

数字普惠金融、城市群建设与共同富裕效应

方先明,王宇

(南京大学商学院,江苏南京 210093)

摘要:共同富裕是中国式现代化的本质要求,作为金融发展的新业态,融合了数字性和普惠性的数字普惠金融发展能否为共同富裕的实现提供抓手,值得高度关注。利用2013—2019年面板数据,基于发展与共享的核心内涵构建的指标体系测度了地级市共同富裕水平,对数字普惠金融的共同富裕效应进行了检验。基准检验发现,数字普惠金融能够促进共同富裕,且这种效应在城市群地区更加明显,在缓解内生性、变换样本、调整变量及更换实证模型重新检验后,该结果依然稳健。机制分析表明,城市群内部主要通过降低来自地理距离、文化距离的交易成本增强数字普惠金融的共同富裕效应。异质性分析显示,数字普惠金融的共同富裕效应在成熟型城市群、多中心城市群、东部城市群更加明显。分维度回归揭示,城市群政策主要激活了数字普惠金融使用深度、数字化程度对共同富裕的作用。最后,从推进数字普惠金融发展、加快城市群建设、结合城市群发展特征制定政策、激活金融行业数据要素市场等方面,提出增强数字普惠金融共同富裕效应的有效路径。

关键词:数字普惠金融;共同富裕;城市群;交易成本

中图分类号:F714;F832 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-4970(2024)04-0112-14

厚植于天下为公、天下大同的社会理想,蕴含于中国特色社会主义的本质要求,践行于中国共产党初心的历史主动,共同富裕作为中国式现代化的重要特征,具有深厚的历史基础与渐进的行动路径^[1]。党的二十大将共同富裕作为现代化的重要战略目标之一,要求到2035年,全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展。实现共同富裕是发展与共享的有机统一^[2],在该进程中,助力共同富裕是金融发展的应有之义,这不仅滥觞于中华民族生生不息的家国情怀,更体现了从金融大国向金融强国迈进的时代要求。追溯历史,中国古代社会对民间资本秉持鼓励适度积累,严格防范过度扩张的态度,将改善民生作为资本治理的首要目标,为以金融发展促进共同富裕提供了历史经验^[3]。立足当代,中央金融工作会议提出要做

好科技金融、绿色金融、普惠金融、养老金融、数字金融五篇大文章,作为普惠金融与数字金融的有效融合体,数字普惠金融的发展为金融支持共同富裕提供了可行路径。

关于金融发展的共同富裕效应研究,现有文献主要从两方面展开:一是金融发展的经济增长效应,研究认为适度的金融发展可以通过动员储蓄、资金配置和风险管理等渠道促进经济增长^[4-5]。二是金融发展的收入分配效应,针对其展开的研究得到了3种不同的结论,即金融发展的减贫效应论^[6]、马太效应论^[7]和倒U形效应论^[8]。针对数字普惠金融的共同富裕效应,研究表明:一方面,数字普惠金融可以通过提升创业活跃度、拉动居民消费、缓解中小企业融资约束等渠道,驱动经济高质量发展^[9];另一方面,数字普惠金融有利于强化减贫效应、

引用本文:方先明,王宇.数字普惠金融、城市群建设与共同富裕效应[J].河海大学学报(哲学社会科学版),2024,26(4):112-125.

基金项目:江苏省高校哲学社会科学重大项目(2020SJDZDA049)

作者简介:方先明(1969—),男,教授,博士,主要从事金融理论与政策、金融风险管理研究。E-mail:fxmfxm@nju.edu.cn

弱化马太效应并降低金融市场参与门槛,从而优化收入分配^[10]。此外,数字普惠金融还能通过提高居民家庭收入、缩小家庭收入差距^[11],这无疑是实现共同富裕的一个重要抓手。然而,数字普惠金融对共同富裕的促进作用依赖于高标准市场体系。从数字性来看,数字金融的健康发展很大程度上取决于数据要素市场的良好运转;从普惠性来看,尽管普惠金融的初衷在于借助外力缓解金融资源市场的结构性扭曲,但本质仍然是一种政府引导下的市场化行为^[12],需要高标准市场体系的支撑。在建设全国统一大市场的背景下,城市群发展对构建高标准市场体系具有先行示范意义,为充分释放数字普惠金融潜能促进共同富裕提供了经验借鉴。城市群通常呈现不同层级规模城市相互联通的“中心—外围”结构,有利于扩展资源集聚空间,增强金融集聚能力^[13],提升区域内经济表现^[14],缩小内部薪酬差距^[15-16]。通过推动要素流动、产业协同和市场一体化,城市群能够降低交易成本,产生集聚经济效益^[17],为数字普惠金融提供更广阔的服务范围、更高效的运营环境及更低廉的运营成本。在此条件下,数字普惠金融可以更为充分地发挥优势,满足多层次金融需求,优化金融资源分配,从而推动共同富裕的实现。

综上所述,学界对数字普惠金融的共同富裕效应、城市群的集聚经济效应等进行了较为丰富的研究,但尚未有文献将数字普惠金融、城市群与共同富裕置于同一个分析框架下,分析三者之间的联动关系。基于此,本研究在构建理论模型和实证分析的基础上,检验数字普惠金融能否促进共同富裕,以及城市群政策能否增强数字普惠金融的共同富裕效应。此次研究的贡献可能在于:第一,以往文献在分析数字普惠金融对共同富裕的作用时,多采用理论分析的方式^[18],鲜有文献借助理论模型进行阐释。本研究通过建立一个包含制度因素的两部门模型,分析了数字普惠金融对共同富裕的促进作用及城市群政策对数字普惠金融共同富裕效应的增强作用,为社会主义市场经济体制下的金融高质量发展提供理论依据。第二,以往文献在考虑数字普惠金融的共同富裕效应时分别验

证了互联网使用程度、受教育水平和金融素养等方面的提升能够增强数字普惠金融的共同富裕效应^[19-20],但尚未有文献从城市群和交易成本的角度去分析该问题。本研究基于实证分析验证了城市群内部能够通过降低来自地理距离、文化距离的交易成本增强数字普惠金融的共同富裕效应,从数字普惠金融促进共同富裕的角度为建设全国统一大市场提供了实证依据。第三,不同类型城市群在经济发展基础、金融市场完备程度、数字设施建设情况及资源要素的分布均衡性等方面存在较大差异,势必会影响数字普惠金融的共同富裕效应。本研究通过异质性分析得出数字普惠金融的共同富裕效应在成熟型城市群、多中心城市群、东部城市群地级市更加明显,这一结果表明,在助推共同富裕的过程中,为更好地驱动数字普惠金融与城市群发展形成合力,需结合城市群的具体特征制定差异化政策。

一、理论模型与研究假说

以数字普惠金融对共同富裕的作用为主题,同时分析城市群建设对其的调节效应。根据已有研究^[2],共同富裕具有发展与共享的特征,因此在构建理论模型时既要考虑社会经济水平的整体提升,又要考虑不同部门之间收入差距的缩小。参考 Barro^[21-23]的研究,通过构建两部门模型分析数字普惠金融的共同富裕效应。根据研究主题,参考黄少安等^[24]的研究,将制度因素纳入两部门模型,以分析城市群政策对数字普惠金融共同富裕效应的作用。

