

【区域与农村金融】

数字普惠金融对城乡 贫富差距的影响研究

——基于数字鸿沟的调节效应分析

陈银娥 邹一源 李鑫

【摘要】数字普惠金融的普惠作用能够有效弥合城乡贫富差距,但数字鸿沟的存在会产生阻碍作用。本文基于2011—2020年间中国31个省份的统计数据,使用固定效应和调节效应模型对数字普惠金融缩小城乡贫富差距和数字鸿沟的影响情况进行分析。结果显示:中国各省份数字鸿沟水平总体上呈现收敛趋势,西部地区数字鸿沟现象最严重,收敛趋势也最明显;数字普惠金融发展具有“普惠性”,能够显著缩小任意数字鸿沟水平下的城乡贫富差距;普惠金融数字化及信贷业务维度的发展也能抑制数字鸿沟的进一步扩大;数字鸿沟的存在对数字普惠金融缩小城乡贫富差距能形成明显阻碍。进一步研究显示,数字普惠金融的使用深度比覆盖广度更能够促进城乡贫富差距的缩小,但各项金融业务单独促进贫富收敛效应微弱。基于上述结论,本文建议:不断提升数字发展水平,收敛数字鸿沟;深化数字技术在金融业中的应用,持续推进数字普惠金融发展;多举措推动数字普惠金融与乡村经济良性互动发展,不断缩小贫富差距。

【关键词】数字普惠金融;数字鸿沟;城乡贫富差距

【作者简介】陈银娥,邹一源,长沙理工大学经济与管理学院;李鑫,湖南财政经济学院金融学院。

【原文出处】《宏观经济研究》(京),2023.10.4~22,40

【基金项目】本文得到国家社会科学基金重点项目“普惠金融发展促进巩固拓展脱贫攻坚同乡村振兴有效衔接的机制与路径研究”(项目编号:21AJL007)和湖南省教育厅科学研究项目“数字普惠金融发展促进农业碳减排的机制与路径研究”(项目编号:22C0687)的资助。

一、引言

随着数字化浪潮的兴起及数字技术的广泛应用,金融领域出现了一种新型金融服务模式——“数字金融”。数字金融通过数字技术实现融资、支付、投资和信息中介的功能,能有效弥补传统金融的诸多不足,是推进普惠金融发展的重要载体(王修华和赵亚雄,2022)。数字普惠金融可以让受到金融排斥、难以享受正常金融服务的群体获得普惠金融服务,包括支付、信贷、储蓄、保险和证券等(黄倩、李政和熊德平,2019),既能满足服务对象的切身需求,又能兼顾客户的负担能力和服务供应方的稳定收益(Lauer和Lyman,2015),因而有助于收敛贫富差距,

缓解相对贫困。然而,由于数字资源分布不均,数字技术发展过程中往往伴随着数字鸿沟现象,如由通讯基础设施分布不均或经济负担能力差异导致的信息通信技术(Information and Communication Technology, ICT)可接入性的差异(即一级数字鸿沟),以及由年龄、受教育水平等因素的差异导致接入者对信息鉴别和ICT利用能力的差异(即二级数字鸿沟)(徐芳和马丽,2020)。值得注意的是,“数字优势”群体比“数字劣势”群体能更加充分地享受到数字普惠金融服务,从而使自身状况更加迅速地改善,这会造成贫富差距的产生和扩大,导致“数字排斥”。因此,研究数字普惠金融发展对贫富差距的影响以及数字鸿

沟在其中扮演的角色具有重要意义。

国内外学者关于数字鸿沟与数字普惠金融发展减贫的研究主要集中在以下方面。第一,数字鸿沟的存在会影响数字普惠金融发展的减贫效应,且对不同群体的影响存在差异。一些研究发现,相对于贫困群体而言,非贫困群体受数字鸿沟影响的程度相对较小,数字普惠金融的减贫效果在高收入国家和经济发达地区更加明显(星焱,2021)。这是因为非贫困群体即使受到传统金融排斥,由于其在数字基础设施、受教育程度上的优势,既能访问到更全面、更优质的数字资源,又能将其更加有效地加以利用,配置金融资产(王修华和赵亚雄,2020)、防范金融风险(Dohmen等,2010),从中获取经济效益(邱泽奇等,2016)、减少风险带来的损失,从而提升自身收入水平。第二,数字鸿沟的存在使数字普惠金融发展对非贫困群体消费的促进作用大于对贫困群体消费的促进作用。贫困群体在受教育程度和认知能力上往往低于非贫困群体,存在二级数字鸿沟。而数字普惠金融发展水平对居民消费的促进效应与其受教育年限、认知能力和家庭收入具有明显的正向关系(易行健和周利,2018),这在一定程度上会拉大贫困群体与非贫困群体间的消费差距。第三,数字鸿沟的存在使得贫困群体面临更大的失业风险。由于非贫困群体较贫困群体能更多地接触和有效利用互联网(胡鞍钢和周绍杰,2002),更充分地享受数字普惠金融带来的机会,从而挤占未能接触到互联网居民可获取的潜在资源,由此产生的信息不对称(李继尊,2015)使得处于数字劣势的贫困群体失业风险增加(何宗樾、张勋和万广华,2020)。因此,数字金融发展过程中往往会呈现贫富群体、城乡地区居民在接入和使用数字普惠金融服务时存在鸿沟的现象(Tay、Tai和Tan,2022)。第四,数字普惠金融发展也能够抑制数字鸿沟及其所带来的负面影响。尽管数字普惠金融难以直接改善处于“数字劣势”群体的生活境况,但数字金融发展的溢出效应能够间接改善他们的金融服务可得性,既通过助力区域经济增长来使处于“数字劣势”群体获益,又通过促进农业向非农业的就业结构转型使其工资性收入、经营性收入和消费支出提升,进而抑制数字鸿沟的扩大(张勋等,2021)。

总体来看,现有文献主要研究了数字普惠金融对居民收入、消费、就业的影响,分析了数字鸿沟在数字普惠金融发展过程中产生的影响,成果丰硕。但鲜有文献综合考虑数字鸿沟直接研究数字普惠金融发展与城乡贫富差距之间的关系及数字鸿沟在其中扮演的角色。中国各地之间的数字鸿沟情况究竟如何?给定数字鸿沟水平下,数字普惠金融发展是否可以缓解相对贫困、缩小贫富差距?数字鸿沟是否以及如何影响数字普惠金融减缓贫困程度?这些都是需要进行深入系统研究的重要问题。为此,本文基于国家统计局、《中国统计年鉴》、中国家庭追踪调查(CFPS)、北京大学数字普惠金融指数等统计数据,使用2011—2020年间的省级面板数据,构建数字发展和数字鸿沟指标评价体系,研究数字鸿沟视角下数字普惠金融发展与城乡贫富差距之间的关系,以期为进一步促进数字普惠金融发展、缩小城乡贫富差距提供参考借鉴。

二、数字普惠金融影响城乡贫富差距的理论分析

理论研究和实践表明,数字普惠金融能够有效缓解绝对贫困和相对贫困,但数字鸿沟的存在会对数字普惠金融相对贫困的缓解形成阻碍。

(一)数字普惠金融发展具有“普惠性”,有助于缩小城乡贫富差距

数字普惠金融将数字技术引入农村金融体系,可以有效缓解弱势群体、中小微企业及农村经济发展的融资约束,激励弱势群体中小微企业创新创业,促进农村经济发展,在消除绝对贫困、缩小城乡贫富差距中起着十分重要的作用。

第一,数字普惠金融发展可以通过提升金融可得性和促进经济增长来缓解绝对贫困。一方面,数字普惠金融发展能够提升低收入人群的信贷可得性(Yue等,2022)、金融资产可得性(王修华和赵亚雄,2022),从而提升其金融可得性。低收入人群的金融可得性增强有助于提高这部分群体的生产能力,进而实现减贫增收,缓解绝对贫困(陈银娥,2020)。另一方面,数字普惠金融发展能够促进居民消费(张勋等,2020;易行健和周利,2018)、促进收入增长(黄倩、李政和熊德平,2019)、促进创业(谢绚丽等,2018),从而促进经济持续增长(Liu等,2021;Ozturk

