

DOI: 10.13504/j.cnki.issn1008-2700.2025.02.003

共同富裕背景下数字普惠金融能否促进代际收入流动?

谷均怡¹, 李熠璇², 赵心慧³

1. 国际关系学院 经济金融学院, 北京 100091;
2. 北京师范大学 教育学部, 北京 100875;
3. 中共中央党校(国家行政学院) 社会和生态文明教研部, 北京 100091)

摘要: 新时代背景下, 着力促进代际收入流动是实现共同富裕的重要途径。基于2013年和2018年中国家庭收入调查数据, 系统考察数字普惠金融对代际收入流动性的影响及其作用机制。研究结果表明, 数字普惠金融提高了代际收入流动性, 有助于促进共同富裕。数字普惠金融主要通过促进代际职业向上流动来推动代际收入流动, 数字普惠金融的金融属性能够促进农村家庭子代从事非农职业进而帮助其实现职业向上流动。数字普惠金融提高了农村家庭、低收入家庭、低学历家庭的代际收入流动性, 有助于帮助其子代跳出“代际低收入传承陷阱”, 具有普惠性特征。数字普惠金融促进了家庭特别是农村家庭代际收入向上流动, 并且提高了农村家庭进入中高收入阶层的可能性, 有助于缩小城乡收入差距, 进而实现共同富裕。

关键词: 共同富裕; 数字普惠金融; 代际收入流动; 职业向上流动; 城乡收入差距

中图分类号: F061.3; F830.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-2700(2025)02-0031-15

一、问题提出

在全面建设社会主义现代化国家新征程上, 实现共同富裕是中国式现代化的重要特征。确保每个人都拥有平等向上流动的机会是实现共同富裕的重要前提。作为刻画社会中经济机会公平程度的指标, 代际收入流动性是指收入由父代向子代传递的程度。与静态的收入差距相比, 代际收入流动性反映了收入分配的动态变化, 是共同富裕在经济层面需要解决的一个重要问题, 对长期经济增长而言具有更为核心的意义^[1]。已有研究认为, 中国的代际收入流动性呈现下降趋势, 特别是越年轻的出生组与其父代收入的相关性越强^[2]。虽然也有研究证实了代际收入流动性正在持续改善, 但是收入的代际效应仍旧明显^[3]。如果代际收入缺乏流动性, 就意味着社会利益结构在代际间趋于固定, 通过个人努力难以实现收入向上流动, 贫富差距因而扩大, 必然导致社会不平等加剧^[4]。提高代际收入流动性, 畅通子代特别是低收入群体子代收入向上流动的通道, 是扎实推进共同富裕的应有之义。进一步地, 社会流动性的降低可能减

收稿日期: 2024-04-19; 修回日期: 2024-09-04

基金项目: 国家社会科学基金重点项目“工业智能化应用对我国贸易高质量发展的影响研究”(22AJL012); 北京市社会科学基金青年项目“北京市家庭教育对子女人力资本发展的影响及其质量提升路径研究”(23JYC014); 国际关系学院中央高校基本科研业务费专项资金资助项目“统筹发展和安全的经济学分析: 约束条件、分析框架和实现路径”(3262024T05)

作者简介: 谷均怡(1995—), 女, 国际关系学院经济金融学院讲师; 李熠璇(2002—), 女, 北京师范大学教育学部硕士研究生; 赵心慧(1995—), 女, 中共中央党校(国家行政学院)社会和生态文明教研部讲师, 通信作者。

少个体通过教育和工作提升自身经济状况的动力,从而影响宏观经济的长期增长。在中国进入“新常态”经济转型的关键阶段,保持较高的社会流动性与经济的可持续发展和中国未来摆脱“中等收入陷阱”休戚相关。

2013年11月,党的十八届三中全会通过的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》正式提出发展普惠金融,普惠金融上升至国家战略层面。近年来,随着互联网、人工智能、区块链、信息安全等新兴数字技术的发展,数字金融这一以数字技术赋能传统金融业务模式的新业态应运而生,日渐成为普惠金融的重要实现模式和手段。传统金融机构通常布局在人口和商业较为密集的区域,与之相比,数字金融能够有效降低客户准入门槛,满足低收入群体和中小微企业对金融服务的需求,因而显现出金融服务普惠的特性^[5]。同时,借助海量数据信息搜集和挖掘以及人工智能分析,数字金融可以缓解信息不对称、道德风险和逆向选择等现象,提升风险管理效率,进而提高金融服务的精准性^[6]。通过“普惠”且“精准”的金融服务,数字金融能够有效缓解金融排斥、提高金融服务可得性,进而对微观家庭经济状况产生积极影响^[6-8]。具体到本文的研究主题,数字金融能否降低代际收入弹性、促进代际收入流动?其背后的作用机制是什么?针对不同群体又是否存在差异性影响?尚未有研究对这些极具现实意义的问题进行深入剖析,厘清上述问题有助于全面系统地评估数字金融的经济效应,对探索加强数字与金融深度融合的发展新格局、保障经济社会稳定可持续发展具有重要的理论和现实意义。

本文的边际贡献主要体现在:第一,在研究问题上,本文将数字普惠金融对收入的影响从个体收入水平拓展到收入的代际流动性,着重考察数字普惠金融带来的间接影响和长期效应,拓宽了数字金融经济效应的相关领域,为以数字普惠金融为抓手推进经济高质量发展提供了重要的经验证据;第二,在研究内容上,本文从驱动因素和构成分解两个维度细致考察了数字普惠金融影响代际收入流动的作用机理,并分析了数字普惠金融影响不同社会经济地位家庭代际收入流动性的差异,从而揭示数字普惠金融促进代际收入流动可能存在的限制条件;第三,基于代际收入流动方向以及城乡收入差距的视角进一步探讨了数字普惠金融对共同富裕的影响,发现数字普惠金融促进了家庭特别是农村家庭代际收入向上流动,同时提高了农村家庭进入中高收入阶层的可能性,有助于推动共同富裕目标的实现。

