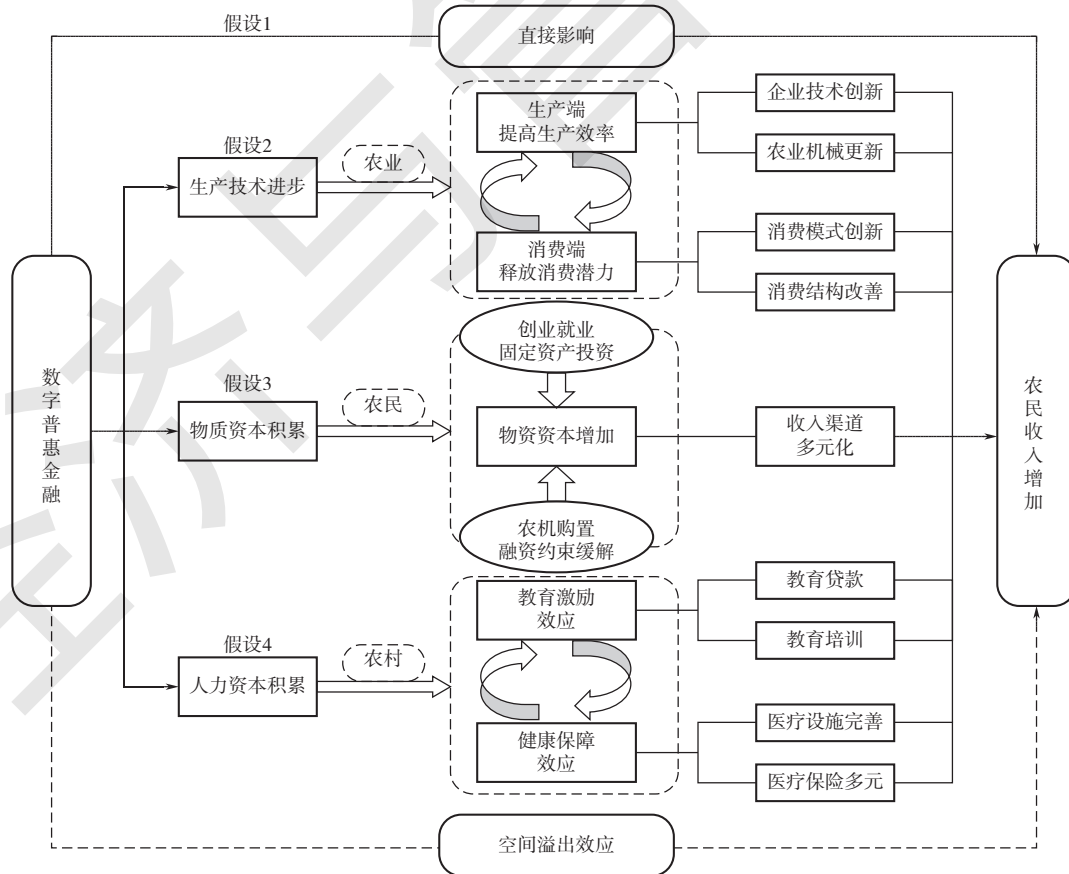


图1 数字普惠金融影响农民收入的逻辑框架

三、研究设计

(一) 模型设定

基于上述理论机制,本文将主要考察数字普惠金融对农民收入的影响效应,并进行相关的机制检验。根据实证研究目的,本文将基准模型设定为:

$$Income_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Digi_{it} + \alpha_2 Stru_{it} + \alpha_3 Cons_{it} + \alpha_4 Grai_{it} + \alpha_5 Labo_{it} + \alpha_6 Fina_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

在式(10)中, i 代表县, t 代表年份, $Income$ 是农民收入水平, $Digi$ 为数字普惠金融指数。为了尽可能避免遗漏变量带来的估计误差,本文引入产业结构($Stru$)、消费潜力($Cons$)、粮食丰裕度($Grai$)、劳动丰裕度($Labo$)以及财政自给率($Fina$)为控制变量。其中, μ_i 是个体虚拟变量,代表未观测到的个体特征; v_t 是时间虚拟变量,代表未观测到的经济冲击; ε_{it} 为随机扰动项。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

农民收入($Income$)。本文选取县域农村人均可支配收入作为农民收入指标^[32-33]。人均可支配收入作为一种结构性收入,涉及财产性收入和劳动性收入,其包含家庭经营性收入、工资性收入、财产性收入和转移性收入4种收入类型,能够更全面、更系统地反映农民收入的结构和质量^[34]。

2. 解释变量

数字普惠金融指数($Digi$)。参考已有研究^[28],本文采用北京大学数字金融研究中心和蚂蚁集团研究院共同编制的数字普惠金融指数。在县域层面,该指数涵盖中国近2800个县的相关数据,被广泛运用于与数字金融发展相关的研究^[35]。该指数从数字普惠金融的覆盖广度、使用深度和数字化程度3个维度刻画了中国数字金融发展状况,有关该指数的详细编制过程,参阅郭峰等(2020)^[36]的研究。为避免变量间差距过大和方便估计结果的汇报,本文将数字普惠金融发展指数除以100。通过与研究对象匹配,本文得到长江经济带566个县的数字普惠金融发展指数。

3. 机制变量

理论分析表明,数字普惠金融能够通过提升农业技术水平来实现农民增收,而且农业技术表现为技术创新和农业机械化的普及。因此,本文采用农业科技企业数($Tech1$)和农业机械化动力($Tech2$)两个指标来表征农业技术进步;农民物质资本积累主要来源于固定资产投资和从金融机构借贷的资金,固定资产投资越多或获取贷款的能力越强,农民更有可能进一步更新设备和投资农业生产设备,助力收入增长。因此,本文对固定资产投资采用永续盘存法进行处理,并以人均固定资产投资的对数来衡量投资水平。最后,本文采用固定资产投资水平($Huca1$)和金融贷款余额($Huca2$)来表征农民物质资本积累。农村人力资本的核心表现为教育人力资本和健康人力资本^[29],本文采用农村人均图书册数与医疗机构床位数作为教育人力资本($Phca1$)和健康人力资本($Phca2$)的替代变量,以衡量农村人力资本在教育和健康两个层面的积累。

4. 控制变量

本文选择了如下控制变量:一是产业结构($Stru$),采用第三产业产值与第二产业产值之比来表示。第三产业发展程度越高,其所在区域就业和创业的动力便越强,从而有利于劳动力收入的增加和生活品质的提高。二是消费潜力($Cons$),采用人均社会消费品零售总额表示。社会消费品零售总额不仅反映了居民的消费能力和经济实力,还是促进农民收入增加的重要影响因素。三是粮食丰裕度($Grai$),采用县域年末粮食产

