

# 金融科技缓解农户财富不平等研究

谭卓敏, 陈楚娜, 柳 松

(华南农业大学 经济管理学院, 广东 广州 510642)

**摘要:**在金融科技赋能乡村振兴与共同富裕的背景下,针对农户财富不平等状况亟需缓解的现实,文章基于中国家庭金融调查(CHFS)数据,采用因子分析法构建家庭层面的金融科技采纳指数,探讨了金融科技对农户财富不平等的影响效应和作用机制。研究发现,金融科技能够有效缓解农户财富不平等,缓解金融排斥、促进金融信息获取以及非农创业是其中三条重要渠道。进一步分析表明,数字基础设施的完善与金融科技发展水平的提升能够强化金融科技缓解农户财富不平等的作用,低收入水平和低受教育程度的农户家庭采纳金融科技能够产生更大的财富创造作用。因此,推进金融科技下乡,提升农村地区的数字基础建设水平,是缓解农户财富不平等,促进农村地区共享发展成果,进而实现乡村振兴和共同富裕的重要政策手段。

**关键词:**金融科技;财富不平等;共同富裕

中图分类号:F832.5 文献标识码:A 文章编号:1001-9952(2024)02-0033-14

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20231215.101

## 一、引言

治国之道,富民为始。共同富裕是中国特色社会主义的本质要求,也是广大人民的美好愿景,更是实现中国式现代化的必由之路。党的二十大报告明确提出,要着力促进全体人民共同富裕,坚决防止两极分化。农村地区是推进共同富裕的主战场,经过全国各族人民的不懈奋斗,农村人口的绝对贫困问题得到基本解决,实现了第一个百年奋斗目标,农村居民收入实现跨越式增长。根据《中国统计年鉴》数据,截至2020年底,农村居民收入增速已连续十一年超过城镇居民。而随着收入的增长,农户间的贫富差距却在不断扩大。李家山等(2021)基于CHFS调查数据和年度胡润富豪榜数据,运用广义帕累托插值法研究了中国居民财富不平等的动态演进趋势。研究表明,截至2016年,我国农户群体内部的财富基尼系数接近0.8,农户财富不平等现象日益凸显。党的二十大报告还明确提出,规范收入分配秩序,规范财富积累机制。这意味着实现共同富裕不仅需要关注流量型的收入分配问题,还应重视存量型的财富积聚问题。因此,探寻如何改善农户财富不平等状况,对于增进农村居民福祉,推进乡村全面振兴,实现农村农民共同富裕具有重要意义。

改革开放40多年来,农村金融体系成为我国农村经济增长的引擎,而农村普惠金融更是服务与支持“三农”发展的重要支撑。普惠金融在农村地区迅猛发展,扩大了金融服务的覆盖范

收稿日期:2023-06-02

基金项目:国家社科基金一般项目“数字普惠金融赋能乡村振兴的模式创新与政策优化研究”(22BJY005)

作者简介:谭卓敏(1998-),男,湖南衡阳人,华南农业大学经济管理学院博士研究生;

陈楚娜(1998-),女,广东揭阳人,华南农业大学经济管理学院博士研究生;

柳松(1968-)(通讯作者),男,湖南邵阳人,华南农业大学经济管理学院教授,博士生导师。

围,提高了农村居民的金融可得性(朱一鸣和王伟,2017),在减缓贫困、缩小城乡收入差距等方面发挥了积极作用(张彤进和任碧云,2017;张栋浩和尹志超,2018)。尽管传统普惠金融服务模式在一定程度上产生了普惠效果,但仍未达到预期(罗剑朝等,2019)。具体而言,传统金融服务模式受到时空的限制,金融资源难以下沉到农村地区深处,弱势农户仍然受到严重的金融排斥,加之金融“精英俘获”的作用,反而可能拉大贫富差距。这就需要技术进步带动金融创新以克服“三农”金融服务中长期面临的覆盖面窄的“痛点”与信息不对称的“堵点”。近年来,新兴科技快速发展,数字信息技术与金融业态深度融合,金融科技已经成为促进农村普惠金融发展、提升金融服务质量、深化农村金融供给侧结构性改革的新引擎,为突破普惠金融发展桎梏提供了“良方”。《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》明确提出,构建金融有效支持实体经济的体制机制,提升金融科技水平,增强金融普惠性。作为一种技术驱动的金融创新,金融科技突破了传统金融交易对线下网点的依赖,为农户提供了便捷、低廉、安全的金融产品与服务。那么,金融科技是否能够有效促进农村居民共享经济发展成果,缓解财富不平等?

关于家庭居民财富不平等的影响因素,现有文献从宏观与微观两个层面进行了大量探讨。从宏观视角来看,货币政策(Berisha和Meszaros,2020)、房市行情(Wan等,2021;郭冬梅等,2021)以及社会生产率(Álvarez-Peláez和Díaz,2005;Kaymak和Poschke,2016)是影响居民财富不平等的重要因素。从微观视角来看,现有研究从资产组合收益率(Wei等,2019)、遗产继承(Yang和Gan,2020)、人力资本(Bhattacharya等,2016;Lusardi等,2017)等角度切入,发现家庭持有资产组合收益率差异、遗产继承以及居民人力资本差异会加剧财富不平等。随着新兴信息科技的迅猛发展,金融科技与“三农”有机融合发展,逐渐成为实现乡村全面振兴的重要举措(温涛和何茜,2023)。因此,金融科技与农户经济不平等研究逐渐受到学界的关注,并初步得到一致的结论,即金融科技与普惠金融的融合发展能够有效缓解农户收入不平等,其中提高互联网信息可得性和缓解信贷约束是金融科技发挥作用的两条重要可行渠道(斯丽娟和汤晓晓,2022;徐莹和王娟,2022)。