二、文献综述、理论分析与研究假设

(一) 文献综述

1. 代际收入流动的经济效应及其影响因素

代际收入流动的本质是父代的收入地位对子代收入地位及经济成就的影响,较低的代际收入流动性不仅不利于经济高质量发展^[9],而且会导致父代之间的收入差距在子代间进一步放大。已有研究指出,中国的代际收入流动性有所下降^[10]。根据袁青青和刘泽云(2022)的估计,中国“70后”“80后”“90后”出生人口的收入与其父代收入的相关性呈逐渐上升趋势,“90后”的代际收入秩回归系数达到0.493^[2]。影响代际收入流动的因素复杂多样,财富资本、人力资本和社会资本是长期以来备受学术界关注的因素。基于中国家庭收入调查数据,陈琳和袁志刚(2012)发现上述三类因素对中国代际收入的解释力达到60%以上,其中代际间财富转移程度决定了子代经济收入水平的绝大部分^[11]。周兴和张鹏(2015)认为,“子承父业”现象验证了家庭背景及家庭社会关系在代际传递中扮演着重要角色^[12]。在此基础上,以教育为代表的人力资本投资一直被视为是影响代际传递的关键因素^[13],一方面,高收入的父母会对子女进行更多的人力资本投资,造成代际间经济收入差距持续存在,另一方面,高收入家庭的子女往往具有更高的受遗传或童年时期环境影响的能力天赋^[14]。此外,现有研究主要从政府财政支出^[15]、市场化进程^[16]、贸易开放^[17]、公共教育政策^[18]、产业就业扩张^[19]等方面探讨了影响代际收入流动的宏观因素。

2. 关于数字普惠金融经济效应的研究

作为经济发展的核心要素,金融在中国经济“稳中提质”中的作用非常重要。数字技术应用背景与金融发展理论相结合衍生出数字金融,但其并没有改变金融的本质和功能。金融抑制是导致贫困发生的主要原因之一^[20],数字普惠金融兼具“普惠”和“精准”的核心属性,存在一定的减贫效应。例如,梁双陆和刘培培(2019)认为数字金融通过门槛效应、减贫效应和排除效应有效收敛了城乡收入差距^[21];尹志超等(2023)发现数字普惠金融能够促进低收入家庭创业,并推动农村家庭参与非农就业,有利于缩小中国家庭的收入差距^[22];李琳等(2024)发现数字普惠金融覆盖广度和使用深度的提高可以显著促进农民增收^[23]。然而,何宗樾等(2020)却指出存在另一种可能,即数字普惠金融会促使贫困加剧,“数字鸿沟”的存在使得没有接触互联网的居民被挤占了资源,随着数字普惠金融的发展变得更加贫困^[24]。除此之外,数字普惠金融还极大地刺激了国民消费需求的提升^[25],有利于优化劳动力要素配置^[26],提升中小企业的技术地位^[27],促进区域经济均衡发展^[28]以及农村经济增长^[29]。

在研究数字普惠金融对共同富裕的影响时,已有研究主要解释了数字普惠金融如何影响静态收入不平等,如家庭收入差距^[22]、家庭财富积累^[30]、城乡收入差距以及区域收入差距^[31],忽视了收入差距的代际传递性。虽然彭澎和周力(2022)考察了中国农村数字金融发展对农户收入流动性的影响^[32],但该研究的样本仅为农村家庭,考虑到中国城乡金融资源存在较大差距且大量农村人口迁移到城市的现实,该研究还不足以提供充足的经验证据。为此,本文使用2013年和2018年中国家庭收入调查数据,将数字普惠金融对收入差距的影响延伸到收入的代际传递上,通过考察数字普惠金融对代际收入流动的影响及其内在机制来回答其对共同富裕的作用效果,拓展了数字金融经济效应研究的分析深度。

(二) 数字普惠金融对代际收入流动性的影响分析

虽然数字普惠金融在推进共同富裕中的积极作用已得到学者们的广泛认可^[22,31],但关于其如何影响代际收入流动这一反映社会公平与机会平等的重要内容,尚未有研究进行系统的探讨。因此,本文在考虑父代收入差异的前提下,深入探究数字金融如何改变子代收入,进而影响代际收入弹性。

一是数字普惠金融对代际收入流动性的直接影响。一方面,借助互联网、大数据、云计算等信息技术,金融机构能够有效拓展金融服务能力及覆盖范围,给予诸如农村家庭、低收入家庭等原本被金融体系边缘化的长尾群体平等地享受金融服务的机会,很大程度上提高了低收入群体的金融服务可得性,有助于促进资源的代际传递,使子代有机会提高自身的收入水平,从而增强代际收入流动性。另一方面,对于缺少征信记录和抵押品的家庭而言,金融机构可以根据家庭在互联网平台上的消费信息累积信用记录进而用于借贷审核和风险评估,降低信贷过程中的信息不对称程度和潜在风险^[33]。对于低收入家庭而言,这意味着他们更容易获得贷款和其他金融服务,从而有机会改善生产条件和生活水平,进一步推动代际收入流动性的提升。另外,由于低收入群体和农村群体往往缺乏征信记录和抵押品,数字普惠金融能够明显缓解他们的借贷约束,充分展现其普惠性特征。

基于上述分析,本文提出假设1:数字普惠金融能够提高代际收入流动性。

二是数字普惠金融对代际收入流动性的间接影响。随着信息约束和借贷约束的缓解,家庭用于子代的教育支出会相对增加,这使得子代能够拥有更广泛的机会去选择与其能力相匹配的职业,从而打破职业传承的桎梏,提高代际收入流动性。首先,农村家庭子代可以依托数字普惠金融带来的资金支持和信息便利,实现从农业劳动向收入更高的非农就业的转移,促使其收入向上流动的可能性明显提高^[32]。因此,数字普惠金融为农村家庭子代提供了跨越职业门槛、实现收入跃升的新途径。其次,数字普惠金融通过增加信贷可得性、缓解信息约束以及拓宽商业空间等多种方式,促进市场蓬勃发展,创业活跃度大幅度提高,为子代创造更加灵活和多元化的职业选择,

从而降低父代职业对子代职业的影响力^[6],使得子代能够根据个人兴趣和能力做出更合适的职业选择。另外,在数字普惠金融发展水平存在差异的情况下,发展水平较低地区的子代往往会向发展水平较高的地区迁移,通过迁移获得更多的就业机会和更高的收入水平,从而摆脱“代际传承陷阱”^[26,34]。

基于上述分析,本文提出假设2:数字普惠金融通过促进代际职业向上流动,提高子代收入水平,进而提高代际收入流动性。

三、研究设计

(一) 数据说明

本文主要使用北京师范大学中国收入分配研究院的中国家庭收入调查(CHIP)数据以及北京大学数字普惠金融指数。考虑到中国地级及以上城市的数字普惠金融指数从2011年开始,本文以CHIP2013年和CHIP2018年的住户调查数据为基础,并对个体数据进行如下处理:(1)借鉴索伦(Solon,1992)^[35]的做法,仅考虑父亲与子代之间的代际关系,采用父亲收入衡量父代收入,基于家庭编码将同一家庭中居住在一起的男性户主及其子女、户主及其父亲进行配对;(2)剔除子代年龄小于16岁,父代年龄大于65岁,子代或父代在上学、已退休、已离世,以及主要变量缺失或异常的样本;(3)根据行政区域代码将个体数据与滞后一期的地区数据相匹配。最终,本文得到7285对代际关系样本。