量表示。该指标反映了农业生产能力,也是农民收入的重要物质资本来源。四是劳动力丰裕度(Labo),本文采用年末劳动力数量表示。劳动力是农业生产的基本要素,对农业发展有重要影响。五是财政自给率(Fina),采用政府财政收入与财政支出的比值表示。财政自给率会影响政府调控经济的效果,也是影响农民收入的重要因素。变量的描述性统计见表1。

表1 变量的描述性统计

变量	符号	样本量	均值	标准误	最小值	最大值
数字普惠金融指数	Digi	3 962	0.924	0.236	0.102	1.363
农民收入	Income	3 962	0.353	0.134	0.052	0.793
农业科技企业数	Tech1	3 962	26.130	46.880	0.000	1 101
机械化动力	Tech2	3 962	4.522	4.155	0.100	32.100
教育人力资本	Phca1	3 962	0.641	0.690	0.007	6.988
健康人力资本	Phca2	3 962	25.010	23.860	0.010	237.400
固定资产投资水平	Huca1	3 962	10.370	0.625	8.050	12.494
金融贷款余额	Huca2	3 962	19.680	32.790	0.078	407.700
产业结构	Stru	3 962	1.263	1.056	0.208	16.010
消费潜力	Cons	3 962	8.918	10.960	0.092	139.800
劳动力丰裕度	Labo	3 962	2.129	1.823	0.008	16.320
财政自给率	Fina	3 962	0.334	0.232	0.011	1.750
粮食丰裕度	Grai	3 962	2.866	2.706	0.001	14.620

(三) 数据来源

长江经济带作为中国综合实力最强,战略支撑作用最为重要的区域之一,具有巨大发展潜力。其横跨东、中、西部,不仅是中国重要的农业生产区和农村聚集区,还是区域协调发展示范带。然而,长江经济带县域间存在经济发展不平衡、无序低效竞争、产业同构、企业引进培养力度差距大等问题,严重制约了长江经济带的协调发展。因此,以长江经济带县域为研究单元,从数字普惠金融视角探究富民增收的路径,对长江经济带推进县域共同富裕,打造全国县域共同富裕示范带具有重要的现实意义。本文选择了来源于2014—2020年的《中国县域统计年鉴》、北京福卡斯特信息技术有限公司EPS数据平台、深圳希施玛数据科技有限公司CSMAR中国经济金融研究数据库、各省份统计年鉴以及县市统计公报的长江经济带566个县一共7年的面板数据作为研究样本(不包括市辖区,剔除数据缺失严重的县及云南省县域),共计3 962个观测值。其中,县域数字普惠金融指数来源于北京大学研究团队和蚂蚁集团研究院发布的数字普惠金融指数,县域农业科技企业数来源于天眼查。部分缺失数据采用插值法进行补充。

四、实证分析

(一) 初步统计观察

为了检验数字普惠金融与农民收入之间的关系,本文绘制了数字普惠金融指数与农民收入的散点图

(见图 2)。由图 2 可以看出,农民收入与数字普惠金融之间总体呈现较为明显的正相关关系,即数字普惠金融的农民增收效应明显,这为下文的实证分析提供了经验事实。

(二) 基本估计结果

本文采用固定效应模型^①对式(10)进行估计,估计结果见表 2。根据表 2 的估计结果可知,无论是采用逐步回归法加入控制变量对式(10)进行估计,还是采用随机效应模型,数字普惠金融的估计系数均通过了 1%水平的显著性检验且都为正值,即数字普惠金融提升了农民收入。

因此,假设 1 得证。从影响效应数值上看,数字普惠金融每提升一个单位,农民收入提高约 0.035 个单位。这一结论支持了黄倩等(2019)^[32]、张林和周舒影(2022)^[37]等学者的研究结果,也证实了数字普惠金融之所以能促进农民增收是因为其产生的竞争激励降低了信贷约束、打破“时空黑箱”并扩大金融的服务对象范围,从而促进了农民收入增加。

控制变量的估计结果显示,农村产业结构、消费潜力和财政自给率对农民存在增收效应。这表明,农村产业结构提升意味着第三产业服务业占比提升,从而能提供更多的就业岗位,提高要素配置效率,促进农民增收。农村消费潜力释放能有效促进农村和城市两个市场的大循环,引导农业生产结构调整,不断满足人们的消费需求,进而从消费端实现农民增收。财政自给率的提升意味着财政支出能动性增强,地方财政将有更大的动力向农村倾斜,从而促进城乡协调发展。与预期结论不一致的是,粮食丰裕度和劳动丰裕度对农民收入的影响为正,但未通过显著性检验。究其原因,尽管长江经济带常住人口数量占全国比重超过 40%^②,但区域内劳动力素质差异明显,同时长江经济带农产品生产结构与消费结构的长期失衡以及农产品附加值低导致“丰产不丰收”现象明显,从而限制了其对农民收入的促进作用。

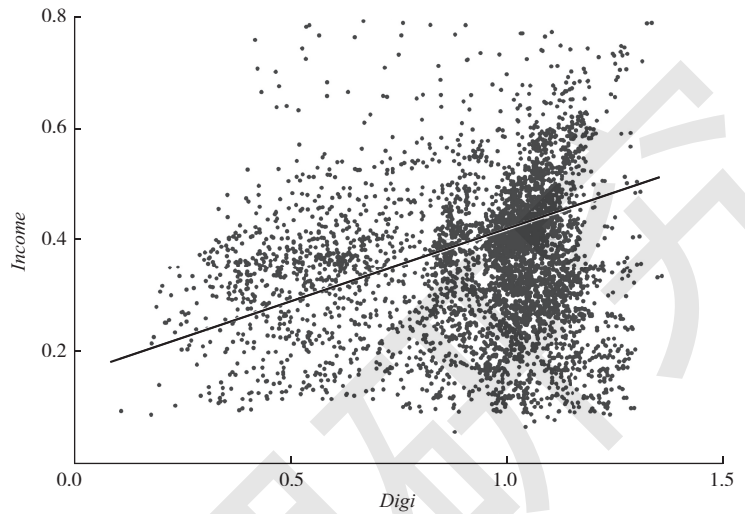


图 2 农民收入与数字普惠金融的关系

表 2 数字普惠金融影响农民收入的基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>Digi</i>	0.032 6*** (0.010)	0.033 7*** (0.010)	0.036 0*** (0.010)	0.035 8*** (0.010)	0.035 6*** (0.010)	0.034 8*** (0.009)	0.069 0*** (0.007)
<i>Stru</i>		0.001 8** (0.001)	0.002 3*** (0.001)	0.002 3*** (0.001)	0.002 3*** (0.001)	0.001 8** (0.001)	0.004 8*** (0.001)