和 Ullah, 2022; Shen、Hu 和 Hueng, 2021), 通过经济增长的涓滴效应惠及穷人, 帮助其缓解贫困(陈银娥, 2020)。

第二, 数字普惠金融通过缩小城乡家庭之间金融可得性差距来缓解相对贫困。数字普惠金融因其低门槛(宋科、刘家琳和李宙甲, 2022)、弱排斥和普惠性(方观富和蔡莉, 2022)等特点, 有助于降低金融交易成本(谢平和邹传伟, 2012), 弱化信贷约束, 降低金融服务准入门槛, 提升支付的便利性, 从而提高贫困群体的金融可得性(周利、冯大威和易行健, 2020; 张勋等, 2020), 破除金融排斥, 缓解相对贫困。而且, 数字普惠金融发展有助于改善收入分配(黄倩、李政和熊德平, 2019), 让贫困群体享受“后发优势”(樊轶侠、徐昊和马丽君, 2022), 对农村居民消费、收入水平的提升作用显著高于城镇居民(周利、冯大威和易行健, 2020; 易行健和周利, 2018), 从而有助于改善收入分配结构, 弥合可得性差异, 缓解相对贫困。另外, 数字普惠金融通过扩大风险分担网络、增进信任机制, 缓解信贷约束、化解农业风险(张勋等, 2019; 张勋等, 2020), 既能提高低收入群体风险承担能力(Jack、Ray 和 Suri, 2013), 又能帮助已遭受风险冲击的家庭平稳消费(李政和李鑫, 2022), 从而缩小可得性差异, 缓解相对贫困。数字普惠金融的减贫机制见图 1。为此, 本文提出假设 1: 数字普

惠金融发展具有“普惠性”, 有助于缩小城乡贫富差距。

(二) 数字鸿沟会对数字普惠金融相对贫困的缓解形成阻碍

数字鸿沟^①(Digital Divide or Digital Gap) 又称为信息鸿沟, 是指不同人群所拥有和掌握的信息、获取信息的技术及能力等存在差异而导致贫富差距加大。因而, 数字鸿沟的存在会阻碍数字普惠金融对相对贫困的缓解。

第一, 一个地区数字基础设施的分布情况会对当地的贫困缓解情况产生重要影响。数字基础设施的不断建设和完善升级, 有助于降低居民信息接入成本, 帮助其寻找到合适的就业岗位信息、增加就业机会(Del Carpio 等, 2022), 从而显著降低家庭陷入贫困的概率(Medeiros、Ribeiro 和 Do Amaral, 2021)。相比于数字基础设施分布稀疏、设备落后的地区, 数字基础设施分布越密集、更新程度越高的地区居民信息接入成本更低, 能更加便捷地访问数字资源, 享受数字普惠金融发展带来的便利, 从而率先接触到更多关键信息, 利用“信息差”挤占弱势一方的资源如就业机会(何宗樾、张勋和万广华, 2020), 进而更快实现财富的积累, 最终导致“接入鸿沟”。

第二, 居民认知水平决定了其对数字化产品的使用方式, 并对数字普惠金融的减贫效果产生影响。

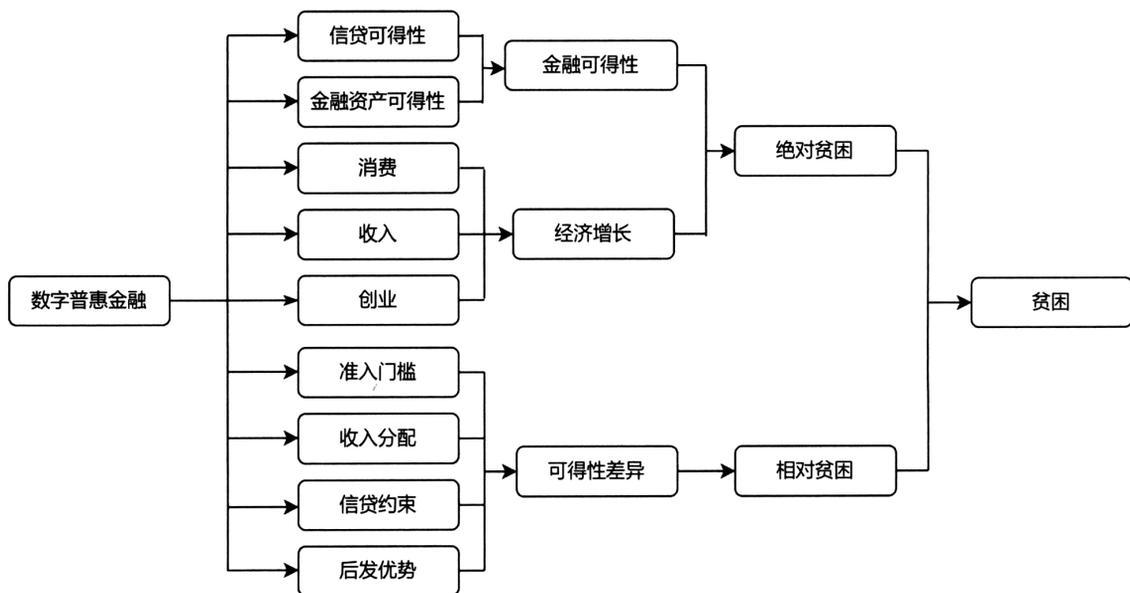


图 1 数字普惠金融的减贫机制

一般来说,认知水平高的居民往往比认知水平低的居民有着更高的数字素养和金融素养。数字素养越高的群体越善于利用网络技术发现机遇,既能准确地检索到有用信息,又能对良莠不齐的海量网络内容有所甄别,过滤掉低质量内容。而且高金融素养的群体更能有效利用所获取的信息并给自己带来经济效益,既可以从新闻时事和政策动态中发现社会动向和时代风口,又能利用数字金融服务对自己的资产进行有效管理,如通过理财产品让自己的资产实现保值升值、通过借贷业务实现资金的融通满足商业经营的运行、通过购买保险来降低风险事件带来的损失,等等。高素养群体不仅能从机遇中创造价值、增加收入,而且能借助金融服务降低生活成本和意外损失,相比低素养群体能更快实现财富的积累,从而产生“使用鸿沟”。

总体来看,处于“数字优势”的群体比处于“数字劣势”的群体更容易从数字普惠金融发展中获得益处,而农村相对贫困群体往往处于“数字劣势”。因此,即使数字普惠金融发展对贫困群体生活的改善作用大于对富裕群体的改善作用,而数字鸿沟的存在则可能会削弱这种效应。数字鸿沟对数字普惠金融减贫的影响机理见图2。为此,本文提出假设2:数字鸿沟的存在会阻碍数字普惠金融缩小城乡贫富差距的作用。

三、实证检验与结果分析

为了验证上述理论假设,本文通过构建数字发展及数字鸿沟指标评价体系,使用2011—2020年间的省级面板数据,研究数字鸿沟视角下数字普惠金融发展与城乡贫富差距之间的关系。

(一)模型构建与数据来源

1. 变量选取

综合考虑指标选取的合理性和可得性,本文对被解释变量、解释变量、调节变量和控制变量的指标选取如下。

(1)被解释变量:泰尔指数(Theil)。衡量城乡贫富差距的指标主要包括基尼系数、城乡收入比、城乡消费比(黄倩、李政和熊德平,2019)和泰尔指数(李牧辰、封思贤和谢星,2020;陈东平、丁力人和高名姿,2022)等。综合来看,泰尔指数能兼顾收入分布情况和人口结构,从而优于未考虑人口结构的城乡收入比和城乡消费比指标;同时,泰尔指数比基尼系数对两端收入变动更加敏感(陈东平、丁力人和高名姿,2022),同解释变量和控制变量之间的相关性更高,更适合于城乡收入差距的分析。因此,本文以泰尔指数作为实证模型的被解释变量,而将城乡收入比、基尼系数^②和城乡消费比作为代理变量,用于稳健性检验中替换原被解释变量。