本文利用中国家庭金融调查(CHFS)数据,分析了金融科技对农户财富不平等的影响效应和作用机制。研究发现,金融科技对农户财富不平等具有显著的抑制作用,缓解金融排斥、促进金融信息获取以及非农创业是其中三条重要渠道。进一步分析表明,数字基础设施的完善与金融科技发展水平的提升能够强化金融科技缓解农户财富不平等的作用,低收入水平和低受教育程度的农户家庭采纳金融科技能够产生更大的财富创造作用。

本文的研究贡献主要体现在以下三个方面:首先,现有研究主要从宏观政策及市场因素与微观个体行为特征两大方面探讨了居民财富不平等的形成机制与驱动因素,鲜有研究从农户行为视角切入,深入探究居民采纳金融科技对财富不平等的影响。本文则补齐了现有研究的短板,拓展了居民财富不平等影响因素的研究范畴。其次,关于金融科技与农户经济不等的关系,现有研究通常将北大数字普惠金融指数与微观调查数据匹配之后进行分析,这种做法在一定程度上忽略了同一地区不同农户的金融科技采纳行为存在差异(斯丽娟和汤晓晓,2022;徐莹和王娟,2022)。本文则探索性地利用2017—2019中国家庭金融调查(CHFS)问卷选取的关于金融科技使用的6个题项,通过因子分析法对相关指标进行降维处理,构建出金融科技采纳指数,量化了金融科技产品与服务在农村地区的普及情况。这对于制定金融科技下乡的相关政策具有重要的现实意义。最后,现有研究极少从农户视角出发,探讨金融科技对财富不平等的影响机制。本文则从金融排斥、金融信息获取以及非农创业视角,深入挖掘了金融科技影响农户财富

不平等的作用机制。这为促进金融科技赋能乡村振兴，助力农村农民共同富裕提供了理论参考和经验证据。

本文余下部分的安排如下：第二部分主要为理论分析与研究假说；第三部分为数据来源与研究设计；第四部分为基本实证结果分析；第五部分为稳健性检验；第六部分为进一步分析；第七部分为研究结论与政策启示。

## 二、理论分析与研究假说

根据 Saez 和 Zucman(2016)以及李家山等(2021)的居民财富不平等驱动机制分析框架，结合中国的现实情境，初始财富分配、资产收益率差异以及相对收入水平差异是农户财富不平等形成的重要驱动因素。根据金融中介理论，降低交易成本和缓解信息不对称是金融中介存在和发展的基础。随着金融科技与金融业态的深度融合，新型金融业务模式、服务流程、技术应用以及产品层出不穷。本文认为，金融科技主要通过缓解金融排斥、促进金融信息获取以及非农创业三条渠道缓解农户财富不平等。

第一，金融科技通过缓解金融排斥来降低农户财富不平等程度。传统金融依赖于设置线下网点来提供金融服务，而金融科技加持下的新型金融产品与服务突破了传统金融受到的时间与空间限制，使金融资源下沉到农村地区及难以触达的末端群体。这缓解了弱势农户的金融排斥(孙玉环等, 2021)，进而降低了农户财富不平等程度。一方面，金融科技弱化了金融业的技术分工和金融的专业化，金融业务流程得到简化，具有鲜明的高触达性和低门槛性。这种简明的操作流程提升了弱势农户的金融可得性，缓解了其受到的金融排斥，使得农户的金融资源分配更加均衡。这优化了农村地区的收入分配结构，提升了农户的相对收入水平，降低了收入不平等程度，进而缓解了财富不平等。另一方面，作为一种前沿科技引领的金融创新，金融科技的快速发展推动了金融机构的数字化建设，促进了金融供给方式与金融普惠模式的创新(张龙耀和邢朝辉, 2021)，简化了金融业务流程，降低了农户受到的投资理财排斥，使得农户可随时随地通过移动终端开展金融活动(如开立账户、投资交易等)。这增强了农户的金融市场参与意愿(周广肃和梁琪, 2018)，提升了其家庭金融资产组合有效性，进而缓解了财富不平等。综上分析，金融科技通过缓解金融排斥，降低了农户财富不平等程度。

第二，金融科技通过促进金融信息获取来降低农户财富不平等程度。金融科技产品与服务已经渗透到农户生活的方方面面，第三方支付平台、商业银行 APP 等各类数字金融应用层出不穷，金融科技应用的信息技术具有规模收益和边际成本递减的特征，促使金融服务供给方使用金融科技来拓展金融信息的传播渠道。例如，各大金融机构通过移动端 APP 向顾客推送新型金融产品与服务的相关信息。因此，农户在享受金融科技带来便捷的同时，可以通过以大数据、云计算为底层技术的数字平台，接收和传递与其生产生活息息相关的且准确度和透明度更高的经济金融信息(何婧和李庆海, 2019)，从而帮助其突破信息壁垒，获取自身所需的金融信息。在发挥金融服务功能的同时，基于移动终端的金融科技应用软件也伴有信息互动效应。因此，金融科技发展提升了家庭的社会互动水平，加强了熟人之间的金融信息交流。同时，基于新兴数字技术的金融科技平台打破了传统社会互动的范围限制，扩大了农户社会网络的空间范围。线上互动机制促进了相互交流(郭士祺和梁平汉, 2014)，在一定程度上拓宽了金融信息的来源渠道，促进了金融信息获取。而金融信息获取会在一定程度上对农户财富不平等产生潜在影响。一方面，农户所获取的有效金融信息能够帮助其熟知近期的市场动态，及时应对市场变化并调整经营决策，减少生产经营损失(樊文翔, 2021)，抑制收入不平等，进而缓解财富不平等。另一方面，金融科技通过促进金融信息获取，降低了参与金融市场的成本，增强了农户参与金融

