

# 数字普惠金融对城乡收入差距的影响及其机制

刘松涛<sup>1</sup>, 罗炜琳<sup>2</sup>, 梁颖欣<sup>3</sup>

(1.广州市社会科学院 财政金融研究所, 广州 广东 510410; 2.中国人民银行 龙岩市分行, 福建 龙岩 364000;  
3.广东技术师范大学 管理学院, 广州 广东 510665)

**摘要:** 以 2011—2021 年全国 284 个地级市为样本, 使用北京大学数字普惠金融指数及其三个分维度指数衡量数字普惠金融发展水平, 构建泰尔指数衡量城乡收入差距, 从宏观视角来看, 数字普惠金融发展能够缩小城乡收入差距, 这一缩小效应在中西部地区明显较强。在此基础上, 使用北京大学数字普惠金融指数及其三个分维度指数匹配 CFPS2012—2020 五期数据集, 从农村家庭这一微观社会单元入手, 揭示数字普惠金融通过缓解农村家庭正规信贷约束、改善农村家庭生产经营、提高农村家庭收入水平等微观机制赋能农村居民增收从而缩小城乡收入差距。

**关键词:** 数字普惠金融; 城乡收入差距; 泰尔指数; 微观机制

中图分类号: F124.7; F832.7

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2024)01-0103-10

## Impact and mechanism of digital inclusive finance on urban-rural income gap

LIU Songtao<sup>1</sup>, LUO Weilin<sup>2</sup>, LIANG Yingxin<sup>3</sup>

(1.Finance and Economics Research Institute, Guangzhou Academy of Social Science, Guangzhou 510410, China;

2.The People's Bank of China Longyan Branch, Longyan 364000, China;

3.Management College, Guangdong Polytechnic Normal University, Guangzhou 510665, China)

**Abstract:** Utilizing a sample comprising 284 prefecture-level cities in China from 2011 to 2021, this study employs the Peking University Digital Inclusive Finance Index and its three sub-dimension indices to measure the level of digital inclusive finance development, and constructs the Theil index to measure the urban-rural income gap. From a macro perspective, it finds that the advancement of digital inclusive finance can narrow the urban-rural income gap, particularly demonstrating a more pronounced effect in cities in the central and western regions of China. On this basis, the study further integrates the Peking University Digital Inclusive Finance Index and its three sub-dimension indices to match with the CFPS 2012—2020 five-phase dataset. By delving into rural households as the micro-social unit, the research unveils that digital inclusive finance empowers rural residents to increase their income, subsequently contributing to the reduction of the urban-rural income gap through micro mechanisms including alleviating the formal credit constraints of rural households, enhancing their production and operation capabilities, and increasing the income level within rural households.

**Keywords:** digital inclusive finance; urban-rural income gap; Theil index; micro mechanism

### 一、问题的提出

习近平总书记指出,“治国之道,富民为始”。  
迈上新征程,实现共同富裕的重要抓手在于通过高

收稿日期: 2023-06-13

基金项目: 国家社会科学基金青年项目(22CGL003);  
中国博士后科学基金面上项目(2021M700929);广州市  
宣传文化人才培养专项经费资助

作者简介: 刘松涛(1992—),男,福建漳州人,助理  
研究员,管理学博士,应用经济学博士后,主要研究方向为  
普惠金融。

质量发展来缩小城乡收入差距,提高低收入群体收入水平<sup>[1,2]</sup>。普惠金融为低收入群体创造发展机会,是缩小城乡收入差距的重要助力。但受地理环境、技术手段、客群资质等因素制约,农村地区传统普惠金融面临诸多挑战,成为金融排斥“重灾区”<sup>[3]</sup>。近年来,数字技术与普惠金融的融合彻底改变了传统普惠金融发展生态,全方位提升了普惠金融业务效率<sup>[4]</sup>。因此,数字普惠金融能通过提供更加平等、普惠、便捷、高效的数字化金融服务,显著改善农

村居民这一金融“边缘群体”的处境,从而为其增收致富赋能聚力,缩小城乡收入差距。

近年来,数字普惠金融对城乡收入差距影响的研究热度持续攀升。学者们主要使用北京大学数字普惠金融指数或构建综合化指数来衡量数字普惠金融发展水平,基于省市层面的宏观数据使用“基尼系数”或“城乡居民收入比”等指标来衡量城乡收入差距,结果表明,总体上数字普惠金融发展能够缩小城乡收入差距<sup>[5-8]</sup>。也有学者发现数字普惠金融发展未能缩小某些地区的城乡收入差距<sup>[7]</sup>,还有学者发现某些维度的数字普惠金融指数增长反而扩大了城乡收入差距<sup>[9]</sup>。进一步地,有学者利用省市层面的宏观数据研究发现,数字普惠金融对城乡收入差距的影响机制包括促进区域发展、优化产业结构、提升人力资本等<sup>[6,10,11]</sup>,少部分学者使用家庭微观调查数据,发现数字普惠金融通过提高金融认知水平、增加工资性收入等影响城乡收入差距<sup>[7,12]</sup>。