(2)解释变量:数字普惠金融发展指数(digiF)。

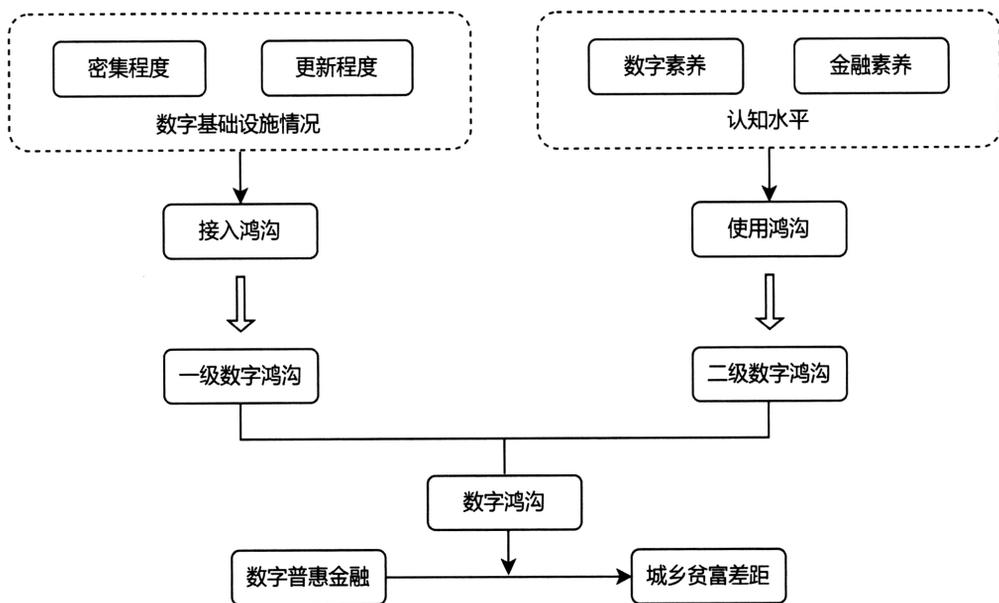


图2 数字鸿沟对数字普惠金融减贫的影响机理

本文采用北京大学数字普惠金融指数中的省级数字普惠金融发展指数作为解释变量,描述各省份数字普惠金融发展情况。该指数从数字普惠金融的覆盖广度、使用深度和数字化程度三个维度进行构建,其中,使用深度指数包括支付、信贷、保险、货币基金、投资等分类指数,能较为全面地反映数字普惠金融发展情况(郭峰和熊云军,2021),被广泛应用于国内数字金融的相关学术研究中。

(3)调节变量:数字鸿沟指数(digiG)。学术界关于数字鸿沟程度及相关指标评价体系的构建尚未形成统一意见。目前的主流观点认为,数字鸿沟至少包含接入型数字鸿沟(一级数字鸿沟)和使用型数字鸿沟(二级数字鸿沟)(徐芳和马丽,2020)。因此,本文重点考虑“接入鸿沟”和“使用鸿沟”,分别构建数字基础设施和数字金融应用两个中间指标,在此基础上参考张家平、程名望和龚小梅(2021)城乡数字鸿沟指标的方法,进一步构建数字鸿沟指标评价体系。其中,数字基础设施的二级指标参考李豫新和李枝轩(2022)及张旺和白永秀(2022)构建数字经济发展水平指标评价体系中数字基础设施维度所选取指标,包括移动电话普及率、光缆建设水平和互联网普及率;数字金融应用的二级指标参考北京大学数字普惠金融指数。具体公式如下:

$$G_n^j = \frac{\max D_n^j}{D_n^j} - 1 \quad (1)$$

(1)式中, D_n^j 表示第*i*年省份*j*的数字发展指标*n*的取值; G_n^j 表示第*i*年省份*j*的数字鸿沟指标*n*的取值。*G*越大,表示该省份当年与数字发展情况最好的省份间差距越大,即数字鸿沟程度越严重;*G*越小,表示数字鸿沟程度越轻微;当*G*=0时,表示该省份在该年不存在相应的数字鸿沟情况。最后,使用基于面板数据的熵值法(张旺和白永秀,2022),确定出各二级指标权重并计算出相应的综合指数,作为实证分析中的调节变量。数字鸿沟指标体系见表1。

(4)控制变量:本文参照宋科、刘家琳和李宙甲(2022)及陈东平、丁力人和高名姿(2022)的研究,选取GDP增长率、金融业增加值占GDP比重、第三产业增加值占GDP比重、地方财政预算支出占GDP比重和每十万人人口高等教育平均在校生人数(取对数),分别控制经济发展水平、传统金融发展水平、产业结构、财政支出和教育水平对城乡贫富差距造成的潜在影响(李牧辰、封思贤和谢星,2020)。

上述被解释变量、解释变量、调节变量和控制变量定义如表2所示。

2. 模型设定

本文针对假设1和假设2,构建如下实证模型:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Indigi}F_{it} + \beta^T X_{it} + \phi_i + \varphi_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

表1 数字鸿沟指标评价体系

中间指标			数字鸿沟		数据来源
一级指标	二级指标	计算公式	一级指标	二级指标	
数字基础设施 D_1	移动电话普及率 D_{11}	信息传输计算机 固定投资总额	一级数字 鸿沟 G_1	移动电话普及鸿沟 G_{11}	国家统计局
	光缆建设水平 D_{12}	光缆长度/地区面积		光缆建设水平鸿沟 G_{12}	国家统计局、 《中国统计年鉴》
	互联网普及率 D_{13}	互联网宽带接入端口(万个)/年末常住人口(万人)		互联网普及鸿沟 G_{13}	国家统计局、 《中国统计年鉴》
数字金融应用 D_2	覆盖广度 D_{21}	数字普惠金融覆盖广度	二级数字 鸿沟 G_2	覆盖广度鸿沟 G_{21}	北京大学数字 普惠金融指数
	使用深度 D_{22}	数字普惠 金融使用深度		使用深度鸿沟 G_{22}	北京大学数字 普惠金融指数
	普惠金融数字 化程度 D_{23}	普惠金融 数字化程度		普惠金融数字化鸿沟 G_{23}	北京大学数字 普惠金融指数

表 2

变量定义

类别	名称	符号	含义
被解释变量	城乡收入差距	Theil	泰尔指数
代理变量	城乡收入比	CTR_Inc	城镇人均可支配收入/乡村人均可支配收入
	基尼系数	Gini	基于收入的基尼系数
	城乡消费比	CTR_Con	城镇人均消费/乡村人均消费
解释变量	数字普惠金融发展指数	digiF	数字普惠金融发展水平
调节变量	数字鸿沟水平	digiG	数字鸿沟指数乘上 10000
控制变量	经济增长水平	gdp	GDP 增长率
	传统金融发展	tradF	金融业增加值占 GDP 比重
	产业结构	indus	第三产业增加值占 GDP 比重
	财政支出	gov	地方财政预算支出占 GDP 比重
	教育水平	edu	每十万人人口高等教育平均在校生人数(取对数)
工具变量	数字发展水平	digiD	除该省份以外的其他省份的数字普惠金融发展指数均值
	同上海市的距离与数字普惠金融指数的乘积	DS_I	该省份到上海市的距离与数字普惠金融发展指数的乘积

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Indigi}F_{it} + \beta_2 \text{Indigi}G_{it} + \beta^T X_{it} + \phi_i + \varphi_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Indigi}F_{it} + \beta_2 \text{Indigi}G_{it} + \beta_3 \text{Indigi}F_{it} \times \text{Indigi}G_{it} + \beta^T X_{it} + \phi_i + \varphi_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

Y_{it} 代表第 t 年省份 i 的城乡贫富差距水平, β_0 为常数, X 为控制变量集合, ϕ_i 和 φ_t 分别为时间和区域固定效应, ϵ_{it} 为随机残差。若模型(2)和模型(3)中数字普惠金融发展指数的系数 β_1 显著为负, 则说明给定任意水平的数字鸿沟下数字普惠金融发展都能够有效缩小城乡贫富差距, 缓解相对贫困, 从而可以验证大部分学者的研究结论。为验证假设 2, 本文引入数字普惠金融发展指数和数字鸿沟指数交乘项构建模型(4), 若在 β_1 显著为负的前提下 β_3 显著为正, 则说明数字鸿沟的扩大对数字普惠金融缩小城乡贫富差距具有负向调节作用, 即数字鸿沟的存在会阻碍数字普惠金融对相对贫困的缓解。

模型(3)可能存在由反向因果导致的内生性问题。理论上, 数字鸿沟的加深会拉大地区间贫富差距, 但贫富差距的扩大可能会进一步加深数字鸿沟。越是富饶的地区往往有着更优质的数字基础设施和更高素养的居民。因此, 相对贫困地区可能存在一定程度的“接入鸿沟”和“使用鸿沟”。本文采用内生变量滞后一期的方法和工具变量法来应对潜在的内生性问题, 工具变量选取数字发展水平和该省份

