

数字普惠金融发展对城乡收入差距的影响研究

韩 峰, 黄 敏

(南京审计大学 经济学院, 江苏 南京 211815)

摘要:为检验数字普惠金融发展对城乡收入差距的影响,文章选用全国 31 个省份 2011—2020 年的面板数据进行实证分析。结果显示,数字普惠金融发展显著促进城乡收入差距缩小,且该作用通过促进就业、增加收入和升级产业结构等机制产生;数字普惠金融对城乡收入差距的收敛作用在中西部和低城镇化水平地区更强。这进一步证实了数字普惠金融具有良好的普惠性和抑贫性,能够有效提升金融帮扶效应,起到显著缩小城乡收入差距的作用。

关键词:数字化;普惠金融;城乡收入差距;促进就业;增加收入;升级产业结构

[中图分类号]F832;F124.7 [文献标识码]A [文章编号]1672-934X(2022)04-0098-13

DOI:10.16573/j.cnki.1672-934x.2022.04.010

The Impact of Digital Inclusive Finance Development on the Urban-Rural Income Gap

Han Feng, Huang Min

(School of Economics, Nanjing Audit University, Nanjing, Jiangsu 211815, China)

Abstract: In order to test the impact of the digital inclusive finance development on the income gap between urban and rural areas, this paper uses panel data from 2011 to 2020 from 31 provinces across the country for empirical analysis. The result shows that the digital inclusive finance development has significantly promoted the narrowing of the income gap between urban and rural areas, which has been generated by mechanisms such as promoting employment, increasing income and upgrading the industrial structure. It has also been found that the convergence effect of digital inclusive finance on the urban-rural income gap is stronger in central and western regions and low-level urbanized areas. This further confirms that digital inclusive finance has favorable inclusiveness and poverty alleviation to effectively enhance the effect of financial assistance, and play a significant role in narrowing the urban-rural income gap.

Key words: digitization; inclusive finance; urban-rural income gap; promoting employment; increasing income; upgrading industrial structure

一、引言

尽管 2020 年我国如期完成了全面建成小康社会和消除社会绝对贫困的重要阶段性目

标,但经济发展的不平衡性和不充分性依然是我国促进经济协调发展和实现共同富裕道路上的重要难题。我国“十四五”规划就健全城乡融合体制和促进区域协调发展作出了明确部署,

收稿日期:2022-04-25

基金项目:国家自然科学基金面上项目(72073071)

作者简介:韩 峰(1984—),男,教授,主要从事区域经济、城市经济研究;

黄 敏(1999—),女,硕士研究生,研究方向为普惠金融、城市经济。

强调了经济协调发展的重要性。而我国协调发展的难题集中体现在城乡发展的不平衡性和农村发展的不充分性上^[1]。国家统计局发布的数据显示,2014年和2021年全国城乡居民人均可支配收入差距分别为18355元、28481元,且2021年城乡收入差距比2014年扩大了约1.55倍。^①截至目前,城乡收入不平衡依然是我国“二元制”城乡结构背景下广泛存在的社会问题,有效解决城乡收入失衡问题已刻不容缓。鉴于此,地方政府及相关部门加大力度和采取有效措施来推动城乡协调发展,充分发挥城乡区域之间的经济联动效应,对缓解城乡收入不平衡问题和早日实现共同富裕具有重要意义。

实际上,城乡收入“鸿沟”的存在,除了有城乡“二元制”^[2]、收入分配制度^[3]等制度层面的因素影响,还有城市化水平^[4-5]、财政支出结构^[6]、产业结构^[7-8]、对外开放程度^[9]、互联网普及率^[10]以及金融发展水平^[11-12]等因素的影响。而科学技术与金融发展的深度融合与应用不仅为金融发展提供了新的契机,还进一步推动金融发展本着“金融供给——金融科技——金融需求”的内在逻辑,沿着“小微金融——普惠金融——数字普惠金融”的路径演变。普惠金融这一术语由联合国在2005年提出。自此,普惠金融的发展受到了政界和学界的普遍关注。在2016年G20杭州峰会上,以数字技术协力推进普惠金融发展的理念备受各国关注,这一理念的阐述进一步促进了数字普惠金融在我国的生产与发展。数字普惠金融融合了现代先进技术,以金融为根基,以数字技术为桥梁,具备信息化和网络化的特点^[13]。并且,与传统普惠金融相似,数字普惠金融同样以服务低收入弱势群体为主要目标;不同的是,数字普惠金融丰富和延展了传统普惠金融的服务功能和获取渠道,能够借助多元数字化技术推动“金融下乡”,促使金融服务更接地气,更具普惠性、包容性和延展性,从而更有效地为社会弱势群体解决类似融资难、融资贵以及融资不足等“燃眉之急”。

众多研究发现,数字普惠金融不仅扩展了金融服务供给的渠道,还有利于提高居民收入,改善城乡居民收入不平衡的现状^[14-15]。因此,数字普惠金融在促进城乡协调发展和缩小城乡收入差距中发挥着不容忽视的作用。

在现有文献中,早有不少学者围绕数字普惠金融发展水平的测度以及数字普惠金融对居民收入的影响等问题进行了相关研究。关于普惠金融和数字普惠金融指标体系的构建,Beck等尝试基于金融包容不同维度的重要信息,构建出测度金融部门覆盖面的8个指标,包括4个可接触性指标和4个使用效用性指标^[16]。Yorulmaz则遵循经济合作与发展组织(OECD)关于构建综合指数手册的步骤,从金融服务供给和需求两端构建出更为广泛且多维度的普惠金融指数^[17]。为了进一步贯彻落实《G20数字普惠金融高级原则》以及遵循国家出台的其他关于巩固普惠金融成果的文件要求,郭峰等则利用中国一家具有代表性的数字金融机构的微观数据,编制了一套包括覆盖广度、使用深度和数字化程度三个维度的中国省域、地级市以及县域的2011—2020年“北京大学数字普惠金融指数”,为从事数字普惠金融相关领域的研究提供了工具性的基础数据^[18]。