1. 模型的基本假设

两部门经济:假定一个经济体由高收入群体和低收入群体两种群体组成,且分别对应经济部门 1 和经济部门 2,两部门之间相互分隔。

经济中存在大量遵循 C-D 生产函数的竞争性厂商,且规模报酬恒定,厂商超额利润为零。根据研究主题,将生产函数中的资本形式均简化设置为金融资本 (F),设立两部门代表性厂商的生产函数为:

$$Y_i = F_i^{\alpha_i} (A_i I_i L_i)^{1-\alpha_i} \quad (i=1,2) \quad (1)$$

式中: Y_i 、 F_i 、 A_i 、 I_i 、 L_i 分别为第 i 个经济部门的

总产出、金融资本投入、技术进步、制度质量水平和劳动投入; $A_i I_i L_i$ 的含义为有效劳动投入^①; α_i 为第 i 个经济部门的金融资本产出弹性, $0 < \alpha_i < 1$, 假定部门 1 的金融资本产出弹性大于部门 2, 即 $\alpha_1 > \alpha_2$ 。

经济中的劳动力总量 L 恒定, 且 $L = L_1 + L_2$, 部门 1 劳动力数量所占比例 $\mu = L_1 / L = L_1 / (L_1 + L_2)$ 。金融不平等率 $\theta = F_2 / F = F_2 / (F_1 + F_2)$, 表示部门 2 拥有金融资本数量占整个经济中金融资本数量的比例, 用以衡量金融资源在穷人和富人之间的不合理分配, 当 θ 越接近于 $1/2$, 表明金融资源越趋于均衡分配; 当 θ 越接近于 0 或者 1, 表明金融资源越趋于富人导向或者穷人导向的。金融发展水平 $\varphi = F / Y = (F_1 + F_2) / (Y_1 + Y_2)$, 表示经济中金融资本总量占社会总产出的比例。制度质量水平差距 $n = I_1 / I_2$, 假定部门 1 的制度质量水平更高, 即 $n > 1$, n 越大, 说明两个部门之间的制度质量水平差距越明显。

令 $y = Y / AIL, f = F / AIL$, 得到两部门生产函数的密集形式:

$$y_i = f_i^{\alpha_i} \tag{2}$$

假定两部门代表性厂商按照利润最大化目标进行生产, 那么劳动和金融资本将按照边际产出支付。两部门的劳动收入计算可得:

$$\omega_i = \partial Y_i / \partial L_i = \partial (y_i A_i I_i L_i) / \partial L_i = A_i I_i (y_i - y_i' f_i) \tag{3}$$

结合式(2)和式(3), 以部门 1 和部门 2 劳动收入比衡量贫富收入差距 π :

$$\pi = \omega_1 / \omega_2 = [n A_1 (1 - \alpha_1) y_1] / [A_2 (1 - \alpha_2) y_2] \tag{4}$$

鉴于高收入群体的收入要大于低收入群体, 设定 $\pi > 1$ 。

2. 数字普惠金融对共同富裕的作用分析

首先, 分析金融发展对经济增长的影响。由式(1)可得:

$$\partial Y_i / \partial F_i = \alpha_i F_i^{\alpha_i - 1} (A_i I_i L_i)^{1 - \alpha_i} > 0 \tag{5}$$

式(5)说明, 无论对于部门 1 还是部门 2 而言, 金融资本投入的增加均可以提高社会总产出。

假设数字普惠金融总量为 D , 部门 1 数字普惠金融数量为 D_1 , 部门 2 数字普惠金融数量为 $D_2, D = D_1 + D_2$ 。由于数字普惠金融的目标主要在于通过数字信息技术满足低收入群体等金

融弱势群体的金融需求, 因此假设 $D_1 < D_2$ 。

数字普惠金融作为金融发展的新兴业态, 本质上仍是金融资本的一部分, 结合式(5)易得, 数字普惠金融的发展可以促进经济增长。

分析金融发展对两部门收入差距的影响。对金融发展水平 φ 进行整理可得:

$$\varphi = \frac{F}{Y} = \frac{F_1 + F_2}{Y_1 + Y_2} = \frac{F_1 / (1 - \theta)}{Y_1 (Y_2 / Y_1 + 1)} = \frac{F_1}{Y_1 \left[1 + \frac{1 - \mu}{\mu} \cdot \frac{1}{\pi} \cdot \frac{n A_1 (1 - \alpha_1)}{A_2 (1 - \alpha_2)} \right] (1 - \theta)} \tag{6}$$

进一步整理可得:

$$\varphi \left[1 + \frac{1 - \mu}{\mu} \cdot \frac{1}{\pi} \cdot \frac{n A_1 (1 - \alpha_1)}{A_2 (1 - \alpha_2)} \right] (1 - \theta) = \frac{F_1}{Y_1} \tag{7}$$

由式(7)可得隐函数:

$$F_a = \varphi \left[1 + \frac{1 - \mu}{\mu} \cdot \frac{1}{\pi} \cdot \frac{n A_1 (1 - \alpha_1)}{A_2 (1 - \alpha_2)} \right] (1 - \theta) - \frac{F_1}{Y_1} \tag{8}$$

贫富收入差距 π 对金融发展水平 φ 进行求导可得:

$$\frac{\partial \pi}{\partial \varphi} = - \frac{\partial F_a / \partial \varphi}{\partial F_a / \partial \pi} = - \frac{(1 - \theta) \left[1 + \frac{1 - \mu}{\mu} \cdot \frac{1}{\pi} \cdot \frac{n A_1 (1 - \alpha_1)}{A_2 (1 - \alpha_2)} \right]}{-\varphi (1 - \theta) \left[1 + \frac{1 - \mu}{\mu} \cdot \frac{1}{\pi^2} \cdot \frac{n A_1 (1 - \alpha_1)}{A_2 (1 - \alpha_2)} \right]} > 0 \tag{9}$$

由式(9)可知, 在金融发展初期阶段, 低收入群体被金融市场拒之门外, 此时金融发展水平的扩大将会拉大贫富收入差距。

贫富收入差距 π 对金融不平等率 θ 进行求导可得:

$$\frac{\partial \pi}{\partial \theta} = - \frac{\partial F_a / \partial \theta}{\partial F_a / \partial \pi} = - \frac{-\varphi \left[1 + \frac{1 - \mu}{\mu} \cdot \frac{1}{\pi} \cdot \frac{n A_1 (1 - \alpha_1)}{A_2 (1 - \alpha_2)} \right]}{-\varphi (1 - \theta) \left[1 + \frac{1 - \mu}{\mu} \cdot \frac{1}{\pi^2} \cdot \frac{n A_1 (1 - \alpha_1)}{A_2 (1 - \alpha_2)} \right]} < 0 \tag{10}$$