到上海市距离同数字普惠金融指数之积^④。

3. 数据来源

本文参考陈东平、丁力人和高名姿(2022)的方法, 根据各地城镇和乡村人口数、人均可支配收入、人均消费支出等基础数据计算泰尔指数; 参照胡祖光(2004)和田卫民(2012)的方法, 根据各地县区级人均收入、城镇居民人均收入和农村居民人均收入等指标计算出其所属省份的收入基尼系数。以上指标及控制变量数据均来源于各省统计局和国家统计局网站、《中国县域统计年鉴》、《中国统计年鉴》和中国人民银行官网等。

(二) 实证分析

本文首先对表 2 中所列主要变量两两间计算 Pearson 相关系数, 得到如图 3 所示的相关性矩阵图; 然后根据表 1 所构建的指标体系测算出 2011—2020 年中国 31 个省份数字鸿沟的变化趋势, 得到如图 4 所示的数字鸿沟变化趋势图。

从图 3 可以看出, 城乡贫富差距(Theil)与取自然对数后的数字鸿沟(IndigiG)之间的相关系数为 0.65, 呈现出较高正相关性, 而与取自然对数后的数字普惠金融指数(IndigiF)之间的相关系数为 -0.47, 存在负相关性。因此可初步推断, 数字普惠金融发展对城乡贫富差距具有收敛作用, 而数字鸿沟则阻碍其收敛作用。

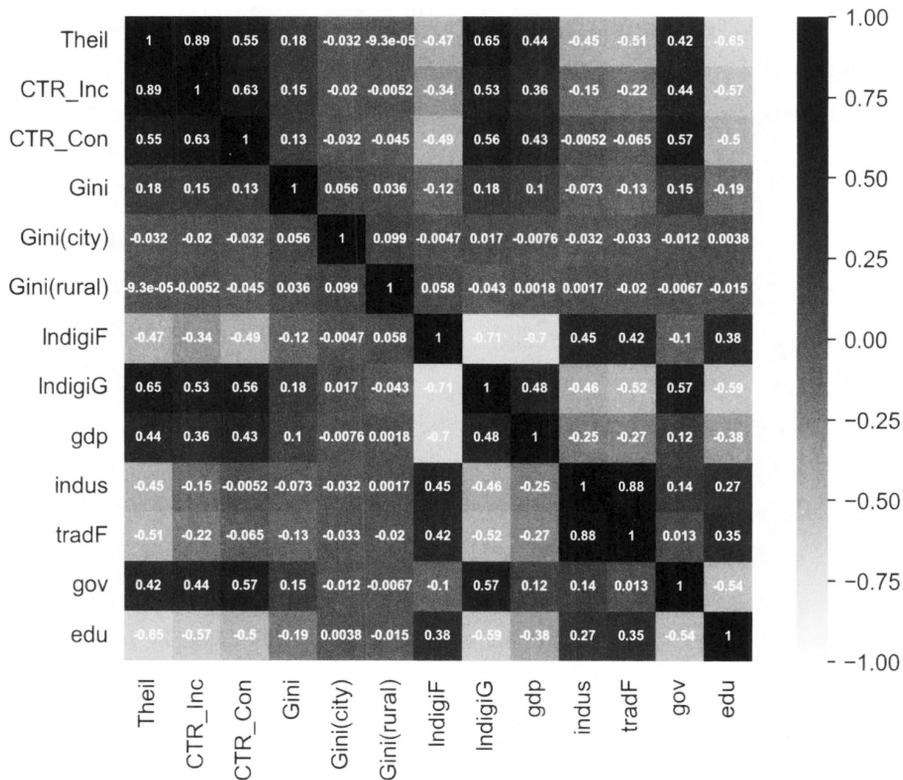


图3 相关性矩阵图

由图4可以看出:第一,总体来看,中国各省份数字鸿沟水平逐年下降,且不同省份间、不同经济区域间的数字鸿沟差异在不断缩小。图4(a)中,不同省份的数字鸿沟水平曲线垂直距离随时间推移不断缩小,图4(b)各区域的95%置信区间(黑色垂线)随时间推移不断缩短,说明各省份的数字鸿沟指数分布越来越集中,不同省份间数字鸿沟差异在不断缩小。图4(b)各区域数字鸿沟指数中位数(白色圆点)的垂直距离随时间推移不断缩小,2020年时几乎在一条水平线上,这也反映出不同经济区域间数字鸿沟差异在不断缩小。

第二,从经济区域来看,中国数字鸿沟水平呈现“东低西高”、各省份间数字鸿沟差异呈现“中小西大”的特点。从图4(b)可以看出,2011—2020年间数字鸿沟指数的中位数水平始终存在西部地区大于中部地区、中部地区大于东部地区的现象,2011年东中西部的差异最明显,中国数字鸿沟水平呈现明显的“东低西高”特点。从95%置信区间和概率密度函数形状来看,西部地区的置信区间始终最长、概率密度函数最为“细长”,其内部各省份间数字鸿沟水

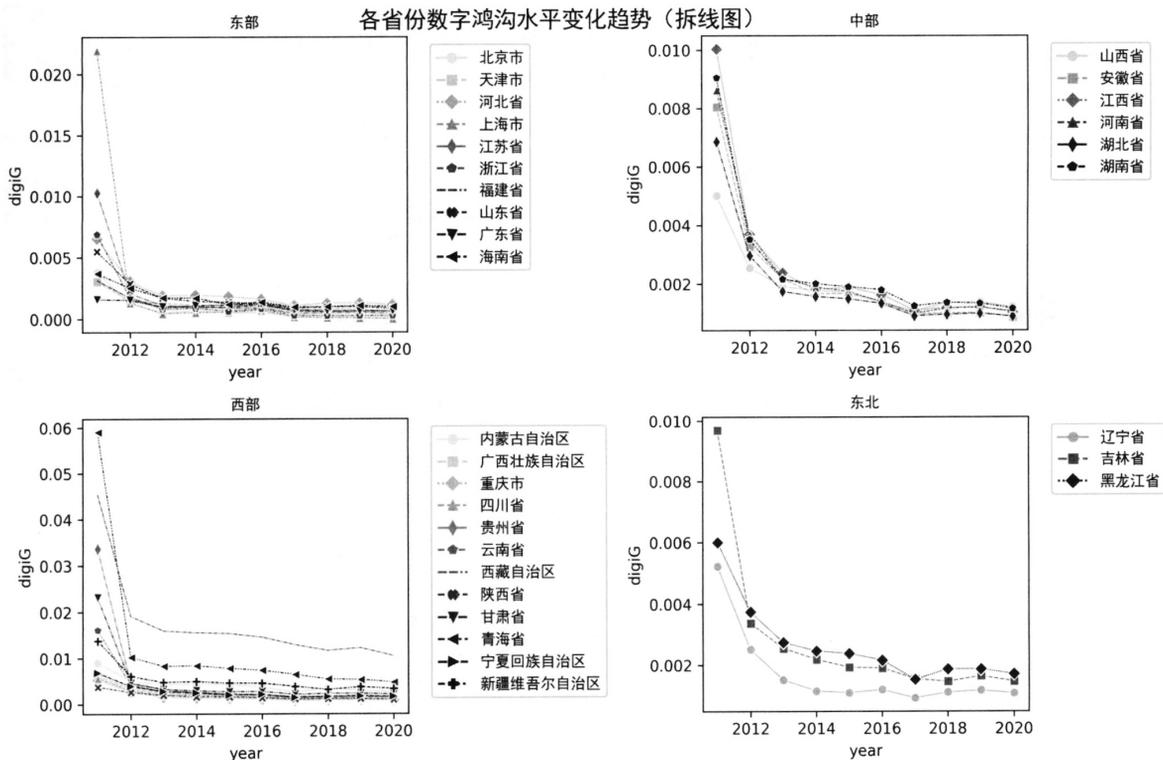
平离散程度最高、差异最大;东部地区的置信区间在2011年较长,其内部省份间数字鸿沟差异较高,但随后差异迅速收敛;中部地区的置信区间始终较小,其内部省份间数字鸿沟差异一直较低。这也反映出中国数字鸿沟水平“中低西高”的特点。