关于数字普惠金融对城乡居民收入的影响,Sarma等研究发现,普惠金融能够通过提高贫困人群的金融可获得性而发挥减贫效应^[19]。周利等基于中国家庭调查的微观数据进行研究,进一步发现数字普惠金融的减贫效应与贫困程度显著正相关^[20]。谭燕芝等围绕乡村振兴进一步探讨,发现数字普惠金融发展与乡村振兴指数的耦合协调效应在持续增强,有利于推进乡村振兴和助力城乡收入差距缩小^[21]。周利等还结合中国劳动力动态调查(CLDS)数据进行分位数回归发现,数字普惠金融发展对城乡收入差距的收敛作用显著,且在低分位点处产生的边际效应更强^[22]。而李牧辰、封思

贤、林秋斌发现,数字普惠金融发展对城乡收入差距的影响具有区域异质性和门槛效应,特别是当金融发展水平跨过某一门槛值时,其对城乡收入差距的抑制作用会显著加强^[23-24]。尽管众多学者就数字普惠金融是“数字红利”还是“数字鸿沟”进行了广泛探讨,但从影响机制视角探讨数字普惠金融发展具体如何作用于城乡收入差距这一问题的研究还不是很多,即使有也仅是将数据更新到 2018 年。因此,本文选用中国除港澳台地区以外的 31 个省份 2011—2020 年的数据作为研究样本,深入探讨数字普惠金融发展对城乡收入差距的影响和作用机制,以期为缩小城乡收入差距,推动城乡协调发展和早日实现共同富裕提供有益的借鉴。

与已有的文献相比,本文主要贡献如下:首先,基于数字技术发展的热潮,聚焦中国区域协调发展背后的城乡不平衡问题探讨数字普惠金融对城乡收入差距的影响机制,为从数字技术与金融服务相融合的视角解决城乡收入不平衡问题提供新思路。其次,本文将数字普惠金融指数以及模型所涉变量的数据更新到最新时间节点,以此保证研究数据的时效性,使得到的回归结果和提出的政策建议更贴近当下现实情况。再次,本文在稳健性检验中,通过更换指标、剔除样本、数据缩尾以及内生性检验等多种方法以增强回归的稳健性和可靠性。最后,本文将样本按区域和城镇化水平划分进行异质性研究,有助于更深层次地把握数字普惠金融对城乡收入差距产生的具体影响。

二、理论分析与研究假说

在传统金融服务体系下,金融服务获得门槛相对较高,企业和居民容易陷入融资难、融资贵的困境。特别是在城乡“二元制”的经济结构背景下,农民在金融服务获得上处于劣势地位。传统金融服务对融资群体信用级别设定较高,贷款条件较为“苛刻”,从金融服务获得门槛上

就排除了大部分金融服务需求的弱势群体,加上金融服务供给者和需求者可能存在逆向选择和道德风险,这进一步加大了弱势群体获得金融服务的难度^[25]。而数字普惠金融致力于服务社会中金融服务享受不足的弱势群体,给传统金融服务触及不到的“长尾客户”带来了福音,在一定程度上可以抵消传统金融排斥的作用,缓解金融市场对社会弱势群体供给不足的现状。同时,以数字技术为支撑的数字普惠金融服务也有利于改善金融服务环境,帮助金融服务供需双方有效解决在时空上,诸如非工作时间无法办理金融业务等不匹配的问题,进而便于金融服务需求者便捷且高效地享受到金融服务,促使金融服务进一步发展成普惠性更高、包容性更强、服务半径更长的接地气式金融服务。

(一)数字普惠金融通过就业效应影响城乡收入差距

数字普惠金融为农民提供更多的就业机会。一方面,为农民创业活动提供必要的资金支持,数字普惠金融通过“自雇型”就业提高社会弱势群体的就业水平。农民创业面临的困境不外乎两个:一是缺乏足够的创业启动资金;二是缺少可行的创业平台。而数字普惠金融对帮助农民解决这两大难题具有良好的作用。首先,对于金融服务“求而不得”的社会弱势群体,数字普惠金融能够有效地为农民提供贷款服务;其次,数字技术发展为农民创业提供了广阔的平台。抖音、快手等直播带货平台的出现,有利于帮助创业者突破地理位置和时间的局限,充分利用线上线下两个平台,进而丰富农民的创业渠道。另一方面,数字普惠金融发展能有效满足被传统金融排斥的中小企业金融需求,从而促进中小企业发展和农民“他雇型”就业水平的提高。企业经营状况的好坏,直接关系到人民的就业状况和收入水平。而中小企业的规模有限,缺乏经营记录,与资金供给者存在严重的信息不对称等问题^[26],其想要获得信用级别

要求高且周期长的传统金融贷款服务是相对困难的。而门槛相对较低的数字普惠金融更有利于帮助中小企业缓解资金链紧张问题,维护稳健的财务状况^[27],从而增强企业活力,促使企业为社会创造更多的就业岗位。蔡庆丰等认为,互联网贷款能够扩大劳动者的就业选择范围,缓解劳动市场低技能劳动力流动性不足带来的摩擦性失业现象^[28]。

基于此,本文提出假说 H1:数字普惠金融发展能够通过提高企业和个体互联网贷款水平,促进企业增加劳动力需求,活跃农民个体创业就业行为,扩大农民收入来源渠道,从而缩小城乡收入差距。

(二)数字普惠金融通过增收效应影响城乡收入差距

数字普惠金融为农民收入注入增长活力。工资性收入和经营性收入是农民收入的两个重要来源。首先,工资性收入主要来自就业收入。由于信息不对称和道德风险的存在,传统金融的服务半径明显不足以触及到农村地区和中小企业群体。而数字普惠金融依托数字技术能够快速识别金融市场的用户信息和需求,缓解信息不对称问题,使得农民或中小企业等“长尾用户”有机会获得生产经营所需的金融支持。这样既有利于维护中小企业良好运转,使企业创造更多的就业岗位,激发劳动者的就业需求,增加农民工资性收入^[29],又能够缓解金融“嫌贫爱富”的现象,进一步拓宽农民的融资渠道和提高金融服务可得性,从而保障农民生产过程中的资金链安全^[30]。其次,农民自行开展生产经营活动是保障其获得经营性收入的基础,农民生产能力较低,抗风险能力较弱,有效的金融资助是农村生产的一项重要保障。而且,数字普惠金融具有良好的包容性和抑贫性,社会弱势群体从中受益程度相对更高^[31],这势必有利于提高弱势群体的生产经济效益和经营性收入水平。除此之外,金融发展的减贫效应还具有调

