

数字金融如何影响居民社会捐赠行为？

——基于CFPS微观数据的实证分析

鹿金龙

浙江工商大学英贤慈善学院, 浙江 杭州

收稿日期: 2025年4月4日; 录用日期: 2025年5月15日; 发布日期: 2025年5月28日

摘要

基于中国家庭追踪调查(CFPS) 2012~2022年六期面板数据, 系统考察数字金融对居民家庭社会捐赠行为的影响及其作用机制。研究发现, 数字金融发展显著提升了家庭社会捐赠意愿与捐赠规模, 该结论在工具变量法检验下依然成立。机制分析表明, 数字金融通过缓解流动性约束(收入效应)、增强社会信任(信任效应)及提升主观幸福感(幸福感效应)三重路径促进捐赠行为。异质性分析揭示, 数字金融对低学历群体具有普惠性赋能作用, 而对高学历群体因投资替代效应产生抑制性影响。研究为优化数字金融的社会治理功能、推动第三次分配与共同富裕目标协同提供了经验证据与政策启示。

关键词

数字金融, 社会捐赠, 第三次分配

How Does Digital Finance Affect Residents' Social Donation Behavior?

—An Empirical Analysis Based on CFPS Microdata

Jinlong Lu

YingXian School of Philanthropy, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou Zhejiang

Received: Apr. 4th, 2025; accepted: May 15th, 2025; published: May 28th, 2025

Abstract

Using six waves of panel data (2012~2022) from the China Family Panel Studies (CFPS), this study systematically examines the impact of digital finance on residents' social donation behavior and its underlying mechanisms. The findings reveal that the development of digital finance significantly

文章引用: 鹿金龙. 数字金融如何影响居民社会捐赠行为? [J]. 社会科学前沿, 2025, 14(5): 631-641.

DOI: 10.12677/ass.2025.145436

enhances households' willingness to donate and the scale of their donations, a conclusion that remains robust under instrumental variable tests. Mechanism analysis indicates that digital finance promotes donation behavior through three pathways: alleviating liquidity constraints (income effect), strengthening social trust (trust effect), and improving subjective well-being (happiness effect). Heterogeneity analysis demonstrates that digital finance exerts an inclusive empowering effect on low-educated groups, while it suppresses donations among high-educated groups due to investment substitution effects. This study provides empirical evidence and policy insights for optimizing the social governance functions of digital finance and advancing the synergy between the "third distribution" and common prosperity goals.

Keywords

Digital Finance, Social Donation, The Third Distribution

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

在“十四五”规划全面推进数字化转型与共同富裕目标深化的双重背景下，数字金融作为技术驱动金融包容性增长的核心引擎，正重构家庭社会参与的底层逻辑。根据中国互联网络信息中心(CNNIC)所公布的数据显示，截至2024年12月，我国网络支付用户规模达10.29亿人，占网民整体的92.8%¹。数字金融正以其低门槛、高渗透特征为居民参与社会再分配提供了技术可能。与此同时，社会捐赠作为第三次分配的关键机制，其效能提升关乎社会公平。近年来，在国家的大力支持与引导下，我国社会捐赠水平不断提升。根据中国慈善联合会发布的《2022中国慈善捐赠报告》，2020年我国社会捐赠总额达2253.13亿元，其中个人捐赠达524.15亿元，占比25.12%²。而同一时期，美国的个人捐赠总额高达3421亿美元，占社会捐赠总额的69%³。可以看出，尽管我国慈善事业取得了长足进展，但仍有巨大的发展潜力，尤其是在提升私人捐赠的积极性方面[1]。在此背景下，探究数字金融如何赋能家庭社会捐赠行为，既是回应“数字中国”战略中技术向善命题的理论需求，更是优化社会资源分配效率的实践亟需。