第三,从省级层面看,青海、西藏、贵州、甘肃等西部地区省份的数字鸿沟收敛效应明显,但从全国层面来看,西藏仍存在较大数字鸿沟;大部分东部省份的数字鸿沟指数在观察期之初已明显接近于零。这说明,中国各地间数字鸿沟的收敛情况与郭峰等(2020)数字普惠金融发展地区差异的收敛性表现基本一致,可以推测数字普惠金融发展可能对数字鸿沟的扩大具有抑制作用。

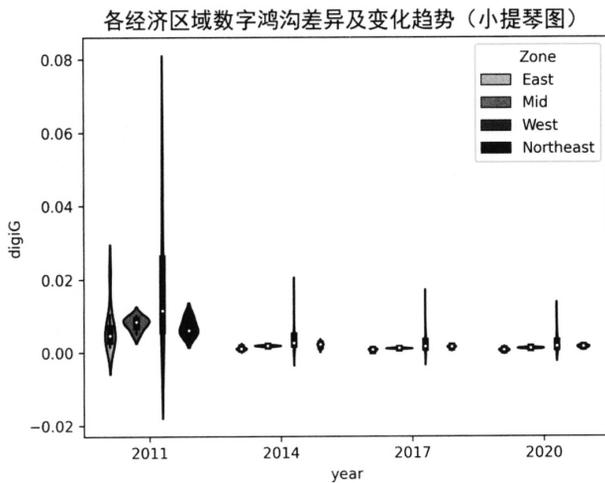
针对上述现象以及前文所提出的假设,本文进行如下实证检验。

1. 数字普惠金融发展对城乡贫富差距影响的实证分析

本文利用模型(2)和(3)进行回归分析以检验数字普惠金融发展对城乡贫富差距的影响,回归结果见表3。



(a) 折线图



(b) 小提琴图

图4 各省份数字鸿沟变化趋势图

由表3可以看出:第一,数字普惠金融发展有助于缓解各省份的城乡贫富差距。表3第(1)列和第(2)列结果显示,不论是否考虑数字鸿沟的存在,数字普惠金融系数均显著为负。这说明,从省级层面来看,不论是否存在数字鸿沟,数字普惠金融对各省份的城乡贫富差距都具有显著的收敛作用。

第二,加入居民认知水平、数字素养和金融素养等工具变量后数字普惠金融仍具有缩小城乡贫富差距的作用。表3第(2)列数字鸿沟回归系数为 -0.0004 ,而正常情况下其符号应该为正。为了消除数字鸿沟可能是内生变量的问题,考虑到存在贫富差距越大越容易加深数字鸿沟的反向因果关系,本

文在模型(3)的基础上,选取数字发展水平和距离与指数乘积作为工具变量进行工具变量法回归。第(3)列中工具变量的回归系数均在1%的水平下显著,表明工具变量与数字鸿沟显著相关,所选工具变

量有效。第(4)列中数字鸿沟回归系数显著为正,符合预期;同时,Hansen 检验 p 值为 0.6825,远大于 0.1,几乎可以肯定所选工具变量都是外生变量,工具变量模型解决了内生性问题,其回归结果是可信的。

表 3 数字普惠金融缩小城乡贫富差距的实证结果

因变量	FE	FE	一阶段	二阶段
	(1)	(2)	(3)	(4)
	泰尔指数	泰尔指数	数字鸿沟	泰尔指数
数字普惠金融发展指数	-0.0169*** (0.0064)	-0.0170*** (0.0063)	-0.3050 (0.2510)	-0.0548*** (0.0125)
数字鸿沟指数		-0.0004 (0.0020)		0.0179*** (0.0069)
数字发展水平			-257.6569*** (41.0207)	
距上海市的距离与数字普惠金融指数的乘积			-0.1574*** (0.0415)	
经济发展程度	-0.0074 (0.0328)	-0.0083 (0.0316)	-0.9375 (0.7218)	0.0623 (0.0548)
传统金融发展	0.2680*** (0.1014)	0.2547*** (0.0990)	-0.7765 (1.7872)	-0.2997*** (0.1154)
产业结构	-0.0543 (0.0570)	-0.0560 (0.0571)	-0.0374 (0.5438)	0.0426 (0.0346)
财政支出	0.0273 (0.0310)	0.0269 (0.0319)	1.7014*** (0.1205)	-0.0453*** (0.0171)
教育水平	-0.0603*** (0.0189)	-0.0601*** (0.0194)	-0.3734*** (0.0970)	-0.0186** (0.0076)
地区固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
White 异方差修正	是	是	是	是
观测值数量	310	310	310	310
R ²	0.8255	0.8247	0.9246	0.7780
模型显著性检验	Wald=2992.01 (Prob=0.0000)	Wald=3165.74 (Prob=0.0000)	F=24.2 (Prob=0.0000)	Wald=881.24 (Prob=0.0000)
Hansen 检验-p 值	—	—	—	0.6825
观测值数量	310	310	310	310

注:“*”、“**”、“***”分别表示回归结果在 10%、5%、1%的水平下显著,括号里的数值为标准差。

2. 数字普惠金融发展对数字鸿沟影响的实证分析

为补充说明数字普惠金融的普惠性及其对数字鸿沟的影响,本文使用数字普惠金融发展综合指数及各子维度指数分别对数字鸿沟指数进行回归分析,回归结果见表4。

由表4可以看出,第一,数字普惠金融发展对数字鸿沟的弥合存在显著的促进作用。表4第(1)列

结果显示,数字普惠金融系数显著为负,说明数字普惠金融发展有助于弥合数字鸿沟的阻碍作用。

第二,普惠金融数字化程度越高、覆盖越广、使用程度越深,越有利于缩小数字鸿沟。表4第(2)~(4)列的结果显示,普惠金融数字化程度、覆盖广度和使用深度三个维度的回归系数均显著为负,表明数字普惠金融在这三个维度上都能显著促进数字鸿沟的缩小。其中,普惠金融数字化程度回归系数的绝

表4 数字普惠金融对数字鸿沟的影响

因变量	TE	FE	FE	FE	FE	FE	FE
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	数字鸿沟						
数字普惠金融指数	-0.5655*** (0.1362)						
普惠金融数字化程度		-0.5667*** (0.0937)					
覆盖广度			-0.2731*** (0.0526)				
使用深度				-0.2918*** (0.1000)			
支付					-0.0361 (0.0466)		
保险						-0.0562 (0.0422)	
信贷							-0.1730*** (0.0602)
控制其他变量	控制						
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
White 异方差修正	是	是	是	是	是	是	是
观测值数量	310	310	310	310	310	310	310
R ²	0.9067	0.9127	0.9098	0.9037	0.9008	0.9013	0.9036
模型显著性检验	F=171.03 (Prob=0.0000)	F=184.01 (Prob=0.0000)	F=177.57 (Prob=0.0000)	F=165.18 (Prob=0.0000)	F=159.87 (Prob=0.0000)	F=160.65 (Prob=0.0000)	F=164.99 (Prob=0.0000)

注:“*”、“**”、“***”分别表示回归结果在10%、5%、1%的水平下显著,括号里的数值为标准差。

对值最大,说明其促进作用最强。这是由于地区数字鸿沟产生的一个直接原因是落后地区数字化程度相对较低(陈梦根和周元任,2022),而综合了普惠金融普惠性和数字技术的普惠金融数字化能顾及“长尾群体”的特性,有力推进落后地区数字化进程,缩小数字鸿沟。

第三,数字普惠金融信贷业务的快速发展能显著缩小数字鸿沟。表4第(5)~(7)列结果表明,在所选取的金融业务中,仅信贷维度的系数显著为负。其原因可能是,传统金融的信贷门槛使得占人口多数

的弱势群体产生“被排斥感”,引发“低社会信任”从而形成数字鸿沟;而数字普惠金融信贷业务的发展有助于降低“信贷排斥”从而缩小数字鸿沟。这说明数字普惠金融信贷业务的发展能够更加显著地促进数字鸿沟的弥合,是当下数字普惠金融发展的重要方向。

