

数字普惠金融对家庭财富不平等的影响：理论模型与实证检验

汪进贤¹, 张浩宇¹, 胡唯真¹, 汪晨²

(1. 中南大学商学院, 湖南长沙, 410083;
2. 上海财经大学公共管理学院, 上海, 200433)

摘要: 数字普惠金融的发展为消除财富不平等、实现共同富裕提供了契机。通过构建一个二阶段跨期模型, 从理论层面阐释数字普惠金融与财富不平等之间的非线性关系, 并结合 2014—2022 年中国家庭追踪调查数据进行了实证检验。研究发现, 数字普惠金融与财富不平等存在显著的“倒 U”形关系, 在发展初期可能加剧不平等, 而随着其进一步发展则有助于缓解不平等; 异质性分析显示, 数字普惠金融的影响在东部、西部地区, 未创业、低收入和农村家庭中更加显著; 机制分析则表明, 信息获取能力是数字普惠金融影响财富不平等的一个关键因素, 使得两者之间的“倒 U”形关系趋于平缓。因此, 推动数字普惠金融发展, 并通过提升家庭信息获取能力以弥合“数字鸿沟”, 是缓解财富不平等、助力弱势群体共享发展成果、最终实现共同富裕的关键路径。

关键词: 数字普惠金融; 财富不平等; 信息获取能力; CFPS

中图分类号: F061.5

文献标识码: A

文章编号: 1672-3104(2026)01-0115-16

实现共同富裕是中国特色社会主义的本质要求, 也是实现中国式现代化的必由之路。改革开放 40 多年来, 中国经济快速发展, 家庭收入稳步增长, 财富水平不断提升。然而, 需要注意的是, 中国家庭财富分配的不平等程度持续扩大, 且显著高于收入分配的不平等^[1]。根据中国国家统计局公布的居民人均可支配收入基尼系数与波士顿咨询集团发布的《全球财富报告》中的财富基尼系数, 2000—2022 年, 中国收入基尼系数从 0.412 上升至 0.467, 而财富基尼系数则从 0.599 上升到 0.709。财富不平等不仅将加剧收入不平等、抑制经济增长、威胁社会和谐与稳定^[2-4], 还会对家庭消费模式和个人幸福感等方面产生负面影响^[5, 6]。因此, 推动经济社会高质量发展, 实现共同富裕, 关键是要解决财富不平等问题。

同时, 以网上银行和移动支付为核心的数字普惠金融迅猛发展, 为突破金融服务时空限制、缓解财富差距、推动共同富裕提供了关键支撑与实现路径。过去 10 余年间, 在政府包容性政策与数字技术持续迭代的双重推动下, 我国数字普惠金融体系快速发展。截至 2023 年底, 我国移动支付使用率已高达 86%, 居全球首位^①。理论上, 数字普惠金融借助便捷的移动支付、低门槛信贷及多元化线上理财等服务, 能够有效消除传统金融的“嫌贫爱富”问题, 有助于为弱势和低收入家庭赋能, 发挥“雪

收稿日期: 2025-06-06

基金项目: 国家自然科学基金青年项目“数字经济发展对居民健康不平等影响的理论与实证研究”(72203238); 国家自然科学基金面上项目“中国扶贫战略转型下的收入相对贫困: 贫困估算, 致贫动因或机制以及减贫对策分析”(72073091); 湖南省自然科学基金青年项目“空气污染对居民健康不平等的影响研究: 基于数字技术发展视角”(2024JJ6541); 上海市教育委员会科研创新重大项目“解决相对贫困问题的长效机制研究”(2023SKZD13)

作者简介: 汪进贤, 女, 湖北黄梅人, 中南大学商学院副教授, 主要研究方向: 数字经济、收入分配、健康经济; 张浩宇, 男, 湖南岳阳人, 中南大学商学院硕士研究生, 主要研究方向: 数字金融、收入分配; 胡唯真, 女, 湖南长沙人, 中南大学商学院讲师, 主要研究方向: 公共经济; 汪晨, 女, 江西九江人, 上海财经大学公共管理学院教授, 主要研究方向: 区域平衡与协调发展、收入分配、贫困, 联系邮箱: wang.chen@mail.shufe.edu.cn

中送炭”式的包容性作用,被视为缓解家庭财富不平等的重要工具^[7,8]。然而在推广过程中,受“数字鸿沟”影响,不同家庭在数字素养、风险认知和社会资本等方面存在显著差异,导致数字普惠金融的服务更容易被优势群体获取,反而可能强化“马太效应”,加剧财富分配的结构性失衡^[9,10]。在此背景下,厘清数字普惠金融“雪中送炭”和“马太效应”这两种竞争效应的净结果,便成为科学评估其影响家庭财富不平等机制的关键所在,也是当前学术研究与政策实践亟须回答的核心问题。

现有文献主要聚焦数字普惠金融对居民收入差距的影响,而对财富不平等问题的关注不足。财富不平等和收入不平等的形成机制存在显著差异,忽视这一差异可能导致结论产生偏差。此外,当前有限的关于数字普惠金融与财富不平等关系的研究尚未形成一致结论,且大部分研究都聚焦于数字普惠金融对财富不平等的线性影响,仅有少量研究指出该影响可能存在阶段性差异^[11]。因此,系统考察数字普惠金融与财富不平等之间的内在关系,并深入揭示其作用机制,具有重要的理论价值与现实意义。

本文通过构建理论模型,分析了数字普惠金融对家庭财富不平等的影响,并基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据进行了实证检验。研究表明,数字普惠金融对家庭财富不平等的影响呈现出显著的非线性特征。在发展初期,由于数字技术普及有限、居民金融知识水平差异显著以及数字鸿沟等问题的存在,数字普惠金融的发展加剧了财富不平等;随着数字普惠金融的进一步普及与深化,其普惠性开始真正显现,更多家庭得以通过数字普惠金融工具与渠道,接触并理解金融知识,进而参与到原本难以触及的金融市场之中。此举不仅增强了家庭运用金融工具的能力,更有助于其实现财富增长与风险分散。因此,数字普惠金融的深入发展,最终将有助于缓解财富不平等。在此过程中,信息获取能力深刻地影响着数字普惠金融作用的强度与方向。

在理论层面,本文构建了一个内含异质性信息获取能力的跨期模型,从数理逻辑上推导出数字普惠金融与财富不平等之间可能存在“倒U”形关系,并阐释了信息获取能力在其中的关键作用机制,从而丰富了数字普惠金融推动共同富裕的相关理论研究。在实证层面,针对当前研究结论不一致、多聚焦于线性关系的局限,本文检验了数字普惠金融与财富不平等之间的非线性关系,研究结果有助于解释以往看似对立的线性观点,为理解数字普惠金融在不同发展阶段对财富不平等的差异化影响提供了经验证据。在政策启示层面,本文不仅揭示了数字普惠金融作用机制的内在复杂性,也凸显了引导其发挥普惠效应、抑制分化效应的现实紧迫性,对相关政策的制定与实施具有一定的借鉴价值。数字普惠金融发展不能止步于服务覆盖面的扩张,而应重视其非线性影响规律并进行“阶段性干预”,要通过精准提升目标群体的信息获取能力来确保发展红利的共享,为实现共同富裕提供靶向性的理论依据和政策抓手。

一、文献综述

当前关于数字普惠金融与共同富裕的研究主要聚焦于收入维度。学界普遍认为,数字普惠金融依托其普惠性与包容性,通过为农村低收入群体、非正规就业者等资源弱势群体创造就业与创业机会、缓解金融约束等方式,拓宽了其发展路径^[12-16]。这类举措不仅有助于提升弱势群体的收入水平、增强家庭的经济韧性^[17],还将逐步缩小其与优势群体之间的收入差距^[13,15,18]。

