华南农业大学学报(社会科学版)
2023年第1期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY
(第22卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION)

金融普惠逻辑、数字化转型与城乡收入差距

张乐柱,高士然

(华南农业大学 经济管理学院,广东 广州 510642)

摘 要: 基于传统金融与数字金融的普惠逻辑,使用中国2011—2018年省级面板数据,运用面板模型探讨了数字普惠金融、城乡收入差距的关系。实证发现,数字化金融普惠显著缩小城乡收入差距,但在不同维度与功能间具有异质性,数字支付、小额保险、网络信贷缩小差距显著,而小额理财、小额投资、信用服务等影响不显著。数字普惠金融与城乡收入差距存在单门限效应,当城镇化率低于0.862时,数字普惠金融发展会扩大城乡收入差距,反之亦然。由此提出通过农村数字化转型深化普惠金融服务深度、优化基础性金融服务的数字化普惠水平、增强数字普惠金融服务与城镇化的对接等政策性建议。

关键词: 普惠金融;数字化转型;城乡收入差距;金融服务

中图分类号: F832.33 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-0202(2023)01-0107-11

一、引言

振兴乡村与实现共同富裕是党和政府的执政基础和必然选择,缩小城乡和贫富收入差距是必选题。改革开放初期,拟使部分人先富,通过先富带后富、转移支付等二次分配方式解决该问题,但贫富与地区差距日益扩大。具有资源要素配置功能的金融是导致拉大差距的主要制度因素之一。传统金融体制的资源配置偏向性、客户筛选机制等实质上形成对穷人和农村地区的排斥效应,金融技术成为有钱人的财富集聚手段,背离"给没钱的人借钱"的初衷。人口收入差距与地区收入差距呈强相关性,缩小地区收入差距一定程度上也会缩小人口贫富差距。

自上世纪90年代开始的小额信贷项目,21世纪初的增量微型金融以及促进普惠金融发展的措施,对于减贫和缩小地区贫富差距起到了一定作用。普惠金融致力于为被传统金融排斥的弱势群体和落后地区提供服务和获取金融资源的机会,但传统金融的普惠没有达到预期。就信贷权而言,金融捕获的乃是农村"精英群体",金融扶贫是以财政资金为拐杖,触及两端,而大多数农村居民仍被排斥。因为没有制度性破解金融普惠高成本低收益与商业可持续悖论,高成本限制了金融普惠深度尤其是信贷权的获得,而"精英捕获"现象反而可能拉大贫富差距。

在新金融科技加持下,数字化技术使得金融普惠似乎破解了该难题,对二元经济结构的改善以及城乡收入差距缩小方面有重要影响[1]。数字化金融或许有天然的普惠性[2],诸多学者的研究得以验证。数字技术可缓解传统金融的交易成本高、信息不对称[3],数字技术和传统普惠金融的结合有利于促进经济和社会发展[4]。王海军等[5]认为数字技术将直接影响传统金融普惠程度,提高金融市场的信息透明度,提升金融服务质量和效率。谢平等[6]认为数字化技术运用的进程中金

收稿日期: 2022-10-02 **DOI:** 10.7671/j.issn.1672-0202.2023.01.010

基金项目: 广东省哲学社会科学规划一般项目(GD21CYJ11);广东省财政专项资金项目(GDZXZJSCAU202054)

作者简介: 张乐柱(1965—),男,山东济南人,华南农业大学经济管理学院教授,主要研究方向为农村金融与普惠金融、农经与农村管理、公共经济与财政。E-mail:lzzhang@scau.edu.cn

融市场的信息不对称问题会得以缓解,普惠金融会向长尾市场倾斜,基于长尾客户需求会创新金融产品,提高金融服务广度和深度。焦瑾璞等[7]认为数字货币方便业务交易,拉近普通人群与金融服务距离,正面影响普惠金融发展。多数学者运用误差修正模型、平衡面板、空间计量模型分析,均得出数字化技术可提升金融普惠水平,对城乡收入差距起到收敛作用[8-10]。赵丙奇[11]从非线性模型入手,通过面板门限模型回归得出结论:当数字普惠金融发展水平处于低位点时其发展会扩大城乡收入差距;处于高位点时将缩小城乡收入差距。

综上,传统金融普惠虽在减少金融排斥效应、减贫和缩小收入差距方面取得了一定成绩,然而高成本制约了金融普惠深度[12]。研究已证实:数字普惠金融能够缩小城乡收入差距。然而,现有研究采用的是北京大学数字普惠金融中心2011—2015年数据,而中国数字化技术在2015年后快速发展,数据的时间跨度小和时效性可能会影响实证结论;再者,现有研究缺乏探讨金融数字化转型中不同要素影响城乡差距的异质性。因此,本文尝试在这两方面有所补遗。在比较探讨传统金融与数字金融的普惠逻辑基础上,选取2011—2018年数据,验证了数字普惠金融及其不同维度、功能的效用,并加以验证了二者的非线性关系。