① 豪斯曼(Hausman)检验结果在 1%的水平上拒绝原假设,因此本文采用固定效应模型进行估计。

② 国家统计局的数据显示,截至 2022 年末,长江经济带常住人口数量占全国比重为 43.1%。

表2(续)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>Cons</i>			0.001 0** (0.000)	0.001 0** (0.000)	0.000 9** (0.000)	0.001 1*** (0.000)	0.001 9*** (0.000)
<i>Grai</i>				0.001 1 (0.004)	0.000 9 (0.004)	0.002 3 (0.004)	0.004 1** (0.002)
<i>Labo</i>					0.002 0 (0.003)	0.001 5 (0.003)	0.000 3 (0.002)
<i>Fina</i>						0.058 4*** (0.012)	0.040 5*** (0.011)
常数项	0.304 4*** (0.006)	0.302 1*** (0.007)	0.294 3*** (0.007)	0.291 1*** (0.015)	0.287 9*** (0.016)	0.263 4*** (0.018)	0.240 3*** (0.010)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	3 962	3 962	3 962	3 962	3 962	3 962	3 962
R^2	0.181	0.182	0.184	0.184	0.185	0.199	

注：*、**、*** 分别表示通过 10%、5%、1% 水平上的显著性检验，括号内为稳健标准误。后表同。列(1)—列(6)分别为固定效应下依次加入控制变量的回归结果，列(7)为随机效应模型的回归结果。

前文提到,数字普惠金融指数由覆盖广度(*Coverage*)、使用深度(*Usage*)、数字化程度(*Digitization*)^①三个子指标合成。那么,这三个指标作为数字普惠金融的分支,对农民收入存在何种影响? 还需要进一步探讨。表 3 的估计结果显示,覆盖广度和使用深度对农民收入的影响系数显著为正,而数字化程度对农民收入的影响系数则不显著。这表明,提高数字普惠金融的覆盖广度和使用深度,能够有效促进农民增收,而覆盖广度的富民增收效果最强。其背后的原因在于,中国移动支付覆盖率高,农村地区移动支付使用率也较高,城乡移动支付使用率差距逐年缩小。这意味着数字普惠金融的覆盖率将成为拓展农民收入渠道并增加农民收入的重要影响因素。此外,作为当前金融市场最重要的支付手段之一,以手机为载体的移动支付已成为人们日常生活中的一部分。丰富的金融工具和产品在提高数字普惠金融的使用深度的基础上,降低了农民的交易成本并提高了农产品交易效率,为农民增收提供了数字化技术支持。不可否认的是,相比于传统金融支持,尽管数字普惠金融的触角逐渐深入农村,并在某种程度上改善了农民收入,但仍存在部分农民文化基础薄弱、科技文化水平低且缺乏网络认识,从而不利于数字化程度的展开,这直接限制了他们对新型技术的学习和应用,尤其对 30 岁以上的农业生产主力劳动力,存在更大的不利影响。由此可见,当前数字普惠金融的“数量鸿沟”已有效弥合,而“应用鸿沟”则是影响农民收入的关键。

表 3 数字普惠金融分维度的增收效应的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
<i>Coverage</i>	0.038 5*** (0.009)		

① 覆盖广度、使用深度和数字化程度均采用数字普惠金融指数的处理方法,对其除以 100 处理。

表3(续)

变量	(1)	(2)	(3)
<i>Usage</i>		0.011 2*	
		(0.007)	
<i>Digitization</i>			-0.008 2
			(0.007)
控制变量	控制	控制	控制
常数项	0.264 7***	0.272 8***	0.283 7***
	(0.018)	(0.017)	(0.016)
时间固定效应	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
观测值	3 962	3 962	3 962
R^2	0.202	0.197	0.196

(三) 内生性处理与稳健性检验

1. 内生性处理

数字普惠金融与农民增收之间可能存在反向因果的内生性问题。因此,借鉴已有研究^[26]对该问题的处理,本文选取研究对象所在城市到杭州的球面距离和数字普惠金融的滞后一期作为核心解释变量的工具变量^①,然后采用两阶段最小二乘法进行估计,估计结果见表4。

2. 稳健性检验

第一,更换被解释变量。本文采用县域居民总收入作为被解释变量的替换变量。总收入是指所有赚取的利益,包括工资奖金、股票收益、债券等。而可支配收入作为总收入的一部分,体现的是农民按照意愿进行分配的那部分资金。因此,居民总收入与人均可支配收入存在正相关关系,估计结果见表4。第二,更换解释变量。数字普惠金融的发展也离不开商业银行这一载体。金融发展程度高的地区,银行网点分布往往比较密集。基于此,本文采用县域商业银行网点数量作为数字普惠金融的替代变量纳入回归模型,估计结果见表4。第三,增加控制变量。为了避免遗漏重要变量造成估计结果偏差,本文重新加入农村社会保障、文明村镇数和农业服务业企业数^②三个控制变量,估计结果见表4。

由表4的估计结果可以发现,核心解释变量的系数和显著性并未发生大的变化,这表明基准回归结果具有较高的可靠性与稳健性。

表4 稳健性检验的估计结果

变量	球面距离 一阶段	球面距离 二阶段	滞后一期 一阶段	滞后一期 二阶段	更换被 解释变量	更换解释 变量	增加控制 变量
<i>Digi</i>		0.660 9***		0.042 0***	0.547 9***		0.029 9***
		(0.083)		(0.014)	(0.011)		(0.010)

① 两个工具变量的 Kleibergen-Paap rk LM 检验结果均在 1% 的水平拒绝工具变量识别不足的原假设;Kleibergen-Paap rk Wald F 的统计值远大于 10% 的临界值,表明不存在工具变量弱识别的问题;豪斯曼检验均通过了 1% 水平的显著性检验。

② 农业服务业企业数来源于天眼查。

表4(续)