既有研究对数字金融与居民行为的关系已取得重要进展。一方面，数字金融通过拓宽金融服务范围，满足了更多居民的金融诉求，显著促进家庭创业[2]、提高了收入水平[3]和实现了消费升级[4][5]；另一方面，数字金融通过缓解信贷、金融可得性等资源约束，缩小了收入差距、释放了发展机会，从而促进了社会信任水平的提升[6]。可以看出，以往关于数字金融与居民行为的研究主要关注创业、收入和消费等经济性行为，对居民社会捐赠这一非经济性行为的关注较少。作为一种基于慈善目的、自愿、无偿赠与财产的活动，居民个人社会捐赠受到个体人口学特征、家庭社会经济特征和地区社会文化特征的影响[7][8]。那么在数字金融推动实现共同富裕的过程中[9]，其对居民社会捐赠行为产生了何种影响，这种影响是通过何种路径实现并进而促进了共同富裕的？少数探索性文献指出，数字金融通过增加互联网使用促进了居民的个人捐赠水平的提升[10]，但其依赖于截面数据或实验设计，难以捕捉家庭行为的动态演变。

本文基于中国家庭追踪调查(CFPS) 2012~2022年6期面板数据，综合运用固定效应模型与因果中介

¹ 参见中国互联网络信息平台：第54次《中国互联网络发展状况统计报告》。

² 2020年度中国慈善捐赠报告(精简版) - 中国慈善联合会(<http://www.charityalliance.org.cn/news/14364.jhtml>)。

³ The Indiana University Lilly Family School of Philanthropy, Giving USA 2021: The Annual Report on Philanthropy for the Year 2020, <https://www.gqiv.com/blog/giving-usa-2021>.

分析,系统检验数字金融对家庭社会捐赠的影响。相较于已有研究,本文的边际贡献体现于:理论层面,构建“技术赋能-资源再配置-社会偏好激活”框架,揭示数字金融通过流动性释放、提升幸福感与信任机制强化的三重作用路径;实证层面,利用工具变量(人均电信业务总量)缓解内生性偏误,首次量化数字金融对居民家庭捐赠的影响;实践层面,揭示数字金融的公益促进效应存在显著的受教育水平异质性:其对低学历群体的捐赠行为具有普惠性赋能作用,而对高学历群体则因投资替代效应产生抑制性影响。

2. 理论分析与研究假设

数字金融的发展可以从以下几个方面促进居民更加积极地进行社会捐赠。

第一,数字金融通过经济资源再分配与收入结构优化,为家庭社会捐赠构建了多维度的物质基础机制。研究表明,移动支付、互联网信贷等数字金融工具突破了传统金融服务的地理限制与准入壁垒,显著缓解了中低收入群体特别是农村家庭的信贷约束[3][11]。这种普惠性支持不仅激活了小微创业与经济参与机会[12],更通过刚性收入与财产性收入的协同增长[13],推动家庭可支配收入实现稳定性提升。其中,工资性收入作为核心劳动性收入渠道的强化作用尤为突出,其增长通过改善消费预期,促使家庭将经济剩余更多配置于社会公益领域[14][15]。在分配结构层面,数字金融展现出显著的“涓滴效应”:通过提高普惠金融覆盖广度和优化要素配置效率,有效弥合城乡居民收入差距[16]。当数字基础设施覆盖突破临界阈值时,中低收入群体对技术红利的吸收能力显著增强,其消费剩余逐渐向非刚性支出领域转移。这一过程通过两种机制实现:其一,数字理财工具降低投资门槛,多元化资产配置在分散财务风险的同时弱化利他行为的成本感知[17];其二,收入分配均衡化拓展了社会捐赠的预算可行集,使家庭跨期资源配置更易向公益领域倾斜[18]。

第二,数字金融通过技术赋能的信任机制重构,系统性降低了社会捐赠的信息成本与风险预期。区块链技术的资金流向追溯功能与公益平台数据可视化设计(如蚂蚁森林项目),显著增强了慈善流程的透明度,通过消除善款使用的不确定性有效缓解捐赠者焦虑。这种技术驱动的新型信任网络具有双重变革:一方面,数字支付信用评分体系(如蚂蚁信用分)将社会信任的评判标准从传统人际关系转向可量化的行为数据,通过履约能力显性化增强互惠预期;另一方面,普惠金融服务的下沉不仅提升金融可得性[13],更通过经济地位向上流动强化弱势群体对公共服务的制度性认同,进而形成对社会互助体系的深层价值共识[6]。研究显示,这种信任重构具有显著的行为激励效应:高信任度群体的捐赠参与意愿呈现指数级跃迁[17],且在数字金融渗透率较高区域形成信任溢价[19]。