综上所述,以往文献对数字普惠金融影响城乡收入差距的结论存在分歧,对其背后的微观机制有待进一步厘清。为此,笔者拟以2011—2021年全国284个地级市作为观测样本,使用北京大学数字普惠金融指数及其三个分维度指数衡量数字普惠金融发展水平,构建泰尔指数衡量城乡收入差距,从宏观视角探讨数字普惠金融对城乡收入差距的影响效应以及可能存在的区域异质性。在此基础上,从农村家庭这一微观社会单元入手,使用北京大学数字普惠金融指数及其三个分维度指数匹配CFPS2012—2020五期数据集,揭示数字普惠金融通过赋能农村居民增收从而缩小城乡收入差距的影响机制。

## 二、理论分析与研究假设

### (一) 数字普惠金融对城乡收入差距的影响

作为数字技术与普惠金融的结合体,数字普惠金融具有典型的益贫性特征,大幅降低了金融服务门槛和金融服务成本,提高了“三农”金融业务风控效率,进一步推动金融服务便捷化、数字化、精准化、智能化、平民化,有力缓解了农村客群长期面临的信贷约束,让农村居民得以摆脱金融“边缘群体”处境,为其合理使用金融服务改善生产生活、提高家庭收入提供了可能,这有助于缩小城乡收入

差距<sup>[5,13]</sup>。据此提出以下研究假设:

H<sub>1a</sub>: 数字普惠金融有助于缩小城乡收入差距。

我国不同区域存在的资源禀赋、经济发展水平、金融发展程度等差异特征可能导致数字普惠金融对不同区域城乡收入差距的影响效应有所不同。经济发展相对落后、金融体系较不健全的中西部地区可能更容易从数字普惠金融发展中获益,更能够借助数字普惠金融发展来缩小城乡收入差距。据此提出以下研究假设:

H<sub>1b</sub>: 数字普惠金融对城乡收入差距的缩小效应存在区域异质性,中西部地区在数字普惠金融发展中获益更大。

### (二) 数字普惠金融影响城乡收入差距的微观机制

缩小城乡收入差距,关键是“提低”,重点在农村<sup>[2]</sup>。数字普惠金融提高农村家庭收入的路径有以下三条。一是数字普惠金融通过合理降低信贷获取门槛,有效缓解农村家庭长期面临的正规信贷约束,为农村家庭使用普惠金融贷款改善生产生活提供支持。二是数字普惠金融通过提供合乎需求的乡村产业金融产品和服务,以及产生“数字溢出”为生产经营带来数字红利,能够改善农村家庭生产经营。三是数字普惠金融通过带动经济增长、延伸农业产业链、创造财产性收入等不同渠道惠及农村家庭,有助于从整体上提高农村家庭收入水平。

#### 1. 数字普惠金融、农村家庭正规信贷约束与城乡收入差距

以商业银行为代表的正规金融机构在农村地区长期“缺位”,直接导致正规金融服务缺失成为农村金融领域长期存在的“痛点”,其中又以正规信贷缺失尤甚<sup>[3]</sup>。大量农村家庭因信用信息空白与抵质押品缺失面临正规信贷约束,无法享有金融“雨露”。数字普惠金融的出现有力缓解了农村家庭面临的正规信贷约束。通过使用基于无线终端的场景化金融服务,农村家庭在日常生产生活中留下了大量体现自身资信、可被商业银行等正规金融机构采集的“数字足迹”,这为正规金融机构使用智能算法推演客户违约风险、进而提供与之适配的数字信贷等授信产品和服务提供了数据支撑,从而将大量长期受到正规金融排斥的农村家庭纳入授信范围,有效缓解了农村家庭长期面临的正规信贷约

束<sup>[5,13]</sup>。进一步地,已有诸多研究发现,正规信贷约束的缓解有助于缩小城乡收入差距,原因在于农村客群对以商业银行为代表的正规金融机构信任度较高,更倾向于获取正规信贷,且正规信贷在利率上更为亲民,能够为农村家庭扩大生产经营、平滑消费支出、参加技能培训等提供相对廉价的资金支持,从而促进农村家庭增收,缩小城乡收入差距<sup>[13,14]</sup>。据此提出以下研究假设:

H<sub>2a</sub>: 数字普惠金融通过缓解农村家庭正规信贷约束,从而缩小城乡收入差距。

2. 数字普惠金融、农村家庭生产经营与城乡收入差距

家庭生产经营是农业生产的基本单位,在乡村振兴中占据重要的基础性地位<sup>[15]</sup>,对促进农村发展与农民增收至关重要。近年来,农村地区以传统农业发展模式作为基础,深入挖掘优势资源,持续拓展农业多重价值,逐步形成以生态观光、乡村旅游、智慧农业、农村电商等为代表的多业态聚集、多场景应用的农村新产业与新商业模式,成功将生产经营打造成农村家庭收入的重要来源和新的增长点<sup>[16]</sup>。然而,如何筹措参与生产经营所需的资金往往成为农村家庭面临的重大难题<sup>[17]</sup>。数字普惠金融通过提供多样化、定制化、普惠性的产业金融产品和服务,助力农村家庭参与生产经营,实现了对乡村产业振兴的全方位金融支持,推动缩小城乡收入差距。与此同时,伴随着数字普惠金融基础设施日益完善与数字普惠金融应用领域不断拓展,农村经济社会体系持续享受数字普惠金融发展产生的“数字溢出”,如各类农村生产经营活动受益于数字化普及而得以降本增效,这提高了农村家庭投资回报率,从而能够缩小城乡收入差距<sup>[18]</sup>。据此提出以下研究假设:

H<sub>2b</sub>: 数字普惠金融通过改善农村家庭生产经营,从而缩小城乡收入差距。

3. 数字普惠金融、农村家庭收入水平与城乡收入差距

数字普惠金融可以通过带动经济增长、延伸农业产业链、溢出生产技术、提供就业岗位、改善教育质量、创造财产性收入等不同渠道惠及农村家庭,从不同维度增强农村家庭参与经济活动、社会事务以及获取各类资源的能力,为家庭带来更多发展机会,提高家庭收入水平<sup>[19]</sup>。例如,数字普惠金

融能够优化农村地区金融供给结构,通过农村金融资源与实体经济的同频共振,推动农村实体经济实现更高水平的供需均衡,从而提高农村家庭收入水平<sup>[17]</sup>。又如,数字普惠金融作为农业产业延链补链强链的重要助力,通过为农业产业链上不同环节的市场主体提供定制化的普惠金融服务,帮助农产品形成从“田野”到“工厂”再到“市场”最后到“餐桌”的全产业链闭环,有助于将更多的农业增值收益留在农村、留给农民,从而提高农村家庭收入水平<sup>[20]</sup>。据此提出以下研究假设:

H<sub>2c</sub>: 数字普惠金融通过提高农村家庭收入水平,从而缩小城乡收入差距。

### 三、数字普惠金融对城乡收入差距的影响

#### (一) 模型构建、变量选取与数据来源

##### 1. 模型构建

本文构建面板数据双向固定效应模型,检验数字普惠金融发展对城乡收入差距的影响。

$$Theil_{it} = \alpha + \beta DFII_{it} + \delta Control_{it} + \chi_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, $Theil_{it}$ 为城乡收入差距; $DFII_{it}$ 为数字普惠金融发展水平; $Control_{it}$ 为控制变量; $\beta$ 为数字普惠金融发展水平的系数,若数字普惠金融能够缩小城乡收入差距,则 $\beta$ 值为负; $\delta$ 为控制变量的系数; $i$ 和 $t$ 分别表示第 $i$ 个地区和第 $t$ 年; $\chi_i$ 为不随地区变化的各截面差异性; $\mu_t$ 为不随年份变化的各截面差异性; $\varepsilon_{it}$ 为服从零均值正态分布的随机扰动项,即 $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$ 。

##### 2. 变量选取

(1) 被解释变量:城乡收入差距。本文使用泰尔指数衡量城乡居民收入差距。相较于“基尼系数”或“城乡居民收入比”,泰尔指数的优势在于能够体现高低两端收入变动,并反映城乡人口结构差异与迁徙流动,可以更加客观、真实、全面地展现城乡居民收入差距<sup>[21]</sup>。泰尔指数的计算公式如下:

$$Theil_{it} = \sum_{i=1}^2 \left( \frac{y_{it}}{y_t} \right) \times \ln \left[ \frac{y_{it} / x_{it}}{y_t / x_t} \right] \quad (2)$$

式(2)中, $i=1$ 为城镇地区, $i=2$ 为农村地区; $y_{1t}$ 为 $t$ 时期城镇居民总收入, $y_{2t}$ 为 $t$ 时期农村居民总收入, $y_t$ 为 $t$ 时期城镇居民和农村居民总收入<sup>①</sup>; $x_{1t}$ 为 $t$ 时期城镇居民人口数, $x_{2t}$ 为 $t$ 时期农村居民人口数, $x_t$ 为 $t$ 时期城镇居民和农村居民

人口总数<sup>②</sup>。

(2) 核心解释变量：数字普惠金融发展水平。本文使用北京大学数字普惠金融指数及其覆盖广度、使用深度和数字支持服务程度三个分维度指数衡量数字普惠金融发展水平<sup>[4]</sup>。该指数由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服共同编制，具有指标丰富、维度多元、样本量大等优势<sup>[4]</sup>。

(3) 控制变量：结合研究需要并参考已有文献，本文共选取夜光、夜光的平方、城镇化水平、对外开放程度、金融发展程度、工业发展水平、财政支出力度、是否开通高铁这八个控制变量。

### 3. 数据来源

本文使用 2011—2021 年全国 284 个地级市作为观测样本<sup>③</sup>。数字普惠金融指数及其三个分维度指数来自北京大学数字普惠金融指数<sup>④</sup>，居民收入等数据来自历年《中国统计年鉴》，夜光数据来自万得望眼夜光<sup>⑤</sup>。