① 制度和技术变量同劳动变量有效结合在一起时的劳动, 称为有效劳动。

由式(10)可知,随着金融资源配置区域平衡,部门2可以获得更多的金融支持,金融分布不均衡程度的降低有利于缓解贫富收入差距。

数字普惠金融出现后, $F' = F + D$, $F'_1 = F_1 + D_1$, $F'_2 = F_2 + D_2$ 。一方面,增加了金融资本的总量,提升了金融发展水平,即 $\partial \varphi / \partial D > 0$;另一方面,降低了金融分布不均衡程度,由于 $D_1 < D_2$,容易得出 $\partial \theta / \partial D > 0$ 。结合式(9)和式(10),可得:

$$\frac{\partial \pi}{\partial D} = \frac{\partial \pi}{\partial \varphi} \frac{\partial \varphi}{\partial D} + \frac{\partial \pi}{\partial \theta} \frac{\partial \theta}{\partial D} = \left[\frac{\partial \varphi}{\partial D} (1 - \theta) - \frac{\partial \theta}{\partial D} \varphi \right] \frac{1 + \frac{1 - \mu}{\mu} \cdot \frac{1}{\pi} \cdot \frac{n A_1 (1 - \alpha_1)}{A_2 (1 - \alpha_2)}}{\varphi (1 - \theta) \left[1 + \frac{1 - \mu}{\mu} \cdot \frac{1}{\pi^2} \cdot \frac{n A_1 (1 - \alpha_1)}{A_2 (1 - \alpha_2)} \right]} \quad (11)$$

进一步,令:

$$h = (\partial \varphi / \partial D) (1 - \theta) - (\partial \theta / \partial D) \varphi \quad (12)$$

可以发现, h 的正负性决定式(11)的正负。由于数字普惠金融更加注重包容性,致力于解决金融不平等问题,假设 $\partial \theta / \partial D > \partial \varphi / \partial D > 0$ 。随着数字普惠金融水平的提升, φ 和 θ 均会有所增加,当数字普惠金融发展到一定程度, $h < 0$,此时式(11)为负值,即数字普惠金融能够缩小贫富收入差距。基于此,提出研究假说 H1 如下:

H1:数字普惠金融能够促进共同富裕。

3. 城市群在数字普惠金融对共同富裕作用中发挥的机制

新制度经济学派强调制度因素是经济活动的关键驱动力,认为经济制度演变的目的主要是为降低交易成本,提升整体经济效率。作为国家推进新型城镇化的主体形态,城市群在区域资源与产业的整合中发挥着重要的作用,通过城市间的统一规划和政策协调,城市群有利于弱化内部来自地理距离、文化距离等方面的壁垒,促进产业互补协同、交通物流改进、人才技术流动,从而降低市场交易成本 C 。结合本研究理论模型,将市场交易成本 C 降低从制度变迁层面解释,表现为:区域内整体的制度质量水平 I 提升和制度质量水平的区域差距 n 下降。据此,分析城市群在数字普惠金融对共同

富裕作用中发挥的机制。

首先,考虑城市群对数字普惠金融经济增长效应的作用。基于式(5),对制度质量水平 I 进行求导可得:

$$\partial (\partial Y_i / \partial F_i) / \partial I_i = \alpha_i (1 - \alpha_i) I_i^{-\alpha_i} F_i^{\alpha_i - 1} (A_i L_i)^{1 - \alpha_i} > 0 \quad (13)$$

式(13)表明,无论对于部门1还是2而言,制度质量水平的提升有利于增强金融资本对经济增长的促进作用。数字普惠金融 D 仍然属于金融资本 F 的范畴,由此可知,城市群政策可以巩固数字普惠金融的经济增长效应。

然后,考虑城市群政策对数字普惠金融缩小收入差距效应的作用。通过观察式(11)可以发现:

$$\partial \left(\frac{\partial \pi}{\partial D} \right) / \partial n = \frac{h}{\varphi (1 - \theta) \left[1 + \frac{1 - \mu}{\mu} \cdot \frac{1}{\pi^2} \cdot \frac{n A_1 (1 - \alpha_1)}{A_2 (1 - \alpha_2)} \right]^2} \frac{\frac{1 - \mu}{\mu} \cdot \frac{1}{\pi} \cdot \frac{A_1 (1 - \alpha_1)}{A_2 (1 - \alpha_2)} \left(1 - \frac{1}{\pi} \right)}{< 0} \quad (14)$$

式(14)表明,制度质量水平差距 n 的缩小可以增强数字普惠金融缩小收入差距的效果。基于此,提出研究假说 H2、H3:

H2:城市群政策可以增强数字普惠金融的共同富裕效应。

H3:城市群内部通过降低交易成本增强了数字普惠金融的共同富裕效应。

二、变量测度、实证模型构建与样本说明

1. 变量测度

(1)被解释变量

共同富裕水平(cp):共同富裕具有鲜明的时代特征和中国特色,是全体人民通过辛勤劳动和相互帮助,普遍达到生活富裕富足、精神自信自强、环境宜居宜业、社会和谐和睦、公共服务普及普惠,实现人的全面发展和社会全面进步,共享改革发展成果和幸福美好生活^[25]。从中可以提炼出共同富裕具有发展性和共享性两个维度,具体又可细分为生活富裕富足、精神自信自强、环境宜居宜业、社会和谐和睦和公共服务普及普惠5个层面。因此,本研究将基于这5个层面对地级市共同富裕水平进行测度(表1)。

表 1 共同富裕指数测度指标体系

维度	一级指标	二级指标	方向	变量符号
发展性	生活富裕富足	人均 GDP	+	X_1
		城镇居民人均可支配收入	+	X_2
		农村居民人均可支配收入	+	X_3
		城镇居民人均消费	+	X_4
		农村居民人均消费	+	X_5
	精神自信自强	人均财政科技支出	+	X_6
		人均财政教育支出	+	X_7
		人均公共图书馆藏书量	+	X_8
	环境宜居宜业	人均公园绿地面积	+	X_9
		建成区绿化覆盖率	+	X_{10}
		污水处理厂集中处理率	+	X_{11}
		生活垃圾无害化处理率	+	X_{12}
共享性	社会和谐和睦	人均 GDP/全国人均 GDP	+	X_{13}
		城乡居民人均可支配收入比	-	X_{14}
		城乡居民人均消费比	-	X_{15}
		失业保险覆盖率	+	X_{16}
	公共服务普及普惠	万人床位数	+	X_{17}
		万人医师数	+	X_{18}
		人均道路面积	+	X_{19}
		万人互联网接入用户数	+	X_{20}

表 1 所示测度指标体系包含发展性和共享性两个维度,其中发展性对应的一级指标是“生活富裕富足”和“精神自信自强”,分别从物质财富积累和精神财富积累两个层面衡量发展。共享性对应的一级指标是“环境宜居宜业”“社会和谐和睦”和“公共服务普及普惠”,更加侧重反映共享美好生活。在对二级指标的选择上,根据一级指标的核心内涵,结合数据可得性,选取 20 个二级指标,其中城乡居民人均可支配收入比和城乡居民人均消费比两个指标为负向指标,其余指标均为正向指标。测度方法选择通过较为客观的熵权法确定各指标权重,在进行测度前通过极差法对所有指标进行无量纲化处理。

(2)核心解释变量

数字普惠金融指数(df):参考郭峰等的研究^[26],使用北大互联网金融中心发布的数字普惠金融指数,该指数从覆盖广度、使用深度和数字化程度等多层面综合考虑,可以较好地反映地级市数字普惠金融发展水平。