二、金融的普惠逻辑:理论机制与假说

(一)传统金融的普惠逻辑与局限

普惠金融若实现为有金融服务需求的社会各阶层和群体提供服务的目标,须在可持续发展下解决低收入(长尾)群体的被排斥问题①,拓展覆盖面和改善政策环境就是优选项。

其一,扩大覆盖面以使金融可触。NGO小贷是最早引进的减贫措施,1993年中国社科院借鉴GB模式的小额信贷试验算是开端;1999年农村信用社的小贷业务大大拓展了覆盖范围。随后农信社系统的社区化及邮储银行的改革,小贷公司、村镇银行等微型主体的新创,微型金融服务局面初成。2005年始联合国推动普惠金融发展,而2016年杭州G20峰会则促进了金融普惠的数字化转型②。在政策支持下,通过增设基础性设施与金融网点、在偏远地区和山区实行“代理制”缩短物理距离;通过普及金融知识,提升金融素养,增强需求方金融参与能力。

其二,创新金融产品与机制以提高可得。基于信贷权创新信贷机制:一是小额度③多频次。根据具有潜在负债能力的小微客户需求,提供小额、短期信贷服务。通过额度小微化、频次增加、价格浮动、分期多次偿还等提高获贷成本,自动淘汰高收入阶层,对规模化客户形成另类排斥。二是社区化参与机制。哈耶克局部知识理论认为社区机制是有效的,利用社会资本建立贴近客户、对称信息的业务拓展机制,如小组联保机制④、业务决策社区参与机制⑤,并通过合作组织外在化操作

① 坎普森与韦利(Kempson & Whyley,1999)提出了金融排斥的六个维度指标:地理、评估、条件、价格、营销和自我排斥。

② G20峰会上专门讨论了3个普惠金融文件:《G20数字普惠金融高级原则》,《G20普惠金融指标体系》升级版,《G20中小企业融资行动计划落实框架》。

③ “小额”界定:国际社会一般以单笔贷款的平均贷款额度与人均GDP的比值来衡量。对于中低收入人群的贷款,最大比值一般在3以内;对于微小型企业的贷款,最大比值一般在5左右。

④ 由贷款者自愿组成一个(5人)小组,向小组发放贷款,小组成员对其他成员的违约承担一定担保责任;如果有人违约,那么小组中的所有人都不能再获得贷款——对抵押的替代形式,使成员间互相监督和责任连带。

⑤ 把分支机构直接建到社区,小贷村级小组、村支两委参与农户信用评级与信贷决策;实行信贷人员的片区制管理,聘请村级信贷联络员、支农协理员等。把小额信贷发放过程变成一个教育和培训客户的过程。

成本,利用社会资本替代抵押担保。三是检验性贷款和后续放款承诺、客户主动还款的守信激励机制创新。

其三,市场化运作使风险可控。一是公共资源介入,机理是将普惠服务的外部性内部化,使得信贷市场社会边际有效。核心是分担普惠风险与成本,如以财政支持建立风险基金,参与担保与保险,直接补贴性信贷如扶贫或妇女贷款方式等。二是利率市场化,据世界银行测算的小贷成本为 15% ~20% ,使其覆盖小贷成本和风险,确保财务可持续。三是长尾群体信用显化机制,如信用户(村镇)评定、增信机制,分期还款的风控机制等。

应当说,传统普惠金融对增收脱贫目标的实现功不可没,缓解了金融排斥程度,使得金融资源下沉农村区域与低收入小微群体。但难以改变金融服务精英格局,在财政资金有限前提下也难以改变金融服务乡村与小微群体的低收益高成本困局,尤其是乡村信用的拓荒与沉没成本高昂,需要普惠技术转型。

(二)数字金融的普惠逻辑与假说

首先,数字普惠降低金融服务的门槛效应。传统金融的征信评价是以收入和资产为门槛条件的,富裕群体因具有条件优势,更容易从信贷、投资、保险等金融服务中获得收益,而贫困群体则相反,愈加失去利用金融获取财富和发展的机会,金融成为高收入和富裕群体的俱乐部,扩大了城乡与贫富差距。由此,数字技术首要改变的是传统金融信用评价维度。与传统金融基于收入和财富的信用评价模式不同,配合场景信息、将“交易行为”数字纳入信用评估视野,突破了“收入与财富”的信用门槛,而交易是现代人生存的基本行为,真正将普惠扩展至“所有阶层”,尤其是穷人。