市场的意愿,优化了家庭资产配置(吴雨等,2021),进而缓解了财富不平等。综上分析,促进金融信息获取是金融科技缓解农户财富不平等的一条可行渠道。

第三,金融科技通过促进非农创业来降低农户财富不平等程度。众所周知,融资难一直是制约农户开展创业活动的核心问题,具体表现为农户资金需求旺盛,但满足程度不高,即农户面临严重的信贷约束。信贷约束在很大程度上抑制了农户的非农创业需求,降低了其开展创业活动的积极性(张应良等,2015)。随着金融科技的迅猛发展,金融机构依托新兴数字技术在农村金融“蓝海”市场快速渗透,为缓解农户融资难注入了新动力。一方面,金融供给端的金融科技平台可以通过大数据、云计算等手段深入挖掘和分析农户行为背后的软信息,对农户的信用资质进行精准判断。这能够提高金融机构的风险管理效率,在一定程度上降低其对客户的调查成本。另一方面,金融科技发展衍生出众多新型金融产品和服务,这有益补充了传统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,增强了其申请正规信贷的意愿(傅秋子和黄益平,2018)。因此,金融科技弥补了传统金融制度在“三农”领域覆盖不足的缺陷,缓解了弱势农户的信贷约束,为其开展非农创业活动(如农村电子商务、乡村旅游等)提供了资金支持,进一步释放了农户家庭经济活力(张勋等,2019),抑制了收入不平等的加剧,进而缓解了财富不平等。此外,非农创业在发挥增收效应的同时,也会对农户的金融资产配置行为产生积极影响,从而在一定程度上提升家庭资产收益率(葛永波和陈虹宇,2022)。综上分析,金融科技通过促进非农创业,缓解了农户财富不平等。本文分析框架见图1,并提出以下研究假说:

假说1:金融科技能够缓解农户财富不平等。

假说2:金融科技主要通过缓解金融排斥、促进金融信息获取以及非农创业来缓解农户财富不平等。

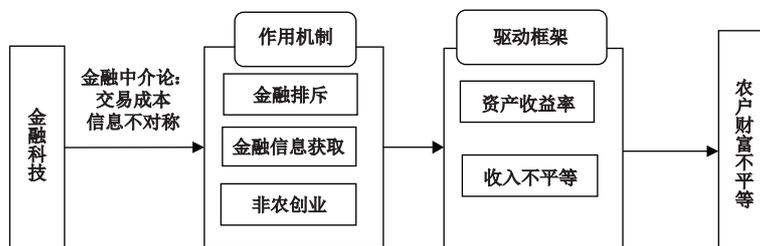


图1 金融科技缓解农户财富不平等机制

### 三、数据来源与研究设计

#### (一)数据来源

本文使用的数据是西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心发布的2019年与2021年中国家庭金融调查(CHFS)数据。CHFS的调查范围涵盖全国29个省、自治区、直辖市,并采用分层、三阶段与规模度量成比例的抽样设计方法,保证了调查数据的科学性与代表性。调查内容包括人口统计学特征、资产、负债等方面的详细信息,为本文的研究提供了很好的数据支持。在数据处理方面,由于研究对象为农户家庭,本文剔除了所有的城镇家庭样本;为了避免异常值的干扰,参照以往相关文献的处理方法,剔除了控制变量中部分缺失样本值与异常值,最终得到2019—2021年的8794个有效家庭样本。

#### (二)变量定义

##### 1.被解释变量:农户财富不平等

中国式现代化要实现的富裕不是少数人的富裕,不是部分地区的富裕,而是全体人民的共

同富裕。为了细致刻画农户家庭的财富不平等状况，<sup>①</sup>本文参考 Kakwani(1984)的研究，使用 Kakwani 指数进行衡量。Kakwani 指数的优点在于，其基于相对剥夺的视角，可以有效表征任意个体的财富水平在所处群组内的相对位置，<sup>②</sup>并满足正规化和无量纲化的特质。Kakwani 指数越小，表示个体农户家庭在特定群组内的相对财富水平越高，受到的相对剥夺程度越小，财富不平等程度越低。

## 2. 核心解释变量：金融科技采纳指数

现有研究大多使用北大数字金融研究中心编制的数字普惠金融指数作为金融科技的代理变量(邱晗等, 2018; 宋敏等, 2021)，这一指数能够在宏观层面反映某一地区的金融科技产品与服务的普及情况，但缺乏对微观个体金融科技采纳行为的全面刻画，因而有一定的局限性。借鉴 Goldstein 等(2019)以及王奇等(2023)的研究，本文从需求端细致考察农户参与金融科技的方式，并利用因子分析法进行合成，保证合成的指数具有全面性与客观性。具体而言，本文从第三方支付、数字理财、互联网借贷三个角度切入，选取 CHFS 问卷中涉及金融科技采纳的 6 个题项，利用因子分析法构建金融科技采纳指数。为了缓解内生性问题，<sup>③</sup>本文选用滞后一期的金融科技采纳指数作为核心解释变量，也就是将 2017 年和 2019 年的金融科技采纳指数分别与 2019 年和 2021 年的中国家庭金融调查数据匹配。<sup>④</sup>

## 3. 控制变量

本文分别从个人和家庭层面选取了受访者的个人特征和家庭特征变量。此外，在回归中控制了农户家庭所在地区的人均 GDP 和金融发展程度，以缓解区域经济发展水平差异所带来的遗漏变量问题。<sup>⑤</sup>

### (三)模型构建

#### 1. 基准模型构建

为了厘清金融科技对农户财富不平等的影响，本文选择经典的双向固定效应(FE)模型进行回归分析。被解释变量为受访农户家庭的财富不平等状况，解释变量为金融科技采纳指数，控制变量包括户主特征、家庭特征以及地区经济特征变量。模型如式(1)所示，其中  $if\_FinTech_{it}$  表示受访农户家庭  $i$  在  $t$  年的金融科技采纳情况， $Rd_{it}$  表示受访农户家庭  $i$  在  $t$  年的财富不平等程度， $X_{it}$  表示一系列控制变量， $\beta_0$  表示常数项， $\theta_i$  与  $\delta_t$  分别表示家户固定效应与时间固定效应， $\lambda_{it}$  表示随机误差项。

$$Rd_{it} = \beta_0 + \beta_1 if\_FinTech_{it} + \beta_2 X_{it} + \theta_i + \delta_t + \lambda_{it} \quad (1)$$