变量	球面距离 一阶段	球面距离 二阶段	滞后一期 一阶段	滞后一期 二阶段	更换被 解释变量	更换解释 变量	增加控制 变量
工具变量	-0.000 1*** (0.000)		0.636 3*** (0.007)				
商业银行网点数						0.000 7** (0.000)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
新增控制变量							控制
常数项	0.950 9 (0.013)	0.897 8*** (0.071)	0.398 9*** (0.007)	0.304 8*** (0.014)	3.953 1*** (0.044)	0.266 9* (0.020)	0.253 5*** (0.020)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	3 962	3 962	3 396	3 396	3 962	3 962	3 962
R ²	0.180	0.181	0.854	0.071	0.726	0.104	0.210

(四) 异质性讨论

长江经济带横跨中国三大区域,流域内资源禀赋、发展战略、历史基础和自然条件差异较大,这些差异使数字普惠金融对农民收入产生不同的影响^[38]。对于不同的群体,数字普惠金融的影响既有普惠的一面也有逐利的一面。从区域分布上来看,数字普惠金融的逐利性更为明显。长江经济带发展水平总体上呈现从沿海到内陆递减的趋势,这可能会对发展水平较低的县域产生较强的金融排斥。在同样的数字普惠金融发展水平下,整体发展水平高的县域更容易获得资金支持,实现富民增收;从收入水平上来看,随着收入水平的提高,农民接受新技术和新事物的主动性便越强,金融排斥程度便越低,农民更有可能通过合理利用数字普惠金融来实现资产的增值^[30];从人口和耕地规模上看,人口和耕地规模越大的县域,农民采用机械化生产的可能性更大,这会促使农民利用数字普惠金融对农业机械进行更新换代,以改善生产条件。因此,本文将进一步考察数字普惠金融影响农民收入的区域、收入水平和规模状况异质性。

1. 区域异质性

长江经济带作为中国接南连北、承东启西的“黄金水带”,其内部发展差异较大,数字普惠金融对农民收入的影响作用也不尽相同。因此,本文将长江经济带划分为上游、中游以及下游三个子样本^①,以识别数字普惠金融对农民收入影响的区域异质性。表5的估计结果显示,长江经济带上、中、下游的数字普惠金融对农民收入的影响均通过了5%水平的显著性检验,且符号为正,这意味着数字普惠金融对域内农民收入均存在促进作用。但是,数字普惠金融的系数值表现为下游(0.183 1)>中游(0.064 7)>上游(0.010 7)^②。究其原因,长江经济带域内地理环境、经济发展程度、社会保障等条件的不同,致使长江经济带上、中、下游数字普惠金融的发展程度差距较大。具体而言,相比于下游长三角地区的发展,无论是城镇化率,还是收入和生

① 上游为四川、贵州、重庆所包括的县域,共计144个县;中游为湖北、湖南、江西所包括的县域,共计216个县;下游为江苏、浙江、安徽所包括的县域,共计206个县。

② 通过组间系数差异检验,结果限于篇幅未列出,备索。

活水平,长江中游和贵川渝地区贫困发生率更高,其数字普惠金融的接受程度、发展程度以及应用程度对农民收入的贡献率更低。而且贫困可能会导致农民金融素养匮乏,从而面临传统金融和新兴金融科技的双重排斥,进而扩大收入差距^[39]。

2. 收入水平异质性

相关研究表明,数字金融发展过程中可能会产生马太效应^[40]。在不同收入水平的农民中,数字普惠金融发展对农民的增收效应存在较大差异。因此,借鉴张勋等(2019)^[28]的处理方法,将农村人均可支配收入的中位数作为划分标准,将样本分为低收入组和高收入组,进行分组别回归。表 5 的结果显示,数字普惠金融对高收入组的农民收入存在促进作用,但对低收入组农民收入的影响为正且未通过显著性检验。这与何婧和李庆海(2019)^[41]的研究结论相悖。究其原因,收入差异会导致农民物质资本配置的差异性。具体来说,低收入群体将会更多地利用数字普惠金融进行资产风险防范和平滑消费,以满足生存需要,而高收入群体则会在满足生存的基础上寻求更多的资本积累,以进一步增加自身收入,从而实现资产的“滚雪球效应”。

表 5 区域和收入水平异质性检验的估计结果

变量	区域			收入	
	下游	中游	上游	低收入组	高收入组
<i>Digi</i>	0.183 1*** (0.020)	0.064 7** (0.031)	0.010 7** (0.005)	0.012 2 (0.009)	0.066 0** (0.026)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.077 7* (0.042)	0.296 4*** (0.025)	0.285 0*** (0.007)	0.253 7*** (0.018)	0.262 5*** (0.048)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1 008	1 512	1 442	2 582	1 380
R^2	0.393	0.083	0.579	0.134	0.238

3. 规模异质性

为进一步考察数字普惠金融对农民收入的影响是否受到规模约束,本文选择县域人口规模和耕地规模两个维度作为县域规模的替代变量^①,比较了不同人口规模和耕地规模下数字普惠金融对农民收入的异质性影响,估计结果见表 6。由此可见,在人口规模和耕地规模更大的地区,数字普惠金融对农民收入存在促进作用。其背后的原因可能是,尽管数字普惠金融能够通过提高农业机械化水平和农业规模化生产,提高农民收入水平,但长江经济带流域内地形复杂,在某种程度上不利于农业机械化的开展,农业机械化水平较低。而耕地规模越大的地区,往往对劳动力数量的需求也就越大。因此,数字普惠金融对农民收入的影响受制于人口规模和耕地规模,二者的规模越大,数字普惠金融对农民的增收效果越强。

① 人口规模和耕地规模分别采用县域人口总数和县域耕地面积衡量,并且采用中位数将二者分为小规模样本和大规模样本。

表 6 规模异质性检验的估计结果

变量	人口规模		耕地规模	
	小	大	小	大
<i>Digi</i>	-0.020 1 (0.015)	0.057 3*** (0.013)	0.005 8 (0.010)	0.071 5** (0.034)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	0.232 8*** (0.036)	0.256 1*** (0.023)	0.283 3*** (0.012)	0.245 1*** (0.057)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	844	3 118	2 566	1 396
R^2	0.099	0.257	0.119	0.398