## (二) 回归结果分析

本文使用固定效应模型进行回归。表 1 的列(1)汇报了数字普惠金融指数对城乡收入差距的影响。由结果可知，数字普惠金融指数每增长 100%，城乡收入差距显著缩小 0.017 4，表明数字普惠金融发展能够缩小城乡收入差距，这与大多数学者的研究结果相同。可能的原因同前所述，借助数字技术，数字普惠金融实现了金融服务普与惠的深度结合，普惠金融服务更好地惠及大量长期遭受传统金融排斥的农村居民，为其提高收入、改善生产生活提供了金融支持，从而缩小了城乡收入差距。这也符合近年来数字普惠金融助力乡村振兴，成为农村脱贫攻坚利器的事实。H<sub>1a</sub>得到验证。从控制变量看，使用夜光衡量的经济发展水平与城乡收入差距之间存在非线性的“U 形”关系，城镇化水平与对外开放程度的提高均能够显著缩小城乡收入差距。

表 1 数字普惠金融发展水平影响城乡收入差距的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
数字普惠金融指数	-0.017 4*** (0.001 4)			
覆盖广度		-0.016 9*** (0.001 3)		
使用深度			-0.013 9*** (0.001 4)	
数字支持服务程度				-0.007 7*** (0.000 9)
夜光	-0.025 5*** (0.005 0)	-0.021 9*** (0.004 7)	-0.026 2*** (0.005 2)	-0.033 0*** (0.005 5)
夜光的平方	0.006 1*** (0.001 1)	0.005 2*** (0.001 1)	0.005 9*** (0.001 1)	0.006 7*** (0.001 2)
城镇化水平	-0.124 6*** (0.012 8)	-0.119 8*** (0.012 5)	-0.141 1*** (0.012 6)	-0.151 8*** (0.012 7)
对外开放程度	-0.031 1*** (0.007 9)	-0.026 5*** (0.007 4)	-0.031 8*** (0.008 4)	-0.029 1*** (0.008 8)
金融发展程度	0.000 7 (0.000 8)	0.000 9 (0.000 8)	0.000 4 (0.000 8)	-0.000 0 (0.000 9)
工业发展水平	-0.002 5 (0.007 9)	-0.000 8 (0.007 9)	0.000 7 (0.008 0)	0.014 7* (0.008 3)
财政支出力度	-0.000 2 (0.011 2)	-0.001 8 (0.010 8)	-0.004 7 (0.011 6)	-0.013 3 (0.012 1)
是否开通高铁	-0.001 7 (0.001 1)	-0.001 3 (0.001 1)	-0.003 1*** (0.001 1)	-0.004 0*** (0.001 2)
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
Constant	0.2592*** (0.0109)	0.2491*** (0.0108)	0.2528*** (0.0108)	0.234 2*** (0.011 1)
Observations	3 121	3 121	3 121	3 121
R-squared	0.939	0.942	0.934	0.931
F 值	141.8	147.8	139.2	120.4

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著；括号内为聚类到地级市的稳健标准误，表 2、表 3、表 4 同。

考虑到数字普惠金融指数是由三个不同维度指标构成的综合性指数，本文继续探讨分维度指数对城乡收入差距的影响。从表 1 的列(2)至列(4)可知，三个分维度指数的增长均能显著缩小城乡收

入差距。不同分维度指数的系数大小虽有差异，但并未发现部分学者指出的数字支持服务程度的提升反而扩大了城乡收入差距<sup>[9]</sup>。具体地，覆盖广度每提高 100%，城乡收入差距显著缩小 0.016 9，原

因可能是覆盖广度的提高意味着更多农村居民被纳入数字普惠金融服务圈，这同近年来各类数字普惠金融供给主体持续拓宽农村数字普惠金融覆盖面，助力农村脱贫攻坚的经济事实相符。使用深度每增加 100%，城乡收入差距显著缩小 0.0139，原因可能是使用深度的增加表明数字普惠金融服务切实惠及农村居民，被其深度接受和使用，而非仅停留于蜻蜓点水的触及，这同近年来数字普惠金融服务在农村经济社会各领域全面渗透，已成为农村居民日常生活不可或缺的一大助力的事实相符。数字支持服务程度每提升 100%，城乡收入差距显著缩小 0.007 7，原因可能是基于数字普惠金融的各类数字支持服务推动了农村生产生活数字化，降低了农村居民生产生活成本，提高了农业生产经营绩效，这同近年来农村地区数字支持服务水平不断提升，数字化赋能降低农村经济社会运行成本、提高农业生产活动绩效的事实相符。

