

金融科技发展与城乡共同富裕

贺唯唯 张亚斌*

摘要: 加快金融科技发展,是优化金融要素配置、促进共同富裕的重要抓手。本文以2011—2019年中国地级及以上城市为样本,实证检验了金融科技发展影响城乡共同富裕的效应及其作用机制。研究表明:金融科技水平提高将促进城乡共同富裕,且在地理位置、信息化水平、富裕程度维度均呈现异质性特征。机制分析结果显示,金融市场化 and 普惠金融是金融科技发展影响城乡共同富裕的作用机制。基于区域、城乡、机会公平三重视角的扩展研究结果表明,金融科技发展不仅能够有效驱动区域均衡增长和城乡均衡发展,并且促进了机会公平,“科技红利”得以有效释放。本文有助于系统揭示金融科技发展对城乡共同富裕的影响,为深化金融科技创新、优化金融要素配置、促进共同富裕提供启示。

关键词: 金融科技;城乡共同富裕;金融市场化;普惠金融

中图分类号: F832; F126

一、引言

改革开放以来,工业化与城市化进程的加快,一方面推动了我国经济实现跨越式发展,大幅改善了居民生活质量,另一方面又伴随着城乡收入差距扩大、区域发展不平衡等现象(万广华,2013)。随着中国经济进入新发展阶段,缩小城乡差距、促进共同富裕,对于加快经济转型升级、助推高质量发展尤为重要。共同富裕强调在发展中平衡效率与公平,本质是效率与公平的有机统一,而在金融市场要素规模不断变动以及配置结构持续调整的背景下,效率与公平呈现出新的发展特征(张晓晶,2021)。因此,如何驱动金融工具创新,充分发挥金融对效率与公平的促进作用以推动实现城乡共同富裕,成为当前经济社会关注的热点。

金融科技发展带来金融服务模式革新和效率提升(刘长庚等,2022),并引致金融要素配置调整,全方位释放了金融潜力、驱动了效率和公平持续优化,为推动实现城乡共同富裕有效赋能。根据已有关于效率的相关文献,学者们普遍认为金融科技发展有利于驱动增长,进

*贺唯唯,湖南财政经济学院经济学院,邮政编码:410205,电子信箱:124039791@qq.com;张亚斌(通讯作者),湖南大学经济与贸易学院,邮政编码:410079,电子信箱:yabinzhang@hnu.edu.cn。

本研究受到国家自然科学基金重大项目“全球价值链背景下中美新型大国贸易关系与贸易利益研究”(18ZDA068)、湖南省社会科学基金基地项目“经济开放的共同富裕效应及对策研究”(21JD005)的资助。感谢匿名审稿专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

而能够提升效率(Thakor, 2020; 李海奇、张晶, 2022; 赵鹍、王艳芳, 2022; 周少甫等, 2023)。然而随着研究不断深入,一些学者开始意识到当金融科技发展与产业环境不适配时,其不一定能够带动效率(巴曙松等, 2020)。根据已有关于公平的相关文献,一些学者认为金融科技发展能够缩小收入差距、促进公平(Zhang et al., 2020)。另有一些学者却指出,金融科技水平提升会拉大收入差距、损害公平(Hodula, 2023)。

进一步地,中国金融资源市场配置的过程往往以金融业信贷为主导(郜栋玺、赵家悦, 2022),而金融科技发展对金融信贷资源配置的影响主要集中在金融市场化与普惠金融两个方面。根据已有金融市场化的相关文献,一些学者认为金融科技发展将有效促进金融市场化(Thakor, 2020; 孟娜娜等, 2020; 王小华等, 2022)。随着金融科技水平不断提升,金融科技发展暴露出的问题逐渐被一些学者所关注,他们指出金融科技发展可能不利于深化金融市场化(刘乃梁、吕豪杰, 2022; 李俊青等, 2022)。根据已有普惠金融的相关文献,有学者认为金融科技发展有利于增加普惠金融供给(付争、王皓, 2021; Adugna, 2024)。但也有一些文献开始注意到,由于前沿科技向金融领域持续延申,金融科技发展对传统普惠金融的冲击会导致普惠金融整体供给出现不确定性(张海洋等, 2022; 邵之晗等, 2024)。

另外,金融市场化与普惠金融会对城乡共同富裕产生重要影响。基于已有金融市场化的相关文献,金融市场化对效率的促进作用已得到一致认可(蔡卫星, 2019; Carlson et al., 2022),对公平的影响则争议颇多。有学者认为金融市场化有利于缩小城乡收入差距(Delis et al., 2014)。也有学者指出,金融市场化可能会扩大城乡收入差距(王修华、赵亚雄, 2023)。根据已有普惠金融的相关文献,普惠金融的城乡共同富裕促进作用在公平层面已达成共识(Neaime and Gaysset, 2018),在效率层面则存在不同意见。有学者认为普惠金融发展有利于提升效率(李建军等, 2020),也有学者却强调普惠金融可能会损害效率(李涛等, 2016)。