(五) 机制检验

1. 农业技术进步的机制识别

本文选择农业机械化动力和农业科技企业数两个变量作为农业技术的替代变量来识别其在数字普惠金融促进农民增收的影响效果,估计结果见表 7。估计结果显示,数字普惠金融对农民收入存在促进作用。数字普惠金融能促进农业机械化和农业科技企业的发展。究其原因,一方面,数字普惠金融有力推动了农机购置补贴政策的实施,促进了中国农机装备水平和农业机械化水平的大幅度提升,从而为增强农业综合生产能力、保障国家粮食安全和增加农民收入提供了强有力的支撑。不仅如此,购买农机服务能通过替代效应节约劳动力,促进农业规模化生产,并且出于经济理性,农民会将节约的劳动力从事非农生产以赚取更多收入^[42]。另一方面,数字普惠金融通过技术赋能效应促进了农业科技企业的发展,赋能农业产业链,精准对接农产品生产到销售的各个环节,从而助力农民增收。最先实现技术进步并采用新技术的农民能够提高劳动生产率,降低生产成本,从而获得更多收入,这就是所谓的农业踏车理论^[43]。此外,也有研究发现,农业技术进步不仅能通过提高农业生产效率来提高农民收入,还能通过劳动力替代和释放效应增加农民经营性收入与工资性收入,而且农业技术进步对农民增收效应的影响力呈递增趋势^[44]。因此,假设 2 得证。

2. 农民物质资本的机制识别

本文引入金融贷款余额和固定资产投资水平作为农民物质资本积累的变量,估计结果见表 7。结果显示,数字普惠金融对金融贷款余额和固定资产投资水平的影响均通过了 1%水平的显著性检验且方向为正。其背后的原因在于,数字普惠金融的发展会缓解农民家庭的信贷约束、信息约束等,通过促进家庭创业、提高劳动力、土地等要素配置效率等方式促进农民增收^[45]。更为重要的是,数字金融作为传统金融的有益补充,将会对农民等弱势群体提供更多的金融支持,促进农民收入渠道多元化。随着农民融资约束的降低和固定资产投资水平的提升,农民将会有更大的动力扩大农业生产规模或进行非农创业,从而促进农民收入的增长^[46]。物质资本积累的增多会促进农民增收的逻辑得到了相关研究的证实。邓悦等(2023)的研究发现,农村物质资本积累能够有效促进农民增收,尤其是增加农业机械化设备投入^[47]。不仅如此,融资约束缓解带来的创业活动也能够有效促进企业培育,促进农村物质资本积累,从而提高农民收入^[48]。此外,数字普惠金融催生了众多新型的就业形态,并且以信息技术为支撑的数字金融缓解了就业市场的信息不对称、降

低交易成本和优化资源配置,从而为解决企业融资难问题提供了新的机遇,进而助力农民创新创业和收入增加^[35]。因此,假设3得证。

3. 农村人力资本的机制识别

本文引入人均图书册数和医疗机构床位数作为教育和健康人力资本的替代变量来检验农村人力资本在数字普惠金融影响农民收入中发挥的作用,估计结果见表7。结果显示,数字普惠金融促进了人均图书册数和医疗机构床位数的增加。这表明,数字普惠金融的发展能够提高文化教育可得性,产生教育激励效应,从而促进教育人力资本积累。不仅如此,数字普惠金融的普惠性还能够增强教育贷款和教育培训的可得性,缩小城乡差距。此外,数字普惠金融还能通过促进医疗保障设施的完善并提供多样化的保险品种,从而扩大医疗社会保障的覆盖面,促进健康人力资本积累。在较为完善的社会主义市场经济机制下,人力资本往往对收入分配起决定性作用,即劳动力资源的市场配置必然使高人力资本存量的劳动者获得较高的收入^[49]。其中,以教育和健康为代表的人力资本提升是促进农民收入增长的动力源泉,可避免农民陷入贫困陷阱^[50-51]。不仅如此,教育人力资本的积累有助于农民获得非农就业机会进而缓解收入不平等^[52],而健康人力资本的提升有助于劳动力接受教育和提升技能水平,是保持高质量劳动力稳定持续供给的重要条件^[53]。良好的健康状况对提高农村居民劳动生产力和非农就业率、获取非农就业收入有正向影响^[54]。因此,假设4得证。

表7 数字普惠金融影响农民收入的机制检验结果

变量	基准回归	农业技术进步		农民物质资本积累		农村人力资本积累	
		Tech1	Tech2	Huca1	Huca2	Phca1	Phca2
Digi	0.034 8*** (0.009)	0.836 7*** (0.079)	0.220 4*** (0.038)	0.367 5*** (0.1183)	5.499 5*** (1.014)	0.082 8*** (0.013)	1.965 4* (1.165)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.263 4*** (0.018)	3.660 6*** (0.320)	-14.563 9 (9.889)	9.664 5*** (0.096 3)	12.947 2*** (3.486)	0.567 9*** (0.037)	27.053 5*** (3.773)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	3 962	3 962	3 962	3 960	3 962	3 962	3 962
R ²	0.199	0.081	0.401	0.556	0.609	0.161	0.020

五、进一步讨论:空间效应识别

前文研究发现数字普惠金融对当地农民收入具有促进作用。数字普惠金融能够有效打破“时空黑箱”,从而提升金融服务效率。金融资源的非均衡分布以及金融排斥的存在,是造成中国城乡金融信息壁垒的重要原因。而数字普惠金融推动了金融知识下沉基层,打破了金融发展不平衡的窠臼,填补了农村信息洼地,提高了农民的金融素养。这有利于农民家庭资产合理配置,改善家庭资产结构,更好地发挥金融资产对农民的财富效应^[55]。此外,数字普惠金融利用移动终端设备,可以拓宽获取国家金融政策信息的渠道,弥补城乡信息鸿沟,为农民有效利用金融资源并规避金融风险提供了更多参考。而且线上实时办理金融业务,颠

覆了传统金融业务发展模式,简化了金融服务流程,提高了金融效率^[56]。更为重要的是,数字普惠金融本身具有逐利性和集聚性特征^[40],其发展程度高的地区不仅会对所在地产生影响,还会对邻近地区产生虹吸或者溢出效应。因此,本文构建了空间杜宾模型(SDM)进行拓展性分析。具体模型设置如下:

$$Income_{it} = \alpha + \rho W Income_{it} + \beta_1 Digi_{it} + W\beta_2 Digi_{it} + \theta_1 X_{it} + \theta_2 WX_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

其中, W 为 566×566 阶空间权重矩阵,本文采用反距离空间权重矩阵和经济地理嵌套矩阵两种方式。 ρ 为空间自相关系数,表示空间溢出效应的强度,其他变量设置同式(10)。需要注意的是,若直接使用与各变量相应的回归系数(β 和 θ) 进行解释,研究结论将会产生较大偏误,因此需要对核心变量进行偏微分处理。