#### 2. 内生性讨论

模型估计结果的准确性往往因内生性问题而受到影响，因而对模型的内生性讨论至关重要。本文通过在回归模型中引入户主特征、家庭特征和地区特征等多个维度的控制变量，在一定程度上缓解了模型可能存在的内生性问题，但仍有可能因遗漏变量和反向因果等内生性问题而造成模型估计偏误。鉴于此，本文进一步运用工具变量法(FE-IV)来缓解可能存在的内生性问题。

① 在构建 Kakwani 指数之前，需要对家庭财富进行明确界定。本文采用农户家庭总资产扣除总负债后的净资产指标来衡量家庭财富。

② 由于 CHFS 并未公开受访户的市级与区县级的地理信息，本文选取受访农户家庭所在省份的其他农户家庭作为参照，将受访家庭的总财富水平与其所在省份的其他农户家庭进行比较。

③ 考虑到金融科技采纳对农户财富不平等的影响也存在一个时间过程，本文采用滞后一期的金融科技变量进行回归分析。

④ 由于 2011 年、2013 年和 2015 年中国家庭金融调查问卷中缺少关键信息，本文仅采用 2017 年和 2019 年 CHFS 数据来构建金融科技采纳指数。

⑤ 受篇幅限制，文中未报告描述性统计结果，若感兴趣可向作者索取。

题。基于数据的可得性,本文参考陈贵富等(2022)的工具变量构建思路,选用外生的地区地形起伏度作为金融科技采纳情况的工具变量。考虑到地形起伏度为非时变变量,本文进一步构建“农户使用智能手机的年限”与“地形起伏度”的乘积作为工具变量。理论上,农户所在地区的地形越平坦,越有利于当地的数字基础设施建设。作为金融科技蓬勃发展的重要支撑,数字基础设施的布局方式能够表征金融科技发展的空间特征,所以地区地形起伏度与农户金融科技采纳行为密切相关。此外,智能手机已成为农户使用金融科技产品与服务的基础,智能手机的使用行为与金融科技采纳联系紧密。因此,工具变量满足相关性要求。同时,地形起伏度与农户使用智能手机的年限并不会直接影响农户家庭的财富不平等状况,从而满足工具变量的外生性要求。综上所述,选取“农户使用智能手机的年限”与“地形起伏度”的乘积作为金融科技采纳情况的工具变量是合理的。

#### 四、实证结果分析

##### (一)基准回归分析

本文使用双向固定效应模型检验了金融科技采纳对农户财富不平等的影响,结果见表1。列(1)结果显示,金融科技采纳对农户财富不平等的影响显著为负;列(2)和列(3)分别加入了户主特征、家庭特征及地区经济特征变量,回归结果进一步验证了金融科技能够显著缓解农户财富不平等状况。本文还使用工具变量法来缓解可能存在的内生性问题。列(4)结果显示,在控制内生性后,金融科技缓解农户财富不平等的作用仍非常显著。此外,实证结果也验证了工具变量法的必要性和有效性。在工具变量回归中,第一阶段 $F$ 统计值与工具变量 $T$ 值都非常大,这说明“智能手机使用年限 $\times$ 地形起伏度”作为金融科技采纳情况的工具变量是合适的,工具变量具有较强的解释力,不存在弱工具变量问题。同时, $Davidson-MacKinnon$ 检验在5%的显著性水平上拒绝了解释变量外生的原假设,因而有理由采用工具变量法来缓解内生性问题。上述分析表明,金融科技能够显著缓解农户财富不平等,假说1得到验证。

表1 基准回归分析

	(1)FE 财富不平等	(2)FE 财富不平等	(3)FE 财富不平等	(4)FE-IV 财富不平等
金融科技采纳	-0.0310*** (0.0051)	-0.0273*** (0.0050)	-0.0223*** (0.0047)	-0.1196*** (0.0348)
农户与年份固定效应	控制	控制	控制	控制
$Davidson-MacKinnon$ 检验				$P=0.0039$
工具变量 $T$ 值				6.84
第一阶段 $F$ 值				60.56
$N$	8794	8794	8794	8794

注:表中回归结果为边际效应,括号内为聚类到农户层面的稳健标准误,\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。受篇幅限制,表中未报告控制变量结果及拟合优度。下表同。

##### (二)区分农户不同类型的财富不平等<sup>①</sup>

不同的财富来源对农户财富不平等的贡献程度不同,农户财富不平等状况可能受其家庭财富结构的影响。因此,有必要进一步探究金融科技对不同类型财富不平等的差异。参照CHFS问卷中家庭资产与负债的分类情况,本文分别计算了农户的金融类财富不平等、生产经营类财

<sup>①</sup> 受篇幅限制,文中未报告这部分实证结果,若感兴趣可向作者索取。

富不平等、<sup>①</sup>房产类财富不平等以及其他非金融类财富不平等指数，使用两阶段最小二乘法进行回归分析。结果显示，金融科技采纳与农户各类型财富不平等均显著负相关。这表明金融科技作为新兴科技与金融的结合，扩大了金融服务覆盖范围，提升了其触达深度，具有一定的包容性与普惠性，使更多的金融资源流向弱势农户，其财富相对剥夺状况得到缓解。

### （三）作用机制分析

上文分析了金融科技对农户财富不平等的影响，在此基础上需要对其中的作用机制做具体分析。目前经济学文献主流的机制分析方法主要是传统中介效应模型，但运用中介效应模型进行机制分析无法保证机制变量和被解释变量之间严格外生，因而容易导致估计偏误（江艇，2022）。借鉴张勋等（2020）的机制分析思路，本文采取以下两个步骤来验证理论分析中提出的作用机制：第一步，直接使用解释变量对机制变量进行回归；第二步，寻找核心解释变量通过机制变量来影响结果变量的证据，即检验机制变量对被解释变量的影响效应。<sup>②</sup>