节性,在低收入水平地区,减贫效应在累积作用下会逐渐变强,达到高收入水平均衡后,减贫效应会开始隐性减速^[32]。

基于此,本文提出假说 H2:数字普惠金融发展能够通过促进金融资源有效配置,提高企业和农民的金融服务可得性,缓解生产借贷约束和增加农民收入,从而缩小城乡收入差距。

(三)数字普惠金融通过产业结构升级效应影响城乡收入差距

数字普惠金融推动农村地区产业结构优化升级。金融科技发展有利于金融服务突破时空的“围墙”,提高金融服务的使用深度和供给能力,推动经济包容性增长^[33],促使数字普惠金融服务逐渐发展为产业结构升级的重要推动力。随着互联网普及率越来越高,互联网工具的使用广度和深度也在逐渐提升,给人民的生活带来了诸多便利。金融科技的发展不仅为居民提供多元的金融服务产品,也有效地刺激了居民的消费^[34],从而推动地区生产调整 and 产业结构升级^[35]。与此同时,数字普惠金融也推动了地区数字基础设施建设,并且数字技术的发展又有利于金融供给者精准识别客户需求,客观评价需求者的风险水平和风险承受能力,促进资源配置效率提高^[36],从而使企业能够及时获得调整生产经营计划和优化产业结构的金融资助。不仅如此,数字普惠金融在一定程度上还弥补了企业在科技研发中的资金缺口,使得更多有一定风险承担能力的中小企业及时获得研发资本,在资本形成信用扩张和资本积累的作用下,扩大生产规模和改善资本状况,从而驱动企业产业结构优化升级^[37],进一步带动经济增长和弱势群体收入增加。

基于此,本文提出假说 H3:数字普惠金融能够通过数字技术减少信息不对称,提高弱势群体资本获得性和地区生产规模水平,推动产业结构升级和经济增长,从而缩小城乡收入差距。

三、研究设计

(一)变量选取和指标测度

1. 被解释变量

泰尔指数(*Theil*),用于衡量城乡收入不平等的程度,泰尔指数越大,城乡收入差距越大。目前,衡量城乡收入差距的指标主要有两类:一是泰尔指数,即本文所选的核心被解释变量,通过对各个省份城乡收入份额与(城镇或农村)人口份额之比的对数加权平均求和测得,有利于反映总体、各组内部及各组间的收入差距;二是城镇居民人均可支配收入与农村居民人均可支配收入的比值,该指标的数据获取和计算方法相对简单,可通过国家统计局各省份年度数据直接获取,在本文中作为城乡收入差距的稳健性指标。尽管目前已有学者测得中国各省份的基尼系数来反映收入差距,但由于该数据计算较为繁杂,获取有一定难度,且并不一定反映的是城乡层面的收入差距,故不符合本文指标的选取要求。其中,本文用于衡量城乡收入差距的泰尔指数计算公式如下:

$$Theil_{i,t} = \sum_{j=1}^2 \left(\frac{I_{ij,t}}{I_{i,t}} \right) \ln \left[\left(\frac{I_{ij,t}}{P_{ij,t}} \right) / \left(\frac{I_{i,t}}{P_{i,t}} \right) \right] \quad (1)$$

公式中, t 表示年度, i 表示区域, $j=1,2$,分别表示农村、城镇, I 表示居民可支配收入(元), P 表示人口总数(人)。

2. 解释变量

数字普惠金融指数(*Difi*),用于衡量数字普惠金融发展水平,直接取自北京大学数字金融研究中心郭峰教授课题组发布的《北京大学数字普惠金融指数(2011—2020年)》,它由覆盖广度(*Cover-breadth*,主要指账户覆盖率)、使用深度(*Usage-depth*,包括了信贷、保险、投资和信用业务等)以及数字化程度(*Digit-level*,包括了移动支付、花呗支付、用户二维码支付等)三个维度共

同构成,各维度占比分别为54.0%、29.7%和16.3%^[18]。由于模型中其他指标均为比值形式,数值较小,为了避免回归中数字普惠金融指数回归系数过小,不便识别,故在回归过程中将数字普惠金融指数以及分指数缩小到原数的千分之一。

3. 控制变量

第一,城市化率(*Urban*),是指各省份城镇人口与该省份总人口的比值;第二,产业结构(*Is*),是指各省份第三产业值与第二产业值之和与该地区经济生产总值之比;第三,财政支出水平(*Gov*),是指各省份财政支出总额与该省份GDP之比;第四,地区经济发展程度(*Agdp*),是指地区人均GDP,在回归中取对数处理;第五,对外开放水平(*Open*),是指各省份进出口总额与该省份GDP之比,进出口总额按当年汇率折算成人民币。

(二)数据来源及说明

本文选取了中国除港澳台地区以外的31个省份2011—2020年的数据为研究样本,每个变量有310个观测值。实证数据主要源于国家统计局、北京大学数字金融研究中心以及各类统计年鉴。具体指标的数据来源如表1所示。

表 1 主要指标的数据来源

	指标	数据来源
被解释变量	城乡收入差距	《中国统计年鉴》
	(<i>Theil</i>)	《中国人口和就业统计年鉴》
解释变量	数字普惠金融指数	北京大学数字金融研究中心
	(<i>Difi</i>)	
控制变量	城市化率(<i>Urban</i>)	国家统计局
	产业结构(<i>Is</i>)	国家统计局
	财政支出水平(<i>Gov</i>)	国家统计局
	地区经济发展程度	国家统计局
	(<i>Agdp</i>)	
	对外开放水平(<i>Open</i>)	《中国对外经济贸易年鉴》