本文计算了反距离空间权重矩阵和经济地理嵌套空间权重矩阵下的莫兰指数。表8的结果显示,莫兰指数均为正,并且均通过了1%水平的显著性检验,这表明数字普惠金融存在空间相关性,满足空间计量模型的选择和适用条件。本文根据已有文献^[57] 给出的相关判别标准,分别进行了似然比(LR)检验、沃尔德(Wald)检验,确定了空间计量分析采用空间杜宾模型。同时,豪斯曼检验结果表明,固定效应下的空间杜宾模型是最优选择。

表8 数字普惠金融的莫兰指数检验结果

年份	反距离矩阵	经济地理嵌套矩阵
2014	0.151 *** (0.003)	0.154 *** (0.004)
2015	0.208 *** (0.003)	0.210 *** (0.004)
2016	0.321 *** (0.003)	0.323 *** (0.004)
2017	0.350 *** (0.003)	0.351 *** (0.004)
2018	0.360 *** (0.003)	0.362 *** (0.004)
2019	0.372 *** (0.003)	0.373 *** (0.004)
2020	0.383 *** (0.003)	0.384 *** (0.004)

表9汇报了数字普惠金融对农民收入影响的空间杜宾模型的估计结果。结果显示,无论是采用反距离矩阵,还是经济地理嵌套矩阵,数字普惠金融对农民收入的直接效应系数为正,间接效应系数为负。这说明数字普惠金融能够有效促进本地农民收入的增长,但却不利于邻近地区农民收入的增加。原因在于,数字普惠金融存在明显的趋利性和集聚性,而且其发育成熟度与当地收入水平和经济发展程度息息相关。具体而言,经济发展程度高的地区往往具备成熟的金融发展的软硬环境,从而成为金融发展的中心地,会对周边地区的金融资源产生虹吸效应,导致在促进本地农民收入增加的基础上,对邻近地区产生不利影响。这可

能会导致数字普惠金融在产生正向直接效应的基础上,同时产生集聚阴影效应。接下来,本文将对以上效应进行验证。

表 9 空间计量模型的估计结果

类型	效应分解	反距离矩阵	经济地理嵌套矩阵
<i>Digi</i>	直接效应	0.109 0 ^{***} (0.020)	0.110 1 ^{***} (0.020)
	间接效应	-0.011 0 [*] (0.006)	-0.019 1 ^{**} (0.009)
	总效应	0.097 9 ^{**} (0.044)	0.091 1 ^{**} (0.043)
豪斯曼检验		23.88 ^{**}	116.12 ^{***}
似然比检验(SAR与SDM)		25.71 ^{***}	23.42 ^{***}
似然比检验(SEM与SDM)		25.59 ^{***}	207.00 ^{***}
沃尔德检验(SAR与SDM)		9.90 [*]	6.90 ^{**}
沃尔德检验(SEM与SDM)		28.78 ^{***}	25.68 ^{***}

注:SAR代表空间滞后模型,SEM代表空间误差模型。

表 10 数字普惠金融的空间溢出边界

距离/千米	<i>Digi</i>
(0,50]	0.291 8 ^{**} (0.121)
(50,100]	-0.061 3 [*] (0.037)
(100,150]	-0.049 2 ^{***} (0.018)
(150,200]	-0.028 6 ^{**} (0.009)
(200,250]	-0.029 7 ^{***} (0.008)
(250,300]	-0.005 9 (0.005)
(300,350]	-0.018 6 (0.050)
(350,500]	0.007 4 (0.007)

本文以反距离矩阵为基础矩阵,设定50千米为空间权重矩阵的初始距离阈值,每期递增50千米,进行空间杜宾模型回归,同时记录偏微分后的间接效应系数,重复此过程直到350千米。表10的结果显示,在(0,50]千米范围内,数字普惠金融的间接效应系数显著为正。随着距离的增加,数字普惠金融的间接效应系数由显著为正转为显著为负,直至距离为250千米。其中,正向间接效应在(0,50]千米范围内时最大,负向间接效应则在(50,100]千米范围内最大,超过250千米后,间接效应系数不显著,且正的间接效应系数绝对值远大于负的间接效应系数绝对值。

进一步地,本文绘制了数字普惠金融的溢出边界图,见图3。通过图3可以看出,数字普惠金融的溢出边界为50千米,而(50,250]千米范围内为数字普惠金融的集聚阴影区,即数字普惠金融对农民的影响同时存在溢出效应和虹吸效应,且对本地的溢出效应大于对邻地的虹吸效应。这可能是由数字普惠金融的普惠性、逐利性和集聚性共同决定的。可能的原因还有,在

某种程度上,数字普惠金融的发展刺激了消费贷款,涌现了花呗、京东白条、微粒贷等借款平台,所以在县城里且拥有农村户口的年轻人更可能会采用消费贷,而真正在县城外务农的农民用得少,从而溢出效应在近距离存在,真正深入到农村地区,反而有抑制作用。

六、结论与建议

农民增收已经成为中国城乡协调发展的关键因素。基于拓展的内生经济增长模型,本文构建了一个关于数字普惠金融影响农民收入的理论分析框架,实证研究长江经济带县域数字普惠金融对农民收入的影响机制、作用渠道与空间溢出效应。基准回归结果显示:数字普惠金融能够增加农民收入;从细分维度看,数字普惠金融的覆盖广度和使用深度对农民收入存在促进作用。机制分析结果表明,数字普惠金融能够通过促进农业技术进步、农村人力资本积累和农民物质资本积累来实现农民收入增加。异质性分析结果表明,长江经济带下游县域数字普惠金融对农民的增收效果最强,中游其次,上游最弱,而且对于收入水平高、人口规模大和耕地规模大的县域,数字普惠金融的增收效应更强。进一步分析发现,数字普惠金融具有空间溢出效应且存在明显的溢出边界,溢出边界为50千米,但对邻近县域的农民产生了集聚阴影效应,范围为50千米~250千米。

从上述研究结论中可得到以下政策启示:

第一,加强农村数字普惠金融基础设施建设,强化数字普惠金融的增收效应。一方面要不断建设、升级和改造农村网络基础设施,加强现有功能落后金融设备的替换或功能升级力度;另一方面要提高农村光纤宽带覆盖率和网络信号强度,扫除农村网络盲区,缓解因硬件建设不足造成的应用约束,释放数字普惠金融的增收潜力。此外,要积极引导相关企业开发简便的惠农软件,创新金融产品,简化贷款流程,缓解因数字鸿沟引致的数字普惠金融使用深度低等问题。

第二,实施差异化的数字普惠金融发展策略,避免采取“一刀切”政策而导致的金融资源错配。应充分考虑县域发展水平、区位条件、县域规模、劳动力丰裕度、收入水平等条件,设计出更具针对性的金融支持方案,进而提高农民收入水平。数字普惠金融在长江经济带下游、收入水平高、劳动力和耕地规模大的县域增收效应更强,可见数字普惠金融的发展必须结合县域实际发展情况进行相应调整,才能实现金融资源的优化配置,释放其增收潜力。