第三,幸福感作为效用函数的重要参数,通过精神需求的满足引发利他偏好的自我强化。数字金融通过三条路径促进幸福感升级:一是风险保障工具的广泛应用(如普惠保险)提升了经济脆弱群体的安全感[20],推动其需求层次从生存型向归属型跃迁;二是支付便利化减少了资源获取的摩擦成本,使得家庭将稀缺注意力更多分配至社交与自我实现领域[12];三是收入不平等缓解带来的相对剥夺感下降,促进社会比较中的正向心理激励[6][17]。这种效用函数的转变进一步内化为稳定的捐赠动机,使捐赠行为产生心理溢价[21]。

根据上述分析,本文提出如下假设:

H1:数字金融的发展能促进居民更加积极地参与社会捐赠。

H2:数字金融主要通过收入效应、信任效应和幸福感效应促进居民更加积极地参与社会捐赠。

3. 研究设计

3.1. 样本选择与数据来源

本文所使用数据来自两部分数据的匹配整合:

微观家庭数据：采用北京大学中国社会科学调查中心开展的中国家庭追踪调查(CFPS) 2012年、2014年、2016年、2018年、2020年及2022年六期全国追踪数据。该调查覆盖除港澳台、新疆、西藏、青海、宁夏和内蒙古外的25个省/市/自治区，采用分层三阶段不等概率抽样方法，包含家庭问卷、个人问卷和社区问卷，可全面反映家庭经济活动特征。为匹配研究目标，本文将家庭问卷与个人问卷的相关数据按照家户识别码进行匹配，并将家庭财务回答人视为代理户主且保留年龄在16周岁以上的样本。

数字金融发展数据：选用北京大学数字金融研究中心与蚂蚁金服集团联合编制的《中国数字普惠金融指数》，该指数从覆盖广度、使用深度和数字化程度三个维度(含支付、信贷、保险等二级指标)度量地区数字金融发展水平。本文将家庭所在地级市数字金融指数与CFPS数据按照行政区划与年份匹配，并剔除关键变量缺失的数据。需要说明的是，尽管DFI指数可以在一定程度上代表数字金融的发展情况且被广泛使用，但其仍然无法完全代表实践中数字金融的发展程度，未来的研究可以使用更加科学的衡量指标。

3.2. 变量定义与测度

被解释变量：家庭社会捐赠。参考周晓剑和武翰涛[22]的研究，本文使用家庭捐赠意愿和家庭捐赠规模(家庭进行捐赠的具体数额)反映家庭的社会捐赠行为。具体而言，根据CFPS问卷中的问题“过去12个月，包括现金和实物折现(如食品、衣服等)，您家社会捐助支出是多少元？”⁴，我们使用两种方式进行衡量：1) 家庭是否进行捐赠的虚拟变量(Donate_dum)，若该家庭在当年向社会捐赠的支出大于0，则取值为1；反之则为0。2) 家庭社会捐赠支出的具体金额(Donation_num)。

解释变量：数字金融发展。使用北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团组成的课题组编制和公布的地级市数字金融指数(DFI)进行衡量，该指数使用广泛，具有一定的代表性和可靠性[23]。

控制变量：参考既有研究，本文从家庭、户主个人和地区三个层面控制可能影响研究结果的因素。其中家庭层面的控制变量包括家庭规模(family_size)人均家庭纯收入(income_per)、家庭成年劳动人口数量(adult_num)、城乡(urban)；户主个人层面的控制变量包括户主的性别(gender)、年龄(age)、年龄的平方(age²)、健康水平(health)、受教育程度(edu)、工作情况(job)、婚姻状况(marriage)；地区层面的控制变量包括人均GDP(per_gdp)、财政支出占比(gov)、城镇化水平(urbanization)。