(三)基准回归模型构建

基于前文的理论分析和国内外有关数字普惠金融发展与城乡收入关系的文献梳理,本文

拟选取全国31个省份2011—2020年的面板数据进行实证分析,并建立如下基准回归模型:

$$Theil_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Difi_{i,t} + \beta_2 LnAgdp_{i,t} + \beta_3 Urban_{i,t} + \beta_4 Is_{i,t} + \beta_5 Gov_{i,t} + \beta_6 Open_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $i=1,2,\dots,31$,表示截面个数即研究的31个省份; $t=2011,2012,\dots,2020$,表示时间长度,即10个年份; $Theil$ 为泰尔指数; $Difi$ 为数字普惠金融指数; $Agdp$ 为地区经济发展程度; $Urban$ 为城镇化率; Is 为产业结构; Gov 为财政支出水平; $Open$ 为对外开放水平; $\epsilon_{i,t}$ 表示模型中没有纳入的其他因素。

四、实证检验与结果分析

(一)变量描述性统计

各指标变量的描述性统计结果如表2所示。全国各省份泰尔指数平均值为0.1252,最小值为0.0117,最大值为0.2656,而泰尔指数越接近于0,代表城市收入差距越小,城乡收入越平衡,说明目前我国各地区城乡收入差距水平存在差异,城乡收入“鸿沟”有待缩小。数字普惠金融指数在2011年至2020年间平均值为216.2352,方差为97.0303,说明中国数字普惠金融发展水平也存在区域性差异。

表2 主要变量的描述性统计

变量名	样本数	均值	方差	最小值	最大值
城乡收入差距(<i>Theil</i>)	310	0.125 2	0.057 3	0.011 7	0.265 6
数字普惠金融指数(<i>Difi</i>)	310	216.235 2	97.030 3	16.220 0	431.927 6
覆盖广度(<i>Cover-breadth</i>)	310	196.669 6	96.556 0	1.960 0	397.001 9
使用深度(<i>Usage-depth</i>)	310	211.121 1	98.187 4	6.760 0	488.683 4
数字化程度(<i>Digit-level</i>)	310	290.142 1	117.252 1	7.580 0	462.227 8
城市化率(<i>Urban</i>)	310	0.572 6	0.131 2	0.227 1	0.944 8
产业结构(<i>Is</i>)	310	0.902 4	0.050 7	0.738 7	0.997 3
财政支出水平(<i>Gov</i>)	310	0.283 9	0.210 1	0.110 2	1.379 1
对外开放水平(<i>Open</i>)	310	0.261 5	0.294 0	0.007 6	1.548 1
地区经济发展程度(<i>Agdp</i>)	310	55 416.830 0	26 855.970 0	16 152.520 0	164 927.100 0

(二)基准回归分析

本文分别利用数字普惠金融总指数和分指数作为模型的解释变量,来探讨数字普惠金融发展对城乡收入差距的影响。本文通过豪斯曼检验发现 P 值为0.000,即固定效应模型更有效率,故本文选用固定效应面板模型进行回归。表3报告了基准回归的主要结果。

由表3列(1)可知,数字普惠金融总指数在1%的水平上显著促进城乡收入差距缩小;而考虑到数字普惠金融总指数由多维指数构成,其发展水平的提高既可以体现为覆盖广度的增加,或使用深度的提升,也可以体现为数字化程度的提高。故本文继而使用数字普惠金融分指

数——覆盖广度、使用深度和数字化程度作为核心解释变量再回归,表3中列(2)、列(3)和列(4)显示,数字普惠金融分指数与总指数效果一致,均能显著缩小城乡收入差距,其中覆盖广度在三个维度中对城乡收入差距缩小的效应最为明显,说明数字普惠金融发展明显延长了传统金融服务半径,进而有利于低收入群体获得金融服务和提升收入水平。

控制变量中,城市化率(*Urban*)和地区经济发展程度(*LnAgdp*)对城乡收入差距影响显著为正,即城镇化和经济发展水平越高,并不利于城乡居民收入差距缩小。财政支出结构(*Gov*)会显著拉大城乡收入差距,尽管政府对农村地

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Theil</i>	<i>Theil</i>	<i>Theil</i>	<i>Theil</i>
<i>Difi</i>	-0.119 7*** (-7.42)			
<i>Cover-breadth</i>		-0.145 2*** (-8.63)		
<i>Usage-depth</i>			-0.062 6*** (-4.84)	
<i>Digit-level</i>				-0.024 0*** (-3.09)
<i>Urban</i>	0.206 5*** (7.64)	0.241 2*** (8.87)	0.185 7*** (6.60)	0.157 7*** (5.54)
<i>Gov</i>	0.118 4*** (4.94)	0.128 6*** (5.58)	0.058 4** (2.61)	0.048 4** (2.04)
<i>Is</i>	0.118 6*** (2.76)	0.122 3*** (2.93)	0.124 8*** (2.76)	0.131 9*** (2.85)
<i>Open</i>	-0.011 3 (-1.64)	-0.011 8* (-1.77)	-0.009 7 (-1.34)	-0.005 5 (-0.75)
<i>LnAgdp</i>	0.034 8*** (4.72)	0.039 3*** (5.52)	0.014 7** (2.19)	0.006 3 (0.97)
常数项	-0.482 0** (-6.51)	-0.553 3*** (-7.55)	-0.253 5*** (-3.96)	-0.158 0*** (-2.60)
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	310	310	310	310
<i>R</i> ²	0.327 9	0.362 3	0.457 9	0.458 2

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平,括号内为 *t* 值。下同。

区会有财政性补贴,但同时也会对城镇地区基础设施建设、创新创业等给予补贴,财政支出对城镇地区释放的经济效益可能要强于农村地区。产业结构(*Is*)采用各省份第二、三产业产值之和与省份 GDP 之比来衡量,产业结构值越大,即第一产业产值在 GDP 中占比越小,农村经济和农民收入情况可能不容乐观,城乡收入差距可能变大。对外开放水平(*Open*)也会显著加剧城乡收入不平衡程度。综上,数字普惠金融总指数以及分指数均在 1% 的显著性水平上抑制城乡居民收入差距变大,且各变量系数符号和显著性水平基本一致,说明该模型较为稳健。

