

数字金融、家庭创业与城乡财富不平等

吴海涛 秦小迪

摘 要 中国城乡财富差距远高于城乡收入差距,而且正在不断扩大。数字金融特别是县域数字金融的快速发展为缩小城乡财富差距、实现共同富裕提供了契机。基于 2014 年、2016 年以及 2018 年中国家庭追踪调查(CFPS)和区县数据,研究数字金融、家庭创业与城乡财富不平等的关系,可以发现:数字金融能够有效降低城乡财富不平等,带来“数字红利”,这种效应在高财富、高学历和女性户主群体中更为明显。机制分析的结果表明,数字金融通过助力农村家庭开展农业机会型创业获取更多财富,有利于减少城乡财富差距。要充分发挥数字金融的红利作用,必须牢牢把握以下着力点:一是尽快完善农村地区数字基础设施;二是大力推进农村地区金融服务数字化与共享化;三是积极创新针对农业机会型创业的农村金融组织和产品体系,重点关注农村低财富、低学历和男性户主家庭。

关键词 数字金融;城乡财富不平等;家庭创业;创业决策;县域治理;乡村振兴;城乡差距;数字经济

中图分类号 F49;F832 **文献标识码** A **文章编号** 1672-7320(2022)06-0121-12

基金项目 国家社会科学基金重大项目(19ZDA151)

实现共同富裕是中国特色社会主义的本质要求。促进共同富裕,最艰巨最繁重的任务在农村,最大的难点在缩小城乡差距。实现城乡共同富裕需要着力解决城乡财富不平等问题。从时间上看,中国扎实推动共同富裕的阶段恰好与全球数字经济高速发展的时期相吻合。国务院印发的《“十四五”数字经济发展规划》指出,“十四五”时期,我国数字经济转向普惠共享的新阶段,要推动数字城乡融合发展。数字经济特别是数字金融的快速发展将为扎实推动共同富裕提供有力抓手。那么,如何有效利用数字金融缩小城乡财富差距,推动共同富裕?其内在机理为何?本文拟对这些问题进行探讨。

一、问题的提出

改革开放 40 多年来,经济的快速发展带来了中国家庭收入持续提升和财富稳步增长。2020 年,我国实现现行标准下绝对贫困的历史性消除。但需注意,我国城乡发展不平衡、农村发展不充分的问题仍然十分突出,农村长期落后于城市的发展格局没有明显变化。这不仅体现在城乡收入差距上,更为明显地体现在城乡财富差距中。G.Wan 等指出,中国家庭的财富差距持续拉大且显著高于收入差距,其中城乡家庭财富差距是中国财富差距的主要来源。2011 年到 2017 年期间,中国城乡人均收入比从 3.13 下降到 2.71^[1](P32-60),而城乡人均财富比从 3.8 上涨到 4.5。城乡财富差距不断拉大,加之国际政局动荡、新冠肺炎疫情肆虐、极端气候威胁等全球性挑战,中国的共同富裕之路面临前所未有的考验。

与此同时,以移动支付和网上银行为代表的数字金融迅猛发展,正在有效打破时空阻隔,为推进乡村振兴、缩小城乡财富差距、实现共同富裕提供了有力手段和重要支撑。在此背景下,以科技赋能数字金融不仅使大众创业、万众创新成为可能,强化其对农村地区家庭的包容性,能够消弭城市和农村家庭

在创业关键要素中的差距,从而减少城乡财富不平等、推动城乡共同富裕。需要注意的是,数字金融在降低创业门槛的同时,也带来了创业失败的风险,特别是对人力资本和社会资本较为匮乏的农村“草根”创业群体而言,其能否有效把握数字金融发展的机遇,进而助力城乡财富差距的缩小,仍有待探究。部分研究指出,数字金融能够促进家庭创业,特别是促进家庭创业机会均等化,带来收入的包容性增长^[2](P1557-1580)^[3](P71-86)。但此结论在财富层面是否仍然适用?作为存量的财富比作为流量的收入涵盖更丰富的信息。因此,单从收入视角考察城乡不平等还不够全面,从作为存量的财富角度出发才能更精确地衡量城乡不平等水平。进一步而言,数字金融对城乡不平等的影响机理,在收入和财富层面亦不相同,前者无法充分揭示数字金融通过影响城乡居民风险厌恶程度和投资组合所带来的城乡不平等^[4](P124-140)。此外,在数字金融影响城乡财富不平等的过程中,不同类型家庭创业扮演着怎样的角色?如何才能让处于相对弱势地位的农村群体充分把握数字金融发展带来的创业契机,解决城乡发展不平衡不充分的问题?这些重要问题亟待回答与解决。