其次,交易成本骤降改善了金融服务的城乡二元非均衡效应。传统金融普惠以大量线下网点为支撑,难以降低金融服务成本。资本要素由于城乡交易成本、可抵押资产、农业贷款风险、低附加值等四个方面的差异会向城市聚集[13],导致城乡金融资源配置的二元形态。城市资本富裕,获取成本更低,更多人行使信贷权而获取发展机会;而农村地区资金更加稀缺,获取成本更高,更多人被排斥,扩大城乡收入差距。与传统金融信息获取和筛选、监督和风控的高成本相比,数字普惠金融线上的大数据分析、获信与监控方式成本骤降,如传统商行单笔 1 万元贷款的交易成本约 2000 元,而网商银行仅需 2.3 元。成本骤降使得交易边际曲线向外拓展,农村地区、贫困与低收入群体成为包容开发的重点,从而改善了金融服务城乡二元非均衡现实,缩小收入差距。

再者,精准普惠舒缓金融排斥效应。数字化技术通过网络可将金融服务提供到户,打破地理空间限制;降低金融服务价格,缓解对低收入群体的价格排斥;营销手段更具包容性,数字金融是以“具有交易能力”市场参与主体的累积数据开发的小额度信贷,采信依据是支付、合作等场景的数字化,更为精准化,排除了不具备能力者的信贷风险与寻租的高成本,且将自我排斥的潜在客户群体纳入。当然,受学习能力和素养水平所限,城镇与农村居民在掌握数字金融技术方面存在差异,普惠金融的数字化,可能会带来减缓城乡收入差距效应。

基于以上分析,提出本文的假说 1:

H1:数字普惠金融发展及其广度、深度、数字支持服务程度均可缩小城乡收入差距。

不同类型的数字普惠金融发展深度和广度不同,对城乡收入差距的影响具有异质性。由此提出假说 2:

H2:数字普惠金融的维度、功能要素影响城乡收入差距存在异质性。

参考郭福春等[14]的金融资源聚集的四阶段模型(如图 1 所示),结合数字普惠金融表征,分析数字普惠金融发展与城乡收入差距的相关性。在金融聚集初期(AB 段),社会生产力不发达,居民

收入较低,金融产业占比很小,金融投资和储蓄不具规模经济效应,城乡间金融二元化不明显。在金融聚集发展阶段(BC 段),经济稳步增长,城乡空间结构逐渐呈现,金融相关比率渐次上升,社会投资和储蓄行为渐趋活跃,金融要素向城市地区集聚,农村金融交易边缘化。金融的城乡资源配置二元不均衡与地区收入差距越来越明显。在金融聚集后期(CD 段),资源涌入金融聚集城市的速度变为减速上升态势,随边际效益递减,金融的城市获利空间收窄,逐渐向农村地区溢出,农村地区金融活跃度增强,农村地区经济发展,居民收入增长。在金融扩散阶段(DE 段),全社会居民收入和消费水平差距趋小,城乡间资本流动频率增加,呈现扩散效应,经济金融结构渐趋一元化,城乡收入差距进一步缩小。

结合胡宗义和胡亦文[15]的研究,本文画出了城乡资本积累差异和收入差距的关系图(如图 2 所示)。金融发展到一定程度时,城镇金融资本总量接近峰值,城乡收入差距达到最大值。受边际效益递减规律作用,金融资本向农村地区扩散,农村金融市场的资金稀缺状况得以改善,要素配置惠及更多农村居民,城乡收入差距逐渐缩小。据此提出假设 3:

H3:数字普惠金融的边际效应导致其与城乡收入差距存在非线性关系。

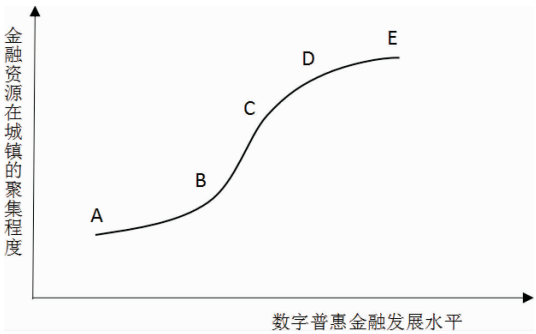


图 1 城乡金融资源集聚发展的阶段性

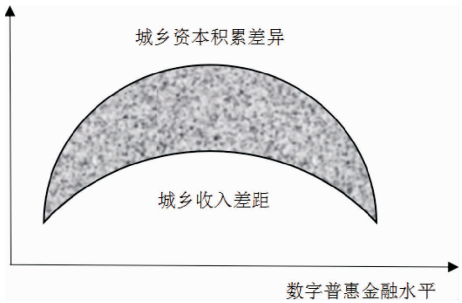


图 2 二者与城乡资本积累的关系

三、模型、数据与变量描述

(一)模型设定

本文分别构建非线性与线性面板模型验证数字普惠金融对城乡收入差距的影响,具体模型如下:

1. 线性面板模型

$$GAP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DFI(wide\backslash deep\backslash digit)_{i,t} + \alpha_2 X_{i,t} + \mu_i + \epsilon_{i.t} \quad (1)$$

为验证本文假设 1,构建模型(1)。其中 $GAP_{i,t}$ 是被解释变量城乡收入差距,α_0 为模型的截距项,α_1 为核心解释变量 DFI(wide\deep\digit)的系数,α_2 为其他控制变量系数,X_{it} 代指 $UR_{i.t}$,$IND_{i.t}$,$GOV_{i.t}$,$EDU_{i.t}$,$RGDP_{i.t}$,$OPEN_{i.t}$,i 表示具体地区,t 表示时间,μ 表示各省份不随时间变化的因素,ϵ 为误差扰动项。

$$GAP_{i.t} = \lambda_0 + \lambda_1(pay\backslash insurance\backslash credit\backslash invest\backslash fund\backslash integrity)_{i.t} + \lambda_2 X_{it} + \mu_i + \epsilon_{i.t} \quad (2)$$

为验证本文假设 2,构建模型(2)。其中 $GAP_{i,t}$ 是被解释变量城乡收入差距,pay 代表数字支付程度,insurance 代表保险使用程度,credit 代表信贷使用程度,invest 代表投资使用程度,fund 代表货基投资程度,integrity 代表信用服务程度。λ_0 为模型的截距项,λ_1 为核心解释变量 $pay\backslash insurance$

$\backslash credit \backslash invest \backslash fund \backslash integrity$ 的系数，λ_2 为控制变量系数，X_{it} 代指 $UR_{i.t}$，$IND_{i.t}$，$GOV_{i.t}$，$EDU_{i.t}$，$RGDP_{i.t}$，$OPEN_{i.t}$，i 表示具体地区，t 表示时间，μ 表示各省份不随时间变化的因素，ϵ 为误差扰动项。考虑到异方差问题，回归使用聚类稳健标准误。

2. 非线性模型（门限模型）

$$GAP_{i.t} = \theta_0 + \theta_1 DFI_{i.t} I(Q_{i.t} \leqslant \gamma) + \theta_2 DFI_{i.t} I(Q_{i.t} > \gamma) + \theta_3 X_{it} + \delta_{i.t} \quad (3)$$

为验证假设 3，构建模型（3）。城镇化是缩小城乡收入差距的动力之一，也是经济发展阶段的重要参考[16]，本文选择城镇化率（UR）为门限变量，即模型中的 Q。其中 $GAP_{i,t}$ 是被解释变量城乡收入差距，θ_0 为模型截距项，θ_1、θ_2 分别为不同门限区间的弹性系数，γ 为门限值，θ_3 为其他控制变量系数，X_{it} 代指 $UR_{i.t}$，$IND_{i.t}$，$GOV_{i.t}$，$EDU_{i.t}$，$RGDP_{i.t}$，$OPEN_{i.t}$，$I(\cdot)$ 为示性函数，满足括号内的条件时为 1，否则为 0。δ 为没有纳入模型的其他因素，其中 i 表示具体地区，t 表示时间。

（二）数据来源

本文选取中国 2011—2018 年省级面板数据进行实证，控制变量中的对外经济水平（OPEN）通过对外贸易总额占当地 GDP 的比重计算。西藏多年对外经济数值为 0，故样本将其剔除。数据来源于北京大学数字金融研究中心、历年《中国统计年鉴》、国家统计局官网。

（三）变量说明

1. 被解释变量：城乡收入差距（GAP）

为了数据的直观性，使用城乡居民可支配收入比值表示城乡收入差距，该计算方式已被学界普遍采用。

2. 核心解释变量：数字普惠金融发展水平

选取北京大学数字金融中心 2019 年 4 月公布的数字普惠金融指数为核心解释变量，该指数分为覆盖广度、使用深度、数字化程度三个维度。此外，还使用了支付、保险、信贷、投资、货基、征信等六个二级指数，其中货基指数从 2013 年、投资指数从 2014 年、征信指数从 2015 年开始编制，其余均从 2011 年开始编制。