(三)数字普惠金融发展影响城乡收入差距的稳健性检验

本部分从更换核心变量、剔除样本、主要解释变量缩尾处理的角度和对模型中可能存在的内生性问题进一步考察,就数字普惠金融发展对城乡收入差距的影响进行稳健性检验。

1. 替换变量和样本的稳健性检验

为了探讨数字普惠金融发展促进城乡收入差距缩小这一回归结果的稳健性,本文拟采取如下方法进行检验。(1)替换被解释变量。借鉴阮杨等的做法,以城乡居民人均可支配收入比来衡量城乡收入差距,比值越大,说明城乡收入差距越大^[38]。(2)替换解释变量。由于上一期数字普惠金融的发展水平可能对本期城乡居民收入有影响,因此本文采用滞后一期的数字普惠金融总指数(*L1. Difi*)作为解释变量。(3)剔除部分样本。中国地域广阔,不同地区经济发展水平和城乡收入差距明显,这可能会导致中国数字普惠金融发展的经济效应和社会效应不一致。因此,本文借鉴傅利福等的做法,剔除北京、天津、上海和重庆四个直辖市的数据再回归^[39]。(4)借助钱海章等的做法,对主要解释变量进行 1% 水平上的缩尾处理,以减小变量中个别极端值对回归分析造成的估计偏误^[40]。稳健性检验回归结果如表 4 所示,不管是替换指标还是改变样本数据集,核心解释变量的参数估计和显著性均没有发生明显变化,说明本文的回归结果较为稳健。

2. 内生性检验

考虑到模型中可能存在遗漏变量和互为因果的内生性问题,故本文采用两阶段最小二乘法(2SLS)对此进行纠正。首先,借助尹振涛等的做法,本文以各省的省会城市离杭州的距离(*Distance*)作为工具变量进行计量检验^[41]。郭峰等发现中国各个城市数字金融科技的推广难度与离杭州市的地理距离显著正相关,即

表 4 稳健性检验:替换指标和改变数据集

	(1)	(2)	(3)	(4)
	城乡收入比	滞后一阶 <i>Di fi</i>	剔除样本	1%缩尾处理
	<i>Theil</i>	<i>Theil</i>	<i>Theil</i>	<i>Theil</i>
<i>Di fi</i>	-0.478 2*** (-4.33)	-0.102 4*** (-6.84)	-0.127 6*** (-6.81)	-0.121 2*** (-7.48)
<i>Urban</i>	-0.576 6*** (-3.12)	0.226 6*** (8.16)	0.222 3*** (6.57)	0.208 9*** (7.72)
<i>Gov</i>	0.087 3 (0.53)	0.100 0*** (4.11)	0.117 1*** (4.23)	0.119 7*** (4.99)
<i>Is</i>	2.112 2*** (7.18)	0.179 90*** (3.78)	0.109 0** (2.38)	0.120 2*** (2.80)
<i>Open</i>	-0.210 3*** (-4.47)	-0.023 2*** (-2.97)	-0.032 2*** (-3.01)	-0.011 0 (-1.61)
<i>LnAgdp</i>	-0.234 7*** (-4.65)	0.022 1*** (2.89)	0.035 2*** (3.92)	0.034 9*** (4.75)
常数项	3.702 0*** (7.30)	-0.409 5*** (-5.33)	-0.459 8*** (-5.30)	-0.486 0*** (-6.56)
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	310	279	270	310
<i>R</i> ²	0.406 9	0.363 6	0.053 9	0.328 3

离杭州地理距离越远,该城市金融科技推广难度越大^[42]。而离杭州的地理距离与各省份数字普惠金融发展水平直接相关,但与城乡居民收入差距无关,故符合工具变量有效性的条件。其次,本文借鉴刘自强等以滞后项作为工具变量的做法,进一步采用数字普惠金融发展总指数二阶滞后项(*L2. Di fi*)作为工具变量进行估计,不用数字普惠金融指数滞后一阶项的原因是相邻两期指数可能受政策因素关联性会比较大,为此选用时间间隔比较大的滞后二阶数字普惠金融指数作为工具变量更易满足外生性条件^[29]。表5估计结果显示,第一阶段的工具变量与内生变量均在1%的显著水平上高度相关,且Sargan检验结果显示通过过度识别检验,故工具变量选择合理。考虑模型内生性问题之后的回归结果与基准回归基本一致,这进一步印证了本文回归结果的稳健性。

五、机制检验

理论分析和研究假说显示,数字普惠金融发展可能通过就业效应、收入效应以及产业结

表 5 稳健性检验:两阶段最小二乘法(2SLS)

	(1)	(2)
	第一阶段	第二阶段
	<i>Di fi</i>	<i>Theil</i>
<i>Di fi</i>		-0.112 1*** (-4.46)
<i>L2. Di fi</i>	0.614 9*** (20.83)	
<i>LnDistance</i>	0.005 7*** (3.85)	
<i>Urban</i>	-0.025 8 (-0.51)	0.195 9*** (6.96)
<i>Gov</i>	0.122 4*** (2.73)	0.107 8*** (4.02)
<i>Is</i>	0.031 6 (0.35)	0.213 8*** (4.24)
<i>Open</i>	0.022 5 (1.25)	-0.031 4*** (-3.20)
<i>LnAgdp</i>	0.080 5*** (5.59)	0.020 8** (2.20)
固定效应		Yes
Wald <i>F</i>		18.350 0
Sargan <i>Test</i>		0.487 5
<i>N</i>	240	240
<i>R</i> ²	0.972 8	0.457 3