与收入不平等相比,财富不平等的形成机制通常更复杂、更具持久性。根据 Gale 和 Scholz^[19]提出的财富代际转移理论,财富的代际传递会加剧家庭间的财富不平等。富裕家庭不仅能够将财富传递给后代,还能通过提供更优质的教育和社交网络资源进一步巩固后代的经济优势^[20],进而持续拉大财富差距。这一理论在中国语境下同样适用,且受独生子女政策的影响,代际传递对未来财富不平等的

贡献预计将逐渐增强^[21]。父代收入虽然也可以通过影响子女的人力资本、职业选择和社会资本等途径影响子代收入^[22], 但 Black 等^[23]指出, 由于财富继承属于直接经济资源转移, 其代际强化效应更为显著。此外, 资本回报率通常高于经济增长率, 使得财富持有者可通过投资不断积累更多资产; 而无财富或低财富群体则主要依赖工资和储蓄, 财富增长缓慢, 导致贫富差距持续扩大^[24]。税收制度的不公平进一步加剧了这一趋势。资本收益往往适用较低税率, 例如我国当前劳动所得适用 3%~45% 的累进税率, 而财产与资本所得则统一适用 20% 的比例税率, 这种制度设计不利于财富公平分配^[25]。因此, 若仅从收入维度考察共同富裕, 容易低估社会不平等的实际严重程度; 同时, 鉴于财富与收入不平等的生成机制存在根本差异, 单纯依靠调节收入分配的政策, 难以有效应对持续扩大的财富差距问题。

依托数字技术和互联网发展起来的数字普惠金融具有高创新性、强渗透性和广覆盖性等优势, 可以满足难以享受到金融服务的低收入和弱势群体的需求, 为降低财富不平等提供了重要工具^[26, 27]。但遗憾的是, 学术界针对数字普惠金融与财富不平等的关系尚未形成共识。究其原因, 数字普惠金融对财富不平等的影响存在两种相互竞争的机制: 缩小财富不平等的收敛效应与扩大财富不平等的马太效应。主张收敛效应的学者认为, 数字普惠金融和金融科技具有“雪中送炭”的作用, 能够为弱势群体提供发展契机, 从而有助于缩小财富差距^[8, 11, 27-29]。具体而言, 数字普惠金融可以扩大银行的地理覆盖范围、消除决策中的人为偏见^[30]、增加家庭创业机会^[7]、提升金融信息可及性^[27], 以及提高贷款获取效率^[31]等, 从而降低中低收入群体的理财门槛, 最终有助于缩小财富差距^[11]。

而指出数字普惠金融存在马太效应的研究认为, 初始条件占优的群体可以通过挤出效应和累积循环机制获取更多资源与收益, 加剧弱势群体的边缘化^[32-34]。具体来说, 在挤出效应方面, 优势群体可能挤占互联网接入程度较低的居民原本可获得的资源^[9]。例如, 与城镇家庭相比, 数字金融反而降低了农村家庭获得生产信贷的可能性, 并挤出了其消费信贷规模^[34]。同时, 相较于传统金融, 数字普惠金融对用户的数字素养与技能提出了更高要求。那些数字能力较弱的群体难以充分享受金融科技带来的红利, 逐渐被排除在现代金融体系之外, 从而加剧了金融排斥。这一现象反映出数字普惠金融的理想与其实际技术可及性、应用能力之间存在落差^[35, 36]。

数字普惠金融的马太效应还可通过其累积循环机制进一步放大。优势群体往往能够更早、更便捷地获取金融服务, 从而占据财富积累的先行优势^[10], 进而获取远超其他群体的超额收益^[37]。例如, Frost 等^[32]基于意大利 1991—2016 年的家庭数据, 研究发现金融科技虽然在整体上提高了家庭的金融财富和投资回报, 但收益高度集中于最富有的前 10% 的群体, 且随财富分位数上升显著增强。与此类似, 张金林等^[38]也指出, 数字普惠金融对中国家庭共同富裕的促进作用在财务杠杆较低或偿债能力较强的家庭中更为明显, 而对高杠杆或偿债能力弱的家庭的改善效果有限。

二、理论模型与研究假设

本文在参考 Lusardi 等^[39]与周雨晴、何广文^[40]的分析框架的基础上, 构建双家庭跨期决策模型, 揭示数字普惠金融对财富不平等的非线性影响机制。假设家庭在第 t 期获得收入, 将其分别用于消费和投资, 并在第 $t+1$ 期获得相应回报, 即有式(1)(2):

$$Y_t = C_t + I_t \quad (1)$$

$$W_{t+1} = I_t(1 + \gamma) + \ln(\theta + 1)[\ln(D + 1) - kD] \quad (2)$$

其中, Y_t 表示第 t 期的收入, C_t 和 I_t 分别表示消费和投资(包括金融和非金融资产投资)。家庭在第

$t+1$ 期的总资产 W_{t+1} 为以下两部分之和: 一是不考虑数字普惠金融的投资收益与本金 $[I_t(1+\gamma)]$, 其中 γ 是投资回报系数 ($\gamma \geq -1$)^②。二是家庭利用数字普惠金融所获得的额外收益, 其表达式为 $\ln(\theta+1)[\ln(D+1)-kD]$ 。其中, D 表示数字普惠金融发展水平 ($D \geq 0$), $\ln(D+1)$ 代表其带来的投资收益, 用对数形式以捕捉该收益随数字普惠金融发展水平提高而边际递减的特征; kD 表示家庭参与数字普惠金融所需承担的时间和货币成本, k 为综合成本系数, 满足 $0 < k < 1$ 。除此之外, 家庭的信息获取能力 θ ($\theta \geq 0$) 会提高数字普惠金融带来的投资收益。一般而言, 信息获取能力越强, 家庭从数字普惠金融中获得的净收益就越多。但这种增强效应同样遵循边际递减规律, 即随着信息获取能力的提升, 其对投资收益的促进作用逐渐减弱。为刻画这一特征, 我们在模型中采用对数函数 $\ln(\theta+1)$ 来表示。

设第 t 期的效用为 U_t 。家庭将第 $t+1$ 期获得的总财富全部用于消费, 并从两期的消费中获得效用, 其效用函数为式(3):

$$U_t = u(C_t) + \beta u(W_{t+1}) \quad (3)$$

其中, β 是折现系数 ($0 < \beta < 1$)。本文采用相对风险厌恶不变(CRRA)形式的效用函数 $u(c) = \frac{c^{1-\alpha}}{1-\alpha}$ ($0 < \alpha < 1$)。在式(1)(2)的约束下, 可用式(4)求解家庭效用最大化时的投资水平:

$$I_t^* = \frac{Y_t + [\beta(1+\gamma)]^{-1/\alpha} \ln(\theta+1)[kD - \ln(D+1)]}{1 + (1+\gamma)^{1-1/\alpha} \beta^{-1/\alpha}} \quad (4)$$

此时, 家庭在 $t+1$ 期的总财富为式(5):

$$W_{t+1}^* = \frac{Y_t + [\beta(1+\gamma)]^{-1/\alpha} \ln(\theta+1)[kD - \ln(D+1)]}{1 + (1+\gamma)^{1-1/\alpha} \beta^{-1/\alpha}} (1+\gamma) - \ln(\theta+1)[kD - \ln(D+1)] \quad (5)$$