3. 控制变量

借鉴已有做法，选择城镇化率、产业结构、财政支出、教育水平、经济发展水平、对外开放水平为控制变量。

（1）城镇化率（UR）。城镇化水平的提高能降低城乡收入差距[17]，用城镇人口与总人口之比表示。

（2）产业结构（IND）。产业结构会对城乡收入差距产生影响[18]，使用二三产业产值之和与 GDP 之比计算。

（3）财政支农水平（FGOV）。地方财政对城乡收入差距产生一定影响[19]，通过地方农林水务支出与一般性财政支出之比表示。

（4）教育水平（EDU）。教育水平高低会对城乡收入差距产生影响[20]，用每万人高中在校人数（只含普高）衡量。

（5）经济发展水平（RGDP）。经济发展水平与对外开放程度对城乡收入差距有影响[21]，以人均 GDP 指数并取对数（LnPGDP）来衡量。

（6）对外开放水平（OPEN）。以进出口总额与 GDP 的比值来衡量。

表 1 展示了有关变量的描述性统计结果。可以看出，中国城乡收入差距和数字普惠金融指数的标准差较大，说明各省之间的城乡收入差距与数字普惠金融发展具有较大差异。

表1 描述性分析

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
城乡收入差距	240	2.657	0.428	1.845	3.979
数字普惠金融	240	1.882	0.850	0.183	3.777
发展广度	240	1.679	0.827	0.020	3.539
使用深度	240	1.835	0.849	0.068	4.004
数字化程度	240	2.635	1.167	0.076	4.537
城镇化率	240	0.571	0.123	0.350	0.896
产业结构	240	0.902	0.051	0.738	0.997
教育水平	240	1.768	0.443	0.649	2.824
人均GDP	240	10.779	0.427	9.976	11.851
财政支农水平	240	0.247	0.102	0.110	0.627
对外开放水平	240	0.128	0.190	0.0001	1.066

四、实证分析

(一)基准回归与内生性讨论

根据F检验、豪斯曼检验结果(表2),应采用固定效应模型进行回归;根据回归结果(表3),初步得出中国数字普惠金融发展能有效收窄城乡收入差距结论。但基准模型中并没有考虑内生性问题,结果稳健与否还需进一步讨论。

表2 F检验、hausman检验结果

检验方法	统计值	*P*值	结论
*F*检验	48.62	0.00	拒绝混合回归
Hausman	117.28	0.00	使用固定效应

表3 数字普惠金融影响城乡收入差距的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	GAP	GAP	GAP	GAP	GAP	GAP
数字普惠金融	-0.031*(0.017)	-0.035**(0.017)	-0.056***(0.018)	-0.059***(0.018)	-0.063***(0.018)	-0.070**(0.033)
城镇化率	0.402***(0.052)	0.362***(0.058)	0.272***(0.067)	0.267***(0.066)	0.245***(0.064)	-2.052**(0.844)
产业结构		0.159(0.107)	0.133(0.106)	0.101(0.106)	0.124(0.105)	2.527**(1.012)
人均GDP			0.043***(0.016)	0.046***(0.016)	0.026(0.017)	-0.334**(0.154)
教育水平				-0.011*(0.006)	-0.011*(0.006)	-0.010(0.060)
财政支农					-0.164***(0.055)	2.757***(0.918)
对外开放水平						5.042***(1.670)

比较常见的内生性问题主要有模型中存在遗漏变量、被解释变量与解释变量存在反向因果关系两种。实证研究中遗漏变量难免,在选取控制变量时已对现有文献进行了梳理,尽可能做到减轻遗漏变量,此方面内生性可忽略。而被解释变量与解释变量的反向因果关系可能存在相关不足。因为城乡收入差距的大小与社会经济发展相关,一个地区经济发展会影响数字普惠金融发展程度[22]。为减小该内生性影响实证结果,尝试通过寻找工具变量法优化,如使用互联网普及率作为数字普惠金融工具变量[23]。但地区互联网普及率与城乡收入差距有关,不满足工具变量选取条件。参考李牧辰[1]的做法,选用各省份与杭州的球面距离作为工具变量,离杭州市越远的地区,数字普惠金融越难推广[24],且某地区城乡收入差距与到杭州距离间并无联系,满足工具变量选取条件。

因为选取的样本为均衡面板数据,而省份到杭州的球面距离是不变的,直接采用为工具变量会因固定效应模型的应用而难以度量。借鉴黄群慧等[25]做法,使用省会城市到杭州的距离和当期各数字普惠金融指数的交互项作为工具变量。

表 4 对比了固定效应模型与加入工具变量回归结果。沃尔德检验值表明不存在弱工具变量问题。从回归系数看,核心解释变量(IFI)的正负号与显著性没有发生改变,均表明数字普惠金融发展能缩小城乡收入差距,且在 1% 水平上显著,与假设一致。但加入工具变量后,缩小程度更明显。

表 4　工具变量回归对比

变量	固定效应回归	工具变量回归
数字普惠金融	-0.070** (0.033)	-0.209*** (0.051)
城镇化率	-2.052** (0.844)	-0.719(0.941)
产业结构	2.527** (1.012)	2.553** (1.034)
人均 GDP	-0.334** (0.154)	-0.009(0.182)
教育水平	-0.010(0.060)	-0.044(0.063)
财政支农	2.757*** (0.918)	4.499*** (1.060)
对外开放水平	5.042*** (1.670)	-0.972(0.235)
常数项	5.042*** (0.033)	——
Fixed effect	Yes	Yes
	第一阶段回归结果	
工具变量(distance)	——	0.499*** (0.039)
时间效应	Yes	Yes
Wald F	——	164.802 P = 0.000
Observations	240	240
R^2	0.623	0.593