第一，借鉴张号栋和尹志超（2016）的做法，本文选用“是否拥有正规金融账户”作为金融排斥的代理变量。为了避免内生性问题，正规金融账户中没有加入活期存款账户<sup>③</sup>和互联网理财账户，即使用CHFS问卷中“家庭当期是否持有定期存款、股票、基金、线上理财以外的金融理财产品、债券、衍生品、非人民币资产、贵金属和其他金融资产中的任意一种”进行衡量。若受访农户回答未持有，则“金融排斥”虚拟变量赋值为1，否则为0。本文使用“智能手机使用年限×地形起伏度”作为金融科技采纳情况的工具变量，检验了金融科技采纳对农户金融排斥的影响，结果如表2中列（1）所示。结果表明，金融科技采纳能够显著缓解农户金融排斥。这反映了随着金融科技在农村地区的普及，农户家庭的金融可得性得到显著提升，金融排斥得到极大缓解。本文进一步使用双向固定效应模型检验了金融排斥与农户财富不平等的关系。列（4）结果表明，金融排斥是引致农户财富不平等的因素之一。综上分析，金融科技采纳能够通过缓解金融排斥来缓解农户财富不平等。

表2 作用机制分析

	(1)FE-IV 金融排斥	(2)FE-IV 金融信息获取	(3)FE-IV 非农创业	(4)FE 财富不平等	(5)FE 财富不平等	(6)FE 财富不平等
金融科技采纳	-0.1260** (0.0518)	0.0893** (0.0404)	0.0135* (0.0071)			
金融排斥				0.0561*** (0.0078)		
金融信息获取					-0.0224*** (0.0077)	
非农创业						-0.0829*** (0.0146)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
家户与年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	8794	8794	8794	8794	8794	8794

第二，参考吴雨等（2021）的思路，本文选取CHFS问卷中询问受访者对经济、金融信息关注情况的相关问题来构建金融信息获取变量。若受访者对“平时对经济、金融信息关注度如何？”

① 生产经营类财富为农业经营类财富与工商业经营类财富之和。

② 江艇（2022）认为，传统中介效应检验的逐步回归方法在经济学应用中存在核心缺陷，可行的做法是设置一个或几个在理论上与因变量存在较为直观的因果关系的机制变量。由于这些变量与因变量在逻辑和时空关系上较为接近，不需要采用正式的因果推断方法来研究机制变量与被解释变量的因果关系。

③ 第三方支付通常与银行卡（活期存款账户）关联，因而本文将其剔除。

这一问题的回答为关注,则“金融信息获取”虚拟变量赋值为1,否则为0。表2中列(2)结果表明,金融科技采纳显著提升了农户对经济、金融信息的关注度,进而促进了农户的金融信息获取。本文进一步运用双向固定效应模型考察了金融信息获取对农户财富不平等的影响。列(5)结果显示,金融信息获取对农户财富不平等状况的影响显著为负。综上分析,促进金融信息获取是金融科技缓解农户财富不平等的重要机制。

第三,根据CHFS问卷设计,本文设置了非农创业虚拟变量。若农户在过去一年开展了非农创业活动,则“非农创业”虚拟变量赋值为1,否则为0。表2中列(3)结果表明,金融科技采纳显著提升了农户家庭开展非农创业的概率。本文进一步运用双向固定效应模型考察了非农创业对农户财富不平等的影响。列(6)结果表明,开展非农创业能够显著抑制农户财富不平等状况的恶化。综上分析,促进非农创业是金融科技缓解农户财富不平等的一个可行渠道。假说2成立。

## 五、稳健性检验

### (一)替换核心变量

#### 1. 替换金融科技采纳指标

由于金融科技采纳的测度方式不同可能导致模型估计结果不同,本文更换金融科技采纳的测度方式来验证基准回归结果的稳健性。根据受访农户回答金融科技采纳相关问题的情况,本文构建了金融科技采纳虚拟变量。若受访农户使用了第三方支付、数字理财和互联网借贷中的任意一项,则认为农户采纳了金融科技,金融科技采纳虚拟变量赋值为1,否则为0。此外,本文还构建了金融科技采纳种类变量,受访农户每使用一项上述金融科技产品或服务计1分,取值为0-3分,数值越大表明金融科技采纳越广泛。考虑到可能存在的内生性问题,本文仍以“智能手机使用年限×地形起伏度”作为工具变量。表3中列(1)和列(2)结果表明,金融科技采纳能够显著缓解农户财富不平等,这验证了上文结论的稳健性。

表3 稳健性检验:替换核心变量

	(1)FE-IV 财富不平等	(2)FE-IV 财富不平等	(3)FE-IV 财富不平等(Yitzhaki指数)
金融科技采纳(虚拟变量)	-0.3520*** (0.1089)		
金融科技采纳(种类变量)		-0.0860*** (0.0235)	
金融科技采纳			-0.5458*** (0.1782)
控制变量	控制	控制	控制
农户与年份固定效应	控制	控制	控制
N	8 794	8 794	8 794

#### 2. 替换财富不平等指标

由于财富不平等指标的构造方式可能会对实证结果产生影响,本文进一步使用Yitzhaki指数来衡量农户的财富不平等状况。表3中列(3)结果表明,金融科技采纳对农户财富不平等具有显著的抑制作用,这验证了基准回归结果的稳健性。

### (二)面板分位数回归

上文结果表明,金融科技显著缓解了农户财富不平等。为了进一步验证基准回归结果的稳健性,本文拟从财富积聚的视角,采用面板分位数回归(PQR)方法进行分析,以反映不同财富水平的农户家庭从金融科技采纳中的获益情况。表4结果表明,金融科技采纳对不同财富水平的

农户均有显著的财富创造效应,且随着财富水平的提升,金融科技采纳的回归系数呈现逐渐减小的趋势。这说明金融科技采纳对农户财富增长具有“包容性”特征,从另一个视角验证了上文结论的稳健性。