已有的相关文献可分为两类,第一类聚焦于数字金融与不平等关系及内在机理,但尚未达成一致意见。一方面,部分学者认为数字金融存在“马太效应”,将扩大城乡收入差距^[5](P1555-1577)^[6](P114-133)。另一方面,亦有学者指出,数字金融能够惠及低收入群体,从而减少城乡收入差距^[7](P1138-1171)^[8](P14-25)^[9](P99-108)^[10](P64-75)。第二类文献重点分析数字金融对家庭创业的影响。学术界普遍认为数字金融强化了家庭创业活动,并帮助家庭提升收入^[11](P35-51, 204-205)^[12](P112-126)。总之,已有文献为本研究提供了坚实的理论与实证基础,但仍存在研究缺口:首先,已有研究多聚焦于数字金融对城乡收入不平等的影响,关注数字金融如何影响城乡财富不平等的研究较少。相较于收入,财富是理解和判断中国社会结构长远变化更为重要的视角。其次,聚焦数字金融如何通过农业创业进而影响不平等的探讨也较少。现有针对农业创业的研究表明,数字金融对非农创业和生存型创业有显著影响,对农业创业和机会型创业的影响尚不明显^[12](P112-126),但将创业简单划分为农业创业和非农创业或者生存型和机会型创业,稍显粗糙。此外,有关数字金融如何在创业系统中发挥作用从而影响城乡财富不平等的理论分析尚不深入,已有文献多直接分析数字金融影响不同类型创业的作用机制。本文认为,需要从创业动力系统出发,厘清数字金融影响家庭创业进而作用于城乡财富不平等的内在机理。最后,就实证方法和数据而言,已有文献多采用中介效应模型对影响机制进行检验,但传统的中介效应模型存在内生性,在经济学界颇受争议。此外,现有文献多基于省市级数据分析数字金融对城乡不平等的影响,但应当留意到,县域作为我国政治、经济、社会目标的基本执行单元,是城乡一体化、实现共同富裕的重要切入点,如若无法实现县域的共同富裕,就难以谈得上实现全国的共同富裕^[13](P131-137)。因此,采用区县层面数据开展研究更具现实意义。

本文试图在以下方面突破:第一,本文从理论和实证上厘清了数字金融、家庭创业和城乡财富不平等的作用机制,以丰富中国财富不平等方面的研究。第二,本文结合Saxton等创业支持行为理论,构建创业动力系统模型,分析数字金融如何通过影响家庭创业进而影响城乡财富不平等,以期增强数字金融影响家庭创业及不平等研究的理论支撑。第三,本文借鉴企业家精神理论,初步将家庭创业类型划分为两类,即满足创业者基本需求的生存型创业和具备一定发展潜力的机会型创业。根据是否属于农业领域,进一步将创业细分为农业生存型、农业机会型、非农生存型和非农机会型创业四大类,分析其在数字金融影响城乡财富不平等中所扮演的角色,以丰富中国家庭创业方面的研究成果。第四,本文试图利用因果中介效应模型解决传统中介效应模型的内生性问题。同时,本文将区县层面的数字金融数据与中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies,以下简称CFPS)数据库匹配,以期从区县层面提供新证据。

二、数字金融影响城乡财富不平等的理论分析

数字金融如何影响城乡财富不平等,究竟是鸿沟还是红利?这取决于城市家庭和农村家庭谁能从

数字金融中获益更多。同时,如何有效利用数字金融减少城乡财富不平等,则需要进一步厘清数字金融影响城乡财富不平等的内在机理。金融资源具有唯效率性特征,会在逐利的同时对部分低收入群体产生排斥,扩大财富差距^[6](P114-133)。数字技术亦由于其技能偏向性的特质,使得更具信息处理优势的群体获得更多的经济利益,扩大阶层间财富差距^[14](P79-92)。而数字技术与金融服务融合而成的数字金融则有效克服了这些局限,其借助数字的优势大大提升了金融服务的覆盖广度、利用深度和可负担程度。覆盖广度的提升减少了信息不对称性,加强了资本流动性,更有利于农村低收入群体增强金融资本并进行财富积累,降低城乡财富不平等。覆盖深度的提升则加剧了金融服务机构的竞争性,推动金融机构变革和金融效率提升,激励金融机构为不同群体尤其是农村低收入群体提供更具针对性的金融服务和产品,从而降低城乡财富不平等。可负担程度的提升则进一步降低了金融服务获取的交易成本,使得农村低收入群体能够以更为合理、可负担的成本获取金融服务,有利于其积累金融资本,优化财产结构,降低城乡财富不平等。基于以上分析,本文提出假说1。

假说1:数字金融能够降低城乡财富不平等。

数字金融能够直接影响城乡家庭经营与投资决策行为,特别是家庭创业决策行为,并最终影响城乡财富水平差距。本文参考刘伟等的做法,基于Saxton等创业支持行为理论构建创业动力系统模型,分析数字金融如何通过影响家庭创业进而影响城乡财富不平等^[15](P105-118)。根据创业动力系统模型,影响创业的结构因素包含环境诱因、创业支持行为与商业模式,且其具有闭环特征,在正、负面反馈的作用下,创业动力系统处于平衡稳定状态。较低的经济发展水平和偏远的地理位置提升了传统金融机构在农村地区提供金融服务的成本,限制了农村家庭进行生存型与机会型创业所需要的一系列条件:金融资本、人力资本、信息资本、社会资本以及风险偏好程度。数字金融通过影响创业支持行为打破了农村地区创业动力系统的平衡,为农村家庭提供金融资本、信息资本和社会资本,并帮助农村家庭提高人力资本,减轻其模糊风险厌恶程度,促使其开展生存型与机会型创业,不仅能帮助家庭提高收入,亦能为家庭提供多样化的投资组合,进一步带来财富积累。但需要注意到,生存型创业仅能帮助农村家庭初步维持生计,无法进一步缩小城乡财富差距,而具有较大规模的机会型创业则能够帮助农村家庭“拔穷根”,缩小城乡财富差距。基于此,本文提出假说2。