为考察数字普惠金融发展对财富不平等的影响机制, 我们引入两个家庭, 分别记作家庭 A 和家庭 B。两个家庭拥有相等的初始收入和投资水平, 唯一不同的是二者的信息获取能力, 这一差异导致他们在第 $t+1$ 期的总财富也不同。财富差距是两个随机家庭的财富差值, 因此不论假设哪个家庭信息获取能力更高, 都将得到相同结论。不妨将两个家庭的信息获取能力 θ_A 和 θ_B 分别表示为 $\theta^0 + a$ 和 $\theta^0 - b$, 其中 θ^0 为社会平均信息获取能力水平, $a > 0$, $b > 0$, 因此有 $\theta_A > \theta_B$ 。总财富分别记作 W_{t+1}^A 和 W_{t+1}^B 。

我们用两个家庭的财富之差来定义财富相对不平等程度 G_{t+1} , 即 $G_{t+1} = W_{t+1}^A - W_{t+1}^B$ 。 G_{t+1} 的绝对值越大, 表示两个家庭之间的财富差距越大。

由式(4)(5)可得均衡时的财富相对不平等程度:

$$G_{t+1}^* = W_{t+1}^{*A} - W_{t+1}^{*B} = \frac{\ln(D+1) - kD}{1 + (1+\gamma)^{1-1/\alpha} \beta^{-1/\alpha}} \ln\left(\frac{\theta^0 + a + 1}{\theta^0 - b + 1}\right) \quad (6)$$

由式(6)可得 G_{t+1}^* 关于 D 的一阶偏导与二阶偏导:

$$\frac{\partial G_{t+1}^*}{\partial D} = \frac{\ln\left(\frac{\theta^0 + a + 1}{\theta^0 - b + 1}\right)}{1 + (1+\gamma)^{1-1/\alpha} \beta^{-1/\alpha}} * \frac{1 - (D+1)k}{D+1} \quad (7)$$

$$\frac{\partial^2 G_{t+1}^*}{\partial D^2} = \frac{\ln\left(\frac{\theta^0 + a + 1}{\theta^0 - b + 1}\right)}{1 + (1+\gamma)^{1-1/\alpha} \beta^{-1/\alpha}} * \frac{-1}{(D+1)^2} \quad (8)$$

由式(6)(7)(8)可以得到财富不平等与数字普惠金融发展的“倒 U”形关系(图 1)。

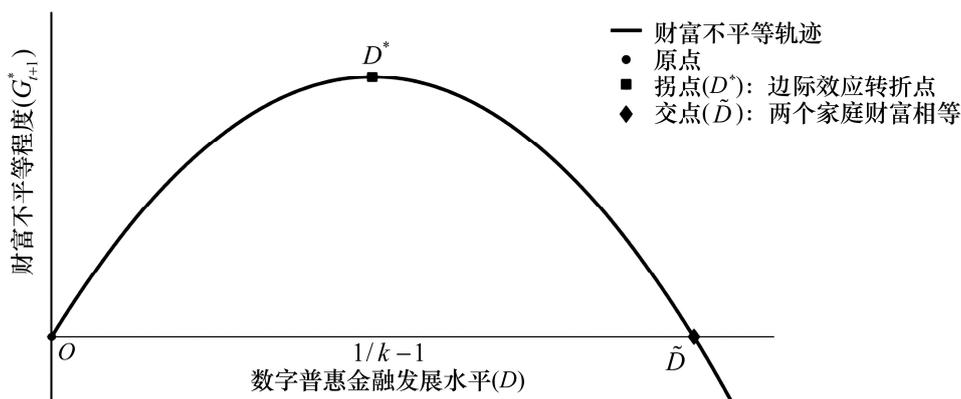


图1 数字普惠金融与财富不平等关系图

(1) 数字普惠金融 $D=0$ 时, $G_{t+1}^* = W_{t+1}^A - W_{t+1}^B = 0$, 表明家庭 A 和家庭 B 富裕程度相同。随着数字普惠金融的发展, 在区间 $0 < D < \frac{1}{k} - 1$ 内, 有 $G_{t+1}^* > 0$, 且一阶导数 $\frac{\partial G_{t+1}^*}{\partial D} > 0$, 二阶导数 $\frac{\partial^2 G_{t+1}^*}{\partial D^2} \leq 0$ 。这意味着家庭 A 比家庭 B 富有, 并且财富不平等程度 G_{t+1}^* 随着 D 的提高而加剧, 但是加剧的速度在放缓。这是由于数字普惠金融在发展初期具有较强的边际投资效应。此时, 信息获取能力较强的家庭不仅能够从普惠性中获得更大收益, 同时所需承担的参与成本增长相对缓慢。此外, 相较于信息获取能力较弱的家庭, 高信息获取能力家庭的净参与成本更低。这不仅使其财富积累更具优势, 还导致两类家庭间的财富差距随着数字普惠金融的推进而进一步扩大。这一扩大趋势在 $D = \frac{1}{k} - 1$ 时达到极值, 此时一阶导数 $\frac{\partial G_{t+1}^*}{\partial D} = 0$, 标志着财富不平等程度扩大至顶峰。

(2) 随着数字普惠金融的持续发展, 当 $\frac{1}{k} - 1 < D < \tilde{D}$ 时, 有 $G_{t+1}^* > 0$, 家庭 A 依然比家庭 B 富有, 并且 $\frac{\partial G_{t+1}^*}{\partial D} \leq 0, \frac{\partial^2 G_{t+1}^*}{\partial D^2} \leq 0$ 。这说明, 随着 D 的增加, G_{t+1}^* 不断降低, 家庭 A 和家庭 B 的财富差距由扩大转为缩小, 且缩小的速度在放缓。这是因为, 随着数字普惠金融发展的深入, 由于普惠性具有边际递减性, 原来信息获取能力较弱的家庭也开始享受到数字普惠金融的普惠利益, 从而开始稳步追赶。因此两个家庭之间的财富差距会缩小。这一缩小趋势在 $D = \tilde{D}$ 时停止, 其中 \tilde{D} 为满足 $\ln(D+1) = kD$ 的数字普惠金融发展水平, 易证 $\tilde{D} > \frac{1}{k} - 1$, 此时有 $G_{t+1}^* = 0$, 即家庭 A 和家庭 B 财富水平相等。

(3) 当数字普惠金融发展超过阈值, $D > \tilde{D}$ 时, 有 $G_{t+1}^* < 0$, 表明信息获取能力较弱的家庭 B 反而超过了信息获取能力较强的家庭 A。这意味着若数字普惠金融过度发展, 财富不平等曲线会进入负值区间, 原有的财富优势会发生逆转。这可能是由于过度金融化带来的参与成本超过了其收益。鉴于我国目前仍处于数字普惠金融普惠性的红利期, 家庭普遍受益于数字普惠金融带来的多方面积极影响, 因此本文只考虑 $0 < D < \tilde{D}$ 区间内的情形。基于上述理论推导, 本文提出假设 1。

假设 1: 数字普惠金融发展与财富不平等之间存在“倒 U”形关系。

接下来考察信息获取能力在数字普惠金融发展影响财富不平等中的作用, 对式(7)求 θ^0 的偏导, 可得:

$$\frac{\partial \left(\frac{\partial G_{t+1}^*}{\partial D} \right)}{\partial (\theta^0)} = \frac{1}{1 + (1 + \gamma)^{1-1/\alpha} \beta^{-1/\alpha}} \frac{1 - (D+1)k}{D+1} \left(\frac{1}{\theta^0 + a + 1} - \frac{1}{\theta^0 - b + 1} \right) \quad (9)$$