(3)控制变量

借鉴相关文献^[27-28]并兼顾数据可得性,研究过程控制了影响共同富裕水平的其他变量,包括产业结构(ind)、财政支持(gov)、外商直接投资水平(fdi)、教育水平(edu)和城镇化水平(urb)。

2. 计量检验模型构建

为探究数字普惠金融对共同富裕的影响,构建基准检验模型如下:

$$cp_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 df_{i,t} + \sum \beta_j control_{i,t} + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \tag{15}$$

式中: $cp_{i,t}$ 为被解释变量,表示*i*地级市在*t*年份的共同富裕水平; $df_{i,t}$ 为核心解释变量,表示*i*地级市在*t*年份的数字普惠金融水平; β_1 为核心解释变量前的参数,表示数字普惠金融对共同富裕的影响程度,如控制一系列共同富裕的影响因素后, β_1 显著为正,表明数字普惠金融发展能够显著促进共同富裕水平提升; $control_{i,t}$ 为选取的控制变量,包括产业结构、财政支持、外商直接投资、教育水平和城镇化水平; β_j 为各

控制变量前的参数; η_i 为个体固定效应; μ_t 为时间固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

3. 样本说明

采集 2013—2019 年中国(不含港澳台地区)地级及以上城市的面板数据进行实证分析。样本研究区间选择该时段的原因在于:共同富裕的一个重要目标是实现收入分配公平^[2],构建共同富裕评价指标体系时居民收入数据是一项重要的子指标,2013 年农村居民收入的统计口径由人均纯收入变更为人均可支配收入,考虑到数据的连贯性,以 2013 年作为样本的起始年份。2020 年及之后的 3 年,新冠疫情对经济增长和收入分配等方面都造成了相应影响,各城市根据新冠疫情严重程度采取的差异化政策一定程度上也影响了城市群作用的发挥,因此以

2019 年作为研究样本的终止年份。

参考《中华人民共和国国民经济和社会发展规划第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》(以下简称《规划》),本研究的城市群^①包括京津冀、长三角、珠三角、成渝、长江中游、山东半岛、粤闽浙沿海、中原、关中平原、北部湾、山西中部、黔中、滇中、呼包鄂榆、兰州-西宁和宁夏沿黄共 16 个城市群,各城市群所包含的城市及确定依据详见附表 1。所用数据均来源于 CEIC 经济数据库、CNRDS 数据库和各地级市历年统计年鉴。对于缺失值较多的城市予以样本剔除,缺失值较少的地级市通过插值法补足数据。经过处理后,得到 250 个地级及以上城市的面板数据,共 1 750 个样本观测值。主要研究变量的描述性统计如表 2 所示。

表 2 描述性统计

变量	度量方法	均值	标准差	最小值	最大值
共同富裕指数(<i>cp</i>)	构建评价指标体系	0.237 7	0.121 9	0.041 3	0.798 1
数字普惠金融指数(<i>df</i>)	北京大学数字普惠金融指数 ^②	0.449 1	0.198 2	0	1
产业结构(<i>ind</i>)	第二、三产业产值/总产值	0.886 7	0.064 5	0.692 9	0.997 3
财政支持(<i>gov</i>)	人均财政支出	0.094 4	0.041 1	0.027 3	0.340 9
外商直接投资(<i>fdi</i>)	人均外商直接投资额	0.010 0	0.013 4	0	0.093 1
教育水平(<i>edu</i>)	财政教育支出/财政支出	0.180 1	0.035 0	0.043 6	0.304 6
城镇化水平(<i>urb</i>)	城镇人口/总人口	0.556 9	0.136 0	0.246 9	0.952 0

三、基准回归结果及稳健性检验

1. 基准回归结果及分析

基于样本数据对式(20)中的参数进行估计^③,结果如表 3 所示。

表 3 中列(1)和列(2)表明,在加入控制变量前后,数字普惠金融对共同富裕的作用均显著为正向,验证了研究假说 H1,即数字普惠金融能够促进共同富裕。列(2)中,产业结构、财政支持、外商直接投资、教育水平和城镇化水平的系数均显著为正,说明随着产业结构升级、财政支持力度增强、外商直接投资吸引力增大、地方教育水平提高及新型城镇化的推进,地级市

共同富裕水平均会有所提升。列(3)和列(4)分别为非城市群地区和城市群地区地级市数字普惠金融对共同富裕的回归,结果表明,无论是城市群地区还是非城市群地区,数字普惠金融对共同富裕的作用均显著。对比系数大小可知,城市群地区数字普惠金融的系数值更大,Chow 检验显示两个分组数字普惠金融的作用差异显著,验证了研究假说 H2。可能的原因在于:城市群为数据要素的培育、发展与转化提供了良好的政策环境和孵化空间,凭借更广阔的服务范围、更高效的运营环境及低成本的运营模式,数字普惠金融得以为实现共同富裕目标提供了更多助力。

① 《中华人民共和国国民经济和社会发展规划第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》在《完善城镇化空间布局》一章中共提到 19 个城市群,根据数据可得性,本研究不包括哈长、辽中南和天山北坡这 3 个城市群。

② 为消除量纲,对解释变量数字普惠金融指数进行归一化处理。

③ 豪斯曼检验表明应当使用固定效应模型,因此在回归时加入个体固定效应和年份固定效应。

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3) 非城市群地区	(4) 城市群地区
<i>df</i>	0. 217 *** (0. 052 1)	0. 152 *** (0. 029 4)	0. 0820 ** (0. 032 8)	0. 170 *** (0. 037 8)
<i>ind</i>		0. 115 *** (0. 036 8)	0. 240 *** (0. 063 5)	0. 009 97 (0. 046 0)
<i>gov</i>		0. 787 *** (0. 126)	0. 787 *** (0. 124)	0. 767 *** (0. 151)
<i>fdi</i>		0. 410 *** (0. 152)	0. 703 (0. 433)	0. 382 ** (0. 165)
<i>edu</i>		0. 261 *** (0. 041 9)	0. 236 *** (0. 055 0)	0. 257 *** (0. 052 4)
<i>urb</i>		0. 164 * (0. 095 3)	0. 219 (0. 142)	0. 168 (0. 114)
常数项	0. 199 *** (0. 009 21)	-0. 085 2 (0. 071 4)	-0. 234 *** (0. 062 9)	0. 013 9 (0. 104)
个体	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
样本量	1 750	1 750	392	1 358
R ²	0. 784 2	0. 874 2	0. 830 0	0. 884 6
系数差异 P 值	——	——	0. 079	

注：* $p<0.1$ ，** $p<0.05$ ，*** $p<0.01$ ，括号内为稳健标准误水平，系数差异 P 值根据交互项模型的 Chow 检验估计结果得到。下同。

2. 稳健性检验

(1)稳健性检验 I :缓解内生性

使用工具变量法进行回归。借鉴张勋等^[29]的做法,选取样本城市与杭州的球面距离作为工具变量,距离杭州越近,数字普惠金融发展水平越高。由于该变量为固定值,进一步将其与当年所有样本城市(除本市)的数字普惠金融指数均值交乘,同时进行对数化处理,得到具有时变性质的工具变量。表 4 中,列(1)为第一阶段的回归结果,工具变量系数为负表明地级市离杭州越远,数字普惠金融水平越低。第一阶段 F 统计值为 7 496. 10,远超过经验标准值 10,表明所选工具变量不是弱工具变量。第二阶段回归如列(2)所示,数字普惠金融的系数仍显著为正,表明使用工具变量回归的情况下,数字普惠金融对共同富裕仍然具有显著促进作用。