(二)不同维度的差异性影响

根据表 5,不同维度的数字普惠金融均能缩小城乡收入差距。覆盖广度意味着拓展金融的地理和人口覆盖面,使得金融可触。可通过增扩数字金融基础设施,提高覆盖面而实施。使用深度意味着金融工具与金融产品种类更加丰富,能更大程度上匹配需求。可通过需求侧的金融知识普及与金融素养提高、供给侧的创新金融产品方式改善。数字化服务程度主要通过金融服务的低成本和便利性、门槛降低实现。数字金融普惠的不同维度降低城乡收入差距程度存在较大差异。

表 5　数字普惠金融的分维度实证结果

解释变量	固定效应模型	固定效应模型	固定效应模型
发展广度	-0.276*** (0.072)		
使用深度		-0.268*** (0.086)	
数字化程度			-0.088*** (0.021)
城镇化率	0.429(1.165)	-0.486(0.246)	-2.061*** (0.763)
产业结构	2.922* (1.077)	3.433** (1.355)	1.644* (0.995)
人均 GDP	0.056(0.201)	0.079(0.253)	-0.130(0.153)
教育水平	-0.060(0.067)	-0.053* (0.082)	-0.022(0.058)
财政支农	5.163*** (1.214)	5.034(1.469)	3.488*** (0.868)
对外开放水平	-1.106(0.262)	-1.170(0.335)	-0.716*** (0.199)
时间效应	Yes	Yes	Yes
Wald F	88.402	33.294	116.107

（三）不同功能的差异性影响

根据表6，数字支付、小额保险、网络信贷可缩小城乡收入差距；小额理财对城乡收入差距的作用为负，但不显著；小额投资、信用服务对城乡收入差距的作用为正向，但不显著。这与假设2部分一致，数字支付、小额保险、网络信贷等降低了金融服务门槛，提高了服务的便利程度，缩小城乡收入差距显著。小额理财、小额投资、信用服务在金融市场中占比小，对城乡收入差距的影响微乎其微；也可能出于数据跨度太短等问题，实证结果并不显著。

表6 数字普惠金融的分功能实证结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字支付	-0.267***(0.099)					
网络信贷		-0.036***(0.007)				
小额保险			-0.043***(0.117)			
小额理财				-0.329(0.486)		
小额投资					0.001(0.005)	
信用服务						0.086(0.121)
城镇化率	0.838(1.599)	-0.548*(0.282)	-2.361***(0.766)	-3.948***(0.246)	-0.909***(0.263)	-0.581(0.517)
产业结构	3.372***(1.183)	1.698***(0.353)	2.4183**(0.9908)	0.785**(0.962)	1.311***(0.348)	1.163**(0.516)
人均GDP	-0.169(0.193)	-0.158***(0.047)	-0.162(0.158)	-0.167(0.198)	-0.129***(0.045)	-0.121(0.113)
教育水平	-0.121(0.089)	0.005(0.812)	-0.009(0.059)	-0.007(0.0547)	-0.006(0.025)	-0.049(0.038)
财政支农	5.134***(1.528)	0.323(0.203)	2.692***(0.823)	2.299**(1.027)	-0.052(0.240)	-0.644(0.604)
对外开放水平	-1.602***(0.462)	-0.177**(0.081)	-0.655***(0.200)	-0.169(0.324)	-0.011(0.077)	-0.059(0.129)
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Wald F	37.891	92.017	140.832	9.187	71.039	0.837

（四）稳健性检验

稳健性检验的常用方法有替换关键变量、按不同划分方式拆分样本、更换计量方法三种。在此使用替换被解释变量方式。本文借取已有研究用泰尔指数替换因变量[26]。泰尔指数计算公式为：

$$GAP_{it} = \sum_{j=1}^{2} \frac{p_{jt}}{p_t} \ln\left(\frac{\frac{p_{jt}}{p_t}}{\frac{z_{jt}}{z_t}}\right)$$

上式中，j表示城镇地区与农村地区，$j=1$为城镇，$j=2$为农村；zjt表示t时期的城或乡人口，zt为t时期的总人口，pjt表示t时期城或乡总收入，pt为t时期的总收入。

表7整理了替换被解释变量后各核心解释变量的系数与显著性水平，结果显示，新的回归结果与替换被解释变量前的结果基本一致，表明回归结果较为稳健。

表7 稳健性检验结果

变量	系数
数字普惠金融	-0.021***(0.007)
发展广度	-0.044***(0.013)
使用深度	-0.013**(0.006)
数字化水平	-0.054**(0.002)
数字支付	-0.026**(0.013)
网络信贷	-0.070***(0.042)
小额保险	-0.008***(0.002)
小额理财	0.273(0.433
小额投资	-0.078(0.078)
信用服务	0.013(0.009)