需要说明的是,CHIP2013年、CHIP2018年的收支数据,一套来自CHIP问卷调查,另一套是采用日记账形式记录的国家统计局住户收支调查数据,后者的收入指标更全面、可信度更高。在计算个体收入指标时,本文采用国家统计局提供的收入数据。

(二) 模型构建

本文在索伦(1992)^[35]研究模型的基础上加入数字普惠金融与父代收入的交互项,构建的计量模型如下:

$$\ln inc_{ict} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln finc_{ict} + \alpha_2 \ln finc_{ict} \times DFI_{ct-1} + \alpha_3 DFI_{ct-1} + \mathbf{X}'_{ict} \boldsymbol{\gamma} + \mu_c + \lambda_t + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

其中, $\ln inc_{ict}$ 和 $\ln finc_{ict}$ 分别表示 t 年城市 c 子代个体 i 及其父代个体劳动收入的对数值。 DFI_{ct-1} 表示个体所在地级市的数字普惠金融指数,本文选取滞后一期的指数以减弱反向因果问题。 \mathbf{X}' 为个体层面和城市层面控制变量的向量。个体层面控制变量包括:子代的年龄(age)、年龄平方(age^2)、性别($gender$)、婚姻状态($marriage$)、户口性质($hukou$)、受教育年限($\ln edu$)、工作性质($work$);父代的年龄($fage$)、年龄平方($fage^2$)、受教育年限($\ln fedu$);家庭兄弟姐妹数量($\ln childnum$)。城市层面控制变量包括人均地区生产总值(取对数, $\ln pgdp$)、第二产业占比($indstruct$)、财政教育支出($eduexp$)和金融发展水平($finance$)。上述变量的测度方式见表1。在回归中,本文控制了城市和年份固定效应,并将标准误聚类到城市层面。

(三) 个体收入指标设定

本文所使用的核心变量为子代收入和父代收入。借鉴袁青青和刘泽云(2022)^[2]的方法,城镇住户采用国家统计局提供的年工资性收入和经营净收入之和表征个体劳动收入水平,农村住户采用国家统计局提供的年工资性收入、分摊到个人的家庭非农经营净收入与农业经营净收入之和来衡量。其中,国家统计局提供的CHIP2013年和CHIP2018年数据已经将家庭非农经营净收入分摊到个人,个体农业经营净收入则为基于家庭劳动力数量分摊的家庭农业经营净收入。本文利用消费者物价指数(CPI)将个体劳动收入调整到2018年水平,并对所有连续变量进行1%的缩尾处理,以减少异常值对研究结果产生的干扰。表1报告了主要变量的描述性统计结果。

表 1 变量描述性统计结果

变量	指标测度	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>lncinc</i>	子代劳动收入对数值	7 285	10.277 9	0.737 6	7.691 0	12.100 7
<i>lnfinc</i>	父代劳动收入对数值	7 285	10.143 6	0.854 5	7.313 2	12.206 0
<i>DFI</i>	数字普惠金融指数	7 285	186.878 9	55.854 9	93.970 0	285.410 0
<i>age</i>	子代年龄	7 285	26.860 4	4.551 2	18	39
<i>age</i> ²	子代年龄的平方	7 285	742.191 9	253.924 2	324	1 521
<i>fage</i>	父代年龄	7 285	52.934 3	5.393 3	42	65
<i>fage</i> ²	父代年龄的平方	7 285	2 831.134 1	579.319 2	1 764	4 225
<i>gender</i>	男性=1, 女性=0	7 285	0.716 5	0.450 7	0	1
<i>marriage</i>	已婚=1, 其他=0	7 285	0.403 4	0.490 6	0	1
<i>hukou</i>	非农户口=1, 农业户口=0	7 285	0.179 6	0.383 9	0	1
<i>lnedu</i>	子代受教育年限对数值	7 285	2.474 4	0.250 9	1.791 7	2.944 4
<i>lnfedu</i>	父代受教育年限对数值	7 285	2.150 5	0.324 1	0.693 1	2.772 5
<i>work</i>	在党政机关、事业单位或国有企业工作=1, 其他=0	7 285	0.146 3	0.353 4	0	1
<i>lnchildnum</i>	家庭兄弟姐妹数量对数值	7 285	0.612 4	0.439 3	0.000 0	1.6094
<i>lnpgdp</i>	人均地区生产总值对数值	7 285	10.809 2	0.611 4	9.377 8	12.206 1
<i>finance</i>	年末金融机构各项贷款余额占地区生产总值的比重	7 285	1.520 9	0.801 0	0.537 7	5.181 1
<i>eduexp</i>	地方财政教育事业支出占财政总支出的比重	7 285	0.190 1	0.035 7	0.111 0	0.304 0
<i>industriat</i>	第二产业产值占地区生产总值的比重	7 285	0.464 7	0.102 7	0.157 1	0.732 3

四、实证结果分析

(一) 基准回归

表 2 报告了在控制个体层面特征变量和城市层面特征变量的情况下,对模型 (1) 采用普通最小二乘法的估计结果。表 2 列 (1) 对代际收入弹性进行了检验,在控制城市 and 年份固定效应下的结果显示父代收入与子代收入之间呈正相关关系,代际收入弹性约为 0.220 8。列 (2) 和列 (3) 加入交互项 $\ln finc \times DFI$ 的回归结果显示,交互项系数显著为负,这意味着数字普惠金融的发展能够降低代际收入弹性,有助于提高代际收入流动性,推动实现共同富裕,假设 1 成立。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
<i>lnfinc</i>	0.220 8*** (0.017 3)	0.361 3*** (0.047 4)	0.346 9*** (0.050 3)
<i>DFI</i>		0.574 6* (0.242 0)	0.424 8 (0.388 5)
<i>lnfinc</i> × <i>DFI</i>		-0.065 2** (0.023 6)	-0.065 6** (0.024 3)

表2(续)