(2)稳健性检验 II :变换样本

剔除同时出现在两个城市群中的地级市。在主回归数据中,根据地缘关系和城市群辐射

表 4 稳健性检验:缓解内生性

变量	(1) <i>df</i>	(2) <i>cp</i>
<i>df</i>		1. 021 *** (0. 207)
<i>ind</i>	0. 140 *** (0. 043 9)	-0. 006 79 (0. 061 1)
<i>gov</i>	0. 246 *** (0. 054 2)	0. 561 *** (0. 154)
<i>fdi</i>	0. 119 (0. 128)	0. 303 * (0. 162)
<i>edu</i>	0. 018 9 (0. 038 1)	0. 241 *** (0. 061 9)
<i>urb</i>	0. 040 2 (0. 039 5)	0. 134 * (0. 070 1)
<i>iv</i>	-0. 041 3 ** (0. 017 0)	
常数项	0. 218 ** (0. 093 1)	-0. 097 8 (0. 064 9)
个体	控制	控制
年份	控制	控制
样本量	1 750	1 750
R ²	0. 605 9	0. 872 9

力,将同时出现在两个城市群的地级市归属到其中一个城市群^①。这些地级市一方面可以获得到两个城市群在产业协同等方面的助力,另一方面同时出现在两个城市群也说明其处于城市群地理、文化边缘,受中心城市的辐射程度较小。表 5 列(1)和(2)为剔除同时出现在两个城市群的地级市的回归,结果表明:非城市群地区和城市群地区数字普惠金融均具有显著的共同富裕效应,且城市群地区这种效应更明显。

(3)稳健性检验Ⅲ:变换核心解释变量处理方法

变换主要解释变量的处理方法。采用将数字普惠金融指数除以 100 的方法重新进行回归,结果如表 5 列(3)和列(4)所示。研究结果再次表明:非城市群地区和城市群地区数字普

惠金融均具有显著的共同富裕效应,且城市群地区这种效应更明显。

(4)稳健性检验Ⅳ:变换回归模型

使用面板 Tobit 模型进行回归,结果如表 5 列(5)和列(6)所示,非城市群地区和城市群地区数字普惠金融同样具有显著的共同富裕效应,且城市群地区这种效应更明显。

四、机制检验

在进行机制检验时,首先对城市群中非中心地级市与中心城市之间的地理距离和文化距离进行测度,这样做的目的在于:中心城市往往是整个区域发展的经济引擎,承担着交通枢纽和文化中心的角色。因此,在城市群政策实施之前,与城市群中心城市地理距离和文化距离

表 5 稳健性检验:变换样本、核心解释变量处理方法、回归模型

变量	基于样本角度		基于变量角度		基于方法角度	
	非城市群地区	城市群地区	非城市群地区	城市群地区	非城市群地区	城市群地区
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
df	0.082 0** (0.032 8)	0.177 *** (0.038 5)	0.035 0** (0.014 0)	0.072 6 *** (0.016 2)	0.082 0** (0.032 0)	0.170 *** (0.037 5)
ind	0.240 *** (0.063 5)	0.011 3 (0.048 2)	0.240 *** (0.063 5)	0.009 97 (0.046 0)	0.240 *** (0.062 0)	0.009 97 (0.045 7)
gov	0.787 *** (0.124)	0.756 *** (0.151)	0.787 *** (0.124)	0.767 *** (0.151)	0.787 *** (0.121)	0.767 *** (0.150)
fdi	0.703 (0.433)	0.373 ** (0.166)	0.703 (0.433)	0.382 ** (0.165)	0.703 * (0.422)	0.382 ** (0.164)
edu	0.236 *** (0.055 0)	0.249 *** (0.053 6)	0.236 *** (0.055 0)	0.257 *** (0.052 4)	0.236 *** (0.053 6)	0.257 *** (0.052 0)
urb	0.219 (0.142)	0.175 (0.112)	0.219 (0.142)	0.168 (0.114)	0.219 (0.139)	0.168 (0.113)
常数项	-0.234 *** (0.062 9)	0.011 6 (0.105)	-0.265 *** (0.069 7)	-0.049 9 (0.113)		
个体	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	392	1 302	392	1 358	392	1 358
R ²	0.830 0	0.884 3	0.830 0	0.884 6		
系数差异 P 值	0.059		0.079			

注:面板 Tobit 回归使用 Stata 的 pantob 命令,回归结果中没有汇报常数项和 R²。

① 同时出现在京津冀城市群和中原城市群中的邢台市和邯郸市,归属到京津冀城市群;同时出现在山东半岛城市群和中原城市群中的聊城市和菏泽市,归属到山东半岛城市群;同时出现在关中平原城市群和中原城市群中的运城市,归属到关中平原城市群;同时出现在粤闽浙沿海城市群和长江中游城市群中的鹰潭市、上饶市和抚州市,归属到长江中游城市群。

较远的城市,理论上面临的交易成本更大,数字普惠金融对共同富裕的作用更弱。据此推断,这些城市在城市群政策的实施中受益更多,控制其他变量和影响因素后,城市群政策对该部分城市数字普惠金融的共同富裕效应的提升作用更强。

1. 基于降低地理距离交易成本的检验

地理距离通过与中心城市接壤与否确定,与中心城市接壤则视为地理距离近,与中心城市不接壤视为地理距离远。剔除中心城市后,按照地理距离远近进行分组回归,结果如表6所示。

表 6 机制检验:基于降低地理距离交易成本

变量	(1) 不接壤	(2) 接壤
<i>df</i>	0.117 [*] (0.063 3)	0.120 ^{***} (0.027 6)
<i>ind</i>	0.131 (0.088 1)	-0.046 9 (0.062 3)
<i>gov</i>	1.122 ^{***} (0.217)	0.543 ^{***} (0.152)
<i>fdi</i>	0.364 (0.397)	0.452 ^{**} (0.199)
<i>edu</i>	0.256 ^{***} (0.052 8)	0.205 ^{***} (0.061 8)
<i>urb</i>	0.278 ^{***} (0.035 4)	-0.044 7 (0.118)
常数项	-0.174 (0.107)	0.192 ^{**} (0.086 3)
个体	未控制	控制
年份	控制	控制
样本量	427	700
R ²	0.896 8	0.559 1
系数差异 P 值	0.968	

表(6)中,列(1)和列(2)分别为城市群中为中心城市不接壤和接壤的地级市的回归,结果表明,无论与中心城市接壤与否,数字普惠金融对共同富裕的作用均显著为正。Chow 检验显示两个分组数字普惠金融的作用不存在显著差异,验证了城市群内部通过降低来自地理距离的交易成本,巩固了数字普惠金融的共同富裕效应。