(三) 稳健性检验

1. 工具变量回归

数字普惠金融发展水平与城乡收入差距之间

可能存在的互为因果会导致估计有偏。本文借鉴已有文献<sup>[22,23]</sup>，使用份额转移法构建工具变量“1984 年各地级市邮局数 × 全国互联网端口数”。1984 年各地级市的邮局数用来衡量历史上各城市数字基建发展程度，为匹配面板模型，使用全国互联网端口数作为交乘项。工具变量需满足相关性和外生性条件。从相关性看，邮局数量较多，意味着该地区对信息通信的需求更高，而地区层面的信息通信需求一般较为稳定；邮局早年主要承担铺设固话线路任务，固话是拨号上网必备的基础设施，因而邮局数量符合工具变量的相关性条件。外生性方面，1984 年与 2011 年时隔久远，在这期间部分邮局因行政区划调整或通信行业发展而出现撤并或新增，历史赋予了其近乎外生的优势。从表 2 可知，一阶段回归结果显著为正，证实了工具变量的相关性，且 *F* 值显著大于 10，基本排除了“弱工具变量”问题。二阶段回归结果中，数字普惠金融指数及其三个分维度指数与城乡收入差距呈显著负相关，同基准回归保持一致，这表明处理内生性问题后，结果依然稳健。

表 2 工具变量回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	数字普惠金融 指数(二阶段)	数字普惠金融 指数(一阶段)	覆盖广度 (二阶段)	覆盖广度 (一阶段)	使用深度 (二阶段)	使用深度 (一阶段)	数字支持服务 程度(二阶段)	数字支持服务 程度(一阶段)
1984 年各地级市邮局数 × 全国互联网端口数		-0.000 0*** (0.000 0)		-0.000 0*** (0.000 0)		-0.000 0*** (0.000 0)		0.000 0*** (0.000 0)
数字普惠金融指数	-0.066 5*** (0.020 7)							
覆盖广度			-0.038 5*** (0.012 0)					
使用深度					-0.060 6*** (0.018 4)			
数字支持服务程度							-0.061 1*** (0.022 4)	
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
Observations	2 451	2 451	2 451	2 451	2 451	2 451	2 451	2 451
R-squared	0.232		0.267		0.071		0.424	
F 值	16.91		19.57		15.05		16.49	
一阶段 F 值	29.88		32.81		21.78		10.04	
Kleibergen-Paap rk LM statistic	35.828		32.29		34.01		11.32	
Cragg-Donald Wald F statistic	187.518		164.37		109.02		27.43	

注：受限篇幅此处未展示控制变量结果，有需要的读者可联系作者索取；下同。

## 2. 替换被解释变量回归

本文将被解释变量城乡收入差距的衡量指标改为“城乡居民收入比”，考察被解释变量改变对估计结果的影响。从表3可知，伴随着数字普惠金

融指数及其三个分维度指数的增长，城乡居民收入比均出现了显著下降，再次证明数字普惠金融发展能够缩小城乡收入差距。

表3 替换被解释变量回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
数字普惠金融指数	-0.242 1*** (0.018 3)			
覆盖广度		-0.235 9*** (0.016 8)		
使用深度			-0.194 4*** (0.018 2)	
数字支持服务程度				-0.105 8*** (0.012 2)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
Constant	4.174 3*** (0.129 7)	4.033 0*** (0.125 6)	4.089 1*** (0.130 6)	3.820 7*** (0.137 7)
Observations	3121	3121	3121	3121
R-squared	0.914	0.919	0.907	0.902
F 值	90.62	93.87	87.25	75.13

## (四) 数字普惠金融缩小城乡收入差距的区域异质性

本文将全样本划分为东部地区子样本、中部地区子样本和西部地区子样本，检验数字普惠金融对城乡收入差距的影响效应可能存在的区域异质性。从表4可知，数字普惠金融指数增长对城乡收入差距的缩小效应呈西部地区最强、中部地区次之、东

部地区最弱的态势。可能的原因同前所述，东部与中西部地区的经济社会发展程度、金融发展水平等存在较大差异，而数字普惠金融瞄准的正是经济社会相对落后、金融资源相对缺乏的地区长期受到金融排斥的“长尾客群”，即数字普惠金融发展更能够惠及中西部地区的农村客群，为其利用金融资源实现脱贫致富提供支持，从而缩小城乡收入差距。

表4 数字普惠金融发展影响不同区域城乡收入差距的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	东部地区	中部地区	西部地区	东部地区	中部地区	西部地区	东部地区	中部地区	西部地区	东部地区	中部地区	西部地区
数字普惠金融指数	-0.010 9*** (0.001 5)	-0.014 1*** (0.001 8)	-0.022 0*** (0.002 6)									
覆盖广度				-0.013 0*** (0.001 5)	-0.013 9*** (0.001 9)	-0.018 6*** (0.002 0)						
使用深度							-0.008 0*** (0.001 4)	-0.009 8*** (0.001 5)	-0.017 8*** (0.002 5)			
数字支持服务程度										-0.003 9*** (0.000 8)	-0.008 4*** (0.001 6)	-0.011 2*** (0.002 1)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
Constant	0.235 3*** (0.016 2)	0.243 4*** (0.015 2)	0.312 8*** (0.021 3)	0.237 0*** (0.016 0)	0.233 9*** (0.014 8)	0.292 0*** (0.021 8)	0.226 6*** (0.016 1)	0.234 0*** (0.014 9)	0.304 9*** (0.021 2)	0.214 3*** (0.015 9)	0.229 4*** (0.015 1)	0.292 0*** (0.023 9)
Observations	1 100	1 100	921	1 100	1 100	921	1 100	1 100	921	1 100	1 100	921
R-squared	0.921	0.916	0.937	0.925	0.919	0.938	0.916	0.910	0.931	0.915	0.912	0.925
F 值	88.98	68.06	41.30	84.56	69.13	41.47	92.48	65.66	40.63	81.39	64.54	33.79