假说2:数字金融影响城乡财富不平等的重要机制是数字金融通过帮助农村家庭进行机会型创业,获取更多财富,从而缩小城乡财富差距。

三、探究数字金融影响城乡财富不平等的实证设计

为考察数字金融、家庭创业与城乡财富不平等的关系,本文采用最小二乘法(OLS)和工具变量法对基准模型进行回归,并利用因果中介效应模型检验影响机制。

(一)基准模型:数字金融对城乡财富不平等的影响

为考察数字金融对城乡财富不平等的影响,本文借鉴魏下海等的思路^[16](P156-169)设定如下模型:

$$\ln \text{Wealth}_{it} = \beta_0 + \alpha_1 \text{DF}_{it} + X_{it} + \pi_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\ln \text{Wealth}_{it} = \beta_0 + \alpha_1 \text{DF}_{it} + \alpha_2 \text{Rural}_{it} + \alpha_3 \text{DF}_{it} \times \text{Rural}_{it} + X_{it} + \pi_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(1)式中, i 代表家庭, Wealth_{it} 代表家庭 i 第 t 年总财富水平,为减少异方差,对其进行取对数处理,用 $\ln \text{Wealth}_{it}$ 表示。 DF_{it} 代表家庭 i 第 t 年所在区县的数字金融发展指数。(1)式中 α_1 代表数字金融对家庭财富水平的影响,为考察数字金融对城乡财富不平等的影响,在式(1)基础上加入城乡二元虚拟变量 Rural_{it} 及其与 DF_{it} 的交互项,得到式(2)。式(2)中家庭 i 所在地为农村,则 Rural_{it} 为1,否则为0。交互项系数 α_3 ,为本文重点关注对象,若 $\alpha_3 > 0$,说明在同等情况下,相较于城市,农村家庭能够从数字金融中获取更多财富,减少城乡财富不平等。同时,为克服相同区县内家庭间相关性所带来的偏误,本文使用区县层面的稳健标准误。此外,经验研究表明,户主、家庭、区县、时间等特征均会影响家庭财富水平,本文对这

几类变量进行控制,以减少估计误差。模型中 X_{it} 代表户主、家庭、区县特征, π_t 代表时间特征, ε_{it} 代表随机误差项。为区分收入与财富的差异,本文在家庭特征中控制成年人人均收入。

OLS估计可能带来反向因果问题,导致 α_3 估计值出现偏误。董直庆等指出,“民患贫,更患不均”,财富不平等对当地经济发展状况有直接影响^[17](P72-92,203),并将影响数字金融发展。因此,本文进一步利用工具变量法对(1)式进行估计,以降低反向因果造成的误差。本文借鉴张勋、柏培文等学者的做法,选用家庭所在区县与杭州市区的球面距离,作为数字金融的工具变量^[18](P48-63)^[19](P91-108)。首先,杭州市作为数字金融的起源地,数字金融发展水平在全国名列前茅,技术发展的空间溢出效应,将使得距杭州越近的区县,数字金融发展越快。因此,地理距离作为工具变量的相关性得到满足。其次,数字金融和财富不平等均无法影响地理距离这种外生变量,工具变量满足排他性约束。同时,由于数字金融随区县和年份变化,为使得工具变量具有同样特征,本文将距离变量与全国层面(除本区县)数字金融发展指数的交互项,作为具备时空动态特征的工具变量。此外,本文将距离变量和数字金融发展指数的全国均值(除本区县)与农村虚拟变量进行交互,作为区县数字金融和农村交互项的工具变量。

(二) 因果中介效应模型:家庭创业的作用

鉴于传统的中介效应模型在内生性方面颇受质疑,本文借鉴C.Dippel和C.Lin等学者的做法^[20](P613-626)^[21](P730-749),利用因果中介效应模型,检验家庭创业作为中介变量在数字金融影响城乡财富不平等中所扮演的角色。其估计思路如下:首先,基于工具变量法求得数字金融的拟合值,如式(3)和(4)所示。其中 $\widehat{DF}_{it}$ 为 DF_{it} 的拟合值, Z_{it} 代表工具变量,其余符号含义同上。然后,基于工具变量法获得式(5)及(6),其中 DF_{it} 代表条件变量, $\widehat{Mediator}_{it}$ 为 $Mediator_{it}$ 的拟合值。

$$DF_{it} = \sigma_1 Z_{it} + X_{it} + \pi_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\widehat{Mediator}_{it} = \sigma_{2a} \widehat{DF}_{it} \times Rural_{it} + \sigma_{2b} \widehat{DF}_{it} + \sigma_{2c} Rural_{it} + X_{it} + \pi_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$Mediator_{it} = \sigma_{3a} Z_{it} + \sigma_{3a} DF_{it} \times Rural_{it} + \sigma_{3b} DF_{it} + \sigma_{3c} Rural_{it} + X_{it} + \pi_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\ln Wealth_{it} = \sigma_4 \widehat{Mediator}_{it} + \sigma_{4a} DF_{it} \times Rural_{it} + \sigma_{4b} DF_{it} + \sigma_{4c} Rural_{it} + X_{it} + \pi_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

(三) 数据来源

本文数据来源于三个方面:第一,区县层面的经济指标。本文自变量——数字金融,源于北京大学数字金融研究中心的数字普惠金融指数^[22](P1401-1418)。为避免区县特征对估计结果的影响,本文对区县夜间灯光指数进行控制,该数据来源于2014年至2018年期间NPP-VIIRS夜间灯光数据。第二,工具变量的数据来源于地理信息系统。本文计算家庭所在区县与杭州的球面距离,以获取工具变量。第三,家庭特征数据来源于2014年、2016年及2018年CFPS数据库。本文选取个体、家庭、区县层面的数据,并与其他区县数据进行匹配,最终获取24132份有效样本。