3.3. 研究模型

本文采用如下模型实证检验数字金融发展对家庭捐赠活动的影响。

$$\text{Donation}_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \text{DFI}_{jt} + \beta \text{Controls}_{ijt} + \mu_j + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中下标*i*表示家庭，*j*表示家庭所处的城市，*t*表示年份。Donation_{ijt}为本文的被解释变量，使用捐赠意愿(Donate_dum)和捐赠规模(Donate_size)进行测度，分别表示*j*城市*i*家庭在*t*年的捐赠意愿和捐赠金额。DFI_{jt}为*j*城市*t*年的数字金融发展指数，Controls_{ijt}为家庭、户主个人和地区层面的相关控制变量。μ_j为省份固定效应，λ_t为年份固定效应，ε_{it}为误差项。针对因变量Donate_dum，由于其是二元虚拟变量，本文采用Probit模型进行回归；对于因变量Donate_size，由于其是明显的截堵数据[14]，本文采用Tobit模型进行回归。

4. 实证分析结果

4.1. 描述性统计

本研究基于48,736个有效样本对核心变量进行描述性统计，结果如表1所示。从捐赠行为特征来看，

⁴本文所使用的数据为2012年、2014年、2016年、2018年、2020年和2022年的CFPS数据，每一年问卷中关于家庭社会捐助支出的问题虽然在问法上有些许差异，但基本上都是遵循此种问法。

样本中 21.49%的个体具有捐赠行为, 捐赠金额均值约为 100.61 元, 但标准差达 766.85 元且最大值为 90,000 元, 表明捐赠金额存在显著右偏分布特征。个体特征方面, 样本性别分布相对均衡, 平均年龄 52 岁, 自评健康水平处于中等偏下, 教育程度以中学教育为主。社会经济特征显示, 58.21%的个体处于就业状态, 家庭规模平均 3.81 人, 人均年收入 22,600 元。区域特征中, 人均 GDP 均值为 55,300 元, 城镇化率 59.76%, 政府支出占比 22.65%, 反映出样本覆盖区域具有较好的经济发展水平。所有连续变量均通过方差膨胀因子检验(VIF < 10), 表明多重共线性问题可控。

Table 1. Basic statistical characteristics of major variables

表 1. 主要变量的基本统计特征

| VarName | Mean | SD | Min | Median | Max |
|---------------|----------|----------|---------|----------|----------|
| donation_dum | 0.2149 | 0.4107 | 0.0000 | 0.0000 | 1.0000 |
| donation_size | 100.6134 | 766.8519 | 0.0000 | 0.0000 | 90000 |
| DFI | 190.4450 | 69.4835 | 55.5200 | 192.6710 | 361.0660 |
| gender | 0.5301 | 0.4991 | 0.0000 | 1.0000 | 1.0000 |
| age | 52.0034 | 13.7710 | 16.0000 | 51.0000 | 95.0000 |
| age2 | 28.9539 | 14.6030 | 2.5600 | 26.0100 | 90.2500 |
| health | 2.7929 | 1.2059 | 1.0000 | 3.0000 | 5.0000 |
| edu | 1.9043 | 1.5193 | 0.0000 | 2.0000 | 9.0000 |
| job | 0.5821 | 0.4932 | 0.0000 | 1.0000 | 1.0000 |
| marriage | 0.8591 | 0.3479 | 0.0000 | 1.0000 | 1.0000 |
| family_size | 3.8053 | 1.8333 | 1.0000 | 4.0000 | 17.0000 |
| income_per | 22600 | 69000 | 0.0000 | 13100 | 6890000 |
| adult_num | 2.3246 | 1.3953 | 0.0000 | 2.0000 | 11.0000 |
| urban | 0.4942 | 0.5000 | 0.0000 | 0.0000 | 1.0000 |
| per_gdp | 55300 | 29000 | 18900 | 47100 | 190000 |
| gov | 0.2265 | 0.0853 | 0.1070 | 0.2070 | 0.4620 |
| urbanlization | 0.5976 | 0.1297 | 0.3630 | 0.5730 | 0.8930 |