由式(9)易证:

(1) 当 $0 < D < \frac{1}{k} - 1$ 时, $\frac{\partial \left(\frac{\partial c_{t+1}^*}{\partial D} \right)}{\partial (\theta^0)} < 0$, 表明在数字普惠金融发展初期, 信息获取能力在数字普惠

金融与财富不平等的关系中起到了负向影响作用, 即信息获取能力的增强会削弱数字普惠金融对财富不平等程度的扩大效应。其原因在于, 信息获取能力的增强促进了金融知识和新型金融工具信息向弱势群体的传播, 使得部分具备一定数字素养的个体能够更早识别、理解并利用这些金融机会。尽管弱势群体整体上仍处于追赶状态, 但信息获取能力的增强显著降低了他们被完全排除在数字普惠金融红利之外的可能性, 从而降低了数字普惠金融在发展初期加剧财富不平等的作用强度。

(2) 当 $\frac{1}{k} - 1 < D < \tilde{D}$ 时, $\frac{\partial \left(\frac{\partial c_{t+1}^*}{\partial D} \right)}{\partial (\theta^0)} > 0$, 表明随着数字普惠金融的发展, 信息获取能力也会削弱

其缩小财富差距的作用。在这一阶段, 数字普惠金融的普惠性逐渐增强, 弱势群体普遍受益并开始追赶优势群体。然而, 较强的信息获取能力有助于优势群体维持其竞争地位。他们凭借更强的信息处理与运用能力, 能够持续获取前沿市场信息、优化资产配置, 并参与更复杂的金融产品投资, 从而延缓财富增长的边际递减趋势。这种“能力溢价”使优势群体在普惠性扩散过程中仍能保持相对优势, 从而削弱了数字普惠金融在后期缩小财富差距的效果。由此, 我们提出假设 2。

假设 2: 信息获取能力降低了数字普惠金融对财富不平等的影响强度, 平缓了二者之间的“倒 U”形关系。

三、数据、变量与计量模型

(一) 数据来源

为了探究数字普惠金融的发展对家庭财富不平等的影响, 本文主要使用三部分数据: 第一, 中国家庭追踪调查(CFPS)数据。选取 2014—2022 年的调查样本, 通过户主匹配家庭与个人信息, 并剔除变量缺失、异常及户主年龄小于 16 岁的样本。第二, 北京大学数字金融研究中心发布的数字普惠金融指数^[26]。采用地级市层面的总指数及其覆盖广度、使用深度和数字化程度三个分指标。第三, 《中国城市统计年鉴》。提取各地级市人均生产总值与金融机构贷款额以控制地区特征。将上述数据进行合并, 最终得到一个包含 29 127 个家庭观测值的非平衡面板数据集。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

本文的被解释变量为家庭层面的相对财富不平等。参照既有研究^[7, 41], 我们使用 CFPS 中的家庭净资产衡量财富, 并得到人均财富值。对该变量进行上下 1% 的缩尾处理以排除异常值。在此基础上, 借鉴谭卓敏等^[27]的做法, 采用 Kakwani 相对剥夺指数测度财富不平等。该指数的取值在 0 到 1 之间, 数值越高表示该家庭在财富分配中所处地位越不利, 相对剥夺感越强。具体地, 本文以时间和地级市为参照对象, 令 K 代表一个群组, 群组内包括 n 个家庭, y_i 为某家庭的人均财富值, 将群组 K 内的家庭人均财富值按照升序进行排列, 然后通过比较每个家庭人均财富值与其之上家庭人均财富值的差距, 加权计算得到每个家庭的相对剥夺指数。Kakwani 指数的计算公式为式(10)。

$$RD(y, y_i) = \frac{1}{n\mu_Y} \left[\sum_{j=i+1}^n (y_j - y_i) \right] = r_{y_i}^+ \left[\frac{\mu_{y_i}^+ - y_i}{\mu_Y} \right] \quad (10)$$

其中, μ_Y 是群组 K 中所有被调查样本人均财富的平均值, $\mu_{y_i}^+$ 是群组 K 中平均财富超过 y_i 的被调查样本人均财富的平均值, $r_{y_i}^+$ 是群组 K 中人均财富超过 y_i 的样本数占总样本数的百分比。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量是数字普惠金融指数, 同时还选取了“数字普惠金融覆盖广度(B)”“数字普惠金融使用深度(P)”和“数字普惠金融数字化程度(D)”三个一级子指标。

3. 控制变量

本文分别从户主个人、家庭和地区三个层面选取可能直接或间接影响家庭财富的变量进行控制。在个人层面, 研究表明, 性别(G)、年龄(A)、受教育程度(E)、婚姻状况(M)和健康水平(H)等是影响家庭财富的重要因素。同时, 为了捕捉年龄的非线性效应, 本文另外加入了年龄的平方项。在家庭层面, 家庭户籍类型(U)、规模(S)、家庭年龄结构(O)等也是影响家庭决策和财富水平的重要变量^[29, 42]。最后, 在地区层面, 参照易行健和周利^[43]的设置, 选取家庭所在地级市的人均 GDP(R)与金融发展水平(F)作为控制变量。具体的变量定义和描述如表 1 所示。

表 1 变量描述性统计

变量名称	变量定义	N	最小值	最大值	均值	标准差
Y	Kakwani 相对剥夺指数	29 127	0.01	1	0.54	0.28
X	数字普惠金融总指数/100	29 127	1.05	3.61	2.15	0.53
B	数字普惠金融覆盖广度/100	29 127	1.03	3.92	2.11	0.58
P	数字普惠金融使用深度/100	29 127	0.72	3.49	2.03	0.55
D	数字普惠金融数字化程度/100	29 127	1.41	3.39	2.53	0.53
A	户主年龄	29 127	16	95	52.22	13.28
E	户主受教育年限	29 127	0	22	8.04	4.45
G	户主性别(男=1)	29 127	0	1	0.53	0.49
M	户主婚姻状况(已婚=1)	29 127	0	1	0.86	0.33
H	户主健康状况(健康=1)	29 127	0	1	0.66	0.47
U	家庭户籍情况(城市=1)	29 127	0	1	0.49	0.49
S	家庭成员人数	29 127	1	17	3.62	1.77
O	家庭老年(60 岁以上)人数占比	29 127	0	1	0.28	0.37
R	人均地区生产总值对数	29 127	9.13	12.60	10.78	0.76
F	地区金融发展水平 (地区金融贷款额/地区生产总值)	29 127	0.72	8.78	3.17	1.43

(三) 计量模型

为了检验数字普惠金融发展与财富不平等之间的非线性关系是否存在, 本文在回归模型中加入了数字普惠金融发展的平方项, 以捕捉数字普惠金融发展与财富不平等的“U”形或“倒 U”形关系。

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 X_{jt} + \beta_2 X_{jt}^2 + \gamma C_{ijt} + \delta Z_{jt} + \Omega_i + \Phi_t + \varepsilon_{ijt} \quad (11)$$

式(11)中, Y_{ijt} 代表 j 地区 i 家庭 t 期的财富相对剥夺水平, X_{jt} 代表 i 家庭所在地级市的数字普惠金融发展水平。 C_{ijt} 为户主层面和家庭层面的控制变量, 而 Z_{jt} 为地区层面的控制变量。 Ω_i 代表家庭固定效应, Φ_t 代表时间固定效应, ε_{ijt} 代表随机扰动项。