2. 基于降低文化距离交易成本的检验

文化距离通过文化相似性衡量,在具体测度上引入地方戏曲剧种数据^①构建文化相似性指标。测度方法为:该地级市与所在城市群中心城市相同的戏曲剧种总数/该地级

市与所在城市群中心城市戏曲剧种总数。文化相似性越高,表明文化距离越近,否则越远。这样测度的原因在于:戏曲剧种在所用方言、故事题材、音乐唱腔、服饰妆造、舞台布景等多个方面展现了地方文化的丰富内涵和独特魅力,具有相同的剧种一定程度上可以体现城市之间的文化相似程度。将文化相似性与数字普惠金融的交乘项引入回归^②,结果如表7所示。

表 7 机制检验:基于降低文化距离交易成本

变量	(1) 面板回归	(2) 混合回归
<i>df</i>	0.218 ^{***} (0.036 3)	0.123 ^{***} (0.024 5)
<i>sim</i>	-0.011 9 (0.021 5)	-0.105 ^{**} (0.043 2)
<i>df</i> × <i>sim</i>	-0.036 8 [*] (0.019 8)	-0.029 2 ^{**} (0.014 1)
<i>ind</i>	0.083 6 [*] (0.047 1)	0.013 1 (0.044 2)
<i>gov</i>	0.848 ^{***} (0.154)	0.797 ^{***} (0.102)
<i>fdi</i>	0.524 ^{***} (0.185)	0.326 ^{**} (0.153)
<i>edu</i>	0.262 ^{***} (0.053 3)	0.232 ^{***} (0.035 0)
<i>urb</i>	0.374 ^{***} (0.038 8)	0.218 ^{**} (0.102)
常数项	-0.181 ^{***} (0.042 5)	0.023 9 (0.063 3)
个体	未控制	控制
年份	控制	控制
样本量	1 127	1 127
R ²	0.875 4	0.989 7

表(7)中,列(1)和列(2)表明无论面板回归还是混合回归,数字普惠金融与文化多样性交乘项的系数均显著为负,即与城市群中心城市文化距离较远的地级市,数字普惠金融对共同富裕的促进作用更强,验证了城市群内部通过降低来自文化距离的交易成本,巩固了数字普惠金融的共同富裕效应。

① 各地级市的戏曲剧种数据来源于《中国戏曲志》和《全国戏曲剧种普查报告》。

② 由于文化相似性为截面数据,因此在进行回归时为增加稳健性,分别进行面板回归和混合回归。

五、拓展性分析

1. 异质性分析

按照发展阶段、组织结构和分布区域,城市群可划分为不同类型,通过异质性分析有助于更好地把握城市群在金融与经济发展以及收入分配方面的动态关系,从而为制定针对性政策提供依据,推动城市群地级市的共同富裕。

(1) 发展阶段异质性

不同发展阶段的城市群在金融集聚和资源配置上呈现不同特征,经济增长和收入分配受到数字普惠金融的影响也会有所区别。表 8 中,列(1)至列(3)分别为成熟型、发展型和培育型城市群^①地级市的回归结果,结果表明成熟型、发展型和培育型城市群地级市数字普惠金融均能显著促进共同富裕。Chow 检验显示,成熟型城市群地级市数字普惠金融的作用与发展型、培育型存在显著差异。

(2) 组织结构异质性

多中心城市群和单中心城市群在资源、资金和人才等生产要素的集聚上存在着较大差别,对数字普惠金融的共同富裕效应也会有所影响。表 8 中,列(4)和列(5)分别是多中心城市群和单中心城市群地级市的回归结果,结果表明,多中心城市群地级市数字普惠金融能够显著促进共同富裕,而单中心城市群地级市该作用不显著。

(3) 区域异质性

东部城市群、中部城市群和西部城市群在资源禀赋条件、经济发展水平与数字基础设施方面都存在明显差异,可能影响数字普惠金融作用的发挥。表 8 中,列(6)至列(8)分别为东部城市群、中部城市群和西部城市群的回归结果,结果表明,东部城市群和西部城市群地级市数字普惠金融对共同富裕的促进作用显著,而在中部城市群该作用不显著。Chow 检验表明:

表 8 异质性分析结果

变量	发展阶段异质性			组织结构异质性		区域异质性		
	成熟型 (1)	发展型 (2)	培育型 (3)	多中心 (4)	单中心 (5)	东部 (6)	中部 (7)	西部 (8)
<i>df</i>	0.336 *** (0.077 8)	0.095 8 *** (0.031 5)	0.096 3 *** (0.029 6)	0.192 *** (0.048 8)	0.035 7 (0.034 9)	0.413 *** (0.094 9)	0.014 9 (0.032 9)	0.062 7 * (0.033 8)
<i>ind</i>	-0.053 5 (0.139)	0.050 8 (0.050 7)	-0.127 (0.097 3)	-0.003 23 (0.053 5)	-0.120 ** (0.058 0)	0.161 (0.126)	0.125 * (0.066 9)	-0.027 1 (0.052 0)
<i>gov</i>	0.648 *** (0.197)	0.685 *** (0.0933)	0.704 *** (0.174)	0.742 *** (0.171)	0.768 *** (0.157)	0.780 *** (0.170)	1.012 *** (0.090 4)	0.348 *** (0.100)
<i>fdi</i>	0.468 ** (0.181)	-0.442 (0.290)	0.498 (0.405)	0.387 ** (0.181)	0.183 (0.405)	0.312 (0.217)	0.734 *** (0.166)	0.485 (0.544)
<i>edu</i>	0.187 * (0.110)	0.177 *** (0.048 7)	0.332 *** (0.053 4)	0.212 *** (0.064 2)	0.319 *** (0.043 5)	0.032 8 (0.076 6)	0.337 *** (0.052 4)	0.249 *** (0.041 8)
<i>urb</i>	0.267 ** (0.102)	-0.046 3 (0.068 0)	0.167 (0.121)	0.170 (0.133)	0.260 ** (0.105)	0.148 (0.095 1)	0.037 5 (0.087 1)	0.239 ** (0.105)
常数项	0.023 1 (0.193)	0.107 ** (0.052 7)	0.111 (0.121)	0.036 3 (0.120)	0.060 6 (0.081 7)	-0.081 1 (0.175)	-0.052 6 (0.052 0)	0.017 8 (0.075 7)
个体	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	637	546	175	1141	217	560	399	399
R ²	0.902 2	0.713 5	0.839 3	0.895 7	0.880 6	0.917 1	0.752 4	0.830 9
系数差异 P 值	(1)与(2)之间:0.005 (1)与(3)之间:0.005 (2)与(3)之间:0.990			(4)与(5)之间:0.009		(6)与(7)之间:0.000 (6)与(8)之间:0.001 (7)与(8)之间:0.311		

① 根据《规划》对 16 个城市群按照成熟型、发展型和培育型进行了划分。

东部城市群地级市数字普惠金融对共同富裕的作用与中部城市群、西部城市群存在显著差异。

2. 分维度回归

使用北京大学数字普惠金融指数的子维度指数,考察数字普惠金融的覆盖广度(*cover*)、使用深度(*depth*)和数字化程度(*digital*)对共同富裕的作用及其重要性程度,

有利于把握数字普惠金融促进共同富裕的关键点。通过对非城市群地区和城市群地区地级市进行分组,考察两组在3个子维度指数与共同富裕之间关系中是否具有显著差异,可以厘清城市群政策具体在哪些方面巩固了数字普惠金融的共同富裕效应。分维度回归结果如表9所示。