变量	(1)	(2)	(3)
<i>age</i>	0.139 4 ^{***} (0.019 3)	0.130 4 ^{***} (0.018 2)	0.139 2 ^{***} (0.019 3)
<i>age</i> ²	-0.002 0 ^{***} (0.000 3)	-0.001 7 ^{***} (0.000 3)	-0.001 9 ^{***} (0.000 3)
<i>fage</i>	0.007 3 (0.032 7)	0.010 3 (0.032 8)	0.003 6 (0.033 5)
<i>fage</i> ²	0.000 0 (0.000 3)	-0.000 0 (0.000 3)	0.000 0 (0.000 3)
<i>gender</i>	0.138 6 ^{***} (0.015 7)	0.133 1 ^{***} (0.017 8)	0.139 1 ^{***} (0.015 8)
<i>marriage</i>	0.014 2 (0.017 3)	0.023 7 (0.019 2)	0.012 8 (0.017 2)
<i>hukou</i>	0.068 8 [*] (0.025 8)	0.064 0 [*] (0.026 7)	0.026 2 (0.025 3)
<i>lnedu</i>	0.280 5 ^{***} (0.038 1)	0.339 2 ^{***} (0.036 5)	0.281 6 ^{***} (0.037 7)
<i>lnfedu</i>	0.049 4 [*] (0.028 3)	0.066 9 [*] (0.030 4)	0.047 7 [*] (0.028 1)
<i>work</i>	0.013 2 (0.028 0)	-0.017 1 (0.028 5)	0.012 4 (0.028 2)
<i>lnchildnum</i>	0.000 2 (0.020 3)	-0.002 4 (0.023 0)	-0.000 1 (0.020 3)
<i>lnpgdp</i>	0.065 0 (0.077 7)	0.059 4 (0.036 7)	0.085 9 (0.077 5)
<i>finance</i>	0.050 0 (0.056 9)	-0.018 6 (0.018 4)	0.069 8 (0.059 1)
<i>eduexp</i>	1.829 4 [*] (0.727 9)	0.146 4 (0.463 1)	1.545 5 [*] (0.752 3)
<i>indstruct</i>	-0.103 5 (0.255 6)	-0.300 2 (0.168 6)	-0.108 2 (0.261 2)
年份固定效应	控制	未控制	控制
城市固定效应	控制	未控制	控制
样本量	7 282	7 282	7 282
<i>R</i> ²	0.260 9	0.213 1	0.263 1

注:***、**、*分别表示 $P < 0.01$ 、 $P < 0.05$ 和 $P < 0.1$; 括号内为聚类到城市层面的稳健标准误。

(二) 内生性处理

本文在基准回归中使用滞后一期的城市数字普惠金融指数来尽可能减弱反向因果,但仍可能存在遗漏变量。据此,本文借鉴张勋等(2020)^[25]的研究,借助地理信息系统(GIS)测算出家庭所在城市与杭州球面距离的倒数作为工具变量来解决潜在的内生性问题。作为以支付宝为代表的数字金融发源地,杭州数字金融水平位居全国前列,离杭州越近的城市受杭州数字金融辐射的红利越明显,数字金融发展越好,满足工具变量的相关性要求;同时作为外生的距离变量,离杭州的距离越近并不意味着个体收入越高,该工具变量也满足排他性约束要求。考虑到距杭州的球面距离为截面数据,而数字普惠金融指数随时间变化,本文进一步将球面距离的倒数与全国其他城市数字普惠金融指数均值(排除个体所在城市)进行交互,用于两阶段最小二乘估计(2SLS)。此外,本文还借鉴彭澎和周力(2022)^[32]的做法,采用同省份除家庭所在城市外其他城市数字普惠金融指数的平均值作为工具变量。一方面,同省份其他城市的数字普惠金融发展情况通常与家庭所在城市受相似政策的影响,满足相关性条件;另一方面,其他城市的数字普惠金融发展水平并不会直接作用于本城市的个体收入,满足外生性条件。表3报告了工具变量第一阶段和第二阶段的结果,两个工具变量均通过了不可识别检验和弱工具变量检验。第一阶段的回归系数分别为0.0006、0.0011、0.9888和1.0084,且在1%的水平下显著,表明两个工具变量与父代收入的交互项均为有效工具变量。第二阶段回归结果显示,数字普惠金融与父代收入的交互项系数依然显著为负,说明在考虑内生性问题后,数字金融发展有助于促进代际收入流动这一核心结论是稳健的。

表3 内生性处理结果

变量	<i>IV=instance_hz</i>			<i>IV=DFI_prov</i>		
	第一阶段		第二阶段	第一阶段		第二阶段
	<i>DFI</i>	<i>lnfinc×DFI</i>	<i>lninc</i>	<i>DFI</i>	<i>lnfinc×DFI</i>	<i>lninc</i>
<i>IV</i>	0.0006*** (0.0001)	0.0199*** (0.0013)		0.9888*** (0.0727)	-0.2329 (0.7739)	
<i>lnfinc×IV</i>	0.0000 (0.0000)	0.0011*** (0.0001)		0.0001 (0.0015)	1.0084*** (0.0229)	
<i>lnfinc</i>	0.0006 (0.0037)	3.3469*** (0.1037)	0.3181*** (0.0561)	0.0009 (0.0029)	0.0152 (0.0494)	0.3191*** (0.0516)
<i>DFI</i>			-0.3615 (0.6451)			0.1951 (0.4942)
<i>lnfinc×DFI</i>			-0.0503* (0.0293)			-0.0510* (0.0247)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	7282	7282	7282	7282	7282	7282
<i>R</i> ²	0.9979	0.9936	0.1388	0.9988	0.9979	0.1396
Kleibergen-Paap rk LM 统计量		20.1450***			35.1710***	
Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量		20.5280			99.4950	

(三) 稳健性检验

本文对基准回归进行稳健性检验(表4报告回归结果),具体操作如下:(1)替换父代收入指标,选

取父母平均收入以及父母收入最高者的收入替换父亲收入表征父代收入水平重新进行回归,结果如列(1)和列(2)所示;(2)分别将子代收入和父亲收入在同年龄组内进行百分位排序,用代际收入次序(*frank*)代替代际收入弹性,分析数字普惠金融对代际收入次序的影响,结果见列(3);(3)减少同住样本选择偏差,在基准回归的基础上加入不与父母同住的子女样本重新进行回归,结果见列(4);(4)重新界定子代年龄范围,借鉴阿赫桑和查特吉(Ahsan & Chatterjee, 2017)^[36]的做法,将子代样本限定为在23~35岁,剔除父代年龄超过60岁、父代与子代年龄差距小于16岁的样本,结果见列(5);(5)剔除户主为子代的样本,仅保留户主子女为子代的样本,结果见列(6)。各项回归结果显示,在进行上述稳健性检验后,交互项系数显著为负,说明本文的研究结论是稳健的。