通过对上述文献的梳理可以发现,相关研究结论存在明显差异。尽管聚焦于金融市场化或普惠金融,学者们也未能就金融科技发展的城乡共同富裕效应达成共识。因此,在金融市场化与普惠金融发生变化的背景下,金融科技发展对城乡共同富裕的影响、作用机制等问题均有待深入探究。为此,本文系统梳理了金融科技发展影响城乡共同富裕的机理。在此基础上,以 2011—2019 年中国 269 个地级及以上城市为研究对象,采用手动查找的城乡居民收入、常住人口面板数据,实证检验了金融科技发展影响城乡共同富裕的效应及其作用机制。进一步地,本文还考察了金融科技发展对区域平衡增长、城乡均衡发展以及机会公平的影响,力求为促进共同富裕的政策制定提供参考。

本文潜在的边际贡献主要有如下几点:第一,将金融科技与城乡共同富裕纳入统一分析框架,厘清金融科技发展影响城乡共同富裕的效应及其作用机制,并采用手动查找的中国地级及以上城市城乡居民收入、常住人口面板数据开展实证检验,有助于丰富相关研究,也为评估金融发展的城乡共同富裕效应提供新证据。第二,全面考察金融科技发展在区域、城乡、机会公平维度是否释放了“科技红利”,为深化金融科技与实体经济融合,加快推进金融供给侧改革和促进城乡共同富裕提供新思路。

二、理论分析与研究假说

金融科技向国民经济快速渗透的过程有力地推动了金融发展与金融深化,打破了金融资源既有市场竞争格局(王小华等,2022)、供给模式(付争、王皓,2021; Adugna, 2024),以金融市场化与普惠金融为重要构成内容的金融市场将面临再调整,效率与公平出现了新变化,继而对城乡共同富裕产生影响。鉴于金融科技发展在金融资源配置过程中发挥的重要作用,基于金融市场化与普惠金融视角开展研究,有助于全面厘清金融科技发展影响城乡共同富裕的效应及其作用机制。然而,前述文献虽然分别从金融科技发展与城乡共同富裕、金融科技与金融资源配置、金融资源配置与城乡共同富裕等多个角度,研究金融科技发展影响城乡共同富裕的作用机制,但并未形成统一结论。

本文对此进行梳理后发现,金融科技发展对效率的直接影响取决于其与产业环境的适配程度。如果金融科技水平与产业环境适配程度较高,那么金融科技发展有利于扩大资本要素规模(Thakor, 2020)、缓解金融资源错配(周少甫等,2023)、引导数字技术进入生产过程(赵鹞、王艳芳,2022)、加快产业转型升级(李海奇、张晶,2022),最终提升效率。如果金融科技与产业环境适配程度偏低,则不一定能够提升效率(巴曙松等,2020)。金融科技发展对公平的直接影响则往往与数字技术辐射能力有关。如果数字技术能够打破传统金融“嫌贫爱富”的商业特征,持续扩大金融科技覆盖人群,那么将有助于提高低收入群体金融可得性,进而缩小城乡收入差距、促进公平(Zhang et al., 2020)。如果不同居民群体间数字基础设施、数字终端、数字技术使用能力不一致形成“科技鸿沟”,则会极大限制金融科技覆盖人群,反而将拉大城乡收入差距、破坏公平(Hodula, 2023)。

关于金融科技发展影响城乡共同富裕的研究中,其影响路径主要集中在金融市场化与普惠金融。金融科技发展通过金融市场化影响城乡共同富裕发生的过程可能较为复杂。一方面,金融科技发展对金融市场化存在“双刃剑”效应,其影响方向取决于金融科技发展是否具有共享功能与外部性。当金融科技发展具有共享功能与外部性时,金融科技将持续争夺银行手中客户资源(Thakor, 2020),并通过“技术溢出”改变银行业市场结构(孟娜娜等, 2020),继而促进金融市场化(王小华等,2022)。当金融科技发展不具有共享功能与外部性时,金融科技可能会衍生出金融数据垄断(刘乃梁、吕豪杰,2022)、数字技术垄断(李俊青等, 2022),反而不利于金融市场化。另一方面,金融市场化通过改善金融市场环境和增加金融供给规模的方式驱动产业资源再配置,有利于实现效率改进(蔡卫星,2019; Carlson et al., 2022),但其对公平的影响取决于金融要素再配置后的城乡部门间资金流向。如果金融市场化能够激励金融机构为开发农村地区客户而积极引导资金下沉,将有利于提升农村金融可得性、缩小城乡收入差距(Delis et al., 2014)。如果金融市场化致使银行为追逐利润而倾向于筛选客户,甚至诱导农村资本流向城市,则会扩大城乡收入差距(王修华、赵亚雄,2023)。