注: N = 48,736。

4.2. 基准回归

表 2 报告了数字金融发展(DFI)对居民捐赠行为的基准回归结果。Probit 模型估计显示, 在未加入控制变量时, DFI 指数对 donation_dum 的边际效应为 0.0013, 且在 1%的水平上显著; 在纳入个体特征、家庭特征及区域经济变量后, DFI 的边际效应保持 0.0005 的显著正向影响, 表明数字金融发展对捐赠意愿的促进作用具有稳健性。Tobit 模型进一步揭示, DFI 对捐赠规模的影响系数在控制变量前后分别为 9.6153 和 4.9443, 且均在 1%水平上显著, 说明数字金融发展不仅提升捐赠参与概率, 还能显著扩大捐赠金额。

4.3. 内生性分析

前文中采取控制多层次因素以及双向固定效应, 虽然能在一定程度上减轻因遗漏变量所带来的内生性问题, 但由居民社会捐赠所带来的反向因果关系仍然无法避免。因此, 本文采用当地人均电信业务总

量(TTE)作为工具变量进一步克服内生性问题。电信业务的发展与数字金融的发展具有直接的相关关系,但其与居民社会捐赠行为不存在直接的相关关系,因此满足相关性和外生性的要求。由表 3 的回归结果可以看出,无论是 IVProbit 模型还是 IVTobit 模型,数字金融对于居民社会捐赠的回归系数依然显著为正。同时,外生性假设 Wald 检验结果显示 P 值分别为 0.0099 和 0.0248,均显著,表明人均电信业务总量作为工具变量是合理的。

Table 2. Benchmark regression results

表 2. 基准回归结果

| | Donation_dum | | Donation_size | |
|-------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|--------------------------|
| | Probit | | Tobit | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| DFI | 0.0013*** (0.0002) | 0.0005*** (0.0002) | 9.6153*** (1.8751) | 4.9443*** (1.4169) |
| gender | | -0.0059 (0.0043) | | -24.8844 (29.9554) |
| age | | 0.0075*** (0.0010) | | 48.2981*** (9.5495) |
| age2 | | -0.0085*** (0.0010) | | -51.6696*** (10.1504) |
| health | | 0.0042** (0.0017) | | 43.5277*** (14.5990) |
| edu | | 0.0374*** (0.0015) | | 232.0175*** (30.6087) |
| job | | -0.0058 (0.0043) | | -36.0328 (26.1035) |
| marriage | | 0.0386*** (0.0067) | | 216.8621*** (53.8066) |
| family_size | | 0.0076*** (0.0015) | | 63.5841*** (15.1462) |
| income_per | | 0.0000*** (0.0000) | | 0.0012*** (0.0004) |
| adult_num | | -0.0035 (0.0022) | | -32.1269* (17.1191) |
| urban | | 0.0640*** (0.0049) | | 386.9034*** (62.8749) |
| per_gdp | | -0.0000 (0.0000) | | -0.0019 (0.0026) |
| gov | | 0.1540 | | 475.3383 |

续表

| | | | | |
|--------------|--------|-----------|--------|------------|
| | | (0.1026) | | (672.9601) |
| urbanization | | 1.3122*** | | 5.7e+03*** |
| | | (0.1595) | | (1.1e+03) |
| Year FE | YES | YES | YES | YES |
| Province FE | YES | YES | YES | YES |
| Observations | 48,736 | 48,736 | 48,736 | 48,736 |

注：表中 probit 模型和 tobit 模型的回归结果均为边际效应，括号内为 z 值或 t 值；所有回归均在家庭层面进行聚类；*P < 0.1, **P < 0.05, ***P < 0.01。下同。

Table 3. Endogenous analysis results

表 3. 内生性分析结果

| | Donation_dum | | Donation_size | |
|-------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|
| | Probit | | Tobit | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| DFI | 0.0045*** (0.0012) | | 8.3605*** (2.2821) | |
| TTE | | 65.8595*** (1.6350) | | 65.8595*** (1.6350) |
| Controls | YES | YES | YES | YES |
| Year FE | YES | YES | YES | YES |
| Province FE | YES | YES | YES | YES |
| N | 48736 | 48736 | 48736 | 48736 |
| Wald 检验 P 值 | | 0.0099 | | 0.0248 |