(四) 变量选取与描述性统计

本文对被解释变量、核心解释变量、机制变量、控制变量的选取与描述性统计如下。

其一,被解释变量:家庭总财富。CFPS数据库中提供了去除家庭总债务的家庭总资产净值,本文借鉴靳永爱 and 谢宇的做法,将家庭净资产视作家庭总财富,将其除以家庭成年人人数,并取对数以减少异方差^[23](P3-27)。

其二,核心解释变量:数字金融。借鉴张勋等的做法,用数字普惠金融指数来衡量数字金融,选取家庭所在区县与杭州的球面距离作为区县数字金融的工具变量,将距离变量和数字金融发展指数的全国均值(除本区县)与农村虚拟变量进行交互,作为数字金融与农村虚拟变量交互项的工具变量^[11](P35-51,204-205)。

其三,机制变量:家庭创业。依据企业家精神相关理论,家庭创业可分为生存型和机会型创业,生存型创业是为满足生存需求而被迫进行的创业,机会型创业则是受企业家精神推动的创业者,为寻求商机

进行的创业^[24](P173-188)^[25](P151-166)。本文首先将家庭创业划分为生存型和机会型创业。学术界采用CFPS数据库开展的研究多将创业样本限定于个体经营或开展私营企业的家庭或个体^[26](P76-95),但须注意,此部分样本仅涵盖非农经营家庭,忽略了从事农业创业的家庭。在我国全面推进乡村振兴的大背景下,农业创业机会巨大,能够有效帮助“绿水青山”转化为“金山银山”。因此,本文将家庭创业划分为农业生存型、农业机会型、非农生存型和非农机会型创业。而CFPS数据库中尚无直接区分各类创业的指标,本文将各类创业界定如下:第一,农业创业。参照湛泳和徐乐、何婧和李庆海的思路,以与生产规模关系较为稳健的农业生产经营总成本为标准,划分农业生存型和农业机会型创业,将从事农业生产且当年投入总成本在3万元及以上的家庭视作农业机会型创业,在3万元以下的家庭视作农业生存型创业^[27](P62-75,145)^[12](P112-126)。第二,参照张萃的做法,将从事私营企业、个体工商户等工作、且工作单位规模在2人及以上的家庭视作非农机会型创业,工作单位规模仅有1人的家庭视作非农生存型创业^[25](P151-166)。

其四,控制变量。参照以往研究,本文从家庭、户主、区县及时间特征等方面选取控制变量。第一,家庭特征。家庭特征是影响家庭决策和财富水平的重要因素^[23](P3-27)。本文选取家庭经济与人口特征进行控制,主要包括家庭少儿比例、老年人比例、健康成人比例、家庭规模、家庭成人人均收入对数、家庭炫耀性消费比例等变量。此外,进一步引入家庭是否能接触互联网的虚拟变量,以控制家庭互联网因素对估计结果的影响。第二,户主特征。主要引入户主性别、入党状况、医保状况、健康状况、年龄、年龄平方项、婚姻状况和教育状况。第三,区县、时间特征。不同区县、年份的数字金融和居民财富水平存在较大差异,因此本文选取能够反映社会经济情况的区县平均夜间灯光指数,控制区县特征。进一步地,加入年份虚拟变量以控制时间特征。以上变量名称及相关说明见表1。

表1 变量定义

变量	变量名称	变量定义
因变量	ln 总财富	成年人人均家庭净资产(万元)取对数
自变量	数字金融	区县数字普惠金融指数
机制变量	农业生存型创业	从事农业经营,且当年农业生产总成本<3万元的家庭
	农业机会型创业	从事农业经营,且当年农业生产总成本>=3万元的家庭
	非农生存型创业	从事个体私营,且工作单位规模为1人的家庭
	非农机会型创业	从事个体私营,且工作单位规模>1人的家庭
控制变量	农村	0=城市,1=农村
	少儿比例	家庭少儿(16岁以下)人数占比
	老年人比例	家庭老年(60岁以上)人数占比
	健康成人比例	健康成年人人数占比
	家庭规模	家庭总人数
	ln 家庭收入	成人人均收入(万元)对数
	家庭炫耀性消费比例	家庭衣着、居住和交通通信支出占比
	家庭能否接触互联网	0=否,1=是
	户主性别	0=女,1=男
	户主入党状况	0=其他,1=中共党员
	户主医保状况	0=无医保,1=有医保
	户主健康状况	0=不健康,1=健康
	户主年龄	户主年龄
	户主年龄平方项	户主年龄平方/100
	户主婚姻状况	0=其他,1=已婚
	户主教育状况	户主受教育年限
	区县夜间灯光指数	区县平均夜间灯光强度

对家庭财富、收入变量取对数,以消除异方差,描述性统计见表2,各变量的描述性统计均处于正常范围。样本中农业生存型和农业机会型创业分别占比56%、2%,非农生存型和非农机会型创业分别占比7%、4%。这说明在农业创业方面,当前仍以门槛低、资金需求量少的农业生存型创业为主。而非农创业仅占11%,这不仅与李长生和刘西川的研究结果相一致^[28](P96-112),也与当前中国的国情相符。《中国青年创业发展报告2021》指出,当前中国家庭创业者比例较少,仅占比12.3%^[29](P85-100),而此处创业多指非农创业,并未考虑农业创业家庭,这恰好说明对农业创业的探讨有待进一步丰富。