这一结果不同于部分学者发现的数字普惠金融仅能缓解东部地区收入不平衡问题<sup>[7]</sup>,符合近年来中西部地区数字普惠金融发展呈现赶超趋势,数字普惠金融对中西部地区经济社会发展的促进作用明显大于东部地区的经济事实。 $H_{1b}$ 得到验证。

从三个分维度指数看,覆盖广度提高对城乡收入差距的缩小效应在东部和中部地区差异不大,但在西部地区明显较强,原因可能是西部地区农村居民获取金融服务受地形地势影响较大,而依托数字技术、主要以移动终端为载体的数字普惠金融克服了地理特征与空间距离的阻碍,成功将普惠金融服务送达西部地区千家万户。使用深度增加对城乡收入差距的缩小效应呈东部、中部和西部地区逐渐增强的态势,且西部地区远强于东部和中部地区,原因可能是获益于先发优势,东部和中部地区农村居民对数字技术和数字金融服务的接受度和使用度相对较高,所处地区的金融资源也相对更为充足,而西部地区农村居民正处于加速接受数字金融服务阶段,加之受所处地区金融资源相对匮乏影响,更为依赖数字金融服务。数字支持服务程度提升对城乡收入差距的缩小效应呈东部、中部和西部地区逐渐增强的态势,中部和西部地区明显较强,可能的原因同前,受数字基础设施差异等影响,中西部地区农村各类数字支持服务长期偏弱,但近年来中西部加快推动农村数字金融基础设施与应用服务补短板,有力提升了农村地区数字支持服务能力,推动了城乡收入差距缩小。

#### 四、数字普惠金融缩小城乡收入差距的机制

前文基于地区层面数据的实证分析,从宏观视角发现数字普惠金融发展有助于缩小城乡收入差距。在这部分,本文使用北京大学数字普惠金融指数及其三个分维度指数匹配 CFPS2012—2020 五期面板数据集<sup>⑥</sup>,聚焦农村家庭正规信贷约束、农村家庭生产经营、农村家庭收入水平这三个数字普惠金融赋能农村家庭增收的关键环节,从 CFPS 数据库中选择或构造“农村家庭是否面临正规信贷约束”“农村家庭经营性收入”“农村家庭总收入”这三个机制变量,以及户主年龄等 11 个控制变量<sup>⑦</sup>,分别建立相应的回归模型<sup>⑧</sup>,从农村家庭这一微观社会单元探讨数字普惠金融通过赋能农村居民增收从而缩小城乡收入差距的微观机制。

##### (一) 数字普惠金融发展与农村家庭正规信贷约束缓解

本文使用“农村家庭是否面临正规信贷约束”这一微观机制变量,检验数字普惠金融能否通过缓解农村家庭正规信贷约束来缩小城乡收入差距。从表 5 可知,数字普惠金融指数及其三个分维度指数对农村家庭是否面临正规信贷约束的边际效应系数均显著为负,表明数字普惠金融发展能够缓解农村家庭面临的正规信贷约束,进而缩小城乡收入差距。这同近年来数字信贷作为金融服务乡村振兴的“新利器”,从根本上缓解了农村家庭面临的正规信贷约束,已成为县域数字普惠金融生态的重点建设内容,政府和正规金融机构鼓励支持农村家庭合理利用数字信贷脱贫致富的经济事实相吻合, $H_{2a}$ 得到验证。

表 5 数字普惠金融发展影响农村家庭正规信贷约束的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	农村家庭是否面临正规信贷约束	农村家庭是否面临正规信贷约束	农村家庭是否面临正规信贷约束	农村家庭是否面临正规信贷约束
数字普惠金融指数	-0.062 9*** (0.015 3)			
覆盖广度		-0.057 1**** (0.014 4)		
使用深度			-0.051 4*** (0.011 8)	
数字支持服务程度				-0.089 6*** (0.023 8)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
Observations	11 004	11 004	11 004	11 004

注:括号内为聚类到家庭的稳健标准误,表 6、表 7 同。

### (二) 数字普惠金融发展与农村家庭生产经营改善

本文使用“农村家庭经营性收入”这一微观机制变量,检验数字普惠金融能否通过改善农村家庭生产经营来缩小城乡收入差距。从表6可知,数字普惠金融指数及其三个分维度指数对农村家庭经

营性收入的影响系数均显著为正,表明数字普惠金融发展增加了农村家庭经营性收入,即提升了家庭生产经营绩效,进而缩小城乡收入差距。这同近年来数字普惠金融通过提供产业金融服务助力乡村产业振兴,为农村家庭生产经营赋能聚力,改善家庭生产经营的经济事实相吻合,  $H_{2b}$  得到验证。