表4 稳健性检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lnfinc</i>	0.476 9*** (0.064 1)	0.483 3*** (0.064 3)		0.372 6*** (0.042 0)	0.401 2*** (0.057 9)	0.346 2*** (0.051 7)
<i>lnfinc</i> × <i>DFI</i>	-0.079 8* (0.032 0)	-0.097 8** (0.032 1)		-0.104 3*** (0.018 6)	-0.085 6** (0.029 8)	-0.066 2** (0.024 8)
<i>DFI</i>	0.383 1 (0.447 3)	0.613 5 (0.461 3)	-7.674 2 (14.984 8)	1.418 6*** (0.195 0)	0.511 0 (0.474 1)	0.426 6 (0.401 8)
<i>frank</i> × <i>DFI</i>			-0.058 1* (0.022 8)			
<i>frank</i>			0.334 1*** (0.048 8)			
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	3 625	3 625	7 282	10 788	5 227	7 010
<i>R</i> ²	0.302 5	0.295 9	0.198 6	0.314 2	0.255 0	0.255 4

注:列(1)和列(2)分别选取父母平均收入以及父母收入最高者的收入替换父亲收入;列(3)用代际收入次序代替代际收入弹性;列(4)加入了不与父母同住的子代样本;列(5)将子代年龄和父代年龄重新进行设定;列(6)删除了户主为子代的样本。

(四) 异质性分析

1. 子代性别差异

前文的分析表明数字普惠金融降低了代际收入弹性,但这一影响效果可能存在性别差异。为此,本文按照子代性别进行分组,回归结果见表5。可以看出,数字普惠金融对代际收入流动性的促进效应主要体现在男性子代,对女性子代的代际收入弹性没有影响。这可能是由于父权制文化遵循传统的性别角色分工,父代更倾向于将资源传递给男性子代^[37],在“玻璃天花板”效应的影响下,即使数字普惠金融发展极大程度地缓解了家庭信贷约束,女性子代能够获得的教育投资也比较有限,进而导致女性子代难以实现代际收入流动。这与已有研究^[38]所得结论相似,数字普惠金融对农村普通高中入学率的提升作用在男性学生样本中更加明显。教育领域的性别歧视问题需要引起广泛重视,提升教育公平程度能够进一步促进收入的机会公平。

2. 户口差异

与传统金融体系相比,数字普惠金融更加强调金融服务的机会平等,通过数字化技术为居民尤其是被排斥在传统金融体系之外的低收入群体提供可负担的金融服务,具有良好的“普惠性”特征。本文根据父代户口性质将非农户口家庭记为城镇家庭、农业户口家庭记为农村家庭,并将城市样本中的“农转非”个体以及流动人口样本调整回农村样本^[39],进行分样本回归。从表 5 来看,数字普惠金融降低了农村家庭代际收入的传递性,对城镇家庭没有影响。这表明,数字普惠金融凭借其普惠性特征,使往往会因缺少人力资本或社会资本而被排斥在传统金融系统之外的农村家庭获得金融服务,为农村家庭进行人力资本投资提供了资金支持,进而帮助农村子代实现收入向上流动,促进共同富裕。

3. 父代收入差异

根据父代收入将收入水平低于 40 分位点的样本记为低收入家庭、高于 40 分位点的样本记为中高收入家庭,表 5 报告了分样本的回归结果。结果表明,低收入家庭的子代从数字普惠金融中受益颇多,能够跳出“代际低收入传承陷阱”,从而为数字普惠金融促进共同富裕目标的实现提供证据。

4. 父代学历差异

为考察不同教育背景下数字普惠金融对代际收入流动性的差异化影响,本文将父代受教育水平在大专及以上的家庭定为高学历家庭,大专以下的定为低学历家庭,进行分样本回归。由表 5 的结果可知,数字普惠金融提高了低学历家庭的代际收入流动性,对高学历家庭的代际收入流动性没有影响。可能的原因在于,与高学历家庭相比,数字普惠金融通过缓解信贷约束等方式促使低学历家庭用于子代的教育支出明显增加,进而提升子代的收入水平。

考虑到不同分组回归中的样本分布差异导致组间系数无法直接比较,本文采用卡方检验来考察组间回归系数是否存在差异。由表 5 可知,分组回归的卡方检验均显著,说明组间系数确实存在差异,上述分样本回归结果在统计上可信。

表 5 异质性分析回归结果

变量	子代性别		户口		父代收入		父代学历	
	男性	女性	农村	城镇	低收入	中高收入	低学历	高学历
<i>lnfinc</i>	0.353 5*** (0.056 1)	0.280 4** (0.087 1)	0.366 8*** (0.064 4)	0.298 1* (0.136 5)	0.390 8*** (0.104 1)	0.407 3*** (0.087 1)	0.346 4*** (0.031 1)	-0.054 6 (0.215 2)
<i>DFI</i>	0.102 7 (0.449 8)	1.096 7* (0.654 2)	0.682 3 (0.531 6)	-0.297 5 (1.108 2)	0.229 7 (0.652 1)	0.980 6 (0.608 7)	0.304 9 (0.308 7)	0.469 2 (2.178 7)
<i>lnfinc×DFI</i>	-0.059 1* (0.029 5)	-0.056 1 (0.038 5)	-0.080 5** (0.029 7)	-0.028 9 (0.072 5)	-0.089 6* (0.047 9)	-0.082 6 (0.045 5)	-0.066 4*** (0.015 2)	0.166 0 (0.110 8)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	5 216	2 057	5 667	1 596	2 906	4 364	6 988	256
<i>R</i> ²	0.259 7	0.273 0	0.261 6	0.350 6	0.246 4	0.276 8	0.262 1	0.567 3
系数差异性检验	3.700 0* (0.054 4)		10.720 0*** (0.001 1)		6.110 0** (0.013 5)		2.880 0* (0.089 8)	