4.4. 机制分析

4.4.1. 收入效应

数字金融通过有效降低居民获得金融服务的门槛，扩展了居民的收入渠道，缓解了居民的流动性约束。本文参考纪园园等[24]的研究，使用高流动性资产与家庭净收入之比是否小于 0.5 来衡量居民是否受到流动性约束(HtM)，若小于 0.5，则认为该家庭受到流动性约束，取值为 1，反之取值为 0。回归估计结果如表 4 所示，其三步回归法均显著，同时 Sobel Z 值也显著，可以看出，数字金融的发展显著降低了居民的流动性约束，进而促进了居民的捐赠意愿和捐赠规模。

4.4.2. 信任效应

为检验数字金融能够通过提升居民的社会信任继而影响其捐赠行为，本文使用 CFPS 问卷中的问题“您对陌生人的信任程度”来衡量居民的社会信任水平(ST)，得分从 0~10，分值越高表明社会信任水平越高。回归结果如表 5 所示，其三步回归法均显著，同时 Sobel Z 值也显著，数字金融的发展显著促进了居民社会信任水平的提升，进而促进了居民捐赠意愿和捐赠规模的提升。

4.4.3. 幸福感效应

为检验数字金融能够通过提升居民的幸福感继而影响其捐赠行为，本文使用 CFPS 问卷中的问题“您

觉得自己有多幸福？”来衡量居民自身的主观幸福感(Happiness)，得分从0~10分，分值越高表明幸福感越强。回归结果如表6所示，其三步回归法均显著，同时Sobel Z值也显著，数字金融发展可以显著促进居民幸福感提升，进而促进居民捐赠意愿和捐赠规模的提升。

Table 4. Analysis results of income effect mechanism
表 4. 收入效应机制分析结果

| | (1) | (2) | (3) |
|-------------|--------------------------|--------------------------|---------------------------|
| | Probit | Probit | Tobit |
| | HtM | Donation_dum | Donation_size |
| DFI | -0.00126*** (0.00018) | 0.00045*** (0.00016) | 4.62530*** (1.39698) |
| HtM | | -0.04066*** (0.00427) | -2.5e+02*** (34.08574) |
| Sobel Z 值 | | 6.294*** | 3.942*** |
| Controls | YES | YES | YES |
| Year FE | YES | YES | YES |
| Province FE | YES | YES | YES |
| N | 48,736 | 48,736 | 48,736 |

Table 5. Analysis results of trust effect mechanism
表 5. 信任效应机制分析结果

| | (1) | (2) | (3) |
|-------------|-----------------------|-------------------------|--------------------------|
| | OProbit | Probit | Tobit |
| | ST | Donation_dum | Donation_size |
| DFI | 0.00075* (0.00045) | 0.00048*** (0.00016) | 4.82889*** (1.40796) |
| ST | | 0.00449*** (0.00091) | 32.58580*** (6.99538) |
| Sobel Z 值 | | 1.995** | 1.929* |
| Controls | YES | YES | YES |
| Year FE | YES | YES | YES |
| Province FE | YES | YES | YES |
| N | 48,362 | 48,362 | 48,362 |

Table 6. Analysis results of happiness effect mechanism
表 6. 幸福感效应机制分析结果

| | (1) | (2) | (3) |
|-----|------------|--------------|---------------|
| | OProbit | Probit | Tobit |
| | Happiness | Donation_dum | Donation_size |
| DFI | 0.00217*** | 0.00043** | 5.95835*** |

续表

| | | | |
|-------------|-----------|------------|-------------|
| | (0.00052) | (0.00019) | (1.96198) |
| Happiness | | 0.00483*** | 34.16901*** |
| Sobel Z 值 | | (0.00126) | (10.66160) |
| Controls | YES | YES | YES |
| Year FE | YES | YES | YES |
| Province FE | YES | YES | YES |
| N | 26,457 | 26,457 | 26,457 |