表6 数字普惠金融发展影响农村家庭经营性收入的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	农村家庭经营性收入	农村家庭经营性收入	农村家庭经营性收入	农村家庭经营性收入
数字普惠金融指数	0.5014*** (0.0435)			
覆盖广度		0.4137*** (0.0361)		
使用深度			0.5385*** (0.0489)	
数字支持服务程度				0.5651*** (0.0496)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
Constant	-2.1174*** (0.4889)	-1.6147*** (0.4690)	-2.2350*** (0.5001)	-2.7152*** (0.5168)
Observations	13943	13943	13943	13943
R-squared	0.021	0.020	0.020	0.020
F值	16.23	16.13	15.18	16.05

### (三) 数字普惠金融与农村家庭收入水平提高

本文使用“农村家庭总收入”这一微观机制变量,检验数字普惠金融能否通过提高农村家庭收入水平来缩小城乡收入差距。从表7可知,数字普惠金融指数及其三个分维度指数对农村家庭总收入的影响系数均显著为正,表明数字普惠金融发展能

够提高农村家庭收入水平,进而缩小城乡收入差距。这同近年来数字普惠金融通过带动区域经济增长、打造农业全产业链、提供财产性收入等渠道多维度助力农村家庭增收,为农村脱贫攻坚提供了强有力金融支撑的经济事实相吻合,  $H_{2c}$  得到验证。

表7 数字普惠金融发展影响农村家庭总收入的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	农村家庭总收入	农村家庭总收入	农村家庭总收入	农村家庭总收入
数字普惠金融指数	0.5662*** (0.0195)			
覆盖广度		0.4652*** (0.0165)		
使用深度			0.6332*** (0.0212)	
数字支持服务程度				0.6189*** (0.0224)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
Constant	5.7438*** (0.2138)	6.3242*** (0.2068)	5.4814*** (0.2163)	5.1787*** (0.2267)
Observations	13772	13772	13772	13772
R-squared	0.178	0.174	0.182	0.171
F值	151.3	147.7	153.9	143.3



## 五、研究结论与对策建议

我国已完成脱贫攻坚的历史任务,但实现全民共同富裕仍任重道远。本文着眼于城乡收入差距这一共同富裕道路上必须跨越的障碍和最为迫切的需要<sup>[1]</sup>,重点关注数字普惠金融赋能农村居民增收,综合运用宏微观数据探讨数字普惠金融发展对城乡收入差距的影响及其机制,得出如下结论:

基于地区层面数据,从宏观视角发现数字普惠金融发展能够缩小城乡收入差距,这是数字普惠金融覆盖广度提升、使用深度增加、数字支持服务程度提高共同作用的结果,工具变量回归和替换被解释变量回归均表明模型结果稳健;数字普惠金融发展对城乡收入差距的缩小效应具有区域异质性,相较于东部地区,数字普惠金融对中西部地区城乡收入差距的缩小效应更强。在此基础上,利用大样本微观调查数据 CFPS,从农村家庭这一微观视角发现数字普惠金融通过赋能农村居民增收从而缩小城乡收入差距的微观机制包括缓解农村家庭正规信贷约束、改善农村家庭生产经营、提高农村家庭收入水平。

基于上述研究结论,本文认为在高质量发展中缩小城乡收入差距,要重视通过发展数字普惠金融来赋能农村居民增收。一是推动数字普惠金融高质量发展。建议政府秉持“政府搭台、多方参与”运作模式,优化“产学研金服用”协同机制,引导商业银行、平台企业、高校科研院所、数字技术服务商等相关方共同探索推动数字普惠金融革命性创新,如前瞻性布局基于大语言模型和视觉模型的生成式人工智能等新一代信息技术,增强数字普惠金融业务在风险管控、客户服务等关键环节的“数智化”能力,提升数字普惠金融服务能级。同时注意资源倾斜,加快推动中西部地区数字普惠金融补短板,并以包容审慎、精准精细的监管理念做好数字金融新业态、新模式、新产品监管。二是引导金融机构提高数字普惠金融创新针对性。建议金融监管部门加强政策引导,鼓励支持各类金融机构面向农村居民、“新市民”等重点客群提供符合其需求的产业金融、消费金融、财富金融产品与服务,让更多农村居民在生产经营、生活消费中享有获取数字普惠金融服务,特别是普惠性数字信贷以及财富管

理产品的机会。三是提升金融素养守护金融健康。建议金融监管部门和金融机构重点瞄准规模庞大的农村居民,着眼农村新产业、新业态以及新生活方式,提供通俗易懂、匹配度高的金融素养教育,如利用抖音、微信公众号等新媒体精准推送基础财务知识以及乡村产业金融、消费金融支持政策等,同步加强金融健康建设,重点宣传理性金融消费与金融风险防范。四是做好金融消费者权益保护。建议金融监管部门引导金融机构践行负责任的数字普惠金融理念,严厉打击假借数字普惠金融之名开展的非法金融活动,线上线下多渠道做好金融消保,优化金融消费维权机制,简化维权流程,压降维权成本,在法律框架内最大程度保护金融消费者合法权益,减轻农村居民使用数字普惠金融服务的后顾之忧。