表 4 稳健性检验:面板分位数回归

	(1) <i>PQR</i> 财富水平 <i>Q10</i>	(2) <i>PQR</i> 财富水平 <i>Q25</i>	(3) <i>PQR</i> 财富水平 <i>Q50</i>	(4) <i>PQR</i> 财富水平 <i>Q75</i>	(5) <i>PQR</i> 财富水平 <i>Q90</i>
金融科技采纳	0.2086*** (0.0546)	0.2028*** (0.0450)	0.1877*** (0.0303)	0.1737*** (0.0410)	0.1688*** (0.0486)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
家户与年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	8 794	8 794	8 794	8 794	8 794

(三)反向因果和遗漏变量导致的内生性问题讨论

上文借鉴经典文献的做法,采用工具变量法来缓解可能存在的反向因果和遗漏变量所导致的内生性问题,但依然无法保证选取的工具变量对于被解释变量是完全外生的,即工具变量可能会通过其他不可观测因素影响农户财富不平等状况。本文参考 Conley 等(2012)提出的近似零(LTZ)方法,基于工具变量是近似外生的假定,通过放松工具变量的排他性约束条件,检验工具变量估计结果的稳健性。表 5 中列(1)结果表明,在近似外生的情形下,金融科技对农户财富不平等依然具有显著的缓解作用。因此,在放松工具变量的排他性约束条件后,本文的研究结论依然保持稳健。此外,本文还采用更换工具变量的方式来验证上文结果的稳健性。参考张勋和万广华(2016)的思路,本文以同一村庄内除自身以外其他农户家庭采纳金融科技的平均概率作为工具变量。列(2)结果表明,金融科技对农户财富不平等的影响依然显著为负,这进一步证明了本文研究结论的稳健性。

表 5 稳健性检验:反向因果和遗漏变量导致的内生性问题讨论

	(1) <i>LTZ</i> 财富不平等	(2) <i>FE-IV</i> 财富不平等
金融科技采纳	-0.234*** (0.0511)	-0.1259*** (0.0347)
控制变量	控制	控制
家户与年份固定效应	控制	控制
<i>N</i>	8 794	8 794

(四)样本自选择导致的内生性问题讨论

上文运用多种方法验证了基准回归结果的稳健性,但这并不能排除样本自选择问题所带来的估计偏误。为了克服可能存在的样本选择偏误,本文进一步采用双稳健估计的 *IPWRA* 模型来考察金融科技对农户财富不平等的影响效应。*IPWRA* 模型是 *IPW* 模型和 *RA* 模型的结合,只要两者之一被正确设定,就能得到参数的一致估计,并能通过逆概率赋权的方法来消减自选择所带来的估计偏误(柳松等,2020)。为了进行对比分析,本文还分别使用 *IPW* 模型和 *RA* 模型进行了估计。表 6 结果表明,在三种不同的估计方法下,金融科技对农户财富不平等依然具有显著的缓解作用。在克服样本自选择问题后,本文的基准研究结论依然稳健。

表 6 稳健性检验: 样本自选择导致的内生性问题讨论

	(1)IPW	(2)RA	(3)IPWRA
金融科技采纳	-0.1304*** (0.0342)	-0.1285*** (0.0139)	-0.1304*** (0.0342)
控制变量	控制	控制	控制
家户与年份固定效应	控制	控制	控制
N	8 794	8 794	8 794

## 六、异质性分析

上文对金融科技与农户财富不平等关系的讨论主要是平均意义上的,有必要进一步探究金融科技对不同农户群体财富不平等状况的影响差异。因此,本文进一步考察了金融科技对异质性农户的影响效应,其中包括区域异质性与家户异质性两个方面。本文通过构建金融科技采纳与相关特征变量的交互项,探讨金融科技对异质性农户财富不平等的影响。

### (一)区域异质性

我国幅员辽阔,区域间发展不平衡,金融科技缓解农户财富不平等的作用是否存在区域差异?本文从经济发展程度的视角切入,在模型中分别加入了金融科技采纳与西部地区、三线及以下城市的交互项进行了检验。表 7 中列(1)和列(2)结果显示,与经济发达地区(东部地区、一二线城市)的农户相比,金融科技对经济欠发达地区(中西部地区、三线及以下城市)农户财富不平等的缓解作用更强,这说明金融科技具有一定的包容性。进一步地,为了探究金融科技缓解农户财富不平等的作用是否受到地区数字基础设施和金融科技水平的制约,本文设置“数字基础设施”<sup>①</sup>和“金融科技发展水平”<sup>②</sup>两个虚拟变量。如果农户家庭所在地区的数字基础设施和金融科技发展水平小于样本中位数,则两个虚拟变量赋值为 1,否则为 0。列(3)和列(4)结果显示,在数字基础设施比较完善和金融科技发展水平较高的地区,金融科技缓解农户财富不平等的作用更强。这说明地区数字基础设施的完善与金融科技发展水平的提升有利于消弭农户受到的金融科技产品与服务使用“鸿沟”,金融科技的共富效应得到增强。

表 7 地区异质性分析

	(1)FE-IV 财富不平等	(2)FE-IV 财富不平等	(3)FE-IV 财富不平等	(4)FE-IV 财富不平等
金融科技采纳	-0.1496*** (0.0462)	-0.1327*** (0.0388)	-0.1921*** (0.0648)	-0.2048*** (0.0686)
金融科技采纳×中西部地区	-0.1272*** (0.0457)			
金融科技采纳×三线及以下城市		-0.1138*** (0.0377)		
金融科技采纳×数字基础设施			0.1440** (0.0583)	
金融科技采纳×金融科技发展水平				0.1452*** (0.0540)

① 参考赵涛等(2020)的研究,本文以省级层面互联网宽带接入用户数除以总户数作为数字基础设施的代理变量。

② 本文在“百度新闻”网页检索“地区+金融科技相关关键词+相应年份”,通过网络爬虫技术得到相应关键词的网页数量,对所有关键词搜索结果数量进行加总并取对数,以此衡量地区金融科技发展水平。