构升级效应等机制促进城乡收入差距缩小。为检验这些机制,本文选择各省份就业率($Jylv$)、农村居民人均可支配收入($Income$)以及各省份第三产业产值占省 GDP 之比衡量的产业结构高级化($Istr$)作为机制变量,并构建交互项对传导机制假说进行检验。机制检验模型设置如下:

$$Theil_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Difi_{i,t} + \beta_2 LnAgdp_{i,t} + \beta_3 Urban_{i,t} + \beta_4 Is_{i,t} + \beta_5 Gov_{i,t} + \beta_6 Open_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Mediates_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Difi_{i,t} + \beta_2 LnAgdp_{i,t} + \beta_3 Urban_{i,t} + \beta_4 Is_{i,t} + \beta_5 Gov_{i,t} + \beta_6 Open_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$Theil_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Difi_{i,t} + \beta_2 Difi_{i,t} \times Mediates_{i,t} + \beta_3 LnAgdp_{i,t} + \beta_4 Urban_{i,t} + \beta_5 Is_{i,t} + \beta_6 Gov_{i,t} + \beta_7 Open_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中, $Mediates_{i,t}$ 中的 $i = 1, 2, 3$, 分别指各省份就业率($Jylv$)、农村居民可支配收入($Income$)和产业结构高级化($Istr$)。

从表 6 列(1)、列(3)和列(5)可以看出,当以各省份就业率($Jylv$)、各省份农村居民人均可支配收入($Income$)以及各省份产业结构高级化($Istr$)作为被解释变量,以数字普惠金融指数($Difi$)作为解释变量时,数字普惠金融发展与三个机制变量的关系均在 1% 的水平上显著正相关,意味着数字普惠金融发展有利于提升地区就业水平、增加农民收入和促进地区产业结构升级,这一结果验证了模型(4);如表 6 列(2)、列(4)和列(6)显示,当在模型中分别引入三个机制变量与数字普惠金融发展指数的交互项后,回归结果中数字普惠金融发展指数的系数符号和显著性水平并没有发生明显变化。具体来看,列(2)中就业与数字普惠金融指数的交互项显著为负,说明数字普惠金融发展通过为企业或个体提供融资渠道和资金支持,促进居民创业和就业,从而显著提升弱势群体的

就业水平和促进城乡收入差距缩小,验证了假说 H1;列(4)中农村居民人均可支配收入与数字普惠金融指数交互项显著为负,说明数字普惠金融通过扩大居民的融资渠道,促进农村生产力提升,从而增加农民收入和缩小城乡收入差距,验证了假说 H2;列(6)中产业结构高级化与数字普惠金融发展指数的交互项显著为负,说明数字普惠金融发展有利于推动当地数字基础设施建设,为当地生产、研发投入和产业结构升级提供了资金扶持,通过推动地区产业结构高级化进一步促进城乡收入差距缩小,验证了假说 H3。因此,以上充分验证了数字普惠金融发展通过提升就业率、增加农村居民收入和促进产业结构升级等渠道,对城乡收入差距起到明显的收敛效果。

六、异质性分析

中国国土辽阔,不同地区数字普惠金融发展水平、城市化水平和金融基础设施建设水平等各有差异,故本文有必要考虑数字普惠金融对城乡收入差距的异质性影响。首先,本文将全国 31 个省份划分成东部和中西部两大区域,拟从区域层面探讨数字普惠金融对城乡收入差距影响的异质性。其次,由于样本数据中城镇化水平最小值为 0.227 1,最大值为 0.944 8,全国各省份城镇化水平差距较大。于是本文以全国 31 个省份 2011—2020 年城市化率($Urban$)的中位值 0.556 0 为分界点,将小于该中位值的样本归为低城镇化水平的样本集,将大于或等于中位值的样本归为高城镇化水平的样本集,再进行分样本回归。异质性检验结果如表 7 所示。

表 7 显示,分区域回归与基于全国层面所作出的回归结论一致,不论对东部还是中西部而言,数字普惠金融均显著促进城乡收入差距收敛。但从回归系数的绝对值来看,相比于东部地区,数字普惠金融发展对中西部地区城乡

表 6 机制检验

	创业就业效应		收入增长效应		产业结构升级效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Jylv</i>	<i>Theil</i>	<i>Income</i>	<i>Theil</i>	<i>Istr</i>	<i>Theil</i>
<i>Difi</i>	0.299 1*** (4.39)	-0.070 6** (-3.62)	2.166 7*** (28.84)	0.618 3*** (6.50)	2.988*** (7.61)	-0.086 9*** (-4.90)
<i>Difi * Jylv</i>		-0.109 6*** (-4.23)				
<i>Difi * Income</i>				-0.073 5*** (-7.85)		
<i>Difi * Istr</i>						-0.019 2*** (-3.99)
<i>Urban</i>	-0.269 4** (-2.36)	0.171 7*** (6.25)	0.892 0*** (7.09)	0.200 9*** (8.21)	-0.064 5 (-0.10)	0.199 2*** (7.55)
<i>Gov</i>	-0.003 0 (-0.03)	0.104 6*** (4.45)	0.139 5 (1.25)	0.095 4*** (4.36)	1.054 1* (1.81)	0.120 5*** (5.16)
<i>Is</i>	-0.031 8 (-0.18)	0.102 1** (2.44)	-0.706 6*** (-3.53)	0.122 4*** (3.15)	-0.793 3 (-0.76)	0.103 8** (2.47)
<i>Open</i>	-0.244 1*** (-8.42)	-0.030 1*** (-3.76)	-0.002 7 (-0.09)	-0.028 8*** (-4.36)	-0.647 8** (-3.88)	-0.025 3*** (-3.35)
<i>LnAgdp</i>	0.084 4*** (2.71)	0.035 7*** (4.98)	0.186 9*** (5.44)	0.028 9*** (4.30)	-0.376 5** (-2.10)	0.034 1*** (4.75)
常数项	-0.434 3 (-1.39)	-0.450 5*** (-6.23)	6.952 4*** (20.15)	-0.415 0*** (-6.14)	5.274 6*** (2.93)	-0.455 1*** (-6.28)
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	310	310	310	310	310	310
<i>R</i> ²	0.195 6	0.192 6	0.879 3	0.228 2	0.003 9	0.231 0