类似地,金融科技发展通过普惠金融影响城乡共同富裕的过程可能同样复杂。一方面,金融科技发展对普惠金融同样存在“双刃剑”效应,其实际影响由数字普惠金融与传统普惠金融之间的关系决定。当数字普惠金融与传统普惠金融之间呈现出互补关系时,金融科技发展有利于增加普惠金融供给规模和获取渠道,进而提升普惠金融供给水平(付争、王皓, 2021; Adugna, 2024)。当数字普惠金融与传统普惠金融之间存在替代关系时,金融科技发展可能不利于普惠金融供给。具体而言,金融科技发展将持续推动金融业务由线下向线上转

移,会诱导商业银行减少线下网点、资金、人员投入,对传统普惠金融供给形成挤出效应(张海洋等,2022;邵之晗等,2024),最终对当地普惠金融整体供给造成冲击。另一方面,普惠金融提高了低收入农村群体金融可得性,进而带动就业和创业,因此有利于缩小城乡收入差距、促进公平(Neaime and Gayssset,2018),但其对效率的提升作用则会受到宏观发展条件的约束。在宏观发展条件向好时,普惠金融发展能够扩大现有金融体系覆盖范围,引导金融资源优化配置,有利于提升效率(李建军等,2020)。在宏观发展条件不佳时,普遍的借贷行为不仅不利于技术创新,而且会造成银行业内部风险提升、流动性短缺,从而阻碍经济复苏和增长、损害效率(李涛等,2016)。

对上述两条路径机制进一步归纳总结可以发现,金融科技发展通过金融市场化与普惠金融两条路径影响城乡共同富裕的效应均呈现出复杂特征,但之所以如此,显然是受到了金融科技发展内外部环境、金融发展规模与结构、宏观经济条件等因素的共同影响。如果结合中国实际发展现状,则上述路径特征将适当简化。第一,中国对数字技术发展始终采取包容开放的态度,金融科技与产业发展深度融合,数字鸿沟不断弥合,不存在阻碍金融科技发展与城乡共同富裕的制度性因素。第二,由于数字技术不断发展以及监管体系逐步完善,中国金融数据垄断、数字技术垄断等问题得到有效规制。第三,中国金融市场要素规模有限、配置结构有待完善、农村普惠金融供给不足等现象长期存在,数字金融对传统普惠金融的挤出效果在目前较为有限。第四,随着近年来中国城市部门要素边际生产率下滑,资本从城市流向农村是必然趋势,而金融要素市场化配置对这一过程发挥了加速作用(亓浩等,2022),事实上缩小了城乡收入差距。第五,中国经济在未来相当长时期内仍将保持较快增长,不具备普惠金融损害效率的现实基础。

本文将理论分析与中国实际有效结合并经过论证后提出:

假说1:随着数字技术向国民经济快速渗透,金融科技发展可能促进了中国城乡共同富裕。

根据上文的分析,本文认为金融市场化、普惠金融供给可能在金融科技发展影响城乡共同富裕的过程中发挥重要作用,于是本文提出:

假说2:加速金融市场化、增加普惠金融供给可能是金融科技发展促进中国城乡共同富裕的作用机制。

三、实证模型设定和变量说明

(一) 模型设定

为了检验假说1,研究金融科技发展对城乡共同富裕的实际影响,本文构建以下基准回归模型:

$$prosperity_{it} = \beta_0 + \beta_1 fintech_{it} + \lambda X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式中: $prosperity_{it}$ 为*i*城市*t*年的城乡共同富裕水平, $fintech_{it}$ 为金融科技发展水平, X_{it} 为中国地级及以上城市控制变量集合, μ_i 、 δ_t 分别为城市固定效应与年份固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。

(二) 变量说明

1.被解释变量:城乡共同富裕($prosperity$)

共同富裕的内涵是在发展中推动收入分配优化,实质是效率与公平的有机统一。因此

本文参考万广华等(2022),结合效率与公平两大视角构造城乡共同富裕指数(*prosperity*),具体表达式为:

$$prosperity = gdp \times e^{-gini} \quad (2)$$

(2)式中:*gdp* 为人均 GDP(单位:万元/人),反映了效率,即其值越大则富裕程度越高。*gini* 为城乡基尼系数,反映了公平,其值越大则表示共同程度越低。城乡基尼系数的计算方法为:

$$gini = \frac{w_u}{w_u + w_r} - u \quad (3)$$

(3)式中: w_u = 城镇居民人均可支配收入×城镇常住人口, w_r = 农村居民人均可支配收入×农村常住人口, u 为城镇常住人口占城乡常住人口比重。根据城乡共同富裕指数表达式可以发现,随着人均 GDP 持续提升以及城乡基尼系数不断降低,城乡共同富裕水平将逐步提高。