为了进一步检验上文提出的关于信息获取能力(M_{ijt})如何影响数字普惠金融发展与财富不平等之间关系的假设, 扩展式(11), 使其包含数字普惠金融发展与信息获取能力之间的相互作用以及数字普

惠金融发展平方和信息获取能力之间的相互作用，如式(12)所示。

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 X_{ijt} + \beta_2 X_{ijt}^2 + \beta_3 M_{ijt} + \beta_4 X_{ijt} * M_{ijt} + \beta_5 X_{ijt}^2 * M_{ijt} + \gamma C_{ijt} + \delta Z_{ijt} + \Omega_i + \Phi_t + \varepsilon_{ijt} \quad (12)$$

四、数字普惠金融发展与财富不平等：实证结果

(一) 基准回归

本部分采用双重固定效应面板回归检验数字普惠金融的发展对家庭财富不平等的影响。基准回归结果见表2。结果显示，数字普惠金融的一次项系数显著为正，二次项系数显著为负。根据表2列(4)

表2 数字普惠金融发展与财富不平等：基准回归分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
X	0.187*** (0.045)	0.195*** (0.045)	0.196*** (0.044)	0.234*** (0.045)
X^2	-0.027*** (0.006)	-0.029*** (0.006)	-0.028*** (0.006)	-0.031*** (0.006)
A		-0.018** (0.007)	-0.015** (0.007)	-0.015** (0.007)
A^2		0.0001*** (0.000)	0.0001*** (0.000)	0.0001*** (0.000)
E		-0.011*** (0.003)	-0.011** (0.003)	-0.010*** (0.003)
G		-0.0002 (0.119)	0.005 (0.122)	0.011 (0.123)
M		-0.016 (0.011)	-0.001 (0.011)	-0.001 (0.011)
H		-0.016*** (0.004)	-0.016*** (0.004)	-0.016*** (0.004)
U			-0.039*** (0.011)	-0.040*** (0.010)
S			-0.021*** (0.002)	-0.021*** (0.002)
O			0.016** (0.008)	0.016* (0.008)
R				0.006 (0.014)
F				0.016** (0.003)
<i>Constant</i>	0.277*** (0.072)	1.046*** (0.390)	1.055*** (0.381)	0.876** (0.410)
时间固定效应	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是
观测值	29 127	29 127	29 127	29 127
R^2	0.699	0.700	0.703	0.704

注：括号内为聚类到家庭层面的标准误；***、**、*分别表示相关系数通过1%、5%、10%水平的显著性检验。

系数计算出的极值点为 3.57, 而表 1 显示 X 的取值范围为 [1.05, 3.61], 极值点在数据范围内^③。因此本文认为数字普惠金融与财富不平等存在“倒 U”形关系, 假设 1 得证。造成这一现象的原因可能是, 在数字普惠金融发展初期, 数字基础设施与服务信息常率先覆盖高收入群体和发达地区, 低收入及偏远地区家庭则面临着较高的信息接入壁垒。即便部分弱势群体能够接触到信息, 其有限的数字技能与金融素养也制约着其信息转化为实际收益的能力。由此形成的信息能力不对称使得高收入群体得以借助数字工具扩大财富优势, 而弱势群体则陷入“信息鸿沟”, 拉大了财富差距。随着数字普惠金融进入成熟阶段, 移动互联网与数字基础设施的普及大幅降低了信息成本, 使金融服务能够渗透至长尾群体。同时, 金融教育的开展增强了弱势群体的信息处理与应用能力, 使其能更有效地利用数字工具进行资源配置、风险分散乃至创业, 从而逐步缓解了先前的不平等状况。

此外, 表 2 结果显示: 在个体层面, 户主年龄对财富不平等呈现显著的“U”形影响, 符合财富积累的生命周期特征; 户主受教育程度与财富不平等负相关, 这可能源于教育增强了家庭的信息获取与应用能力; 户主健康状况改善也有助于降低财富差距, 反映出健康人力资本的重要性。同时, 城市家庭的财富不平等程度低于农村家庭。在家庭层面, 家庭规模扩大有助于降低财富差距, 而老年人口占比提高则可能加剧财富差距。地区控制变量对财富不平等的影响不显著。

(二) 内生性分析

对式(11)的估计可能存在内生性问题: 一方面, 财富不平等程度较高的地区可能存在不利于数字普惠金融发展所需的包容性环境, 导致反向因果问题; 另一方面, 地方政策等因素也可能同时影响财富不平等程度和数字普惠金融发展水平, 造成遗漏变量偏误。为了克服可能的内生性问题, 本文使用份额移动法(shift-share design)构造数字普惠金融发展的工具变量。这一方法的基本思想是将总体的变化分解为不同组的变化部分, 并根据各组在总体中的暴露程度进行加权。本文参照赵奎等^[44]的具体做法, 首先以 2013 年(本文研究时期的前一年)作为初始年份 t_0 , 选取该年份与本文所研究时期的数字普惠金融三个一级子指标的省级层面数据, 并分别计算出每年的全国平均水平。随后, 针对这三个一级子指标, 计算第 t 年全国平均水平相对于初始年份 t_0 的增长率(G_{bjt} 、 G_{pjt} 和 G_{djt})。最后, 选取初始年份 t_0 的数字普惠金融三个一级子指标的市级层面数据, 根据增长率计算各年的相应水平, 并依据 54%、29.7%和 16.3%的权重合成最终工具变量^[26]。通过份额移动法构造出来的工具变量可以表示为式(13)。

$$X_{IV_{jt}} = [B_{jt_0} \quad P_{jt_0} \quad D_{jt_0}] \begin{bmatrix} (1 + G_{bjt}) * 54.0\% \\ (1 + G_{pjt}) * 29.7\% \\ (1 + G_{djt}) * 16.3\% \end{bmatrix} \quad (13)$$

本文采用份额移动法构建的工具变量 X_{IV} 是有效的。首先, 该工具变量的第一个组成部分——数字普惠金融的初始份额——直接影响后续时期数字普惠金融的发展水平, 满足相关性要求。由于数字普惠金融的初始份额不随时间变化, 我们引入第二个组成部分, 即各数字普惠金融子指标的全国增长率, 该增长率对单个地级市而言属于外生宏观冲击, 理论上仅能通过影响当地数字普惠金融发展水平进而作用于财富不平等, 从而满足外生性条件。本文进一步参考 Rajan 和 Zingales^[45]的方法, 构造了数字普惠金融发展平方项(X^2)的工具变量(X_{IV^2})。

表 3 列(3)的结果显示, 在考虑了内生性之后, 数字普惠金融对财富不平等的“倒 U”形影响依旧成立, 结果在 1%的水平下显著。此外, 对于原假设“工具变量识别不足”的检验, 表 3 列(1)显示 Kleibergen-Paap rk LM 统计量 p 值为 0.000, 显著拒绝原假设; 在工具变量弱识别的检验中, Kleibergen-

Paap rk 的 Wald F 统计量大于 Stock-Yogo 弱识别检验 10%水平上的临界值。总体而言,以上检验说明我们选取工具变量的合理性。

表3 数字普惠金融发展与财富不平等:工具变量检验

变量	X (1)	X^2 (2)	Y (3)
X_{IV}	-0.003*** (0.000)		0.391*** (0.067)
X_{IV}^2		0.190*** (0.001)	-0.049*** (0.008)
控制户主特征	是	是	是
控制家庭特征	是	是	是
控制地区特征	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
Kleibergen-Paap rk LM	0.000 0		
Kleibergen-Paap Wald rk F	4 599.95		
R^2	0.994	0.993	0.016