续表 7 地区异质性分析

	(1)FE-IV 财富不平等	(2)FE-IV 财富不平等	(3)FE-IV 财富不平等	(4)FE-IV 财富不平等
控制变量	控制	控制	控制	控制
家户与年份固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	8794	8794	8794	8794

## (二)家户异质性

作为增强金融普惠性的新型驱动力,金融科技是更专注于为弱势农户“雪中送炭”,还是更倾向于为优势群体“锦上添花”?本文拟从收入和人力资本视角出发,考察金融科技对农户财富不平等的异质性影响,进而检验金融科技对弱势农户是否具有更大的财富创造效应。一方面,收入是农户家庭实现财富积聚的重要来源。本文根据农户家庭收入的样本中位数设置“收入”虚拟变量,如果农户家庭收入小于样本中位数,则赋值为1,否则为0。表8中列(1)结果表明,对于收入水平较低的农户家庭,金融科技缓解财富不平等的作用更强。这可能是因为,金融科技的普惠效应缓解了低收入农户受到的金融排斥,使其享受到金融科技发展带来的红利,进而有效缓解了财富不平等。另一方面,人力资本在现代经济体系中的作用越来越重要。本文根据户主受教育年限的样本中位数设置“教育水平”虚拟变量,如果户主受教育年限小于样本中位数,则赋值为1,否则为0。列(2)结果表明,对于人力资本水平较低的农户家庭,金融科技缓解财富不平等的作用更强。可见,金融科技在农村地区的广泛渗透较好地帮助当地教育机构实现数字化转型,突破传统线下教育模式的壁垒,为广大农户参与线上学习提供了便利,使更多受教育程度较低的农户享受到金融科技发展带来的红利,进而有效缓解了财富不平等。

表 8 家户异质性分析

	(1)FE-IV 财富不平等	(2)FE-IV 财富不平等
金融科技采纳	-0.2040*** (0.0725)	-0.1794*** (0.0571)
金融科技采纳×收入	-0.1487** (0.0631)	
金融科技采纳×教育水平		-0.1449*** (0.0538)
控制变量	控制	控制
家户与年份固定效应	控制	控制
<i>N</i>	8794	8794

## 七、研究结论与政策启示

在农户财富不平等状况亟待改善的背景下,本文基于中国家庭金融调查(CHFS)数据,分析了金融科技对农户财富不平等的影响效应与作用机制。研究发现,金融科技通过缓解金融排斥、促进金融信息获取以及非农创业,能够显著缓解农户财富不平等。此外,数字基础设施的完善与金融科技发展水平的提升能够强化金融科技缓解农户财富不平等的作用,低收入水平和低受教育程度的农户家庭采纳金融科技能够产生更大的财富创造作用。

本文研究结论具有以下政策启示:第一,应充分意识到推动金融科技下乡有利于促进广大农户共享经济发展成果,缓解财富不平等。这对于提升农户民生福祉,促进乡村振兴,实现农村农民共同富裕具有重要推动作用。因此,各级政府部门应采取有效措施,制定有针对性的政策,

大力推动金融科技在广大农村地区的普及,切实提升我国农户的金融福利水平。第二,就缩小农户间财富差距而言,应制定相关政策激励各地金融机构开发具有针对性的金融产品和服务,做到产品服务与农户偏好相匹配,更好地发挥金融科技发展的积极作用。同时,应高度重视传统金融落后地区的数字基础设施建设,拉近落后地区农户与金融服务的距离。第三,应在继续扩大金融科技在农村地区覆盖广度的基础上,提高农村金融科技产品与服务的使用深度,缓解弱势农户受到的金融排斥。同时,应制定相关政策,引导金融机构加强金融科技在农村地区的场景落地,鼓励其通过大数据、云计算等金融科技手段对农户的信用资质进行精准判断,缓解农户的信贷约束,为其开展非农创业提供必要的资金支持。此外,还应注重丰富农户获取信息的途径和提升农户的信息搜索能力,激发农户学习金融的兴趣与动力。

#### 参考文献:

- [1]陈富贵,韩静,韩恺明.城市数字经济发展、技能偏向型技术进步与劳动力不充分就业[J].中国工业经济,2022,(8):118-136.
- [2]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.
- [3]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.
- [4]葛永波,陈虹宇.劳动力转移如何影响农户风险金融资产配置?——基于金融排斥的视角[J].中国农村观察,2022,(3):128-146.
- [5]郭冬梅,李昕,刘春晓,等.房价、财富不平等与城市犯罪率——基于中国地级市面板数据的实证分析[J].中央财经大学学报,2021,(9):113-128.
- [6]郭士祺,梁平汉.社会互动、信息渠道与家庭股市参与——基于2011年中国家庭金融调查的实证研究[J].经济研究,2014,(S1):116-131.
- [7]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.
- [8]江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022,(5):100-120.
- [9]李家山,易行健,何启志.中国居民财富不平等的测算修正、异质性与驱动机制[J].财政研究,2021,(12):17-33.
- [10]柳松,魏滨辉,苏柯雨.互联网使用能否提升农户信贷获得水平——基于CFPS面板数据的经验研究[J].经济理论与经济管理,2020,(7):58-72.
- [11]罗剑朝,曹璨,罗博文.西部地区农村普惠金融发展困境、障碍与建议[J].农业经济问题,2019,(8):94-107.
- [12]邱晗,黄益平,纪洋.金融科技对传统银行行为的影响——基于互联网理财的视角[J].金融研究,2018,(11):17-29.
- [13]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.
- [14]宋敏,周鹏,司海涛.金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角[J].中国工业经济,2021,(4):138-155.
- [15]孙玉环,张汀昱,王雪妮,等.中国数字普惠金融发展的现状、问题及前景[J].数量经济技术经济研究,2021,(2):43-59.
- [16]王奇,牛耕,周洋.社会信任与家庭金融科技使用[J/OL].经济学报,2023.
- [17]温涛,何茜.全面推进乡村振兴与深化农村金融改革创新:逻辑转换、难点突破与路径选择[J].中国农村经济,2023,(1):93-114.
- [18]吴雨,李晓,李洁,等.数字金融发展与家庭金融资产组合有效性[J].管理世界,2021,(7):92-104.