2. 解释变量:金融科技发展

相关研究对于金融科技发展的度量方法较多。其中,孟娜娜等(2020)、李海奇和张晶(2022)直接采用北京大学公布的数字普惠金融指数反映金融科技水平。李春涛等(2020)基于涉及金融科技的各类关键词的百度新闻高级检索页面结果,并根据爬取与整合各关键词搜索结果数量作为金融科技指数。宋敏等(2021)、刘长庚等(2022)则选择以当地金融科技公司数量衡量金融科技发展状况。需要指出的是,数字普惠金融指数编制的基础是支付宝平台这一特定渠道的个人用户交易数据,忽视了金融科技背景下众多其他渠道的变化。此外,金融科技公司之间规模不同,技术能力与涉及业务也存在明显差异,仅用公司数量无法反映这一系列差别。也就是说,上述两类度量方法均难以全面刻画地区实际金融科技水平。因此,本文参考李春涛等(2020)的研究方法,基于大数据、人工智能、区块链、机器学习、移动支付、征信、虚拟现实等 48 个与金融科技相关的关键词,利用百度新闻高级检索历年的搜索地区+关键词,并对相关检索页面的网页源代码进行爬取,再进一步提取和加总各关键词搜索结果数量,最后以加总后搜索结果数量的对数值作为金融科技指数,用以衡量金融科技发展水平。

3. 控制变量

本文基于影响城乡共同富裕的多维度因素选取控制变量,具体控制变量如下:产业结构(*structure*),由第二、第三产业增加值之和占 GDP 比重反映;对外开放(*trade*)由人均进出口总额(单位:万元/人)衡量;人力资本(*hc*),由本文构建的人力资本指数衡量,具体为:人力资本=(高校在校学生数×16+普通中学在校学生数×12+小学在校学生数×6)/地区总人口;土地城市化(*land*),由市辖区面积占行政总面积比重衡量;公共交通设施(*vehicle*),由人均公共车辆数(单位:辆/万人)反映;环境污染(*pollution*),由人均废水排放量(单位:吨/人)衡量。

(三)数据来源与变量描述性统计

本文删除了 2011—2019 年间数据缺失严重的样本,最终保留包含中国 269 个地级及以上城市的平衡面板数据集。其中,进出口总额、城镇与农村居民人均可支配收入、城乡常住人口数据来自中国各地级及以上城市国民经济与社会发展统计公报及政府工作报告。金融科技发展相关数据来自百度新闻。其余数据则来自《中国城市统计年鉴》。相关变量的描述性统计如表 1 所示。可以发现,本文测算的城乡共同富裕指数的取值范围

为0.9~15.5且均值约为4.5,金融科技水平取值范围为0.7~5.9且均值约为3.0,均与主要参考文献描述性统计保持结果一致。其余各变量同样与主要参考文献的相关描述性统计结果差异不大。

表 1 变量的描述性统计					
变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>prosperity</i>	2 421	4.51	2.96	0.89	15.46
<i>fintech</i>	2 421	3.00	1.23	0.69	5.92
<i>structure</i>	2 421	0.88	0.07	0.70	1.00
<i>trade</i>	2 421	1.79	4.61	0.00	30.66
<i>hc</i>	2 421	1.34	0.51	0.71	3.34
<i>land</i>	2 421	0.24	0.24	0.03	1.00
<i>vehicle</i>	2 421	3.51	3.87	0.23	20.31
<i>pollution</i>	2 421	13.59	10.24	2.81	35.15

注:由作者计算和整理。

四、实证检验及结果分析

(一) 基准回归结果分析

基准回归检验结果如表 2 所示。表 2 第(1)列展示了仅控制城市效应和年份效应后的检验结果,此时金融科技水平提升对城乡共同富裕指数的影响显著为正。第(2)列进一步引入了控制变量集合,结果发现金融科技发展对城乡共同富裕的促进作用仍然显著。第(3)—(4)列分别为引入地理距离的空间关联矩阵后,基于 SAR 模型和空间 Durbin 模型考察金融科技发展对城乡共同富裕的实际影响, ρ 与 W 分别为被解释变量空间效应以及解释变量对被解释变量的空间溢出效应。结果显示,金融科技发展的回归系数在第(3)—(4)列中均显著为正,也就是说在考虑了空间关联后,金融科技发展对城乡共同富裕的促进作用依然成立。空间关联项 ρ 的回归系数在第(3)—(4)列中均显著为正,表明本地城乡共同富裕对其他地区城乡共同富裕的影响主要表现为正外部性。直接效应以及总效应的回归系数在第(3)—(4)列中均显著为正,间接效应在第(3)列显著而在第(4)列不显著,即金融科技发展对本地城乡共同富裕以及其他地区城乡共同富裕均具有促进作用,且直接效应强于间接效应。