五、影响机制检验

(一) 驱动因素

基准分析较为全面地解释了数字普惠金融发展对代际收入流动的影响,但是没有回答如何影响代际收入流动性的问题。在这一部分,本文对理论分析中的影响机制进行实证检验。

本文借鉴邢春冰等(2021)^[40]的做法,将所有职业分为7类并按收入高低进行职业类型排序,从低到高依次为:农民、工人、服务人员、商业工作人员、办事人员、专业技术人员、高级管理者。若子代职业类型排序高于父代,则表现为代际职业向上流动,反之为代际职业向下流动;若子代与父代相同,则表现为代际职业继承。本文针对上述三类样本进行分组回归,考察数字普惠金融是否通过代际职业流动传递来影响代际收入流动性,结果见表6。可以看出,交互项系数仅在代际职业向上流动的样本中显著为负,其余均不显著,说明数字普惠金融促进了代际职业向上流动,从而改善代际收入流动性。本文进一步构建虚拟变量代际职业向上流动指标 $Upoccu$,当代际职业实现向上流动时取值为1,否则取值为0,同时构建父代收入与代际职业向上流动的交互项 $\ln\text{finc} \times Upoccu$ 作为核心解释变量。由表6可知,数字普惠金融提高了居民代际职业向上流动的概率,而代际职业向上流动能够降低代际收入弹性,促进代际收入流动,假设2成立。

表6 代际职业流动机制检验回归结果

变量	代际职业流动类型			代际职业向上流动的影响	
	代际职业继承	代际职业向上流动	代际职业向下流动	$Upoccu$	$\ln\text{cinc}$
$\ln\text{finc}$	0.396 0*** (0.087 0)	0.327 6*** (0.082 0)	0.267 8*** (0.097 8)		0.261 0*** (0.023 1)
DFI	0.589 8 (0.674 3)	0.407 2 (0.667 3)	0.276 7 (0.871 9)	0.305 2* (0.179 6)	
$\ln\text{finc} \times DFI$	-0.039 7 (0.040 3)	-0.084 9** (0.040 3)	-0.067 9 (0.051 8)		
$Upoccu$					0.909 8*** (0.288 4)
$\ln\text{finc} \times Upoccu$					-0.083 2*** (0.028 0)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	3 131	2 467	1 660	7 282	7 282
R^2	0.301 8	0.309 7	0.255 6	0.062 8	0.253 7

此外,本文对理论分析中讨论的数字普惠金融影响代际职业向上流动的路径进行检验。根据子代工作的行业代码识别出是否从事非农工作,进而构建子代非农就业虚拟变量 $Nonagemp$,子代从事非农工作时取值为1,否则取值为0。表7的回归结果显示,数字普惠金融有助于促进农村家庭的子代参与非农就业,从而帮助农村家庭子代实现代际职业向上流动,使得其收入水平提高,进而实现代际收入向上流动。

表 7 非农就业对代际收入流动的影响检验回归结果

变量	子代从事非农就业			代际职业向上流动			子代收入		
	全部样本	农村	城镇	全部样本	农村	城镇	全部样本	农村	城镇
<i>DFI</i>	0.330 1** (0.131 0)	0.322 7** (0.158 7)	0.382 9 (0.336 8)						
<i>Nonagemp</i>				0.097 3*** (0.016 6)	0.112 5*** (0.016 7)	0.052 4 (0.038 4)	0.430 4*** (0.164 7)	0.475 3** (0.194 9)	0.207 8 (0.292 5)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	7 282	5 667	1 596	7 282	5 667	1 596	7 282	5 667	1 596
R^2	0.092 8	0.093 3	0.163 7	0.068 2	0.082 8	0.134 0	0.203 4	0.209 1	0.282 5

(二) 构成因素

数字普惠金融指数由覆盖广度、使用深度和数字化程度三个维度构成。覆盖广度的扩大有利于提高偏远地区金融服务渗透率, 减弱金融排斥现象; 使用深度的优化能够提高长尾群体的金融服务可得性; 数字化程度的提高会缓解金融市场信息不对称带来的逆向选择和道德风险问题, 构建更加公平的金融市场环境。本文分别使用覆盖广度 (*Covbreadth*)、使用深度 (*Usagedepth*) 和数字化程度 (*Digitizationlevel*) 替换数字普惠金融指数, 重新对模型 (1) 进行回归。由表 8 可知, 交互项系数均显著为负, 说明覆盖广度、使用深度和数字化程度的提高均有利于改善代际收入流动性, 其中覆盖广度对代际收入流动性的影响更为明显。

表 8 构成因素分解回归结果

变量	覆盖广度 (<i>M</i> 为 <i>Covbreadth</i>)	使用深度 (<i>M</i> 为 <i>Usagedepth</i>)	数字化程度 (<i>M</i> 为 <i>Digitizationlevel</i>)
$\ln finc$	0.336 1*** (0.048 1)	0.318 1*** (0.045 0)	0.298 9*** (0.043 7)
<i>M</i>	0.380 3 (0.370 8)	0.772 9** (0.382 6)	0.289 0 (0.262 7)
$\ln finc \times M$	-0.062 6*** (0.023 9)	-0.059 1** (0.024 4)	-0.042 5* (0.021 9)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
样本量	7 282	7 282	7 282
R^2	0.262 6	0.262 2	0.262 0

六、拓展分析

在发展不平衡不充分的社会经济背景下,如何畅通子代特别是低收入群体子代收入向上流动的渠道是实现共同富裕的关键。本文进一步采用概率(Probit)模型从代际收入流动方向的角度讨论数字普惠金融是否有利于实现共同富裕。具体地,本文借鉴阿赫桑和查特吉(2017)^[36]的做法,将子代收入和父代收入按照同年龄组内百分位排序划分为十个等级,分别构建代际收入向上流动指标和代际收入向下流动指标作为被解释变量。若子代收入等级高于父代收入等级,代际收入向上流动指标取值为1,否则取值为0;若子代等级低于父代,代际收入向下流动指标取值为1,否则取值为0。回归结果如表9所示,数字普惠金融促进了代际收入向上流动,数字普惠金融指数上升10%,会使得代际收入向上流动的可能性提高0.0341。

严斌剑等(2014)研究发现,自1986年以来中国农村代际收入流动性不断下降,中等收入农村家庭进入高收入阶层的概率远低于进入低收入阶层的概率^[41]。前文发现数字普惠金融降低了农村家庭代际收入的传递性,那么数字普惠金融能否进一步促进农村家庭代际收入向上流动,进而提高其进入中高收入阶层的概率?为了回答这一问题,本文根据父代户口性质构建虚拟变量*Rural*,农业户口取值为1,否则取值为0,并形成数字普惠金融指数与农村家庭虚拟变量的交互项 $DFI \times Rural$,将其纳入基准回归模型进行估计。如表9所示,相较于城镇家庭,数字普惠金融增加了农村家庭代际收入向上流动的概率。进一步,构建虚拟变量“家庭人均收入高于40分位点”作为被解释变量重新进行估计,表9的回归结果表明,数字普惠金融提高了农村家庭进入中高收入阶层的可能性,有利于缩小城乡收入差距,促进共同富裕这一目标的实现。