表2 描述性统计

变量名称	均值	标准差	最小值	最大值
ln总财富	2.1	1.46	-7.6	8.3
数字金融	0.84	0.26	0.13	1.34
农业生存型创业	0.56	0.50	0	1
农业机会型创业	0.02	0.15	0	1
非农生存型创业	0.07	0.25	0	1
非农机会型创业	0.04	0.21	0	1
农村	0.57	0.5	0	1
少儿比例	0.22	0.23	0	1
老年人比例	0.24	0.34	0	1
健康成人比例	0.49	0.34	0	1
家庭规模	3.82	1.81	1	9
ln家庭收入	0.42	1.15	-9.9	6.13
家庭炫耀性消费比例	0.29	0.17	0	1
家庭能否接触互联网	0.56	0.5	0	1
户主性别	0.56	0.5	0	1
户主入党状况	0.11	0.31	0	1
户主医保状况	0.93	0.26	0	1
户主健康状况	0.60	0.49	0	1
户主年龄	52.10	13.72	14	95
户主年龄平方项	29.03	14.54	1.96	90.25
户主婚姻状况	0.86	0.35	0	1
户主教育状况	7.23	4.48	0	19
区县夜间灯光指数	15.66	19.30	0.13	63

四、数字金融影响城乡财富不平等的实证研究结果与检验

本部分首先利用OLS和工具变量法进行回归,并控制户主、家庭、区县及时间特征,再通过改变数字金融的度量方式、家庭财富的度量方式和更换工具变量等方法对实证结果进行稳健性检验。

(一) 数字金融影响城乡财富不平等的基准结果

本文利用OLS和工具变量法对式(2)进行回归,结果分别如表3列(1)和(2)所示。数字金融和农村交互项的系数在列(1)中显著为负,但在列(2)中显著为正。而数字金融和农村交互项的内生性检验对应的p值为0.000,在1%的显著水平上拒绝原假设,表明核心变量存在内生性。这与前述分析相一致,数字金融与财富不平等存在的反向因果导致OLS估计的假设前提无法得到满足,因此本文以工具变量法的估计结果为准。此外,列(2)中Wald F值远大于10,表明工具变量满足相关性要求。列(2)中工具变量法估计结果表明,交互项系数为1.787,达到5%显著性水平,说明在其他条件不变时,数字金融使得农村家庭获取更多财富。这一发现表明,数字金融确实帮助农村家庭获得了比城市家庭更大幅度的财富增长,减少了城乡财富差距,假设1得证。

表3 数字金融对城乡财富不平等影响的估计结果

变量	(1)OLS	(2)IV
	ln 总财富	ln 总财富
数字金融×农村	-0.246* (-1.83)	1.787** (2.03)
数字金融	1.623*** (4.64)	7.126*** (3.42)
农村	-0.110 (-0.81)	-1.765** (-2.43)
少儿比例	1.012*** (17.21)	0.952*** (14.74)
老年人比例	0.113** (2.22)	0.060 (1.05)
健康成人比例	0.011 (0.27)	-0.032 (-0.64)
家庭规模	-0.088*** (-10.54)	-0.069*** (-5.33)
ln 家庭收入	0.420*** (24.44)	0.364*** (14.33)
家庭炫耀性消费比例	0.274*** (4.84)	0.384*** (4.19)
家庭能否接触互联网	0.088*** (3.41)	0.016 (0.46)
户主性别	0.032 (1.36)	0.046 (1.40)
户主入党状况	0.108*** (3.40)	0.149*** (4.17)
户主医保状况	0.091** (2.48)	0.088* (1.88)
户主健康状况	0.112*** (4.37)	0.109*** (3.70)
户主年龄	0.026*** (5.10)	0.023*** (4.26)
户主年龄平方项	-0.027*** (-5.25)	-0.028*** (-5.22)
户主婚姻状况	0.070** (2.04)	0.077** (2.00)
户主教育状况	0.028*** (8.37)	0.026*** (4.08)
区县夜间灯光指数	0.012*** (4.67)	-0.008 (-1.09)
时间特征	Yes	Yes
常数项	-0.041 (-0.16)	-1.670* (-1.78)
Wald F 值	—	933.048
观测值	22773	22726

注：(1)括号中是t值，*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著水平上显著。(2)数字金融的工具变量是距离变量和数字金融发展指数的全国均值(除本区县)的交互项，数字金融和农村交互项的工具变量为距离变量和数字金融发展指数的全国均值(除本区县)与农村的交互项。

(二) 数字金融影响城乡财富不平等的稳健性检验

本部分采用改变自变量的度量方式、因变量的度量方式和更换工具变量三种方法,对回归结果的稳健性进行检验。

第一,改变数字金融的度量方式。数字金融包括覆盖广度、使用深度和数字化程度三个维度,而数字金融使用深度是影响城乡家庭能否从数字化金融服务中获取创业各类资本、进行财富积累的关键因素,因此,本部分将数字金融替换为数字金融使用深度,再基于式(2)进行估计。结果如表4列(1)和(2)所示。考虑到内生性问题,本部分仍以工具变量法的估计结果为准,列(2)中数字金融使用深度与农村交互项的系数值显著为正,Wald F值远大于10,说明工具变量有效。这进一步表明数字金融有效缩小了城乡家庭财富差距,基准回归结果具有稳健性。

第二,改变家庭财富的度量方式。考虑到数字金融主要通过影响家庭金融财富进而影响家庭总财富,本部分将家庭总财富替换为家庭金融财富,OLS和工具变量法估计的结果如表4列(3)和(4)所示,仍以工具变量估计结果为准。列(4)中数字金融和农村交互项的系数显著为正,Wald F值大于10,说明工具变量亦有效。因此,在其他条件不变时,数字金融帮助农村家庭获取了更多金融财富,从而助力城乡财富差距缩小。