### 注释:

- ① 2013年,国家统计局统一口径,将“农村居民人均纯收入”变更为“农村居民人均可支配收入”。本文核对数据后发现二者差别不大。因此,2011和2012年“农村居民人均可支配收入”这一指标使用“农村居民人均纯收入”代替。
- ② 本文根据人口比例与收入计算“总收入”。
- ③ 本文删除了数据缺失严重的西藏、香港、澳门和台湾样本。
- ④ 本文感谢北京大学数字金融研究中心提供数据。
- ⑤ 限于篇幅,此处未展示变量描述性统计,有需要的读者可联系作者索取。
- ⑥ 本文感谢北京大学中国社会科学调查中心提供数据。
- ⑦ 这11个控制变量分别是户主年龄、户主年龄的平方、户主受教育年限、户主是否党员、户主婚姻状况、户主健康水平、家庭规模、家庭少儿抚养比、家庭老年抚养比、家庭存款金额、家庭贷款金额。
- ⑧ 限于篇幅,此处未展示回归模型、变量定义及描述性统计,有需要的读者可联系作者索取。

### 参考文献:

- [1] 孔祥智,谢东东. 缩小差距、城乡融合与共同富裕[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2022, 22(1): 12-22.
- [2] 李实. 缩小收入差距的关键在“提低、扩中”[J]. 浙江经济, 2023(6): 21-23.
- [3] 马九杰,沈杰. 中国农村金融排斥态势与金融普惠策略分析[J]. 农村金融研究, 2010, 362(5): 5-10.
- [4] 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.
- [5] DEMIR A, PESQUÉ-CELA V, ALTUNBASLI Y, et al. Fintech, financial inclusion and income inequality: a quantile regression approach[J]. *The european journal of finance*, 2022, 28(1): 86-107.
- [6] 伍卓, 周付友. 共同富裕背景下数字普惠金融对城乡收入差距的影响效应[J]. *江汉论坛*, 2023, 539(5): 22-29.
- [7] 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.
- [8] 李夏伟. 我国城乡金融不平衡发展对城乡收入差距的影响——基于 1978—2019 年省级面板数据的分析[J]. *世界经济文汇*, 2023, 274(3): 99-120.
- [9] 李牧辰, 封思贤, 谢星. 数字普惠金融对城乡收入差距的异质性影响研究[J]. *南京农业大学学报(社会科学版)*, 2020, 20(3): 132-145.
- [10] MOHD DAUD S N, AHMAD A H, NGAH W A S W. Financialization, digital technology and income inequality[J]. *Applied economics letters*, 2021, 28(16): 1339-1343.
- [11] 杨怡, 陶文清, 王亚飞. 数字普惠金融对城乡居民收入差距的影响[J]. *改革*, 2022(5): 64-78.
- [12] 曾之明, 伍剑超, 孙易欣. 数字普惠金融对家庭创业决策的影响研究——基于 CHFS 调查数据的实证[J]. *金融经济*, 2022, 553(7): 47-60.
- [13] 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”[J]. *经济学家*, 2020(5): 99-108.
- [14] KUMAR C S, TURVEY C G, KROPP J D. The impact of credit constraints on farm households: survey results from India and China[J]. *Applied economic perspectives and policy*, 2013, 35(3): 508-527.
- [15] 李谷成. 论农户家庭经营在乡村振兴中的基础性地位[J]. *华中农业大学学报(社会科学版)*, 2021, 151(1): 43-48, 175.
- [16] 张红宇. 富民乡村产业: 一个长期战略选择[J]. *当代县域经济*, 2021(1): 18-21.
- [17] 王小华, 杨玉琪, 程露. 新发展阶段农村金融服务乡村振兴战略: 问题与解决方案[J]. *西南大学学报(社会科学版)*, 2021, 47(6): 41-50, 257.
- [18] 刘宏楠, 刘伟丽. 准确衡量数字经济的创新效应——基于数字溢出视角[J]. *技术经济与管理研究*, 2023, 319(2): 1-6.
- [19] 陈海龙, 陈小昆. “涓滴”还是“极化”: 数字普惠金融对农村相对贫困的改善效应[J]. *云南财经大学学报*, 2021, 37(7): 15-26.
- [20] 韩旭东, 刘闯, 刘合光. 农业全链条数字化助推乡村产业转型的理论逻辑与实践路径[J]. *改革*, 2023, 349(3): 121-132.
- [21] 王少平, 欧阳志刚. 中国城乡收入差距对实际经济增长的阈值效应[J]. *中国社会科学*, 2008(2): 54-66, 205.
- [22] 柏培文, 喻理. 数字经济发展与企业价格加成: 理论机制与经验事实[J]. *中国工业经济*, 2021(11): 59-77.
- [23] 赵涛, 张智, 梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. *管理世界*, 2020, 36(10): 65-76.
- [24] GOLDSMITH-PINKHAM P, SORKIN I, SWIFT H. Bartik instruments: what, when, why, and how[J]. *American economic review*, 2020, 110(8): 2586-2624.

责任编辑: 曾凡盛