- [19]徐莹,王娟.数字普惠金融与农户收入差距:加剧还是缓解[J/OL].农业技术经济, <https://doi.org/10.13246/j.cnki.jae.20220902.006>, 2022.
- [20]张栋浩,尹志超.金融普惠、风险应对与农村家庭贫困脆弱性[J].中国农村经济, 2018, (4): 54-73.
- [21]张号栋,尹志超.金融知识和中国家庭的金融排斥——基于 CHFS 数据的实证研究[J].金融研究, 2016, (7): 80-95.
- [22]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, (3): 23-42.
- [23]张彤进,任碧云.包容性金融发展与城乡居民收入差距——基于中国内地省级面板数据的实证研究[J].经济理论与经济管理, 2017, (5): 90-101.
- [24]张勋,万广华.中国的农村基础设施促进了包容性增长吗?[J].经济研究, 2016, (10): 82-96.
- [25]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, (8): 71-86.
- [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, (11): 48-62.
- [27]张应良,高静,张建峰.创业农户正规金融信贷约束研究——基于 939 份农户创业调查的实证分析[J].农业技术经济, 2015, (1): 64-74.
- [28]赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J].管理世界, 2020, (10): 65-75.
- [29]周广肃,梁琪.互联网使用、市场摩擦与家庭风险金融资产投资[J].金融研究, 2018, (1): 84-101.
- [30]朱一鸣,王伟.普惠金融如何实现精准扶贫?[J].财经研究, 2017, (10): 43-54.
- [31]Álvarez-Peláez M J, Díaz A. Minimum consumption and transitional dynamics in wealth distribution[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2005, 52(3): 633-667.
- [32]Berisha E, Meszaros J. Macroeconomic determinants of wealth inequality dynamics[J]. *Economic Modelling*, 2020, 89: 153-165.
- [33]Bhattacharya J, Qiao X, Wang M. Endogenous borrowing constraints and wealth inequality[J]. *Macroeconomic Dynamics*, 2016, 20(6): 1413-1431.
- [34]Conley T G, Hansen C B, Rossi P E. Plausibly exogenous[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2012, 94(1): 260-272.
- [35]Goldstein I, Jiang W, Karolyi G A. To FinTech and beyond[J]. *The Review of Financial Studies*, 2019, 32(5): 1647-1661.
- [36]Kakwani N. The relative deprivation curve and its applications[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1984, 2(4): 384-394.
- [37]Kaymak B, Poschke M. The evolution of wealth inequality over half a century: The role of taxes, transfers and technology[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2016, 77: 1-25.
- [38]Lusardi A, Michaud P C, Mitchell O S. Optimal financial knowledge and wealth inequality[J]. *Journal of Political Economy*, 2017, 125(2): 431-477.
- [39]Saez E, Zucman G. Wealth inequality in the United States since 1913: Evidence from capitalized income tax data[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131(2): 519-578.
- [40]Wan G H, Wang C, Wu Y. What drove housing wealth inequality in China?[J]. *China & World Economy*, 2021, 29(1): 32-60.
- [41]Wei S J, Wu W X, Zhang L W. Portfolio choices, Asset returns and wealth inequality: Evidence from China[J]. *Emerging Markets Review*, 2019, 38: 423-437.

[42]Yang X T, Gan L. Bequest motive, household portfolio choice, and wealth inequality in Urban China[J]. *China Economic Review*, 2020, 60: 101399.

## A Research on Fintech Alleviating Wealth Inequality among Farmers

Tan Zhuomin, Chen Chuna, Liu Song

(School of Economics and Management, South China Agricultural University, Guangzhou 510642, China)

**Summary:** Addressing the critical issue of wealth inequality in rural areas is essential. Li Jiashan et al. (2021) highlight this through their discovery of a high Gini coefficient of 0.8 among Chinese farmers, indicating severe disparities. Consequently, reducing this inequality is key to improving farmer well-being and advancing rural revitalization. This paper focuses on the role of Fintech in promoting economic participation and alleviating wealth inequality among farmers.

Utilizing data from the China Household Finance Survey, this paper employs advanced analytical methods to analyze the impact mechanism of Fintech on wealth inequality among farmers. The findings suggest that Fintech significantly alleviates wealth inequality, particularly benefiting farmers with limited income and education. Fintech is instrumental in decreasing financial exclusion, enhancing financial information acquisition ability, fostering non-agricultural entrepreneurship, and thus effectively reducing wealth inequality.

This paper proposes the following policy recommendations: Strategies should be formulated to strengthen the promotion of Fintech in rural areas, especially in areas with weak infrastructures. Financial institutions should be encouraged to develop suitable financial products and services for farmers with limited income and education. The application of rural Fintech should be strengthened, such as using big data for credit assessment and to alleviate credit constraints. Farmers' ability to acquire information and their interest in financial learning should be improved.

The contributions of this paper are that: It analyzes the impact of Fintech on wealth inequality among farmers, expanding the research on the factors influencing wealth inequality. It constructs a Fintech adoption index based on micro data, providing a quantitative basis for the popularization of Fintech in rural areas. From the perspectives of financial exclusion, information acquisition, and non-agricultural entrepreneurship, it explores the impact mechanism of Fintech on wealth inequality, providing theoretical and empirical support for Fintech to help farmers achieve common prosperity. These insights are invaluable for understanding and alleviating wealth inequality among farmers, formulating relevant policies, and promoting rural common prosperity and comprehensive revitalization.

**Key words:** Fintech; wealth inequality; common prosperity

(责任编辑 康健)