3. 数字鸿沟的调节作用

本文利用加入数字普惠金融发展指数和数字鸿沟指数交乘项的实证模型(4)进行回归分析,以检验数字鸿沟是否对数字普惠金融缓解城乡贫富差距存在阻碍,回归结果见表5。

表5 调节效应实证结果

因变量	FE	FE+IV	FE	FE+IV
	(1)	(2)	(3)	(4)
	泰尔指数	泰尔指数	泰尔指数	泰尔指数
数字普惠金融发展指数	-0.0444*** (0.0070)	-0.2799*** (0.0318)	-0.0464*** (0.0143)	-0.5487*** (0.1819)
数字鸿沟指数	-0.0294*** (0.0078)	-0.1535*** (0.0257)	-0.0192** (0.0088)	-0.3798*** (0.1411)
交乘项	0.0045*** (0.0014)	0.0277*** (0.0045)	0.0035** (0.0017)	0.0650*** (0.0237)
经济发展程度			-0.0206 (0.0324)	-0.1821 (0.1275)
传统金融发展			0.2551** (0.1005)	-0.2758 (0.1958)
产业结构			-0.0367 (0.0632)	0.2653*** (0.0949)
财政支出			0.0242 (0.0310)	-0.0159 (0.0278)
教育水平			-0.0604*** (0.0191)	-0.0434*** (0.0141)
地区固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	否	是	是	是
White 异方差修正	是	是	是	是
观测值数量	310	310	310	310
R ²	0.6610	0.7531	0.8271	0.3355
模型显著性检验	Wald = 172.20 (Prob = 0.0000)	Wald = 612.88 (Prob = 0.0000)	Wald = 2565.29 (Prob = 0.0000)	Wald = 833.22 (Prob = 0.0000)
Hansen 检验-p 值	—	0.3211	—	0.7306

注:“*”、“**”、“***”分别表示回归结果在10%、5%、1%的水平下显著,括号里的数值为标准差。

由表5可以看出,第一,数字鸿沟的存在会阻碍数字普惠金融缩小城乡贫富差距的作用,数字鸿沟越大,其阻碍作用越强。表5第(1)列和第(2)列为在不添加控制变量情况下分别使用固定效应模型和工具变量模型的回归结果,可以看到数字普惠金融发展指数的回归系数依旧显著为负,而数字鸿沟指数与数字普惠金融发展指数交乘项回归系数显著为正,与数字普惠金融的回归系数相反。这说明数字鸿沟的存在对数字普惠金融缩小城乡贫富差距具有负向调节作用,数字鸿沟情况越严重,对数字普惠金融缓解相对贫困的阻碍作用越强。第二,加入控制变量后数字鸿沟依然会阻碍数字普惠金融缩小城乡贫富差距的作用。表5第(3)列和第(4)列为加入控制变量后的回归结果,可以看出数字普惠金融发展指数和交乘项的回归系数符号和显著性均未发生改变,且数字鸿沟指数与交乘项皮尔森相关系数超过0.8,具有较强的正向线性相关性。这在一定程度上说明了调节效应模型回归结果的稳健性。第(2)列和第(4)列的Hansen检验p值均高于0.1,所有工具变量均为外生,说明回归结果具有一定的信度。

4. 稳健性检验

为进一步说明上述实证结果的稳健性,本文分别用基尼系数、城乡消费比和城乡收入比替代泰尔指数进行回归,回归结果见表6。其中,第(1)~(3)列分别对应采用基尼系数、城乡消费比和城乡收入比的回归结果,并使用内生变量滞后一期的方法处理内生性问题,第(4)列为使用工具变量法的回归结果。

表6结果显示,第一,数字普惠金融发展有利于缩小城乡贫富差距。表6中,无论是数字普惠金融发展指数滞后一期还是数字普惠金融发展指数,其回归系数均显著为负,说明数字普惠金融发展既能在收入层面缩小城乡贫富差距,又能从消费层面缩小城乡贫富差距。第二,数字鸿沟的存在会阻碍数字普惠金融缩小城乡贫富差距的作用。表6中数字普惠金融发展指数和数字鸿沟指数交乘项回归系数为正且比较显著,与数字普惠金融回归系数相反,说明数字鸿沟具有负向调节作用,前文的实证结果具有稳健性。

5. 异质性分析

为进一步分析数字普惠金融发展缩小城乡贫富差距作用的异质性,本文根据中国经济区域划分规则在31个省份中筛选出合适样本,并将其划分为东部、中部和西部三大子样本,使用模型(2)并控制各省份的数字发展程度,将内生变量滞后一期,分别对数字普惠金融的减贫效应进行回归检验,回归结果见表7。

表7回归结果显示,第一,数字普惠金融发展能有效缩小城乡贫富差距,数字和经济发展水平越高的区域,数字普惠金融对贫富差距的收敛效应越大。表7可以看出,数字普惠金融发展指数每增加1单位引起东部、中部、西部地区省份的泰尔指数分别下降0.0143、0.0129、0.0081个单位,说明不论是在东部、中部还是西部地区,数字普惠金融发展能有效缩小城乡贫富差距。第二,数字发展程度越高或数字鸿沟水平越低的地区,数字普惠金融对城乡贫富差距的收敛作用越强,反之则越弱。考虑到东部地区拥有更高的数字发展水平、中部地区次之、西部地区普遍落后的事实,表7结果能从侧面论证数字鸿沟水平越低的地区数字普惠金融对城乡贫富差距的收敛作用越强,反之则越弱。这说明,数字普惠金融发展可以缩小城乡贫富差距,但从经济区域异质性的角度看,数字鸿沟对数字普惠金融缩小贫富差距、减缓相对贫困产生阻碍。

6. 进一步研究

为进一步探究数字普惠金融的覆盖广度和使用深度对城乡贫富差距的收敛情况,本文在模型(3)中将数字普惠金融指数分别替换为覆盖广度指数、使用深度指数及使用深度维度中一些主要金融业务指数后进行回归分析,回归结果见表8。

表8结果显示,第一,不论是扩大数字普惠金融的覆盖广度还是增加其使用深度,都能显著缩小城乡贫富差距。表8第(1)(2)列结果显示,数字普惠金融覆盖广度和使用深度的回归系数显著为负,说明不论是从覆盖广度还是使用深度来看,数字普惠金融都能收敛城乡贫富差距。第二,数字普惠金融使用深度比覆盖广度更能够促进城乡收入差距的缩小。表8第(1)(2)列结果表明,数字普惠金融使用深度的回归系数绝对值高于覆盖广度的回归系数绝对值。这是由于数字普惠金融覆盖广度高的地区并

表 6

替换被解释变量回归结果

因变量	FE	FE	FE	FE+IV
	(1)	(2)	(3)	(4)
	基尼系数	城乡消费比	城乡收入比	城乡收入比
数字普惠金融发展指数滞后一期	-0.0536* (0.0286)	-0.3878*** (0.0923)	-0.1334*** (0.0386)	
数字鸿沟指数滞后一期	-0.0438 (0.0290)	-0.2724*** (0.0877)	-0.0700* (0.0352)	
数字普惠金融发展指数				-4.6671*** (1.7466)
数字鸿沟指数				-3.4064** (1.3407)
交乘项	0.0070 (0.0045)	0.0551*** (0.0152)	0.0127** (0.0061)	0.5794*** (0.2253)
控制其他变量	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	否	否	是	是
White 异方差修正	是	是	是	是
观测值数量	279	279	279	310
R ²	0.6610	0.7170	0.8053	0.3223
模型显著性检验	F=1.39 (Prob=0.2401)	F=48.85 (Prob=0.0000)	F=75.95 (Prob=0.0000)	Wald=406.92 (Prob=0.0000)
Hansen 检验-p 值	—	—	—	0.2555

注：“*”、“**”、“***”分别表示回归结果在 10%、5%、1% 的水平下显著，括号里的数值为标准差。

表 7

经济区域异质性分析

因变量	FE	FE	FE
	东部	中部	西部
	泰尔指数	泰尔指数	泰尔指数
数字普惠金融发展指数滞后一期	-0.0143*** (0.0032)	-0.0129*** (0.0032)	-0.0081** (0.0036)
控制数字发展程度	是	是	是
控制其他变量	是	是	是
地区固定效应	是	是	是
White 异方差修正	是	是	是

续表 7

因变量	FE	FE	FE
	东部	中部	西部
	泰尔指数	泰尔指数	泰尔指数
观测值数量	90	54	108
R ²	0.7889	0.8982	0.8053
模型显著性检验	F=48.61 (Prob=0.0000)	F=61.76 (Prob=0.0000)	F=84.02 (Prob=0.0000)