注:括号内为聚类到家庭层面的标准误;***、**、*分别表示相关系数通过 1%、5%、10%水平的显著性检验。

(三) 稳健性检验

1. 替换解释变量与被解释变量

首先,参考杨慧梅和江璐^[46]的做法,采用主成分分析法重新构建数字普惠金融综合指数(Df),以检验指标构建方法的影响[表4列(1)]。其次,为降低对单一数据源的依赖,参照苏桂芳等^[47]的做法,利用百度搜索指数构造地级市数字金融发展指数进行检验[表4列(2)]。最后,将财富相对剥夺指数的计算范围由地级市扩展至省级层面,以考察不同层级分组对结果的影响[表4列(3)]。

表4 稳健性检验回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
X	0.011* (0.006)	0.174*** (0.044)	0.223*** (0.044)	0.218*** (0.051)	0.236*** (0.057)	0.283*** (0.059)
X^2	-0.004*** (0.001)	-0.067*** (0.013)	-0.025*** (0.006)	-0.028*** (0.008)	-0.035*** (0.008)	-0.064*** (0.009)
控制户主特征	是	是	是	是	是	是
控制家庭特征	是	是	是	是	是	是
控制地区特征	是	是	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	29 127	29 127	29 127	26 389	20 336	18 727
R^2	0.704	0.704	0.699	0.701	0.695	0.734

注:括号内为聚类到家庭层面的标准误;***、**、*分别表示相关系数通过 1%、5%、10%水平的显著性检验。

2. 剔除特殊样本

为排除特殊样本的干扰, 本文进行了如下检验: 剔除北京、天津、上海、重庆四个直辖市, 以避免其特殊经济地位对估计结果的潜在影响[表 4 列(4)]^[38]; 剔除户主年龄大于 60 岁的家庭, 以控制年龄增长可能带来的认知衰退与经济活跃度下降对结果的干扰[表 4 列(5)]^[48]; 剔除 2020 年与 2022 年样本, 以排除疫情的非常态冲击[表 4 列(6)]。上述检验结果均与基准回归结论一致, 表明本文结论具有稳健性。

(四) 异质性检验

1. 地区异质性

数字普惠金融的发展存在明显的区域异质性。本文对东、中、西部地区分别进行回归, 结果见表 5, 并参照吕冰洋等^[49]的方法, 通过 Chow 检验考察组间差异。结果显示, 数字普惠金融的非线性影响在地区间存在显著差异^[50](所有组间比较的 p 值均小于 0.05)。具体而言, 其影响在东部和西部地区更为显著, 这分别体现了发达地区“市场驱动”的优势(依托完善的基础设施)与欠发达地区金融科技的“包容性”特征^[27]。

表 5 地区异质性

变量	东部	中部	西部
X	0.273*** (0.066)	0.200* (0.110)	0.351*** (0.101)
X^2	-0.046*** (0.009)	0.006 (0.017)	-0.088*** (0.017)
控制户主特征	是	是	是
控制家庭特征	是	是	是
控制地区特征	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
观测值	12 768	9 169	7 158
R^2	0.720	0.688	0.703
分组	东部与非东部	中部与非中部	西部与非西部
Chow 检验统计量	5.77	5.53	12.08
差异系数 p 值	0.003	0.004	0.000

注: (1)括号内为聚类到家庭层面的标准误; ***, **, *分别表示相关系数通过 1%、5%、10%水平的显著性检验。(2)系数差异 p 值根据交互项模型的 Chow 检验的估计结果计算得到。基于似无相关模型的检验与费舍尔组合检验的结果也基本类似。

2. 人群异质性

本文基于信息获取能力差异, 将样本按创业状态、收入水平与城乡户籍分组进行回归。结果显示(表 6), 数字普惠金融的非线性影响在未创业、低收入及农村家庭中更为显著。这可能是由于未创业群体更依赖普惠金融渠道突破信息壁垒, 故对其发展状况的反应更为敏感; 低收入家庭面临更严重的信贷约束与信息门槛; 而农村家庭则在信息资源与金融服务可及性上处于弱势^[51]。Chow 检验证实上述组间差异均在统计上显著。这表明数字普惠金融的核心作用在于精准赋能传统金融体系中的边缘群体, 这也为下文从信息获取能力视角进行机制检验提供了依据。

表6 人群异质性

变量	创业	非创业	高收入	低收入	城镇	农村
X	0.041 (0.191)	0.217*** (0.047)	0.189** (0.080)	0.190*** (0.072)	0.084 (0.073)	0.321*** (0.065)
X^2	0.017 (0.027)	-0.032*** (0.006)	-0.018* (0.009)	-0.028** (0.012)	-0.011 (0.009)	-0.042*** (0.011)
控制户主特征	是	是	是	是	是	是
控制家庭特征	是	是	是	是	是	是
控制地区特征	是	是	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	1 754	25 993	12 190	12 155	13 933	14 404
R^2	0.729	0.702	0.692	0.698	0.686	0.706
Chow 检验统计量	63.20		98.14		20.01	
差异系数 p 值	0.000		0.000		0.000	

注：(1)括号内为家庭层面的聚类标准误；***、**、*分别表示相关系数通过1%、5%、10%水平的显著性检验。(2)系数差异 p 值根据交互项模型的Chow检验的估计结果计算得到。基于似无相关模型的检验与费舍尔组合检验的结果也基本类似。

(五) 机制分析

理论分析表明，数字普惠金融对财富不平等的影响并不是线性的，其核心作用渠道在于家庭的信息获取能力。数字普惠金融通过技术革新显著降低了金融服务的物理与成本门槛，提升了形式上的“服务可得性”。然而这种可得性想要转化为实质的有效利用，高度依赖于家庭的信息获取与处理能力。数字普惠金融带来的信息优势和成本优势能够被信息获取能力较强的家庭有效整合，从而优化投资决策，加速财富积累；反之，信息获取能力较弱的家庭在数字素养、信息甄别能力或技术信任度等方面受限，难以充分捕捉数字红利，其财富增长相对缓慢，从而导致了与较强能力家庭的差距动态变化^[52]。

为从不同维度检验上述机制，本文基于“接入-使用”的经典数字鸿沟理论框架^[53]，并参考尹志超等^[54]的研究，从可及性和使用度两个维度来定义信息获取能力。

(1) 信息可及性(A_e)：采用“家庭是否上网”作为代理变量。该变量是衡量家庭能否接入数字世界、接触线上信息的先决条件，反映了信息获取的“第一道门槛”。

(2) 信息使用度(U_s)：采用“从互联网获取信息的重要程度”作为代理变量。该变量超越了简单的“是否接入”，可以衡量家庭对以互联网作为信息渠道的依赖度和使用强度，能更深入捕捉其主动获取并利用信息的能力与习惯。

机制分析结果如表7所示，列(1)~(3)的回归结果显示，数字普惠金融发展水平与信息可及性的交互项系数显著为负，而其平方项与信息可及性的交互项系数显著为正。列(4)~(6)显示，数字普惠金融发展水平与信息使用度的交互项系数显著为负，其平方项与信息使用度的交互项系数则显著为正。两组结果一致表明，信息获取能力弱化了数字普惠金融对财富不平等的影响强度，假设2得以验证。