表9 拓展分析回归结果

变量	代际收入向上流动	代际收入向上流动	家庭人均收入高于40分位点
<i>DFI</i>	0.3418*	0.0084	0.0592
	(0.1802)	(0.0329)	(0.1610)
<i>Rural</i>		-0.1162**	-0.1302**
		(0.0503)	(0.0511)
$DFI \times Rural$		0.0144*	0.0161**
		(0.0078)	(0.0076)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
样本量	7282	7282	7282
<i>Log likelihood</i>	-4420.1539	-4420.3349	-3610.7764

注:表中的系数均为Probit模型的边际效应。

七、主要结论与政策启示

代际收入流动关系社会公平和经济效率。本文利用2013年和2018年中国家庭收入调查数据,系统考察共同富裕背景下数字普惠金融对代际收入流动性的影响。研究结果显示:(1)数字普惠金融提高了代

际收入流动性,该结论在经过内生性处理和替换核心指标、考虑同住样本选择偏差等稳健性检验后仍然成立。(2)从驱动因素来看,数字普惠金融通过促进代际职业向上流动提高了代际收入流动性,数字普惠金融的金融属性能够促进农村家庭子代从事非农职业进而帮助其实现职业向上流动;从构成分解来看,数字金融覆盖广度、使用深度和数字化程度的提高均有利于推动代际收入流动,其中覆盖广度的影响更为明显;从数字金融服务类型来看,数字普惠金融信贷业务和支付业务的发展有助于提高代际收入流动性,其中信贷业务对代际收入流动的推动作用更大。(3)数字普惠金融促进了农村家庭、低收入家庭、低学历家庭的代际收入流动,具有明显的普惠效应。从子代性别差异看,数字普惠金融对代际收入流动性的促进效应主要体现在男性子代。(4)数字普惠金融促进了家庭特别是农村家庭代际收入向上流动,并且提高了农村家庭进入中高收入阶层的可能性,有助于畅通向上流动通道,进而促进共同富裕。

本文研究结论从代际收入流动的角度为中国实施“普惠金融”战略取得的政策成效提供了经验支持,为分析如何实现共同富裕提供了新的研究视角,具有以下政策启示。

首先,中国政府应进一步加大支持力度推动数字普惠金融的发展,以数字技术赋能传统金融服务,引导各类金融机构完善数字基础设施建设,让人们更平等地共享数字经济发展带来的向上流动的机会。一是加强数字金融知识的教育与普及力度,通过教育系统、媒体宣传等渠道,提高公众对数字金融的认识。二是制定和完善与数字金融相关的法律法规,为数字金融的健康发展提供法律保障。同时,加强对数字金融活动的监管,促进金融市场的稳定,保护消费者权益。三是推动金融科技创新,鼓励金融机构和科技企业合作,开发更多创新的数字金融产品和服务,如移动支付、在线借贷等,以满足不同用户群体的需求。

其次,政府应针对数字普惠金融主要惠及的低收入群体给予一定的政策帮扶。帮助低收入群体摆脱“代际低收入传递陷阱”是调节收入分配的重要手段。中国应充分发挥数字普惠金融的普惠性,通过教育和职业渠道打破低收入群体子代向上流动的壁垒,保证低收入群体家庭能够切实有效地从金融服务中获益,减少金融资源被挤占的现象。一方面,发挥数字普惠金融的独特优势,通过对低收入家庭提供资金支持,使得家庭经济困难学生有机会获得更加公平、更高质量、更高层次的教育资源,为今后提升收入打下坚实的基础。另一方面,以职业培训和创业指导为契机,帮助低收入群体利用数字金融工具提升技能和创业能力,从而实现自身发展,进一步提高低收入家庭的收入层次。

最后,在推动数字金融发展的过程中应充分关注女性子代面临的社会环境,减少“玻璃天花板”效应的存在。一是可以开发针对女性需求的定制金融产品,如女性创业贷款、储蓄计划和保险产品,以满足其特定的财务需求。二是充分运用数字金融与数字经济共生共融的特点,利用数字平台减少创业成本,如通过电子商务平台销售产品,使用在线营销工具推广业务,创建在线社区和论坛让女性创业者分享经验、资源和支持,以此降低女性创业就业门槛。三是通过在线课程、研讨会和工作坊等形式,提高女性的理财知识以及对数字金融工具和资源的理解,包括怎样使用交易账户、管理财富、做好预算以及储蓄。

参考文献:

- [1]陈雅坤,张皓辰,杨汝岱,等.经济机会、代际流动性和共同富裕:一个文献综述[J].经济学(季刊),2023,23(6):2061-2083.
- [2]袁青青,刘泽云.中国居民代际收入流动性趋势研究[J].经济学动态,2022(1):117-131.
- [3]许长青,梅国帅.我国代际收入流动状况及教育在其中的作用——基于 CHNS 1989—2015 年数据的实证分析[J].教育经济评论,2021,6(4):30-50.
- [4]QIN X Z, WANG T Y, ZHUANG C C. Intergenerational transfer of human capital and its impact on income mobility: evidence from China[J]. China Economic Review, 2016, 38: 306-321.
- [5]滕磊,马德功.数字金融能够促进高质量发展吗?[J].统计研究,2020,37(11):80-92.
- [6]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.