注：“*”、“**”、“***”分别表示回归结果在10%、5%、1%的水平下显著,括号里的数值为标准差。

表 8 数字普惠金融各维度的减贫结果

因变量	FE	FE	FE	FE	FE
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	泰尔指数	泰尔指数	泰尔指数	泰尔指数	泰尔指数
覆盖广度	-0.0196*** (0.0067)				
使用深度		-0.0350** (0.0149)			
支付			-0.0054 (0.0051)		
保险				-0.0094 (0.0051)	
信贷					-0.0125 (0.0091)
数字鸿沟指数	0.0182** (0.0072)	0.0180** (0.0074)	0.0172** (0.0077)	0.0157** (0.0077)	0.0182** (0.0077)
控制其他变量	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
White 异方差修正	是	是	是	是	是
观测值数量	310	310	310	310	310
R ²	0.7703	0.7705	0.7574	0.7644	0.7592
模型显著性检验	F=39.58 (Prob=0.0000)	F=36.18 (Prob=0.0000)	F=38.23 (Prob=0.0000)	F=37.66 (Prob=0.0000)	F=39.50 (Prob=0.0000)
Hansen 检验-p 值	0.5752	0.8053	0.5755	0.5811	0.5963
White 异方差修正	是	是	是	是	是

注：“*”、“**”、“***”分别表示回归结果在10%、5%、1%的水平下显著,括号里的数值为标准差。

不一定有着更完善的数字金融产品和服务,而使用深度反映的是各地区数字普惠金融对金融要素供需

的匹配情况(张志元和马永凡,2023),只有数字金融真正普惠到实处才有可能缩小贫富差距。第三,单

项金融业务的发展难以推动数字普惠金融实现贫富差距的收敛。表8第(3)~(5)列结果显示,使用深度中的各项具体业务的回归系数为负但并不显著。这可能是因为城乡贫富差距缩小是一项复杂的、需要多方统筹协调的过程,因而单一金融业务的发展难以有效推动数字普惠金融实现贫富差距的收敛。

四、结论与建议

本文根据2011—2020年全国31个省份的数字普惠金融和数字发展水平相关数据,运用短面板固定效应回归模型和调节效应模型,实证分析了数字普惠金融发展对城乡贫富差距的收敛作用以及数字鸿沟在其中发挥的负向调节作用,具体结论如下。

第一,中国各省份数字鸿沟水平逐年下降,且不同省份间、不同经济区域间的数字鸿沟差异在不断缩小。具体来说,中国数字普惠金融发展水平整体上呈现“东高西低”的现象,数字鸿沟水平则呈现“东低西高”、各省份间数字鸿沟差异呈现“中小西大”的特点;青海、西藏、贵州、甘肃等西部地区省份的数字鸿沟收敛效应明显,但西藏仍存在较大数字鸿沟,大部分东部省份的数字鸿沟指数已明显接近于零。中国各地间数字鸿沟的收敛情况与数字普惠金融发展地区差异的收敛性情况基本一致。

第二,数字普惠金融发展有助于缓解各省份的城乡贫富差距。具体来说,从省级层面来看,不论是否存在数字鸿沟,数字普惠金融对各省份的城乡贫富差距都具有显著的收敛作用;加入能够综合反映居民认知水平、数字素养和金融素养等方面的工具变量后,数字普惠金融仍具有缩小城乡贫富差距的作用;而且,数字和经济发展水平越高的区域,数字普惠金融对贫富差距的收敛效应越大。

第三,数字普惠金融发展对数字鸿沟的扩大具有抑制作用。具体来说,数字普惠金融发展有助于缓解数字鸿沟的阻碍作用;数字普惠金融数字化程度越高、覆盖越广、使用程度越深,越有利于缩小数字鸿沟;而且,数字普惠金融信贷业务的快速发展能显著缩小数字鸿沟。

第四,数字鸿沟的存在会加剧贫富悬殊,阻碍数字普惠金融缩小城乡贫富差距的作用,数字鸿沟越大,其阻碍作用越强。其中,由数字基础设施差异导致的“接入鸿沟”及由认知水平差异造成的“使用鸿

沟”是使得数字普惠金融缩小贫富差距在不同地区存在异质的主要原因。数字鸿沟越小的地区,数字普惠金融发展对城乡贫富差距的收敛作用越强;反之,则越弱。

第五,数字普惠金融覆盖广度和使用深度的增强都能缩小城乡贫富差距。数字普惠金融使用深度比覆盖广度更能够促进城乡收入差距的缩小,但单项金融业务的发展难以推动数字普惠金融实现贫富差距的收敛。因此,单方面发展某一项或几项金融业务不足以深化数字普惠金融的使用,难以有效促进数字普惠金融收敛贫富差距,这为如何发展数字普惠金融指明了方向。

根据上述结论,本文提出以下发展数字普惠金融缩小城乡贫富差距的对策建议。

第一,不断提升数字发展水平,收敛数字鸿沟。一是促进数字资源共享,建立开放、透明、公平的数字平台和市场,保障数字权益,消除数字垄断和歧视。二是持续完善数字配套硬件设施,提高信息通讯技术使用覆盖率,降低上网成本,尤其是中西部省份相对落后的乡村地区,让更多的群体能够享受数字服务,以收敛接入鸿沟。三是继续推进数字教育普及,提高公众的数字素养,通过教育、培训、宣传等方式,培养数字创新人才,缩小数字知识和技能的差距,降低使用鸿沟对贫富差距的影响。

第二,深化数字技术在金融业中的应用,持续推进数字普惠金融发展,不断缩小各地数字鸿沟。一是建立健全数字鸿沟监测、评估机制。定期收集和分析各地区数字发展数据,及时评估地区间数字发展水平,对不同地区数字发展差异采取针对性措施;加强地区间的数字合作和交流,打破信息孤岛,促进各地区之间数字优势互补和资源共享,借鉴不同地区的先进经验和做法,形成数字发展的良性循环,缩小各地数字鸿沟。二是促进数字技术与普惠金融有机结合,真正实现普惠金融的“普惠性”。不断推进金融机构数字化转型,充分发挥数字技术易采用、低门槛和低成本的特点,弥补传统金融“嫌贫爱富”、高门槛和高成本的缺陷。通过拓宽、深化数字普惠金融的覆盖广度、使用深度,不断完善信贷业务数字化应用,促进数字支付、数字信贷和互联网保险等金融业务协调发展。三是强化数字普惠金融的普惠效果,不

断缩小数字鸿沟。加强数字普惠金融的政策支持和监管引导,促进数字普惠金融的创新和发展,提高数字普惠金融的质量和效率;针对农村地区、贫困地区、中小微企业等数字鸿沟较大的群体,提供更多的数字普惠金融产品和服务,如通过提供低息、无抵押、快速审批的信贷服务,帮助数字鸿沟较大的群体获得更多的资金支持;提升数字普惠金融的普及率和使用率,增加数字普惠金融的教育和宣传,提高公众的数字素养和信任度,降低数字普惠金融的使用成本和风险。

第三,多举措推动数字普惠金融与乡村经济良性互动发展,不断缩小贫富差距。一是推动数字普惠金融全方位发展,缩小城乡贫富差距。通过发展信贷业务,拓展储蓄、支付、保险、投资等其他金融业务,促进数字普惠金融多元化和综合化发展,提高数字普惠金融的使用深度和效率,增强其对贫富差距的收敛作用;加大对数字普惠金融发展的政策支持和激励,通过财政补贴、税收优惠、信用担保等方式,鼓励和引导各类金融机构参与数字普惠金融创新和服务,提高其对数字普惠金融发展的积极性和主动性;强化数字普惠金融监管和风险防范,建立健全数字普惠金融的法律法规和标准规范,加强对数字普惠金融机构和产品的审查和监督,保护消费者权益,防止数字普惠金融发展带来的新风险。二是强化数字普惠金融对城乡贫富差距的收敛效应,促进乡村实体经济快速发展。通过转变乡村生产经营方式,从传统种植业扩展到“农、林、牧、渔、旅”的大农业系统,延长乡村产业链和价值链,为资本创造增值空间;引导社会资本参与乡村振兴,整合社会资源,组织成立乡村产业龙头企业,推行“公司+基地+农户”模式,实现农工商贸旅相结合,刺激乡村金融需求,不断拓展数字普惠金融业务发展空间,促进农村数字普惠金融发展。三是不断完善乡村数字金融服务平台,推动传统金融机构、电商平台、第三方互联网金融机构等多元主体参与乡村数字普惠金融服务,形成互补优势和协同效应,增强金融服务可得性,促进农村数字普惠金融发展,推动农村经济增长,改善城乡收入不平等,缓解城乡相对贫困。