表9 分维度回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
		非城市群地区	城市群地区		非城市群地区	城市群地区		非城市群地区	城市群地区
<i>cover</i>	0.160*** (0.043 3)	0.220*** (0.024 3)	0.157** (0.069 0)						
<i>depth</i>				0.066 6*** (0.018 5)	0.018 2 (0.017 0)	0.080 8*** (0.025 3)			
<i>digital</i>							0.038 1** (0.016 5)	-0.006 62 (0.014 3)	0.061 5*** (0.013 1)
<i>ind</i>	0.132*** (0.038 2)	0.240*** (0.055 9)	0.0192 (0.045 0)	0.128*** (0.039 0)	0.251*** (0.063 5)	0.0175 (0.047 0)	0.127*** (0.039 0)	0.254*** (0.063 8)	0.0195 (0.048 8)
<i>gov</i>	0.797*** (0.125)	0.730*** (0.098 3)	0.794*** (0.154)	0.811*** (0.129)	0.766*** (0.138)	0.807*** (0.159)	0.820*** (0.134)	0.766*** (0.140)	0.795*** (0.164)
<i>fdi</i>	0.433*** (0.155)	0.930* (0.478)	0.385** (0.169)	0.442*** (0.160)	0.701 (0.449)	0.408** (0.172)	0.406** (0.163)	0.717 (0.442)	0.378** (0.176)
<i>edu</i>	0.258*** (0.041 9)	0.195*** (0.046 1)	0.265*** (0.053 6)	0.264*** (0.043 4)	0.227*** (0.056 7)	0.263*** (0.054 7)	0.266*** (0.043 3)	0.221*** (0.052 4)	0.259*** (0.054 1)
<i>urb</i>	0.132 (0.092 7)	0.203* (0.104)	0.132 (0.111)	0.189* (0.098 2)	0.249 (0.150)	0.195 (0.119)	0.171* (0.102)	0.252* (0.139)	0.175 (0.122)
常数项	-0.107 (0.077 5)	-0.264*** (0.057 5)	0.002 39 (0.114)	-0.101 (0.074 6)	-0.247*** (0.065 6)	0.000 30 (0.108)	-0.081 5 (0.075 2)	-0.245*** (0.063 8)	0.022 4 (0.108)
个体	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1 750	392	1 358	1 750	392	1 358	1 750	392	1 358
R ²	0.865 7	0.853 0	0.870 3	0.858 8	0.817 8	0.868 9	0.818 7	0.815 7	0.821 7
系数差异 P 值		0.390			0.040			0.000	

表9中,列(1)(4)和列(7)分别为数字普惠金融覆盖广度、使用深度和数字化程度3个分维度指数对共同富裕的回归。结果表明:数字普惠金融覆盖广度、使用深度和数字化程度均能显著促进共同富裕。对比系数大小可得,3个维度中覆盖广度对共同富裕的提升作用最强,其次是使用深度和数字化程度。结合数字普惠金融的普惠性原则来看,覆盖广度更直观地反映了对弱势群体的金融资源倾斜,有助于低收入人群从金融发展的过程中获取更多红

利,因此对共同富裕的作用更明显。

表9中,列(2)(3)为非城市群地区和城市群地区地级市数字普惠金融覆盖广度对共同富裕的回归。结果表明:非城市群地区和城市群地区地级市数字普惠金融覆盖广度的提升均能显著促进共同富裕,Chow 检验显示两个分组覆盖广度的作用没有明显差异。列(5)(6)为非城市群地区和城市群地区地级市数字普惠金融使用深度对共同富裕的回归,结果表明:城市群地区地级市数字普惠金融使用深度的提升能显

著促进共同富裕,而非城市群地区该作用不显著。列(8)(9)为非城市群地区和城市群地区地级市数字普惠金融数字化程度对共同富裕的回归,结果表明:城市群地区地级市数字普惠金融数字化程度的提升能显著促进共同富裕,非城市群地区该作用不显著。由此可知,城市群政策主要激活了数字普惠金融使用深度和数字化程度对共同富裕的作用。

六、研究结论与政策建议

共同富裕是中国特色社会主义的本质要求,数字普惠金融结合了数字技术与普惠性原则,为实现共同富裕提供了重要抓手。在建设全国统一大市场的背景下,激活数字普惠金融动能需要与城市群发展形成合力。基于此,以城市群政策对数字普惠金融共同富裕效应的增强作用为研究主题,在建立理论模型分析的基础上,基于2013—2019年面板数据进行实证研究。结果显示:首先,数字普惠金融能够促进共同富裕,且这种效应在城市群地区更加明显。在变换样本、调整主要解释变量处理方法以及使用面板Tobit模型进行回归后,该结果依然稳健,由此说明:一方面,数字普惠金融能够提升社会经济整体表现,并缩小不同群体的收入差距;另一方面,体现城市群建设能够降低市场交易成本,发挥集聚经济效应,从而提升数字普惠金融的促进作用。其次,城市群内部可通过降低来自地理距离、文化距离的交易成本而增强数字普惠金融的共同富裕效应。这说明,作为新型城镇化的主体形态,城市群建设能够通过城市之间的资源综合与协调发展,实现产业协同化、交通网络化、人才一体化和要素流动化,打破区域之间源自地理距离和文化距离的交易壁垒,从而与数字普惠金融形成合力,充分激发数字普惠金融的共同富裕效应。再次,数字普惠金融的共同富裕效应在成熟型城市群、多中心城市群、东部城市群地级市更加明显。这说明,城市群在发展阶段、组织结构和分布区域方面的区别会对数字普惠金融的作用发挥产生影响,在驱动城市群建设与数字普惠金融发展形成合力时,不能忽略城市群的差异化特征。最后,城市群地区数字普惠金融的使用深度和数

字化程度对共同富裕的作用要强于非城市群地区,覆盖广度的作用则没有明显差异。这说明,相较于非城市群地区,城市群地区可以通过要素集聚、创新驱动等渠道促进地级市金融服务向产品多样化、要素数字化方向发展,从而激活数字普惠金融使用深度和数字化程度对共同富裕的影响,增强数字普惠金融的共同富裕效应。

本研究结论的政策含义在于:第一,扎实推进金融强国建设,大力发展数字普惠金融,发挥共同富裕进程中的金融作用。当前,我国正从金融大国向金融强国逐步迈进,作为金融发展新业态,数字普惠金融有利于提升金融服务实体经济的水平,为实现共同富裕提供精准、灵活的金融支持。本研究通过基准分析得出数字普惠金融能够促进共同富裕,从实证角度验证了数字普惠金融的应用前景与实践价值,因此,为实现共同富裕目标,可借助数字技术,推进金融服务向农村地区、小微企业和低收入人群等普惠领域拓展,促进经济增长与收入分配的协调发展。

第二,结合建设全国统一大市场背景,加快城市群建设,解锁数字普惠金融促进共同富裕的加速器。城市群是推动区域一体化的重要途径,通过优化资源配置、提升区域联动效应,体现出明显的集聚经济效应和正外部性。通过机制检验表明,城市群内部可通过降低交易成本增强数字普惠金融的共同富裕效应,因此在实现共同富裕的进程中,有效结合城市群在高效互联互通、提升市场效率等方面的作用,构建更加开放、包容、共享的数字普惠金融生态体系,可以强化数字普惠金融的共同富裕效应。