各控制变量中,产业结构、贸易开放的回归系数均显著为正,其可能的原因在于,产业升级与对外开放加速了区域现代化转型,有利于增强城市部门的劳动力吸纳能力,从而改变城乡劳动力要素配置、弥合二元生产率鸿沟,最终促进城乡共同富裕。人力资本的回归系数显著为正,原因在于,人力资本积累提高了本地劳动力质量,进而能够赋能本地增长并优化城乡收入分配。土地城市化的回归系数显著为正,这可能是因为,土地城市化提升了城乡土地资源配置效率,进而促进经济增长、推动社会公平。公共交通设施的回归系数显著为正,原因在于,增加公共交通供给不仅能够通过降低交通成本的方式驱动增长,而且其“公共”属性将更多地惠及低收入农村群体,从而促进公平。环境污染的回归系数显著为负,其可能的原因在于,环境污染加剧会损害健康、增加经济社会运行成本,不利于长期增长。除此之外,环境污染加剧对低收入农村居民的冲击往往更大,这将进一步阻碍农村地区要素积累,拉大城乡收入差距。

表 2 基准回归结果

变量	prosperity			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>fintech</i>	0.1667 *** (0.0572)	0.1286 ** (0.0549)	0.0541 ** (0.0232)	0.0836 * (0.0456)
<i>structure</i>		12.4507 *** (1.5450)	10.1143 *** (1.0432)	10.1211 *** (1.0411)
<i>trade</i>		0.1561 *** (0.0173)	0.1113 *** (0.0109)	0.1111 *** (0.0109)
<i>hc</i>		0.6041 *** (0.2017)	0.2665 ** (0.1350)	0.2578 * (0.1354)
<i>land</i>		1.9313 *** (0.4352)	1.7053 *** (0.2977)	1.7095 *** (0.2974)
<i>vehicle</i>		0.0719 *** (0.0253)	0.1084 *** (0.0186)	0.1090 *** (0.0186)
<i>pollution</i>		-0.0023 *** (0.0009)	-0.0021 *** (0.0007)	-0.0021 *** (0.0007)
常数项	4.0434 *** (0.1732)	-8.6386 *** (1.3855)	-9.0524 *** (0.8747)	-9.0460 *** (0.8729)
ρ			0.6730 *** (0.0225)	0.6778 *** (0.0233)
$W \times fintech$				-0.0378 (0.0501)
<i>Direct effect</i>			0.0572 ** (0.0242)	0.0843 * (0.0436)
<i>Indirect effet</i>			0.1047 ** (0.0412)	0.0555 (0.0771)
<i>Total effect</i>			0.1618 ** (0.0651)	0.1399 ** (0.0702)
城市效应	YES	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES	YES
观测值	2 421	2 421	2 421	2 421
R^2	0.8889	0.8994	0.5690	0.5692

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著；括号内数值为聚类至地级及以上城市的标准误。下同。

(二) 稳健性与内生性检验

1. 稳健性检验

(1) 替换被解释变量。本文将人均 GDP 与城乡基尼系数进行标准化处理,再取二者的几何平均值作为城乡共同富裕指数的替代变量(*prosperity_{replace}*)。其中,人均 GDP 的处理值=(实际值-最小值)/(最大值-最小值),城乡基尼系数的处理值=(最大值-实际值)/(最大值-最小值),结果由表 3 第(1)列所示。可以发现,经过被解释变量替换后,金融科技发展的回归系数依然显著为正。

(2) 替换解释变量。本文参考宋敏等(2021),利用 CSMAR 的金融科技公司数据,以人均金融科技公司数量加 1 再取对数(*fintech_{replace}*)用以替换原解释变量并开展稳健性检验,结果如表 3 第(2)列所示。结果显示,此时金融科技发展的回归系数显著为正。

(3) 剔除直辖市样本。直辖市相较于其他城市在经济体量、人口规模、行政面积等方面具有显著优势,故将其纳入考察范围可能会导致基准回归检验结果出现偏差。因此,本文将四大直辖市从总样本中删除后再开展稳健性分析,结果如表 3 第(3)列所示。可以