第三,更换工具变量。在工具变量选择方面存在一种担忧,即并不一定与杭州距离越近,数字金融发展越快,而一般而言,家庭与所在省会的球面距离越近,其数字金融发展则可能越快。鉴于此,本文将工具变量替换为家庭所在区县与杭州的球面距离以及与省会的球面距离。OLS回归结果如表4列(5)所示,与基准回归保持一致。更换工具变量后的估计结果如表4列(6)所示,数字金融和农村交互项的系数值为显著为正。Wald F值远大于10,工具变量通过弱工具变量检验。此外,Hansen J统计量的p值大于0.10,满足外生性假设。此两类检验表明替换后的工具变量仍然有效,基准回归结果具有稳健性。

(三) 数字金融影响城乡财富不平等的异质性分析

尽管加快数字金融发展能够缩小城乡财富差距,但在不同群体中可能存在异质性作用。鉴于此,本文借鉴韦倩、徐榕和王海军、杨虎的做法^[30](P119-131)^[31](P114-129),根据家庭财富水平、户主受教育水

表4 稳健性检验估计结果

变量	(1)OLS	(2)IV	(3)OLS	(4)IV	(5)OLS	(6)IV
	ln 总财富	ln 总财富	ln 金融财富	ln 金融财富	ln 总财富	ln 总财富
数字金融使用深度×农村	-0.261*** (-2.65)	2.272* (1.88)	—	—	—	—
数字金融×农村	—	—	0.065 (0.38)	3.170** (2.33)	-0.246* (-1.83)	3.81*** (3.43)
数字金融使用深度	Yes	Yes	—	—	—	—
数字金融	—	—	Yes	Yes	Yes	Yes
农村	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
家庭特征	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
户主特征	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
区县特征	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间特征	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Wald F值	—	292.309	—	393.226	—	420.851
Hansen 检验-P值	—	—	—	—	—	0.3727
观测值	22773	22726	18250	18202	22773	22726

注:(1)括号中是t值,*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著水平上显著。(2)数字金融的工具变量是距离变量和数字金融发展指数的全国均值(除本区县)的交互项,数字金融和农村交互项的工具变量为距离变量和数字金融发展指数的全国均值(除本区县)与农村的交互项。

平以及户主性别分组回归,进行异质性分析。结果如表5所示,各列因变量均为家庭总财富对数值,采用工具变量法对各子样本进行估计,以降低反向因果带来的内生性。表5中列(1)和(2)将居民按照样本中位数划分为高财富家庭(前50%)和低财富家庭(后50%),结果表明,在高财富群体中,数字金融能够显著减少城乡财富不平等,但这种效应在低财富群体中并不显著。列(3)和(4)根据户主受教育水平,将样本划分为“小学及以下”“初中及以上”两个子样本,结果显示,在拥有初中及以上学历的群体中,数字金融能够显著帮助缩小城乡财富不平等,但这种效应在小学及以下学历的群体中并不显著。列(5)和列(6)根据户主性别,将样本划分为“男性户主”与“女性户主”两个子样本,结果表明,在女性户主群体中,数字金融能够减少城乡财富不平等,但这种效应在男性户主群体中不显著。表5所有回归的Wald F值远大于10,说明工具变量有效。以上结果表明,在高财富、高学历和女性户主等群体中,数字金融缩小城乡财富差距的作用更为明显。

表5 数字金融对城乡财富影响的异质性估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	低财富群体	高财富群体	小学及以下	初中及以上	男性户主	女性户主
数字金融×农村	-0.317 (-0.77)	3.621** (2.47)	0.904 (1.01)	2.135** (2.04)	0.874 (1.28)	3.118** (2.38)
数字金融	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
农村	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
家庭特征	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
户主特征	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
区县特征	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间特征	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Wald F 值	313.529	207.447	445.614	447.566	580.263	329.973
观测值	11731	10995	11624	10860	12777	9949

注:(1)括号中是t值,*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著水平上显著。(2)数字金融的工具变量是距离变量和数字金融发展指数的全国均值(除本区县)的交互项,数字金融和农村交互项的工具变量为距离变量和数字金融发展指数的全国均值(除本区县)与农村的交互项。

五、家庭创业视角下数字金融影响城乡财富不平等的机制检验

以上结果表明,数字金融能够减少城乡财富不平等,但其影响机制有待进一步厘清。正如理论部分所述,数字金融主要通过促进农村机会型创业帮助缩小城乡财富不平等。本文将家庭创业细分为农业生存型、农业机会型、非农生存型和非农机会型创业,利用因果中介效应模型验证其内在传导机制,估计结果如表6所示。列(1)、(5)、(7)中数字金融和农村的交互项并不显著,说明农村家庭未能因数字金融发展而产生更多的农业生存型、非农生存型和非农机会型创业。而列(3)中,数字金融和农村的交互项显著为正,说明农村家庭能从数字金融发展中获取更多农业机会型创业机会。此外,列(4)因果中介效应的系数显著为正,进一步说明数字金融能够帮助农村家庭开展农业机会型创业,由此降低城乡财富不平等。此外,列(4)中第一阶段和第二阶段的F统计量均大于10,说明工具变量有效。由此,假设2得证。

以上结果表明,数字金融的普惠性与共享性确实能够为农村家庭农业机会型创业提供更多支持,从而减少了城乡财富不平等。以蚂蚁科技集团有限公司(以下简称“蚂蚁金服”)为例,截至2018年末,其惠农服务已惠及280余万农村用户,提供的经营贷款超过2500亿元,这不仅有利于乡村振兴战略的推进,也将有利于共同富裕的实现。