第三,加强农业技术、农村人力资本和农民物质资本的金融支持力度,助力农民增收。一是要加大农业科技公司和农机购置的金融补贴,提高农业生产的技术水平;二是要通过金融政策助力农村教育和健康产业发展,尤其是线上教育、城市图书馆、智能陪护和数字医疗等行业;三是通过设立普惠金融发展专项资金,用于创业担保贷款贴息、涉农贷款增量奖励和农村金融机构定向费用补贴,积极引导金融机构加大对小微企业和“三农”的信贷供给。

第四,在支持数字普惠金融提供本地化服务的同时,要警惕其对周边县域金融资源产生虹吸效应而导致的集聚阴影。这就要求相关部门要合理布局农信机构,弥补因数字普惠金融逐利性和集聚性特征导致的

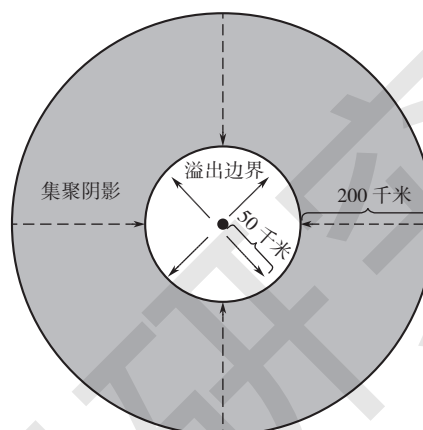


图3 数字普惠金融的溢出边界

区域金融资源分布不均衡问题。与此同时,还要通过政策设计引导金融资源合理流动与高效集聚,避免金融资源过度集聚产生的失衡问题,推动形成以金融资源为主要形态的农民增收动力源。

参考文献:

- [1] 张金林,董小凡,李健. 数字普惠金融能否推进共同富裕? ——基于微观家庭数据的经验研究[J]. 财经研究,2022,48(7):4-17.
- [2] 徐子尧,张莉沙,刘益志. 数字普惠金融提升了区域创新能力吗[J]. 财经科学,2020(11):17-28.
- [3] 王刚贞,陈梦洁. 数字普惠金融影响经济高质量发展的渠道机理与异质特征[J]. 财贸研究,2022,33(10):45-56.
- [4] 郭华,张洋,彭艳玲,等. 数字金融发展影响农村居民消费的地区差异研究[J]. 农业技术经济,2020(12):66-80.
- [5] 李晓园,刘雨濛. 数字普惠金融如何促进农村创业? [J]. 经济管理,2021,43(12):24-40.
- [6] 张林,温涛. 数字普惠金融如何影响农村产业融合发展[J]. 中国农村经济,2022(7):59-80.
- [7] 赵晓鸽,钟世虎,郭晓欣. 数字普惠金融发展、金融错配缓解与企业创新[J]. 科研管理,2021,42(4):158-169.
- [8] 曾建中,李银珍,刘桂东. 数字普惠金融赋能乡村产业兴旺的作用机理和空间效应研究——基于县域空间动态面板数据的实证检验[J]. 国际金融研究,2023(4):39-49.
- [9] 齐文浩,李佳俊,曹建民,等. 农村产业融合提高农户收入的机理与路径研究——基于农村异质性的新视角[J]. 农业技术经济,2021(8):105-118.
- [10] 秦芳,王剑程,胥芹. 数字经济如何促进农户增收? ——来自农村电商发展的证据[J]. 经济学(季刊),2022,22(2):591-612.
- [11] 周力,沈坤荣. 中国农村土地制度改革的农户增收效应——来自“三权分置”的经验证据[J]. 经济研究,2022,57(5):141-157.
- [12] 张蚌蚌,刘芳苹,侯学博,等. “一户一田”耕地细碎化治理对农户收入的影响机制——基于陕西省榆阳区农户数据的实证[J]. 中国土地科学,2023,37(4):73-83.
- [13] 王丽纳,李玉山. 农村一二三产业融合发展对农民收入的影响及其区域异质性分析[J]. 改革,2019(12):104-114.
- [14] 邱子迅,周亚虹. 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[J]. 中国农村经济,2021(4):36-52.
- [15] 斯丽娟,汤晓晓. 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[J]. 经济评论,2022(5):100-116.
- [16] 彭澎,周力. 中国农村数字金融发展对农户的收入流动性影响研究[J]. 数量经济技术经济研究,2022,39(6):23-41.
- [17] 陈慧卿,陈国生,魏晓博,等. 数字普惠金融的增收减贫效应——基于省际面板数据的实证分析[J]. 经济地理,2021,41(3):184-191.
- [18] 吕勇斌,郭懿晨. 分好蛋糕:数字金融如何促进收入平等[J]. 中南财经政法大学学报,2023(4):81-93.
- [19] GOMBER P, KOCH J A, SIERING M. Digital finance and FinTech: current research and future research directions[J]. Journal of Business Economics, 2017, 87(5): 537-580.
- [20] 崔恒瑜,王雪,马九杰. 数字金融发展能否在农村金融市场发挥“鲶鱼效应”——来自中国农信机构的证据[J]. 经济理论与经济管理,2021,41(12):30-41.
- [21] 肖威. 数字普惠金融能否改善不平衡不充分的发展局面? [J]. 经济评论,2021(5):50-64.
- [22] 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.
- [23] 刘进宝,刘洪. 农业技术进步与农民农业收入增长弱相关性分析[J]. 中国农村经济,2004(9):26-30.
- [24] 闫桂权,何玉成,张晓恒. 数字普惠金融发展能否促进农业机械化——基于农机作业服务市场发展的视角[J]. 农业技术经济,2022(1):51-64.
- [25] 孙学涛,于婷,于法稳. 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[J]. 中国农村经济,2022(2):76-93.
- [26] 张勋,杨桐,汪晨,等. 数字金融发展与居民消费增长:理论与中国实践[J]. 管理世界,2020,36(11):48-63.