发现,删除直辖市后,金融科技发展仍然促进了城乡共同富裕。

(4)非线性检验。信息技术形成的经济效应往往呈现出非线性倾向,其原因在于:信息技术具有网络效应,信息化用户越多,个体收益就越大。此外,信息化还高度依赖于通信基础设施,区域内部人员越密集,通信基础设施的使用效率就越高,继而形成集聚效应。为探讨金融科技发展对城乡共同富裕潜在的非线性影响,本文将金融科技水平的二次项引入基准回归模型进行检验,结果如表3第(4)列所示。可以发现,金融科技水平的一次项回归系数显著为负,二次项回归系数显著为正,表明金融科技发展对城乡共同富裕具有先抑后扬的影响。基于检验结果求关于金融科技水平的一阶偏导可得: $\frac{\partial prosperity}{\partial fintech} = 0.27fintech - 0.61$,令其等于0即可计算得到拐点值约为 $fintech = 2.26$,即当金融科技指数小于该拐点时,金融科技发展将阻碍城乡共同富裕,反之则将促进城乡共同富裕。需要强调的是,2019年中国地级及以上城市金融科技指数均高于该拐点值,因此随着金融科技发展,中国城乡共同富裕水平将呈现出加速上升趋势。

表 3 稳健性检验结果

变量	<i>prosperity</i> _{replace}	<i>prosperity</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>fintech</i>	0.0033 *** (0.0012)	1.0039 *** (0.1024)	0.1251 ** (0.0546)	-0.6052 *** (0.0981)
<i>fintech</i> _{replace}				
<i>fintech</i> ²				0.1359 *** (0.0152)
控制变量	YES	YES	YES	YES
城市效应	YES	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES	YES
观测值	2 421	2 421	2 385	2 421
<i>R</i> ²	0.9591	0.9035	0.8974	0.9030

2. 内生性检验

(1)工具变量法。本文选取各地级及以上城市至中国金融科技发展中心城市——杭州的空间距离作为金融科技发展的工具变量,对基准回归模型进行内生性检验。考虑到选取的工具变量为截面数据,故本文以各地级及以上城市至杭州的球面距离与年份构造交互项作为实际工具变量。检验结果显示,LM 的统计量 p 值小于 0.01 的临界值,故拒绝“工具变量识别不足”的原假设。在工具变量弱识别的检验中,Wald F 大于 Stock-Yogo 弱识别检验 10%水平上的临界值。以上结果表明,本文选取的金融科技指数的工具变量是合理的。经过工具变量处理后,金融科技发展依然对城乡共同富裕具有促进作用。

(2)双重差分法。2013 年 8 月,国务院印发《“宽带中国”战略及实施方案》,致力于提升中国城市互联网发展水平,推动我国宽带基础设施快速健康发展。随着“宽带中国”试点建设全面铺开,相关地区基于 5G 通讯、大数据、人工智能、云计算等新型信息通信技术打造有利于创新发展的社会环境,继而引导居民生产、生活方式发生改变。“宽带中国”试点推动了前沿信息技术与金融部门深度融合,加速了金融科技发展,为本文开展外生政策冲击分析提供了一个良好的试验环境。本文以多期双重差分法开展研究,对“宽带

中国”试点是否影响了城乡共同富裕进行检验,并构建如下模型:

$$prosperity_{it} = \beta_0 + \beta_1 did_{it} + \lambda X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

(4) 式中: *did* 为该城市当年是否为“宽带中国”试点城市,是则取 1,反之则取 0,其他参数项均与基准回归模型相同。双重差分检验结果如表 4 所示。

第(1)列结果显示,在未考虑各控制变量而仅控制城市效应与年份效应时, *did* 参数显著为正,即此时“宽带中国”试点促进了城乡共同富裕。第(2)列则进一步引入了地级及以上城市层面的各项控制变量,结果发现, *did* 参数依然显著为正,即成为“宽带中国”试点城市将促进当地城乡共同富裕。

表 4 双重差分检验结果

变量	prosperity	
	(1)	(2)
<i>did</i>	0.2027 *** (0.0655)	0.1635 *** (0.0621)
控制变量	NO	YES
城市效应	YES	YES
年份效应	YES	YES
观测值	2 421	2 421
<i>R</i> ²	0.9341	0.9419

进一步地,本文选取自由度为 5% 的游标卡尺倾向得分匹配法模型开展内生性检验。平衡趋势检验结果显示,匹配后所有变量的标准化差异均小于 10%,表明各变量的平衡性较好。此外各变量匹配后的 *t* 检验的 *p* 值均大于 5% 的临界值,表明相关变量均不拒绝处理组 and 对照组无系统差异的原假设。因此,可以认为本文模型设定及数据选取适合进行倾向匹配得分检验。倾向匹配得分检验结果表明, *ATT* 的回归系数显著为正,“宽带中国”试点对城乡共同富裕发挥了促进作用。^①

(三) 异质性检验

首先,本文根据各地级及以上城市所在省级行政区是否拥有海岸线这一条件,将样本划分为沿海地区和非沿海地区,开展金融科技发展影响城乡共同富裕的地理位置异质性检验,结果如表 5 第(1)列和第(2)列所示。结果表明,金融科技发展同时促进了沿海和非沿海地区城乡共同富裕发展,且在沿海地区作用更强。其原因可能在于,沿海地区金融发展起步更早、市场化程度更高、人口相对密集,金融科技发展对于优化市场配置的能力与效率更强,继而能够加速放大城乡共同富裕效应。