表 6 基于因果中介效应模型的机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	农业 生存型 创业	ln 总财富	农业 机会型 创业	ln 总财富	非农 生存型 创业	ln 总财富	非农 机会型 创业	ln 总财富
数字金融×农村	0.341 (1.38)	—	0.180** (2.26)	—	-0.066 (-1.08)	—	-0.112 (-1.33)	—
中介效应 (中介变量:农业生存型创业)	—	0.969*** (2.81)	—	—	—	—	—	—
中介效应 (中介变量:农业机会型创业)	—	—	—	2.034*** (3.59)	—	—	—	—
中介效应 (中介变量:非农生存型创业)	—	—	—	—	—	0.934 (1.32)	—	—
中介效应 (中介变量:非农机会型创业)	—	—	—	—	—	—	—	1.148** (2.01)
数字金融	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
农村	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
家庭特征	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
户主特征	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
区县特征	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间特征	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Wald F 值	22.966	—	22.966	—	22.966	—	22.966	—
第一阶段 F 统计量(模型 3)	—	1736.762	—	1736.762	—	1736.762	—	1736.762
第二阶段 F 统计量(模型 5)	—	35.812	—	26.522	—	7.113	—	13.208
观测值	24132	22726	24132	22726	24132	22726	24132	22726

注:(1)括号中是 t 值,*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的显著水平上显著。(2)数字金融的工具变量是距离变量和数字金融发展指数的全国均值(除本区县)的交互项,数字金融和农村交互项的工具变量为距离变量和数字金融发展指数的全国均值(除本区县)与农村的交互项。

六、结论与政策建议

当前,全球面临“低增长、高差距”的百年未有之大变局,与此同时新冠肺炎疫情持续蔓延,加之极端天气常态化,中国共同富裕面临着长期且艰巨的现实挑战。而数字经济尤其是县域数字金融的快速发展降低了创新创业成本,为中国实现共同富裕提供了难得机遇。本文采用 2014 年至 2018 年期间 CFPS 数据、北京大学区县数字普惠金融指数与 NPP-VIIRS 夜间灯光数据,借助创业动力系统模型与因果中介效应模型,分别从理论与实证上考察了区县数字金融对城乡财富不平等的影响,并进一步厘清了农业生存型、农业机会型、非农生存型和非农机会型创业在其中的作用机制。研究结果表明:数字金融能够有效减少城乡财富不平等,且在高财富、高学历和女性户主群体中更为明显。其具体机制在于:数字金融帮助农村家庭获取更多农业机会型创业机会,实现财富快速增长,从而减少了城乡财富差距。现有文献多强调数字金融对生存型创业的促进作用,未发现数字金融对机会型创业影响的证据^[12](P112-126)^[32](P110-126),并多聚焦其对收入差距的影响。本文基于创业动力系统模型,发现农村机会型创业在数字普惠金融降低城乡财富不平等中扮演了重要角色。已有文献指出,生存型创业只能帮助农村低收入群体摆脱绝对贫困,维持基本生计,对乡村振兴的作用不大^[15](P105-118)。伴随着我国进入全面推进乡村振兴、扎实推动共同富裕的新发展阶段,仅靠生存型创业已无法有效解决中国城乡发展不平衡、农业农村发展不充分的问题。本文的研究结论为解决此问题提供了新思路,即搭乘县域数字金融发展的东风,大力倡导农村家庭在“家门口”开展农业机会型创业,从根本上助力乡村振兴并最终推动共同富裕的实

现。自从2018年中央一号文件提出“普惠金融重点要放在乡村”,各大银行便积极承担在乡村振兴中的职责,主动瞄准农业领域,积极与第三方搭建数据平台,创新“惠农e贷”“农贷通”等一系列农村数字金融服务与产品,满足农业机会型创业的融资需求。

研究数字金融对城乡财富不平等的影响,无论在学术价值还是在政策指向上均有重大意义。基于以上结论,本文提出以下政策建议:第一,进一步完善县域特别是农村地区数字基础设施建设。提升县域数字金融的覆盖广度,充分发挥县域数字金融对农村机会型创业的红利效应。第二,推进县域特别是农村地区金融服务网点数字化、共享化,搭建金融科技平台以收集农户信用数据、建立农户信用评分模型,着力解决农村居民因没有抵质押资产而带来的融资难、融资贵、融资慢问题,拓展县域数字金融被利用的深度。第三,丰富农村金融的组织和产品体系,针对家庭农场、农民专业合作社、农业产业化龙头企业等不同新型农业经营主体的贷款需求,设计具备不同特色的数字金融产品与服务。提高农村农业创业家庭尤其是农业机会型创业家庭金融服务的可获得性、便利性和时效性。充分发挥农村高财富、高学历和女性户主家庭利用数字金融减少城乡财富不平等的重要作用。创新针对农村低财富、低学历和男性户主家庭的数字金融产品与服务,加强数字金融的普惠性,避免农村内部的精英俘获效应。