表7 机制分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$X*A_e$	-0.182*** (0.043)	-0.174*** (0.042)	-0.167*** (0.042)			
X^2*A_e	0.034*** (0.009)	0.032*** (0.009)	0.030*** (0.009)			
$X*U_s$				-0.046*** (0.013)	-0.042*** (0.013)	-0.040*** (0.013)
X^2*U_s				0.008*** (0.003)	0.007** (0.003)	0.006** (0.003)
X	0.232*** (0.049)	0.231*** (0.049)	0.265*** (0.050)	0.268*** (0.054)	0.258*** (0.054)	0.291*** (0.055)
X^2	-0.036*** (0.008)	-0.035*** (0.008)	-0.037*** (0.008)	-0.041*** (0.010)	-0.038*** (0.010)	-0.040*** (0.010)
A_e	0.219*** (0.047)	0.209*** (0.047)	0.202*** (0.047)			
U_s				0.059*** (0.014)	0.054*** (0.014)	0.052*** (0.014)
控制户主特征	是	是	是	是	是	是
控制家庭特征	否	是	是	否	是	是
控制地区特征	否	否	是	否	否	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	29 127	29 127	29 127	29 127	29 127	29 127
R^2	0.701	0.704	0.704	0.701	0.704	0.705

注: 括号内为聚类到家庭层面的标准误; ***, **, *分别表示相关系数通过 1%、5%、10%水平的显著性检验。

五、研究结论和政策建议

研究表明, 数字普惠金融与财富不平等之间存在“倒 U”形关系: 在数字普惠金融发展初期, 由于资源分配不均和技术门槛的存在, 财富不平等可能加剧; 随着数字普惠金融的进一步普及和成熟, 其普惠性将逐渐显现, 从而有助于缩小财富差距。基于这一规律, 本文提出以下政策建议。

第一, 鉴于数字普惠金融与财富不平等之间存在“倒 U”形关系, 应在当前基础上继续支持数字普惠金融发展, 积极推动其跨越拐点, 向成熟阶段迈进。具体而言, 一方面, 应加快完善相关法律法规体系, 强化数字化借贷的风险管控, 规范客户信用评估流程, 并构建安全、透明的数字支付环境。另一方面, 政府可鼓励市场提供更多普惠性强、品类多元、质量优良的金融产品, 拓展居民金融工具的可达范围。同时, 可通过税收优惠、设立创新基金等政策手段, 降低金融科技企业的创新成本, 促进普惠金融产品的研发与升级, 从而助力数字普惠金融早日越过拐点, 进入有效改善财富分配的新阶段。

第二, 积极推动金融科技公司与传统金融机构开展合作, 解决弱势群体在融资过程中面临的金融排斥问题。例如, 传统金融机构可借助大数据分析或引入第三方信用评估体系, 更全面、精准地评估弱势群体的信贷资质。同时, 金融机构应基于不同群体的实际需求, 开发适合弱势群体和小微企业的

数字普惠金融产品,降低开户与使用门槛,并重点提升产品的适用性和可负担性,满足特定群体的真实需求,提升金融服务的覆盖效率与服务效能。

第三,通过多元化措施提升信息获取能力,解决数字普惠金融发展过程中由数字鸿沟带来的不平等问题。重点应对资源分配不均衡与技术接入障碍等问题,加快5G网络基础设施建设、降低通信资费,切实解决互联网接入“最后一公里”难题,增强金融服务的可及性。同时,政府应推动金融信息透明化,借助App、短信推送、社区讲座等渠道,增加弱势群体的信息获取方式,提升其信息检索与利用能力。尤其要加强对农村和偏远地区居民的针对性培训,通过开展专项课程、社区推广及上门指导等形式,提高其对数字普惠金融产品与服务的认知水平和操作技能。此外,还应建立健全社会保障与金融风险缓冲机制,增强家庭抗风险能力,消除因风险规避心理而产生的金融服务使用障碍。

注释:

- ① 相关数据参见国家数据局: https://www.nda.gov.cn/sjj/jgsz/jld/llh/llhldhd/0830/20240830163459256353233_pc.html, 发布日期2024年3月25日,查看日期2025年5月18日。
- ② $\gamma=-1$, $1+\gamma=0$, 代表投资完全亏损的极端情况。此时家庭财富等于家庭从数字普惠金融所获得的净收益,有 $W_{t+1} = \ln(\theta+1)[\ln(D+1)-kD]$ 。在后续理论推导部分,本文仅讨论 $\gamma>-1$ 的情况, $\gamma=-1$ 的情形不会改变理论推导的核心结论。
- ③ 依据式(11),极值点为满足一阶条件为0时数字普惠金融的值,即满足 $\partial Y/\partial X=0$, 此时有 $\beta_1+2\beta_2X=0$, 由此可求极值点 $X=-\beta_1/2\beta_2$ 。
- ④ 数字普惠金融三个分维度指标的回归结果同样稳健,与财富不平等均呈“倒U”形关系,限于篇幅,三个子维度的估计结果未在文中汇报,留存备案。

参考文献:

- [1] WAN G, WANG C, WU Y. What drove housing wealth inequality in China?[J]. *China & World Economy*, 2021, 29(1): 32-60.
- [2] 胡联合, 胡鞍钢, 徐绍刚. 贫富差距对违法犯罪活动影响的实证分析[J]. *管理世界*, 2005(6): 34-44, 171-172.
- [3] 林芳, 蔡翼飞, 高文书. 城乡居民财富持有不平等的折射效应: 收入差距的再解释[J]. *劳动经济研究*, 2014, 2(6): 152-172.
- [4] BAGCHI S, SVEJNAR J. Does wealth inequality matter for growth? The effect of billionaire wealth, income distribution, and poverty[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2015, 43(3): 505-530.
- [5] 张大永, 曹红. 家庭财富与消费: 基于微观调查数据的分析[J]. *经济研究*, 2012, 47(S1): 53-65.
- [6] DONNELLY G E, ZHENG T, HAISLEY E, et al. The amount and source of millionaires' wealth (moderately) predict their happiness[J]. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 2018, 44(5): 684-699.
- [7] 吴海涛, 秦小迪. 数字金融、家庭创业与城乡财富不平等[J]. *武汉大学学报(哲学社会科学版)*, 2022, 75(6): 121-132.
- [8] SODOKIN K, DJAFON J K, COUCHORO M K, et al. Digital transformation, financial access and discrepancies in household wealth accumulation[J]. *Cogent Economics & Finance*, 2023, 11(2): 2241700.
- [9] 何宗樾, 张勋, 万广华. 数字金融、数字鸿沟与多维贫困[J]. *统计研究*, 2020, 37(10): 79-89.
- [10] VON FINTEL D, ORTHOFER A. Wealth inequality and financial inclusion: Evidence from South African tax and survey records[J]. *Economic Modelling*, 2020, 91: 568-578.
- [11] SHEN Y, SUN A, ZHOU Z, et al. Digital finance and wealth inequality: Evidence from a big tech platform in China during the COVID-19 pandemic[J]. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2024, 83: 102226.
- [12] 尹志超, 彭嫦燕, 里昂安吉拉. 中国家庭普惠金融的发展及影响[J]. *管理世界*, 2019, 35(2): 74-87.
- [13] 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.
- [14] 张勋, 万广华, 吴海涛. 缩小数字鸿沟: 中国特色数字金融发展[J]. *中国社会科学*, 2021(8): 35-51, 204-205.
- [15] 邓辛, 彭嘉欣. 基于移动支付的数字金融服务能为非正规就业者带来红利吗?: 来自码商的微观证据[J]. *管理世界*, 2023, 39(6): 16-33, 70, 34-43.