然后,本文将历年各地级及以上城市每万人中互联网用户数的中位数作为划分依据,将高于该中位数的城市划为高信息化城市,其余划为低信息化城市,开展金融科技发展影响城乡共同富裕的信息化水平异质性检验,结果如表 5 第(3)列和第(4)列所示。结果表明,金融科技发展对高信息化、低信息化城市城乡共同富裕均具有促进作用,且在高信息化城市更强。原因可能是,金融科技的应用与信息技术发展、信息基础设施规模、信息技术用户规模息息相关,高信息化城市信息技术发展更快、基础设施供给更充足、使用群体人数更多,金融科技发展对该地区经济社会的渗透力度更大,因此对城乡共同富裕的促进

①由于篇幅有限,平衡趋势检验及倾向匹配得分检验相关结果未在此处展示,可向作者索取。

作用更强。

最后,传统城乡发展理论指出,经济增长与城乡收入分配之间存在非线性关联。这是因为:各地在经济起步阶段大多通过引导要素向城市集聚、加快城市地区发展的方式实现增长,而这一过程虽然有助于提升效率,但是会导致城乡生产率鸿沟,进一步恶化公平问题。随着经济规模扩大,城市边际产出效率持续下滑,而农村地区受到剩余劳动力不断流出以及城市部门前沿生产和管理技术外溢的影响,农业部门生产效率得到大幅改善,城乡生产率鸿沟逐渐弥合,兼顾了效率与公平。可以发现,效率与公平之间可能存在某一拐点,当经济水平低于该拐点时,经济增长会扩大城乡收入差距;当经济水平高于该拐点时,经济增长反而会缩小城乡收入差距。根据全球实际发展经验,该拐点出现在人均 GDP 达到 1 万美元左右的位置(万广华等,2022)。因此,本文据此划分标准,将各地区历年人均 GDP 以 2010 年为基期折算成美元,再将人均 GDP 高于 1 万美元的样本划为经济较发达地区,其余则划为经济欠发达地区,以此开展金融科技发展影响城乡共同富裕的富裕程度异质性检验,结果如表 5 第(5)列和第(6)列所示。结果显示,金融科技发展有利于促进经济欠发达地区城乡共同富裕,但对经济较发达地区影响有限。可能的原因是,经济较发达地区资本要素充裕、市场化程度高,经济发展与城乡一体化已达到相当水平,因此金融科技发展对于驱动增长和调节分配的作用十分式微。

表 5 异质性检验结果

变量	prosperity					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	沿海地区	非沿海地区	高信息化城市	低信息化城市	经济较发达地区	经济欠发达地区
<i>fintech</i>	0.2099 * (0.1270)	0.0653 * (0.0369)	0.2489 *** (0.0732)	0.0525 ** (0.0252)	-0.2247 (0.2627)	0.0572 *** (0.0216)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	1 008	1 413	1 201	1 193	513	1 894
<i>R</i> ²	0.8646	0.9508	0.9287	0.9548	0.7477	0.9257

五、作用机制结果分析

基于前文系统的论证,我们发现金融科技发展有利于促进城乡共同富裕。为进一步考察金融科技通过何种作用机制影响了城乡共同富裕,本文通过构建交互项模型,基于金融市场化与普惠金融两个角度对金融科技发展促进城乡共同富裕的作用机制开展考察。具体如下:

$$mechanism_{it} = \beta_0 + \beta_1 fintech_{it} + \lambda X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it}$$
$$prosperity_{it} = \beta_0 + \beta_1 fintech_{it} + \beta_2 mechanism_{it} + \beta_3 fintech_{it} \times mechanism_{it} + \lambda X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it}$$

(5) 式中: *mechanism* 表示机制变量,本文分别用金融市场化与普惠金融供给来衡量。

(一) 金融市场化

根据相关理论分析可以发现,金融科技发展对金融市场化的影响具有“双刃剑”特征,且金融市场化的城乡共同富裕效应存在诸多不确定性。因此,基于金融市场化视角实证分析金融科技发展对城乡共同富裕的作用机制就十分重要。本文以银行业市场集中度指

数的倒数反映金融市场化水平 (*competition*)。其中,银行业市场集中度指数用各地区网点数量排名前4的商业银行营业网点数量与全部商业银行营业网点数量之比衡量,该值越大,表示银行业市场集中程度越高,市场化水平就越低。相关检验结果如表6所示。