参考文献

- [1] G. Wan, C. Wang, Y. Wu. What Drove Housing Wealth Inequality in China? *China & World Economy*, 2021, (1).
- [2] 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. *经济学(季刊)*, 2018, (4).
- [3] 张勋,万广华,张佳佳等.数字经济、普惠金融与包容性增长. *经济研究*, 2019, (8).
- [4] 易行健,李家山,张凌霜.财富不平等研究新进展. *经济学动态*, 2021, (12).
- [5] T. Lopez, A. Winkler. The Challenge of Rural Financial Inclusion-Evidence from Microfinance. *Applied Economics*, 2018, (14).
- [6] 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. *金融研究*, 2020, (7).
- [7] P. Dupas, J. Robinson. Why Don't the Poor Save More? Evidence from Health Savings Experiments. *American Economic Review*, 2013, (4).
- [8] 宋晓玲.数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验. *财经科学*, 2017, (6).
- [9] 周利,冯大威,易行健.数字普惠金融与城乡收入差距:“数字红利”还是“数字鸿沟”. *经济学家*, 2020, (5).
- [10] 范香梅,刘斌,邹克.金融包容、创业选择及收入公平分配研究. *中国软科学*, 2018, (9).
- [11] 张勋,万广华,吴海涛.缩小数字鸿沟:中国特色数字金融发展. *中国社会科学*, 2021, (8).
- [12] 何婧,李庆海.数字金融使用与农户创业行为. *中国农村经济*, 2019, (1).
- [13] 王金华,谢琼.新型城镇化与乡村振兴协同发展的路径选择与地方经验——全国新型城镇化与乡村振兴高峰论坛暨第十七届全国社科农经协作网络大会会议综述. *中国农村经济*, 2021, (12).
- [14] 宁光杰,林子亮.信息技术应用、企业组织变革与劳动力技能需求变化. *经济研究*, 2014, (8).
- [15] 刘伟,雍旻,邓睿.从生存型创业到机会型创业的跃迁——基于农民创业到农业创业的多案例研究. *中国软科学*, 2018, (6).
- [16] 魏下海,曹晖,吴春秀.生产线升级与企业内性别工资差距的收敛. *经济研究*, 2018, (2).
- [17] 董直庆,蔡啸,王林辉.财产流动性与分布不均等:源于技术进步方向的解释. *中国社会科学*, 2016, (10).
- [18] 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. *管理世界*, 2020, (11).
- [19] 柏培文,张云.数字经济、人口红利下降与中低技能劳动者权益. *经济研究*, 2021, (5).
- [20] C. Dippel, A. Ferrara, S. Heblich. Causal Mediation Analysis in Instrumental-variables Regressions. *The Stata Journal*, 2020, (3).
- [21] C. Lin, C. Ma, Y. Sun, et al. The Telegraph and Modern Banking Development. *Journal of Financial Economics*, 2021, (141).
- [22] 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. *经济学(季刊)*, 2020, (4).
- [23] 靳永爱,谢宇.中国城市家庭财富水平的影响因素研究. *劳动经济研究*, 2015, (5).
- [24] D. Audretsch, H. Grimm, C. W. Wessner. *Local Heroes in the Global Village: Globalization and the New Entrepreneurship*

Policies. Boston, M.A.: Springer, 2005.

- [25] 张萃. 什么使城市更有利于创业? 经济研究, 2018, (4).
- [26] 尹志超, 刘泰星, 王晓全. 农村收入差距抑制了农户创业吗? ——基于流动性约束与人力资本投资视角的实证分析. 中国农村经济, 2020, (5).
- [27] 湛泳, 徐乐. “互联网+”下的包容性金融与家庭创业决策. 财经研究, 2017, (9).
- [28] 李长生, 刘西川. 土地流转的创业效应——基于内生转换 Probit 模型的实证分析. 中国农村经济, 2020, (5).
- [29] 任泽平, 白学松, 刘煜鑫等. 中国青年创业发展报告: 2021. 中国青年研究, 2022, (2).
- [30] 韦倩, 徐榕. 互联网使用与信贷排斥的缓解——基于中国家庭追踪调查的数据. 武汉大学学报(哲学社会科学版), 2021, (5).
- [31] 王海军, 杨虎. 数字金融渗透与中国家庭债务扩张——基于房贷和消费的传导机制. 武汉大学学报(哲学社会科学版), 2022, (1).
- [32] 张呈磊, 郭忠金, 李文秀. 数字普惠金融的创业效应与收入不平等: 数字鸿沟还是数字红利? 南方经济, 2021, (5).

Digital Finance, Family Entrepreneurship and Urban-rural Wealth Inequality

Wu Haitao, Qin Xiaodi (Zhongnan University of Economics and Law)

Abstract Urban-rural wealth inequality, which is much higher than urban-rural income inequality, keeps widening in China. The rapid development of digital finance, especially county digital finance, provides an opportunity to narrow the urban-rural wealth gap and realize common prosperity. Based on the data from China Family Panel Survey (CFPS) and county level in 2014, 2016 and 2018, this article investigates the relationship among digital finance, family entrepreneurship and urban-rural wealth inequality. The study finds that digital finance can reduce urban-rural wealth inequality effectively and bring digital dividends, which is especially obvious in high-wealth, highly-educated and female-headed households. Mechanism analysis shows that digital finance can reduce urban-rural wealth inequality by helping rural households acquire more agricultural opportunity-based entrepreneurship so as to accumulate more wealth. To fully exploit digital finance, the following measures must be taken. First, it is necessary to improve the construction of digital infrastructure in rural areas as soon as possible. Second, it is essential to promote the digitization and sharing of financial services in rural areas. Finally, it is urgent to innovate rural financial organizations and product services aimed at agricultural opportunity entrepreneurship, and emphasis should be placed on low-wealth, low-education and male-headed households in rural areas.

Key words digital finance; urban-rural wealth inequality; family entrepreneurship; entrepreneurial decisions; county governance; rural revitalization; urban-rural gap; digital economy

■ 收稿日期 2022-01-24

■ 作者简介 吴海涛, 经济学博士, 中南财经政法大学工商管理学院教授、博士生导师; 湖北 武汉 430073;
秦小迪, 中南财经政法大学工商管理学院博士研究生。

■ 责任编辑 李 媛