4.5. 异质性分析

已有研究表明，由于数字工具有可及性与鸿沟，受教育程度以及金融素养会影响数字金融的效应。因此，本文按照个体受教育年限是否大于 12 年将样本分为高学历组和低学历组，以探究受教育程度对数字金融效应的影响。表 7 的异质性检验表明，数字金融对居民捐赠行为的影响存在显著的受教育水平异质性。Probit 与 Tobit 模型估计显示：在低学历组，数字金融显著促进其捐赠意愿与捐赠规模的提升；而在高学历组，数字金融对捐赠概率产生显著负向影响，捐赠规模系数虽未通过显著性检验但方向一致。这种分化可能源于数字金融的普惠性特征缓解了低学历群体的流动性约束，并通过社交网络激活其捐赠意愿；而高学历群体更倾向将数字金融资源用于理财投资，形成对慈善捐赠的替代效应。为了进一步验证投资替代效应的存在，本文以家庭持有的金融资产的总量(Finace_asset)为被解释变量，分组检验数字金融发展对于高学历人群与低学历人群的投资促进作用，结果如表 7 所示，数字金融发展指数每升高一个单位，高学历家庭持有的金融资产就增加 1018.6 元，而低学历家庭的金融资产仅增加 461.0 元，证明了投资替代效应的存在。

Table 7. Heterogeneity analysis results

表 7. 异质性分析结果

| | Donation_dum | | Donation_size | | Finace_asset | |
|-------------|--------------------------|-------------------------|-----------------------|-------------------------|---------------------|--------------------|
| | 高学历组 | 低学历组 | 高学历组 | 低学历组 | 高学历组 | 低学历组 |
| | Probit | Probit | Tobit | Tobit | xtreg | xtreg |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| DFI | -0.00150*** (0.00051) | 0.00072*** (0.00016) | -2.39427 (2.07137) | 6.24462*** (1.86196) | 1018.6** (490.6) | 461.0*** (81.2) |
| Controls | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| Year FE | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| Province FE | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| N | 5446 | 43290 | 5446 | 43290 | 5376 | 43096 |

5. 结论与启示

本文基于 2012~2022 年 CFPS 六期面板数据，系统考察了数字金融对家庭社会捐赠行为的影响及其作用机制。研究发现：第一，数字金融发展显著提升了居民社会捐赠的参与概率与捐赠规模，在控制内

生性偏误后结论依然稳健。第二,机制分析表明,数字金融通过释放流动性约束(收入效应)、增强社会信任(信任效应)及提升主观幸福感(幸福感效应)三重路径赋能家庭捐赠行为。第三,异质性分析揭示,数字金融对低学历群体的捐赠行为具有普惠性促进作用,但对高学历群体因投资替代效应产生抑制性影响。这一发现表明,数字金融的公益促进效应并非线性普适,其技术红利释放需与群体特征适配。研究结论从微观层面验证了数字金融作为“技术杠杆”在优化社会资源再分配中的潜力,为理解数字化转型背景下第三次分配的运行逻辑提供了新视角。

基于研究结论,本文提出以下政策启示:

首先,深化数字金融技术与社会公益的融合创新。依托区块链技术构建透明化公益平台,强化捐赠资金流向的可追溯性与信息披露机制,破解传统慈善的信任困境。例如,可推广腾讯公益“区块链+捐赠”模式,通过技术赋能为公众提供实时反馈,提升捐赠体验与持续性。其次,实施差异化数字金融公益激励政策。针对低学历群体,应通过简化操作界面、嵌入社交功能(如蚂蚁森林的环保捐赠互动)降低参与门槛;对高学历群体,可设计“理财+公益”复合产品(如公益主题基金),引导其金融资源向慈善领域分流,缓解投资替代效应。同时完善数字普惠金融基础设施与能力建设。加大农村及欠发达地区数字支付终端覆盖,通过“数字金融素养提升工程”增强弱势群体技术使用能力,弥合数字鸿沟对公益参与的制约。最后,构建“技术向善”的政策协同框架。将数字金融纳入社会治理工具箱,推动民政部门与金融监管机构数据共享,探索公益捐赠的税收优惠与数字信用积分联动机制,形成“经济激励-社会认同”双重驱动,助力共同富裕目标实现。