- [27]张龙耀,张海宁. 金融约束与家庭创业——中国的城乡差异[J]. 金融研究,2013(9):123-135.
- [28]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.
- [29]尹振涛,李俊成,杨璐. 金融科技发展能提高农村家庭幸福感吗? ——基于幸福经济学的研究视角[J]. 中国农村经济,2021(8):63-79.
- [30]星焱. 农村数字普惠金融的“红利”与“鸿沟”[J]. 经济学家,2021(2):102-111.
- [31]刘丹,卢洪友. 中国农村社会保障的居民消费效应研究[J]. 江西财经大学学报,2017(5):68-78.
- [32]黄倩,李政,熊德平. 数字普惠金融的减贫效应及其传导机制[J]. 改革,2019(11):90-101.
- [33]潘丹,陆雨,孔凡斌. 退耕程度高低和时间早晚对农户收入的影响——基于多项内生转换模型的实证分析[J]. 农业技术经济,2022(6):19-32.
- [34]程名望,盖庆恩, JIN Y H, 等. 人力资本积累与农户收入增长[J]. 经济研究,2016,51(1):168-181.
- [35]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.
- [36]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.
- [37]张林,周舒影. 数字普惠金融农村减贫效应的传导机制与实证检验[J]. 农村金融研究,2022(4):24-33.
- [38]张龙耀,邢朝辉. 中国农村数字普惠金融发展的分布动态、地区差异与收敛性研究[J]. 数量经济技术经济研究,2021,38(3):23-42.
- [39]程名望,张家平. 新时代背景下互联网发展与城乡居民消费差距[J]. 数量经济技术经济研究,2019,36(7):22-41.
- [40]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.
- [41]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.
- [42]唐林,罗小锋,张俊飏. 购买农业机械服务增加了农户收入吗——基于老龄化视角的检验[J]. 农业技术经济,2021(1):46-60.
- [43]刘明辉,卢飞,刘灿. 土地流转行为、农业机械化服务与农户农业增收——基于CFPS2016数据的经验分析[J]. 南京社会科学,2019(2):26-33.
- [44]廖开妍,杨锦秀,曾建霞. 农业技术进步、粮食安全与农民收入——基于中国31个省份的面板数据分析[J]. 农村经济,2020(4):60-67.
- [45]周利,廖婧琳,张浩. 数字普惠金融、信贷可得性与居民贫困减缓——来自中国家庭调查的微观证据[J]. 经济科学,2021(1):145-157.
- [46]卢亚娟,张龙耀,许玉韞. 金融可得性与农村家庭创业——基于CHARLS数据的实证研究[J]. 经济理论与经济管理,2014(10):89-99.
- [47]邓悦,吴忠邦,罗连发. 农业机械化促进了农民增收吗? ——基于农村人力资本调节效应的分析[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2023,23(1):169-180.
- [48]林嵩,谷承应,斯晓夫,等. 县域创业活动、农民增收与共同富裕——基于中国县级数据的实证研究[J]. 经济研究,2023,58(3):40-58.
- [49]YANG D T. Education and allocative efficiency: household income growth during rural reforms in China[J]. Journal of Development Economics, 2004, 74(1): 137-162.
- [50]BECKER G S, CHISWICK B R. Education and the distribution of earnings[J]. The American Economic Review, 1966, 56(1/2): 358-369.
- [51]WEIL D N. Accounting for the effect of health on economic growth[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2007, 122(3): 1265-1306.
- [52]FAFCHAMPS M, SHILPI F. Education and household welfare[J]. Economic Development and Cultural Change, 2014, 63(1): 73-115.
- [53]李谷成,冯中朝,范丽霞. 教育、健康与农民收入增长——来自转型期湖北省农村的证据[J]. 中国农村经济,2006(1):66-74.
- [54]袁冬梅,金京,魏后凯. 人力资本积累如何提高农业转移人口的收入? ——基于农业转移人口收入相对剥夺的视角[J]. 中国软科学,2021(11): 45-56.
- [55]周雨晴,何广文. 数字普惠金融发展对农户家庭金融资产配置的影响[J]. 当代经济科学,2020,42(3):92-105.
- [56]SAAL M, STARNES S K, REHERMANN T. Digital financial services: challenges and opportunities for emerging market banks[R]. Washington, D. C.: World Bank, 2017.
- [57]ANSELIN L, BERA A K, FLORAX R, et al. Simple diagnostic tests for spatial dependence[J]. Regional Science and Urban Economics, 1996, 26(1): 77-104.

How does Digital Inclusive Finance Affect Farmers' Income?

—Theoretical Mechanisms and County Evidence

LI Lin, GUO Dong, QIAO Lu

(Hunan University, Changsha 410079)

Abstract: Exploring whether digital inclusive finance can increase people's income is vital for realizing common prosperity. Based on the expanded endogenous economic growth model, this paper constructs a theoretical framework for the impact of digital inclusive finance on farmers' income and empirically studies the mechanism and spatial spillover effects using the data of counties in the Yangtze River Economic Belt from 2014 to 2020.

The findings show that digital inclusive finance can increase farmers' income. Compared with the degree of digitization, the breadth of coverage and depth of use are more capable of promoting farmers' income. Agricultural technology progress, rural human capital accumulation, and farmers' physical capital accumulation are transmission paths for digital inclusive finance to increase farmers' income. Furthermore, digital inclusive finance has the strongest effect on farmers' income in the lower reaches of the Yangtze River Economic Belt, followed by the middle and upper reaches. Moreover, digital inclusive finance has a stronger effect on farmers' income for counties with high-income levels, large population size, and large cultivated land. From the spatial perspective, digital inclusive finance has a significant spatial spillover effect, with an obvious spillover boundary. Within 50 km, it can effectively increase farmers' income in neighboring areas, but there is a suppression effect in the range of 50~250 km.

The contributions of this paper are mainly reflected in the following aspects. First, based on the extended endogenous economic growth model, digital inclusive finance and farmers' income increase are included in the same theoretical framework, providing a new research perspective. Second, 566 counties in the Yangtze River Economic Belt are selected to mitigate the bias of the estimation results caused by using provincial or municipal areas as the research sample. Third, this paper examines the heterogeneous impact of region, income, population size and land size from multiple perspectives, and systematically identifies the target of digital inclusive finance, enriching the relevant research. Fourth, the spatial correlation and endogeneity issues are considered based on the theories of spillover effect and clustering shadow, and a county spatial weight matrix is constructed to use the spatial Durbin model (SDM) to investigate the spatial effect of digital inclusive finance on farmers' income and to further identify the spillover boundary.

The findings outline the relationship between digital inclusive finance and farmers' income and shed light on increasing farmers' incomes and promoting the high-quality development of county economies.

Keywords: Yangtze River Economic Belt; digital inclusive finance; technological advance; capital accumulation; farmers' income increase; spatial spillover effect

责任编辑:宛恬伊;姜 莱