- [16] ADUGNA H. Fintech dividend: How would digital financial services impact income inequality across countries?[J]. *Technology in Society*, 2024, 77: 102485.
- [17] 赵亚雄, 王修华. 数字金融、家庭相对收入及脆弱性: 兼论多维“鸿沟”的影响[J]. *金融研究*, 2022(10): 77-97.
- [18] 谢家智, 朱森林, 王永葵. 数字金融发展对农户收入不平等的影响研究: 基于市场化水平调节作用的分析[J]. *中南大学学报(社会科学版)*, 2024, 30(3): 99-112.
- [19] GALE W G, SCHOLZ J K. Intergenerational transfers and the accumulation of wealth[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1994, 8(4): 145-160.
- [20] PFEFFER F T, KILLEWALD A. How rigid is the wealth structure? Intergenerational correlations of family wealth[J]. *Population Studies Center, University of Michigan*, 2015.
- [21] WEI H, YANG Z. The impact of inheritance on the distribution of wealth: Evidence from China[J]. *Review of Income and Wealth*, 2022, 68(1): 234-262.
- [22] 陈漫雪, 吕康银, 王文静. 代际收入传递的经济学分析[J]. *当代经济管理*, 2016, 38(12): 73-78.
- [23] BLACK S E, DEVEREUX P J, LUNDBORG P, et al. Poor little rich kids? The role of nature versus nurture in wealth and other economic outcomes and behaviours[J]. *The Review of Economic Studies*, 2020, 87(4): 1683-1725.
- [24] PIKETTY T. *Capital in the twenty-first century*[M]. Harvard University Press, 2014.
- [25] 潘荣根, 韩兰华, 王琦. 促进共同富裕的税收政策优化研究: 基于收入分配视角[J]. *税务研究*, 2025(4): 135-140.
- [26] 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.
- [27] 谭卓敏, 陈楚娜, 柳松. 金融科技缓解农户财富不平等研究[J]. *财经研究*, 2024, 50(2): 33-46.
- [28] 张林, 曹星梅. 数字金融使用何以影响农户家庭财富: 基于中西部 5 省份 944 户农户调查数据的实证[J]. *中国农村经济*, 2024(1): 104-124, 185-186.
- [29] 刘超, 张雨柔, 李国成. 数字金融能力与家庭财富积累: 来自中国家庭金融调查的证据[J]. *计量经济学报*, 2025, 5(2): 442-462.
- [30] HOWELL S T, KUCHLER T, SNITKOF D, et al. Lender automation and racial disparities in credit access[J]. *The Journal of Finance*, 2024, 79(2): 1457-1512.
- [31] TANTRI P. Fintech for the poor: Financial intermediation without discrimination[J]. *Review of Finance*, 2021, 25(2): 561-593.
- [32] FROST J, GAMBACORTA L, GAMBACORTA R. The Matthew effect and modern finance: On the nexus between wealth inequality, financial development and financial technology[J]. *Bank of Italy Occasional Paper*, 2020 (565).
- [33] 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.
- [34] 王修华, 赵亚雄. 数字金融发展与城乡家庭金融可得性差异[J]. *中国农村经济*, 2022(1): 44-60.
- [35] AZIZ A, NAIMA U. Rethinking digital financial inclusion: Evidence from Bangladesh[J]. *Technology in Society*, 2021, 64: 101509.
- [36] EDIAGBONYA V, TIOLUWANI C. The role of fintech in driving financial inclusion in developing and emerging markets: issues, challenges and prospects[J]. *Technological Sustainability*, 2023, 2(1): 100-119.
- [37] COURNEDE B, DENK O, HOELLER P. Finance and inclusive growth[R]. *OECD Economic Policy Paper*, 2015
- [38] 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, 123.
- [39] LUSARDI A, MICHAUD P C, MITCHELL O S. Optimal financial knowledge and wealth inequality[J]. *Journal of Political Economy*, 2017, 125(2): 431-477.
- [40] 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.
- [41] KILLEWALD A, PFEFFER F T, SCHACHNER J N. Wealth inequality and accumulation[J]. *Annual Review of Sociology*, 2017, 43(1): 379-404.
- [42] 蓝嘉俊, 杜鹏程, 吴泓苇. 家庭人口结构与风险资产选择: 基于 2013 年 CHFS 的实证研究[J]. *国际金融研究*, 2018(11): 87-96.
- [43] 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.
- [44] 赵奎, 后青松, 李巍. 省会城市经济发展的溢出效应: 基于工业企业数据的分析[J]. *经济研究*, 2021, 56(3): 150-166.
- [45] RAJAN R, ZINGALES L. Financial dependence and growth[J]. *The American Economic Review*, 1998, 88(3): 559-586.
- [46] 杨慧梅, 江璐. 数字经济、空间效应与全要素生产率[J]. *统计研究*, 2021, 38(4): 3-15.

- [47] 苏栎芳, 王婷伟, 白雨露, 等. 数字金融与制造业企业供应链韧性提升[J]. 经济评论, 2025(1): 87-101.
- [48] MAZZONNA F, PERACCHI F. Ageing, cognitive abilities and retirement[J]. *European Economic Review*, 2012, 56(4): 691-710.
- [49] 吕冰洋, 陈怡心, 詹静楠. 政府预算管理、征税行为与企业经营效率[J]. 经济研究, 2022, 57(8): 58-77.
- [50] 邓晓军, 邹静, 虞孟滔. 数字普惠金融对共同富裕影响的时空分析[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2024, 30(3): 113-126.
- [51] YU S, CUI C. Difference in housing finance usage and its impact on housing wealth inequality in urban China[J]. *Land*, 2021, 10(12): 1404.
- [52] EMARA N, MOHIELDIN M. Beyond the digital dividends: Fintech and extreme poverty in the middle east and africa[J]. *Topics in Middle Eastern & North African Economies: Proceedings of the Middle East Economic Association*, 2021, 23.
- [53] VAN DIJK J A. Digital divide research, achievements and shortcomings[J]. *Poetics*, 2006, 34(4/5): 221-235.
- [54] 尹志超, 蒋佳伶, 严雨. 数字鸿沟影响家庭收入吗[J]. 财贸经济, 2021, 42(9): 66-82.

Impact of digital inclusive finance on household wealth inequality: Theoretical model and empirical analysis

WANG Jinxian¹, ZHANG Haoyu¹, HU Weizhen¹, WANG Chen²

(1. School of Business, Central South University, Changsha 410083, China;

2. School of Public Administration and Policy, Shanghai University of Finance & Economics,
Shanghai 200433, China)

Abstract: The development of digital inclusive finance presents an opportunity to narrow wealth inequality and achieve common prosperity. This study, by constructing a two-stage intertemporal model, theoretically elucidates the nonlinear relationship between digital inclusive finance and wealth inequality, and conducts an empirical test by adopting data from the China Family Panel Studies (CFPS) from 2014 to 2022. The study finds a significant “inverted U-shaped” relationship between digital inclusive finance and wealth inequality, suggesting that it may exacerbate inequality in its early stages but helps alleviate it as it further develops. Heterogeneity analysis shows that the impact of digital inclusive finance is more pronounced in the eastern and western regions, as well as among non-entrepreneurial, low-income, and rural households. Mechanism analysis reveals that information acquisition capability is an influential factor in how digital inclusive finance affects wealth inequality, with variations in this capability leading to systematic differences in the effects of digital inclusive finance. Therefore, promoting the development of digital inclusive finance and enhancing households' information acquisition capability to bridge the “digital divide” are crucial pathways for mitigating wealth inequality, assisting vulnerable groups in sharing development outcomes, and ultimately achieving common prosperity.

Key words: digital inclusive finance; wealth inequality; information acquisition; CFPS

[编辑: 郑伟, 刘咏丹]