基金项目

浙江工商大学研究生科研创新基金年度科研重点项目,项目编号:ZDXM2024019。

参考文献

- [1] 张衡,张吉鹏.法治强化与家庭慈善捐赠:基于《慈善法》实施的准自然实验[J].世界经济,2025(1):211-232.
- [2] 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.
- [3] 杨伟明,栗麟,王明伟.数字普惠金融与城乡居民收入——基于经济增长与创业行为的中介效应分析[J].上海财经大学学报,2020,22(4):83-94.
- [4] 邹新月,王旺.数字普惠金融对居民消费的影响研究——基于空间计量模型的实证分析[J].金融经济研究,2020,35(4):133-145.
- [5] Li, J., Wu, Y. and Xiao, J.J. (2020) The Impact of Digital Finance on Household Consumption: Evidence from China. *Economic Modelling*, **86**, 317-326. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.09.027>
- [6] 周云波,黄祺雨.数字普惠金融与居民社会信任——基于经济公平和机会公平的双视角[J].现代经济探讨,2023(1):15-28.
- [7] 张乐,李森林.民生风险感知如何影响捐赠行为?——基于CFPS数据的实证分析[J].山东大学学报(哲学社会科学版),2023(4):72-88.
- [8] Bekkers, R. and Wiepking, P. (2010) A Literature Review of Empirical Studies of Philanthropy. *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, **40**, 924-973. <https://doi.org/10.1177/0899764010380927>
- [9] 韩亮亮,彭伊,孟庆娜.数字普惠金融、创业活跃度与共同富裕——基于我国省际面板数据的经验研究[J].软科学,2023,37(3):18-24.
- [10] Fang, X. (2023) Can Digital Finance Promote Individuals' Charitable Giving? Empirical Evidence from China. *Computers in Human Behavior*, **145**, Article 107768. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2023.107768>
- [11] 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.
- [12] 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.

-
- [13] 汪亚楠, 谭卓鸿, 郑乐凯. 数字普惠金融对社会保障的影响研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(7): 92-112.
- [14] 曾胜, 杨昉. 住房财富增多会让中国城镇家庭更加慷慨么?——基于 CFPS2018 数据的实证分析[J]. 经济社会体制比较, 2022(4): 66-77.
- [15] 朱健刚, 刘艺非, 胡小军. 中国家庭捐赠现状整体分析——基于家庭禀赋与社会结构的解释[J]. 学术研究, 2017(10): 41-50.
- [16] 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.
- [17] 祖巧, 刘渝琳. 中国家庭慈善捐赠意愿的生命周期之谜——来自中国家庭追踪调查 2010-2018 年的微观证据[J]. 山西财经大学学报, 2023, 45(1): 40-56.
- [18] 张进美, 刘武, 林良池. 家庭收支对居民慈善捐赠影响的实证分析——以辽宁省数据为例[J]. 东北大学学报(社会科学版), 2012, 14(4): 339-344.
- [19] 文雯, 潘慧. 农村贫困影响城镇家庭社会捐助?——基于 CFPS 的经验证据[J]. 上海经济研究, 2024(8): 82-96.
- [20] 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, 37(7): 92-104.
- [21] 刘铠豪, 王雪芳. 儒家文化、家庭社会捐赠与共同富裕[J]. 山东大学学报(哲学社会科学版), 2024(2): 21-35.
- [22] 周晓剑, 武翰涛. 家庭禀赋、邻里效应与捐赠动机——来自中国家庭追踪调查(CFPS)的证据[J]. 社会保障评论, 2019, 3(4): 133-145.
- [23] 黄益平, 黄卓. 中国的数字金融发展: 现在与未来[J]. 经济学(季刊), 2018, 17(4): 1489-1502.
- [24] 纪园园, 张敏, 王永水. 数字经济对居民消费的影响研究: 基于微观调查数据的实证分析[J]. 社会科学, 2024(11): 108-121+96.