收入差距的收敛效果更强。这可能是因为东部地区经济更发达,金融基础设施更为完善,金融服务供给较为充足,对普惠性金融服务需求相对较小。而相比于东部地区,中西部地区经济较为落后,金融服务供给有限,加上受传统金融服务排斥的社会弱势群体占比相对较高,个体或企业融资渠道可选择的范围较小,对普惠性的金融服务需求和依赖程度更大,故数字普惠金融对中西部地区城乡收入差距缩小的作用空间更大、效果更强。另外,不论城镇化水平高低,数字普惠金融都能有效抑制城乡收入差距变大,但对低城镇化水平地区的影响效果更强。

这可能是因为城镇化水平低的省份对普惠性、门槛低和包容性强的数字普惠金融服务需求更大,故数字普惠金融在城镇化水平低的地区可发挥的作用更加明显,这也在一定程度上印证了数字普惠金融的普惠性和抑贫性特点。

七、结论与启示

数字技术增强了数字普惠金融的普惠性和包容性特征,其在数字普惠金融发展中的广泛应用有利于降低金融服务门槛,扩大个体和企业的融资渠道;促进金融服务产品克服时间和空间上的约束,减少金融服务产品获得中不必

表 7 异质性检验:区域层面和城镇化水平层面

	(1)	(2)	(3)	(4)
	东部	中西部	高城镇化水平	低城市化水平
	<i>Theil</i>	<i>Theil</i>	<i>Theil</i>	<i>Theil</i>
<i>Difi</i>	-0.056 8*** (-3.33)	-0.098 3*** (-3.90)	-0.058 5*** (-5.56)	-0.086 2*** (-2.96)
<i>Urban</i>	0.198 4*** (6.52)	0.124 4** (3.14)	0.098 5*** (5.92)	0.340 3*** (5.39)
<i>Gov</i>	-0.040 3 (-1.16)	0.144 8*** (4.76)	0.012 0 (0.55)	0.112 7*** (3.59)
<i>Is</i>	0.185 1* (1.88)	0.128 0*** (2.71)	0.052 7 (1.43)	-0.126 7* (-1.90)
<i>Open</i>	-0.017 7*** (-2.89)	-0.092 9*** (-5.58)	-0.004 2 (-1.01)	-0.169 4*** (-9.68)
<i>LnAgdp</i>	-0.003 4 (-0.39)	0.041 2*** (3.60)	0.012 3** (2.45)	0.009 8 (0.74)
常数项	-0.152 7* (-1.81)	-0.482 9*** (-4.41)	-0.147 3** (-2.29)	0.002 6 (0.02)
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	120	190	156	154
<i>R</i> ²	0.807 4	0.026 7	0.613 1	0.061 4

要的成本消耗;从金融服务产品的供给端和需求端双向发力,从而提升金融服务覆盖率和社会弱势群体金融服务可得性,最终实现数字普惠金融发展水平提高和社会个体、企业收入增加的双重经济效益。本文的结论主要有:其一,数字普惠金融发展能显著缩小城乡收入差距,且其三个维度——覆盖广度、使用深度以及数字化程度均对城乡收入差距具有良好的收敛效果,在考虑替换指标、剔除直辖市、数据缩尾以及内生性等问题之后,回归结果仍具有较强的稳健性和可靠性。其二,数字普惠金融发展能够通过促进农民创业就业提升就业水平、扩大农民个体收入渠道提升收入水平、推动地区生产发展升级产业结构等路径来促进城乡收入差距缩小。其三,数字普惠金融发展对城乡收入差距的收敛效应具有异质性,对中西部地区城乡收入差距的收敛效果强于东部地区,对低城

镇化水平地区的收敛作用强于高城镇化水平地区。

根据上述结论,本文得出以下三点政策启示:一是要促进数字普惠金融发展,改善金融资源配置。一方面,继续深化和挖掘数字技术在普惠金融服务中的应用,数字普惠金融的发展需要依靠市场经济与科学技术共同推动,通过借助互联网信息技术完善数字普惠金融体系,拓宽数字化发展渠道,以达到提升金融服务产品在低收入群体和中小企业可得性的目的;同时有利于改善金融资源的配置,最大限度地满足“长尾群体”的金融服务需求。另一方面,金融资源的合理配置也需要相关金融监管机构出台配套的政策措施提供政策保障,着力构建良好的发展环境,为数字普惠金融服务和产品的供需打造稳固且有秩序的市场,以促进社会金融资源在市场实现高效配置。二是要加强数字基础设施建设,深化金融服务的可得性。尽管我国已经实现了全面建成小康社会的宏伟目标,但相对贫困问题和发展不平衡不充分的难题仍有待攻克。数字普惠金融能有效缓解社会弱势群体金融服务供给不足的现象,但由于一些地区地理位置偏远、通信等基础设施落后,缺乏一些获取普惠金融服务必要的基础设施条件,从而导致金融渗透率不够高和覆盖面不够广。因此,国家应加大对欠发达地区的扶持力度,加强基础设施建设,提高地区发展数字化水平,为数字普惠金融服务与社会弱势群体筑起一座稳固的沟通桥梁,从而使金融服务“长尾用户”切切实实有机会、有条件享受到数字普惠金融普惠性和抑贫性的服务。三是要实施差异化的数字普惠金融政策,协同推进城乡经济发展。数字普惠金融对城乡收入差距缩小的效果存在区域异质性和城镇化水平的异质性。数字普惠金融的服务对象是社会弱势群体,但群体间个体特征、经济特征的不同,造成数字普惠金融对

城乡收入差距收敛的影响效果也不同。因此,一方面,金融供给方应对金融服务产品的需求市场进一步细化,借助数字技术进行供需市场的精细化分析;另一方面,政府和相关金融机构在制定数字普惠金融发展策略时,也应综合考虑地区的经济发展特征、金融发展水平、金融网点分布以及金融服务产品市场需求情况等因素,借助数字科技有的放矢地制定出适宜的普惠金融发展策略,进一步促进数字普惠金融市场的供需对口和政策的因地制宜,以达到既满足居民金融服务需求,促进农民企业创业创新,又最大限度发挥数字普惠金融普惠性和抑贫性的良好效果。