(五)非线性讨论

借鉴 Wang 的研究[27],将数字普惠金融指数(IFI)作为核心解释变量,将城镇化率(UR)作为门限变量,通过自举法(Bootstrap)获得变量的回归结果。表 8 的结果显示,二者之间存在单门限效应,因而使用单门限效应模型进行门限值与回归系数的估计。

根据表 9 的结果,门限值为 0.862。表 10 的结果表明,当城镇化率在 0.862 水平以下时,数字普惠金融与城乡收入差距正相关,在 0.862 水平之上时则相反。这和理论分析与假设 3 推理一致。当城镇化率较低时,农村居民利用数字普惠金融不及城镇居民,资本集聚于城镇会进一步扩大城乡收入差距;而城镇化率处于较高水平时,资本的城镇获利空间不足,会逐渐向农村地区转移,从而缩小城乡收入差距。

表 8　门限效应检验

	F 统计量	*P* 值	10%	5%	1%
单门限检验	79.40	0.00	25.19	32.53	45.49
双门限检验	15.62	0.39	50.38	111.62	170.08

表 9　门限模型回归结果

门限值	估计值
0.862	0.862
变量	系数
城镇化率	−0.217*(0.125)
产业结构	0.098(0.119)
人均 GDP	0.060***(0.022)
教育水平	−0.004(0.007)
财政支农	−0.048(0.074)
对外开放水平	0.010(0.026)
DFI(UR≤0.8620)	0.016***(0.005)
DFI(UR>0.8620)	−0.022***(0.006)
固定效应 F 值	F=43.15 P=0.00

(六)门限效应的稳健性讨论

考虑到我国东西中部数字普惠金融发展的初始条件不同,经济发展也有较大差异,进而分东、西、中部地区进行门限估计,以保证结果的稳健。根据表 11 的回归结果,东、西、中地区都存在单一门限。东部地区城镇化率低于 0.872 时,城乡收入差距收窄;高于 0.872 时城乡收入差距会扩大。西部地区城镇化率小于或大于 0.492 时,均存在收窄效应,但低城镇化率时缩小力度更大。中部地区城镇化率小于或大于 0.545 时,数字普惠金融均会缩小城乡收入差距,低城镇化率时缩小程度更大。总之,分地区回归结果表明:数字普惠金融在东、西、中部均能非线性影响与收敛城乡差距。

表 10　门限检验结果

	东部地区	西部地区	中部地区
单门限检验	P=0.00	P=0.09	P=0.02
双门限检验	P=0.14	P=0.13	P=0.21

表 11　分区域回归结果

门限类型	东部地区 单门限	西部地区 单门限	中部地区 单门限
Threshold	0.872	0.492	0.545
DFI(UR≤ Threshold)	−0.088**(0.041)	−0.357***(0.069)	−0.246***(0.060)
DFI(UR > Threshold)	0.195***(0.043)	−0.309***(0.066)	−0.192***(0.058)
固定效应 F 值	19.03	25.14	17.33

五、结论与讨论

本文构建面板模型对数字普惠金融影响城乡收入差距进行了检验,并使用门限模型探究了二者的非线性关系,并考虑了不同因素的异质性。结论如下:其一,数字普惠金融在不同维度均能缩小城乡收入差距。其二,数字支付、小额保险、网络信贷等降低金融服务门槛,增加金融服务便利

性,显著缩小城乡收入差距;小额理财、小额投资、信用服务等在金融市场中占比小,作用不显著。其三,数字普惠金融指数与城乡收入差距存在单门限效应;城镇化率的门限值为0.862,当城镇化率低于0.862时,数字普惠金融发展扩大城乡收入差距;高于0.862时作用相反。

基于结论,政策启示如下:第一,推动农村数字化转型深化普惠金融服务深度。数字普惠金融能显著缩小城乡收入差距,提高数字普惠金融水平可通过两个方面:一是现有金融机构的服务数字化,用数字化技术改造传统金融服务,降低服务成本,扩展金融触网面,提高服务广度;二是以数字化技术创新服务业态,拓展新的服务领域,基于农村金融需求异质性创新产品,优化信贷使用权,增强金融服务深度。第二,优化基础性金融服务的数字化普惠水平。首先通过新基建强化农村数字覆盖,为乡村数字化提供技术条件支持;其次,加强在数字支付、小额保险、网络信贷方面的服务供给,并以基础金融服务的便利性及收益诱导农村居民参与金融活动。第三,加强衔接数字普惠金融服务与城镇化。门限效应显示合理的城镇化率能缩小收入差距。应当持续优化数字普惠金融服务城镇化的能力,并与城镇化相容性发展。

参考文献:

[1]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(3):132-145.