(NTIA)在《在网络中落伍:定义数字鸿沟》(1999年)中提出,随后逐渐受到重视并成为各国关注的热点。

②泰尔指数计算公式: $Theil_{it} = \frac{1}{j=0} \sum \frac{Y_{ij,t}}{Y_{i,t}} \ln \left(\frac{Y_{ij,t}}{Y_{i,t}} \frac{P_{ij,t}}{P_{i,t}} \right)$;其中, $Y_{i,t}$ 表示城市*i*在*t*时期的总收入, $Y_{ij,t}$ 表示在*t*时期城市*i*的城镇地区($j=0$)或农村地区($j=1$)的收入; $P_{i,t}$ 表示城市*i*在*t*时期的总人口; $P_{ij,t}$ 表示在*t*时期城市*i*的城镇地区($j=0$)或农村地区($i=1$)的人口。泰尔指数越大说明收入差距越大;反之,收入差距越小。

③基尼系数计算公式: $Gini = \frac{A}{A+B}$;其中,A表示实际收入分配曲线(洛伦兹曲线)和收入分配绝对平等曲线之间的面积;B表示实际收入分配曲线以下的面积。基尼系数最大为1,最小等于0。基尼系数越接近0表明收入分配越是趋向平等。一般认为,基尼系数小于0.2时,居民收入过于平均,0.2~0.3之间时较为平均,0.3~0.4之间时比较合理,0.4~0.5时差距过大,大于0.5时差距悬殊。

④大部分文献常用该省份到杭州市的球面距离及其与数字普惠金融指数的乘积作为工具变量,但在本文中,这些工具变量并不能通过Hansen外生性检验;而将杭州市换成上海市后的新工具变量则能够通过外生性检验;而且,从全国31个省份来看,上海市数字和金融综合发展水平极高,一定程度上保证了新工具变量与潜在的内生解释变量相关,符合工具变量的要求。

参考文献:

- [1]陈东平、丁力人、高名姿:《共同富裕背景下数字金融与城乡收入差距——基于地级市面板数据的实证研究》,《南京农业大学学报(社会科学版)》2022年第6期。
- [2]陈梦根、周元任:《数字不平等研究新进展》,《经济学动态》2022年第4期。
- [3]陈银娥:《普惠金融发展视角下扶贫脱贫的理论 with 政策研究》,经济科学出版社2020年版。
- [4]樊轶侠、徐昊、马丽君:《数字经济影响城乡居民收入差距的特征与机制》,《中国软科学》2022年第6期。
- [5]方观富、蔡莉:《数字普惠金融如何影响农业产出:事实、机制和政策含义》,《农业经济问题》2022年第10期。
- [6]郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云:《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年第4期。
- [7]郭峰、熊云军:《中国数字普惠金融的测度及其影响研究:一个文献综述》,《金融评论》2021年第6期。
- [8]何宗樾、张勋、万广华:《数字金融、数字鸿沟与多维贫困》,《统计研究》2020年第10期。

注释:

- ①数字鸿沟最先由美国国家远程通信和信息管理局

- [9] 胡鞍钢、周绍杰:《新的全球贫富差距:日益扩大的“数字鸿沟”》,《中国社会科学》2002年第3期。
- [10] 胡祖光:《基尼系数理论最佳值及其简易计算公式研究》,《经济研究》2004年第9期。
- [11] 黄倩、李政、熊德平:《数字普惠金融的减贫效应及其传导机制》,《改革》2019年第11期。
- [12] 李继尊:《关于互联网金融的思考》,《管理世界》2015年第7期。
- [13] 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》,《南京农业大学学报(社会科学版)》2020年第3期。
- [14] 李豫新、李枝轩:《乡村振兴背景下数字经济发展与城乡收入差距》,《金融与经济》2022年第6期。
- [15] 李政、李鑫:《数字普惠金融与未预期风险应对:理论与实证》,《金融研究》2022年第6期。
- [16] 邱泽奇、张树沁、刘世定、许英康:《从数字鸿沟到红利差异——互联网资本的视角》,《中国社会科学》2016年第10期。
- [17] 宋科、刘家琳、李宙甲:《数字普惠金融能缩小县域城乡收入差距吗?——兼论数字普惠金融与传统金融的协同效应》,《中国软科学》2022年第6期。
- [18] 田卫民:《中国基尼系数计算及其变动趋势分析》,《人文杂志》2012年第2期。
- [19] 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年第7期。
- [20] 王修华、赵亚雄:《数字金融发展与城乡家庭金融可得性差异》,《中国农村经济》2022年第1期。
- [21] 谢平、邹传伟:《互联网金融模式研究》,《金融研究》2012年第12期。
- [22] 谢绚丽、沈艳、张皓星、郭峰:《数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据》,《经济学(季刊)》2018年第4期。
- [23] 星焱:《农村数字普惠金融的“红利”与“鸿沟”》,《经济学家》2021年第2期。
- [24] 徐芳、马丽:《国外数字鸿沟研究综述》,《情报学报》2020年第11期。
- [25] 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》,《金融研究》2018年第11期。
- [26] 张家平、程名望、龚小梅:《中国城乡数字鸿沟特征及影响因素研究》,《统计与信息论坛》2021年第12期。
- [27] 张旺、白永秀:《数字经济与乡村振兴耦合的理论构建、实证分析及优化路径》,《中国软科学》2022年第1期。
- [28] 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年第8期。
- [29] 张勋、万广华、张佳佳、何宗樾:《数字经济、普惠金融与包容性增长》,《经济研究》2019年第8期。
- [30] 张勋、杨桐、汪晨、万广华:《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年第11期。
- [31] 张志元、马永凡:《数字金融与企业投资:银行风险承担视角》,《当代经济科学》2023年第1期。
- [32] 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年第5期。
- [33] Del Carpio, X., Cuesta, J. A., Kugler, M. D., Hernández, G. and Piraquive, G., What effects could global value chain and digital infrastructure development policies have on poverty and inequality after Covid-19?. *Journal of Risk and Financial Management*, Vol. 15, No. 2, 2022.
- [34] Dohmen, T. J., Falk, A., Huffman, D. and Sunde, U., Are risk aversion and impatience related to cognitive ability?. *American Economic Review*, Vol. 100, No. 3, 2010.
- [35] Jack, W., Ray, A. and Suri, T., Transaction networks: Evidence from mobile money in Kenya. *American Economic Review*, Vol. 103, No. 3, 2013.
- [36] Lauer, K. and Lyman, T., Digital financial inclusion: Implications for customers, regulators, supervisors, and standard-setting bodies. *CGAP Brief*, Washington, DC, February, 2015.
- [37] Liu, Y., Luan, L., Wu, W., Zhang, Z. and Hsu, Y., Can digital financial inclusion promote China's economic growth?. *International Review of Financial Analysis*, Vol. 78, No. C, 2021.
- [38] Medeiros, V., Ribeiro, R. S. M. and Do Amaral, P. V. M., Infrastructure and household poverty in Brazil: A regional approach using multilevel models. *World Development*, Vol. 137, No. C, 2021.
- [39] Ozturk, I. and Ullah, S., Does digital financial inclusion matter for economic growth and environmental sustainability in OBRI economies? An empirical analysis. *Resources, Conservation and Recycling*, Vol. 185, 2022.
- [40] Shen, Y., Hu, W. and Hueng, C. J., Digital financial inclusion and economic growth: A cross-country study. *Procedia Computer Science*, Vol. 187, 2021.
- [41] Tay, L. Y., Tai, H. T. and Tan, G. S., Digital financial inclusion: A gateway to sustainable development. *Heliyon*, Vol. 8, No. 6, 2022.
- [42] Yue, P., Korkmaz, A. G., Yin, Z. and Zhou, H., The rise of digital finance: Financial inclusion or debt trap?. *Finance Research Letters*, Vol. 47, No. A, 2022.