第三,挖掘不同类型城市群发展特点,因地制宜制定政策,找准数字普惠金融促进共同富裕的着力点。不同类型城市群在经济条件、资源禀赋、辐射能力、产业发展等方面存在明显差异,通过异质性分析发现,数字普惠金融的共同富裕效应在成熟型城市群、多中心城市群、东部城市群地级市更加显著。因此,在调动数字普惠金融作用时应考虑城市群之间的差异性,推进城市群向成熟化发展,根据组织结构和分布区域的差异找准城市群发展定位,

以更好地发挥数字普惠金融在推进共同富裕中的作用。

第四,激活金融行业数据要素市场,推动金融服务纵深化发展,提升数字普惠金融的共同富裕效应。数字普惠金融的发展依赖于数字基础设施建设与数据要素市场的良好运营,通过分维度回归发现,相较于非城市群地区,城市群地区不仅能发挥数字普惠金融覆盖广度对共同富裕的作用,还激活了数字普惠金融使用深度和数字化程度的作用。因此,为更好地发挥数字普惠金融作用,在巩固普惠性作用的基础上还应当通过数据分析与风险管理提高金融服务的效率 and 安全性,以更好地促进共同富裕。

参考文献:

[1] 辛鸣. 共同富裕的中国逻辑[J]. 中国社会科学, 2024(1):4-24.

[2] 李实. 共同富裕的目标和实现路径选择[J]. 经济研究,2021,56(11):4-13.

[3] 张晓晶, 王庆. 中国古代社会的资本治理及其启示——经济史和经济思想史视域下的资本[J]. 世界社会科学, 2023 (2): 135-147.

[4] GOLDSMITH R. Financial structure and economic development [M]. New Haven: Yale University Press, 1969.

[5] 崔婕,李瑞田,韩启春. 金融科技助力实现共同富裕——基于数字普惠金融赋能视角[J]. 经济问题,2023(5):1-8.

[6] GALOR O, ZEIRA J. Income distribution and macroeconomics[J]. Review of Economic Studies, 1993, 60(1): 35-52.

[7] MAURER N, HABER S. Related lending and economic performance: evidence from Mexico[J]. The Journal of Economic History, 2007, 67(3): 551-581.

[8] GREENWOOD J, JOVANOVIC B. Financial development, growth, and the distribution of income [J]. Journal of Political Economy, 1990, 98(5): 1076-1107.

[9] 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.

[10] 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.

[11] 周天芸. 数字普惠金融发展对居民获得感的影响研究[J]. 求索,2023(4):83-95.

[12] 方先明,刘韪尔,陈楚. 数字普惠金融、居民消费与经济增长——来自我国省域面板数据的经验证据[J]. 东南大学学报(哲学社会科学版), 2022,24(3):40-50.

[13] 谢漾,洪正. 城市群功能分工、政府干预与金融集聚[J]. 云南财经大学学报,2022,38(10):65-78.

[14] 张云飞. 城市群内产业集聚与经济增长关系的实证研究——基于面板数据的分析[J]. 经济地理, 2014,34(1):108-113.

[15] 江轩宇,朱梦遥,谢蓉蓉. 城市群政策的收入分配效应——基于微观企业劳动收入份额视角的研究[J]. 财经研究,2023,49(6):4-18.

[16] 王莹莹. 城市群人口集聚对共同富裕的影响——基于粤港澳大湾区的分析[J]. 人口与经济,2024 (1):118-132.

[17] 张学良, 李培鑫. 城市群经济机理与中国城市群竞争格局[J]. 探索与争鸣, 2014 (9): 59-63.

[18] 田瑶,赵青,郭立宏. 数字普惠金融与共同富裕的实现——基于总体富裕与共享富裕的视角[J]. 山西财经大学学报,2022,44(9):1-17.

[19] 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.

[20] 杨舒然,雷晓康. 数字普惠金融与农村居民共同富裕:影响效应与作用机制[J]. 统计与信息论坛,2024,39(2):56-68.

[21] BARRO R J. Government spending in a simple model of endogenous growth [J]. Journal of Political Economy, 1990,98(5):103-125.

[22] 孙永强. 金融发展、城市化与城乡居民收入差距研究[J]. 金融研究, 2012(4):98-109.

[23] 李牧辰,封思贤. 数字普惠金融、数字门槛与城乡收入差距[J]. 管理评论,2023,35(6):57-71.

[24] 黄少安,韦倩,杨友才. 引入制度因素的内生经济增长模型[J]. 学术月刊,2016,48(9):49-58.

[25] 中华人民共和国中央人民政府. 中共中央 国务院关于支持浙江高质量发展建设共同富裕示范区的意见 [EB/OL]. [2021-05-20]. http://www.gov.cn/zhengce/2021-06/10/content_5616833.htm.

[26] 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.

[27] 刘心怡,黄颖,黄思睿,等. 数字普惠金融与共同富裕:理论机制与经验事实[J]. 金融经济学研究,2022,37(1):135-149.

[28] 韩亮亮,彭伊,孟庆娜. 数字普惠金融、创业活跃度与共同富裕——基于我国省际面板数据的经验研究[J]. 软科学,2023,37(3):18-24.

[29] 张勋,万广华,张佳佳,等. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究,2019,54(8):71-86.

Digital Financial Inclusion, Urban Agglomeration Construction and Common Prosperity Effect/
FANG Xianming, WANG Yu(Business School, Nanjing University, Nanjing 210093, China)

Abstract: Common prosperity is the essential requirement of Chinese modernization. As a new form of financial development, whether the development of digital inclusive finance, which integrates digital and inclusive, can provide a starting point for the realization of common prosperity, deserves great attention. For this purpose, the paper first constructs a two-sector model including institutional factors for analysis, and puts forward relevant research hypotheses. Then, using the panel data from 2013 to 2019, based on the core connotation of development and sharing, the index system is constructed to measure the common prosperity level of prefecture-level cities, and the common prosperity effect of digital inclusive finance is tested. The benchmark test found that digital financial inclusion can promote common prosperity, and this effect is more obvious in urban agglomeration areas, and the result is still robust after easing endogeneity, transforming samples, adjusting variables and replacing empirical models for regression. The mechanism analysis shows that the common prosperity effect of digital inclusive finance is enhanced mainly by reducing transaction costs from geographical distance and cultural distance within urban agglomerations. Heterogeneity analysis shows that the common prosperity effect of digital inclusive finance is more obvious in mature urban agglomerations, multi-center urban agglomerations and eastern urban agglomerations. The fractal regression reveals that urban agglomeration policies mainly activate the effects of the depth of digital inclusive finance use and the degree of digitalization on common prosperity. Finally, from the aspects of promoting the development of digital inclusive finance, accelerating the construction of urban agglomeration, formulating policies according to the development characteristics of urban agglomeration, and activating the data factor market of the financial industry, the paper proposes an effective path to enhance the common prosperity effect of digital inclusive finance.

Key words: digital inclusive finance; common prosperity; urban agglomeration; transaction costs