[2]黄益平. 普惠金融难度大,互联网金融解决了痛点[J]. 金融经济,2016(9):21-22.

[3]OZILI,PETERSON K. Impact of digital finance on financial inclusion and stability[J]. Borsa Istanbul Review, 2018(4):329-340.

[4]SUTHERLAND W,JARRAHI M H. The Sharing Economy and Digital Platforms: A Review and Research Agenda[J]. International Journal of Information Management, 2018, 43(DEC.):328-341.

[5]王海军,王念,戴冠. "普惠"金融背景的互联网金融——理论解构与政策分析[J]. 上海金融学院学报,2014(4):32-44.

[6]谢平. 互联网金融技术上可取代央行[J]. 上海经济,2014(7):15.

[7]焦瑾璞,孙天琦,黄亭亭,等. 数字货币与普惠金融发展——理论框架、国际实践与监管体系[J]. 金融监管研究,2015(7):19-35.

[8]张晓燕. 互联网金融背景下普惠金融发展对城乡收入差距的影响[J]. 财会月刊,2016(17):94-97.

[9]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.

[10]张子豪,谭燕芝. 数字普惠金融与中国城乡收入差距——基于空间计量模型的实证分析[J]. 金融理论与实践,2018(6):1-7.

[11]赵丙奇. 中国数字普惠金融与城乡收入差距——基于面板门限模型的实证研究[J]. 社会科学辑刊,2020(1):196-205.

[12]张少宁. 商业银行服务乡村振兴的普惠路径[J]. 华南农业大学学报(社科版),2021(5):70-76.

[13]薛宝贵,何炼成. 市场竞争、金融排斥与城乡收入差距[J]. 财贸研究,2016(1):1-8.

[14]郭福春,周建松,郭延安. 金融资源集聚与扩散视角下浙江城乡金融和谐发展研究[J]. 浙江金融,2008(4):20-22.

[15]胡宗义,刘亦文. 金融非均衡发展与城乡收入差距的库兹涅茨效应研究——基于中国县域截面数据的实证分析[J]. 统计研究,2010(5):25-31.

[16]白钦先, 谭庆华. 论金融功能演进与金融发展[J]. 金融研究, 2006(7):41-52.

[17]胡荣才,冯昶章. 城乡居民收入差距的影响因素——基于省级面板数据的实证研究[J]. 中国软科学,2011(2):69-79.

[18]徐远华. 金融发展对城乡收入差距的影响——基于中部六省2000-2011年面板数据的实证分析[J]. 科学决

策,2014(3):44 – 64.
[19]王艺明,蔡翔. 财政支出结构与城乡收入差距——基于全国东、中、西部地区省级面板数据的经验分析[J]. 上海财经大学学报,2010(5):73 – 80.
[20]孙继国,赵俊美. 普惠金融是否缩小了城乡收入差距? ——基于传统和数字的比较分析[J]. 福建论坛(人文社会科学版),2019(10):179 – 189.
[21]李志军,张名誉. 普惠性金融发展与收入差距的非线性关系研究[J]. 统计与决策,2015(22):158 – 161.
[22]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.
[23]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(1):33 – 41.
[24]王瑶佩,郭峰. 区域数字金融发展与农户数字金融参与:渠道机制与异质性[J]. 金融经济学研究,2019(2):84 – 95.
[25]黄群慧, 余泳泽, 张松林. 互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J]. 中国工业经济, 2019(8):5 – 23.
[26]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.
[27]WANG Q. Fixed-Effect Panel Threshold Model using Stata[J]. The Stata Journal, 2015(1):121 – 134.

Logic of Inclusive Finance, Digital Transformation and Urban-Rural Income Gap

ZHANG Le-zhu, GAO Shi-ran
(*College of Economics & Management, South China Agricultural University, Guangzhou* 510642, *China*)

Abstract: Based on the inclusive logic of traditional finance and digital finance, this paper discusses the relationship between digital inclusive finance and urban-rural income gap by using the panel model and the provincial panel data of China from 2011 to 2018. The empirical results show that digital financial inclusion significantly reduces the urban-rural income gap, however there is heterogeneity among different dimensions and functions. Digital payment, small insurance and online credit significantly reduce the gap, while small finance, small investment and credit services have no significant impact. There is a single threshold effect between digital financial inclusion and the urban-rural income gap. When the urbanization rate is below 0.862, the development of digital financial inclusion will expand the urban-rural income gap, and vice versa. This paper puts forward policy suggestions on deepening the depth of inclusive financial services through rural digital transformation, optimizing the digital inclusive level of basic financial services, and enhancing the connection between digital inclusive financial services and urbanization.

Key Words: digital inclusive finance; rural digital transformation; urban-rural income gap; financial services