[注释]

- ① 城市和农村居民人均可支配收入数据源自国家统计局,城乡居民人均可支配收入差距为作者计算得到。

[参考文献]

- [1] 范恒山. 推进城乡协调发展的五大着力点[J]. 经济纵横, 2020(2): 1-5, 137.
- [2] 赵红军, 孙楚仁. 二元结构、经济转轨与城乡收入差距分化[J]. 财经研究, 2008(3): 121-131.
- [3] 李实, 朱梦冰. 推进收入分配制度改革 促进共同富裕实现[J]. 管理世界, 2022(1): 52-61, 76, 62.
- [4] 陈斌开, 林毅夫. 发展战略、城市化与中国城乡收入差距[J]. 中国社会科学, 2013(4): 81-102, 206.
- [5] 周靖, 史乐来. 纵向财政失衡、城镇化水平与城乡收入差距[J]. 统计与决策, 2021(18): 137-140.
- [6] 周力, 张宁. 新型城镇化、财政支出与城乡收入差距关联性的统计检验[J]. 统计与决策, 2021(6): 87-89.
- [7] 周立群, 王向. 城乡融合、服务业增长与城乡居民收入差距——基于新兴古典经济学的经验研究[J]. 财经研究, 2013(10): 119-132.
- [8] 周国富, 陈菡彬. 产业结构升级对城乡收入差距的门槛效应分析[J]. 统计研究, 2021(2): 15-28.
- [9] 李红, 梁炳礼, 龙雨. 对外开放对城乡收入差距的空间溢出效应研究[J]. 华东经济管理, 2019(11): 86-93.
- [10] 程名望, 张家平. 新时代背景下互联网发展与城乡居民消费差距[J]. 数量经济技术经济研究, 2019(7): 22-41.
- [11] 邓创, 徐曼. 金融发展对中国城乡收入差距的非线性影响机制——基于规模和结构双重视角的研究[J]. 南京社会科学, 2019(6): 8-18.
- [12] 汪桥, 台德进, 陈德志. 金融发展对城乡居民收入差距影响的实证分析[J]. 统计与决策, 2019(6): 165-167.
- [13] 封思贤, 郭仁静. 数字金融、银行竞争与银行效率[J]. 改革, 2019(11): 75-89.
- [14] 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.
- [15] 杨刚, 张亨溢. 数字普惠金融、区域创新与经济增长[J]. 统计与决策, 2022(2): 155-158.
- [16] Beck T, De La Torre A. The Basic Analytics of Access to Financial Services[J]. Policy Research Working Paper, 2006, 16(02): 79-117.
- [17] Yorulmaz R. An Analysis of Constructing Global Financial Inclusion Indices[J]. Borsa Istanbul Review, 2018, 18(03): 248-258.
- [18] 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(4): 1401-1418.
- [19] Sarma M, Pais J. Financial Inclusion and Development[J]. Journal of International Development, 2011, 23(05): 613-628.
- [20] 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.
- [21] 谭燕芝, 李云仲, 叶程芳. 省域数字普惠金融与乡村振兴评价及其耦合协同分析[J]. 经济地理, 2021(12): 187-195, 222.
- [22] 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.
- [23] 李牧辰, 封思贤. 数字普惠金融与城乡收入差距——基于文献的分析[J]. 当代经济管理, 2020(10): 84-91.
- [24] 林秋斌. 金融发展对城乡收入差距影响的实证研究——基于福建省九地市的面板数据[J]. 长沙理工大学学报(社会科学版), 2020(1): 69-77.
- [25] 王修华, 傅勇, 贺小金, 等. 中国农户受金融排斥状况研究——基于我国8省29县1547户农户的调研数据[J]. 金融研究, 2013(7): 139-152.

- [26] 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(4):1557-1580.
- [27] 李春涛,闫续文,宋敏,等.金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据[J].中国工业经济,2020(1):81-98.
- [28] 蔡庆丰,王瀚佑,李东旭.互联网贷款、劳动生产率与企业转型——基于劳动力流动性的视角[J].中国工业经济,2021(12):146-165.
- [29] 刘自强,张天.数字普惠金融对农民收入的影响及其空间溢出效应[J].当代经济研究,2021(12):93-102.
- [30] 焦瑾璞,黄亭亭,汪天都,等.中国普惠金融发展进程及实证研究[J].上海金融,2015(4):12-22.
- [31] 陈慧卿,陈国生,魏晓博,等.数字普惠金融的增收减贫效应——基于省际面板数据的实证分析[J].经济地理,2021(3):184-191.
- [32] 师荣蓉,徐璋勇,赵彦嘉.金融减贫的门槛效应及其实证检验——基于中国西部省际面板数据的研究[J].中国软科学,2013(3):32-41.
- [33] 张勋,谭莹.数字经济背景下大国的经济增长机制研究[J].湖南师范大学社会科学学报,2019(6):27-36.
- [34] 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.
- [35] 刘建江,彭娜,李嘉琪.金融科技影响产业转型升级的研究进展[J].长沙理工大学学报(社会科学版),2021(5):114-126.
- [36] 喻平,豆俊霞.数字普惠金融、企业异质性与中小微企业创新[J].当代经济管理,2020(12):79-87.
- [37] 苏建军,徐璋勇.金融发展、产业结构升级与经济增长——理论与经验研究[J].工业技术经济,2014(2):139-149.
- [38] 阮杨,陆铭,陈钊.经济转型中的就业重构与收入分配[J].管理世界,2002(11):50-56,77.
- [39] 傅利福,厉佳妮,方霞,等.数字普惠金融促进包容性增长的机理及有效性检验[J].统计研究,2021(10):62-75.
- [40] 钱海章,陶云清,曹松威,等.中国数字金融发展与经济增长的理论与实证[J].数量经济技术经济研究,2020(6):26-46.
- [41] 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.
- [42] 郭峰,孔涛,王靖一.互联网金融空间集聚效应分析——来自互联网金融发展指数的证据[J].国际金融研究,2017(8):75-85.