- [7] 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.
- [8] 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.
- [9] AIYAR S, EBEKE C. Inequality of opportunity, inequality of income and economic growth[J]. World Development, 2020, 136: 105115.
- [10] FAN Y, YI J J, ZHANG J S. Rising intergenerational income persistence in China[J]. American Economic Journal: Economic Policy, 2021, 13(1): 202-230.
- [11] 陈琳,袁志刚. 授之以鱼不如授之以渔? ——财富资本、社会资本、人力资本与中国代际收入流动[J]. 复旦学报(社会科学版),2012(4):99-113.
- [12] 周兴,张鹏. 代际间的职业流动与收入流动——来自中国城乡家庭的经验研究[J]. 经济学(季刊),2015,14(1):351-372.
- [13] BECKER G S, TOMES N. An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility[J]. Journal of Political Economy, 1979, 87(6): 1153-1189.
- [14] SOLON G. Intergenerational mobility in the labor market[J]. Handbook of Labor Economics, 1999, 3(A): 1761-1800.
- [15] 周波,苏佳. 财政教育支出与代际收入流动性[J]. 世界经济,2012,35(12):41-61.
- [16] MOCETTI S, ROMA G, RUBOLINO E. Knocking on parents' doors: regulation and intergenerational mobility[J]. The Journal of Human Resources, 2022, 57(2): 525-554.
- [17] 魏浩,杨明明,李实. 共同富裕、贸易开放与中国的代际收入流动性[J]. 金融研究,2022(8):74-93.
- [18] 陈斌开,张淑娟,申广军. 义务教育能提高代际流动性吗? [J]. 金融研究,2021(6):76-94.
- [19] 郑筱婷,袁梦,王珺. 城市产业的就业扩张与收入的代际流动[J]. 经济学动态,2020(9):59-74.
- [20] BECK T, DEMIRGÜÇ-KUNT A, LEVINE R. Finance, inequality and the poor[J]. Journal of Economic Growth, 2007, 12(1): 27-49.
- [21] 梁双陆,刘培培. 数字普惠金融与城乡收入差距[J]. 首都经济贸易大学学报,2019,21(1):33-41.
- [22] 尹志超,文小梅,栗传政. 普惠金融、收入差距与共同富裕[J]. 数量经济技术经济研究,2023,40(1):109-127.
- [23] 李琳,郭东,乔璐. 数字普惠金融何以影响农民增收? ——理论机制与县域证据[J]. 经济与管理研究,2024,45(4):3-23.
- [24] 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.
- [25] 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.
- [26] 马述忠,胡增玺. 数字金融是否影响劳动力流动? ——基于中国流动人口的微观视角[J]. 经济学(季刊),2022,22(1):303-322.
- [27] 李国龙,黄丹艺,朱宁. 数字普惠金融对中小企业转型升级的影响与机制[J]. 经济与管理研究,2023,44(8):38-54.
- [28] 李彦龙,沈艳. 数字普惠金融与区域经济不平衡[J]. 经济学(季刊),2022,22(5):1805-1828.
- [29] 陈鸣,陈峰,廖世伟. 数字普惠金融与农村经济增长:空间溢出机制与经验证据[J]. 首都经济贸易大学学报,2022,24(6):14-27.
- [30] 强国令,商城. 数字金融、家庭财富与共同富裕[J]. 南方经济,2022(8):22-38.
- [31] 王义中,林溪,李振华,等. 数字普惠金融助力共同富裕:基于流动性约束视角[J]. 经济研究,2024,59(6):49-68.
- [32] 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.
- [33] 吕光明,周元任,刘文慧. 数字普惠金融促进共同富裕的微观证据——基于社区层面分项收入视角的研究[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版),2023,76(3):122-135.
- [34] 孙三百,黄薇,洪俊杰. 劳动力自由迁移为何如此重要? ——基于代际收入流动的视角[J]. 经济研究,2012,47(5):147-159.
- [35] SOLON G. Intergenerational income mobility in the United States[J]. The American Economic Review, 1992, 82(3): 393-408.
- [36] AHSAN R N, CHATTERJEE A. Trade liberalization and intergenerational occupational mobility in urban India[J]. Journal of International Economics, 2017, 109: 138-152.
- [37] 吴愈晓. 中国城乡居民教育获得的性别差异研究[J]. 社会,2012,32(4):112-137.
- [38] 张正平,陈欣. 数字金融提升了农村地区普通高中入学率吗? [J]. 财经问题研究,2022(6):101-110.
- [39] 赵西亮. 教育、户籍转换与城乡教育收益率差异[J]. 经济研究,2017,52(12):164-178.
- [40] 邢春冰,屈小博,杨鹏. 农民工与城镇职工工资差距演变及原因分析[J]. 经济学动态,2021(5):64-78.
- [41] 严斌剑,周应恒,于晓华. 中国农村人均家庭收入流动性研究:1986—2010年[J]. 经济学(季刊),2014,13(3):939-968.

Does Digital Financial Inclusion Promote Intergenerational Income Mobility Against the Background of Common Prosperity?

GU Junyi¹, LI Yixuan², ZHAO Xinhui³

(1. University of International Relations, Beijing 100091;

2. Beijing Normal University, Beijing 100875;

3. Party School of the Central Committee of C. P. C / National Academy of Governance, Beijing 100091)

Abstract: Intergenerational income mobility, an indicator reflecting the degree of fairness in economic opportunities within society, refers to the transmission of income from parents to offspring. Lower intergenerational income mobility infers an ossification of social structure and may induce persistent inequality in development opportunities and income levels among social members, potentially leading to long-term stagnation of economic growth. This paper systematically examines the impact and mechanism of digital financial inclusion on intergenerational income mobility using the data from the 2013 and 2018 Chinese Household Income Project Survey. This paper contributes to a comprehensive and systematic assessment of the economic effects of digital finance and holds significant theoretical and practical implications for exploring a new development paradigm that enhances the integration of digital technology and finance.

The results indicate that digital financial inclusion significantly reduces intergenerational income elasticity, helping eliminate intergenerational solidification and promoting common prosperity. From the perspective of driving factors, digital financial inclusion improves income mobility by promoting upward mobility in occupation. From the perspective of composition decomposition, enhancements in coverage breadth, usage depth, and digitization of digital finance all contribute to promoting intergenerational income mobility, with the impact of coverage breadth being more pronounced. Digital financial inclusion can significantly promote income mobility in rural, low-income, and less-educated families. However, the promoting effect is mainly reflected in male offspring, which may further exacerbate the existing gender gap. Further analyses show that digital financial inclusion significantly facilitates the upward mobility of intergenerational income, particularly in rural families, and substantially increases the likelihood of rural households joining the middle and high-income strata, thereby narrowing the income gap between urban and rural areas and promoting common prosperity.

This paper makes the following contributions. First, it extends the impact of digital financial inclusion to intergenerational income mobility, paying particular attention to the indirect benefits and long-term effects brought by digital financial inclusion, which provides important empirical evidence for promoting high-quality economic development with digital finance as a leverage point. Second, it explores the mechanisms from the perspectives of driving factors and compositional decomposition, and analyzes the differences in the effects among different households, thereby revealing potential limitations. Third, it further explores the impact from the perspective of intergenerational income flow direction and the urban-rural income gap.

Keywords: common prosperity; digital financial inclusion; intergenerational income mobility; upward mobility in occupation; urban-rural income gap

(责任编辑: 周 斌; 宛恬伊)