第(1)列中金融科技水平的回归系数显著为正,表明金融科技发展加速了金融市场化。第(2)列结果显示,金融市场化带动了城乡共同富裕。第(3)列结果显示,金融科技发展与金融市场化水平交互项的回归系数显著为正,即金融科技发展通过加速金融市场化的手段有效促进了城乡共同富裕。

表6 作用机制检验结果:基于金融市场化视角

变量	<i>competition</i>	<i>prosperity</i>	
	(1)	(2)	(3)
<i>fintech</i>	0.0170*** (0.0039)		-0.5504*** (0.1166)
<i>competition</i>		1.3066*** (0.3007)	-0.2412 (0.3797)
<i>fintech</i> × <i>competition</i>			0.3665*** (0.0574)
控制变量	YES	YES	YES
城市效应	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES
观测值	2 421	2 421	2 421
<i>R</i> ²	0.9563	0.9000	0.9020

(二)普惠金融

如前文所述,普惠金融同样是金融科技发展影响城乡共同富裕的一条关键路径。金融科技发展对普惠金融的影响同样具有“双刃剑”特征。此外,普惠金融对城乡共同富裕的影响也存在不确定性。因此,基于普惠金融视角考察金融科技发展影响城乡共同富裕的作用机制也很重要。

鉴于普惠金融内涵较为丰富,单一指标难以全面评价地区普惠金融供给水平,故本文结合传统普惠金融与数字普惠金融两个方面,选取多项基础指标对2011—2019年中国地级及以上城市普惠金融供给水平 (*inclusive*) 进行测度。在传统普惠金融方面,本文选取银行网点人口覆盖率(商业银行网点数量与年末总人口之比,单位:人/万人)、银行网点地区覆盖率(商业银行网点数量与行政面积之比,单位:人/平方公里)、银行从业人员人口覆盖率(银行业从业人数与年末总人口之比,单位:个/万人)、银行从业人员地区覆盖率(银行业从业人数与行政面积之比,单位:个/平方公里)、人均贷款余额占比(金融机构年末贷款余额与年末总人口之比,单位:万元/人)、人均存款余额占比(金融机构年末存款余额与年末总人口之比,单位:万元/人)6项指标反映。接下来,本文参考人类发展指数(HDI)的方法(Chakravarty and Pal,2013),利用上述基础指标测算普惠金融供给指数。具体计算方法主要分为三步:

第一步,本文设*t*为年份,*i*为地区,*j*为某项基础指标,*n*为地级及以上城市数量,则*j*基础指标*t*年的权重*w_{jt}*为:

$$w_{jt} = f_{jt} / \sum_{i=1}^n f_{ijt}$$

(6)

第二步,对各项基础指标的 d 值进行加权计算,即:

$$d_{jt} = w_{jt} \times (f_{jt} - \min f_{jt}) / (\max f_{jt} - \min f_{jt})$$

(7)

第三步,利用 w_{jt} 与 d_{jt} 对普惠金融供给水平(*inclusive*)进行计算,公式为:

$$inclusive_{it} = 1 - \frac{\sqrt{\sum_{j=1}^6 (w_{jt} - d_{jt})^2}}{\sqrt{\sum_{j=1}^6 w_{jt}^2}}$$

(8)

本文利用上述各项权重指标计算普惠金融供给指数,再基于普惠金融视角,考察金融科技发展影响城乡共同富裕的作用机制,相关检验结果如表 7 所示。

第(1)列中金融科技水平的回归系数显著为正,表明金融科技发展有利于增加普惠金融供给。第(2)列结果显示,普惠金融供给增加将提升城乡共同富裕水平。第(3)列结果显示,金融科技发展与普惠金融交互项的回归系数显著为正,也就是说,金融科技发展通过增加普惠金融供给的途径有效促进了城乡共同富裕。

表 7 作用机制检验结果:基于普惠金融视角

变量	<i>inclusive</i>	<i>prosperity</i>	
	(1)	(2)	(3)
<i>fintech</i>	0.0047* (0.0024)		0.1065* (0.0550)
<i>inclusive</i>		0.7968** (0.3485)	-0.1105 (0.5779)
<i>fintech</i> × <i>inclusive</i>			0.3460* (0.1902)
控制变量	YES	YES	YES
城市效应	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES
观测值	2 421	2 421	2 421
R^2	0.7119	0.9418	0.9425

基于金融科技发展影响城乡共同富裕效应的作用机制检验结果可以发现,金融科技发展有利于加速金融市场化以及增加普惠金融供给,从而促进城乡共同富裕,因此假说 2 成立。

六、进一步分析

金融科技发展促进了城乡共同富裕,而这又衍生出以下问题:第一,金融科技发展对效率与公平是否均起到了促进作用有待检验;第二,受到数字鸿沟的影响,金融科技发展可能会扩大不同收入群体之间的福利差距、强化“科技鸿沟”,其对城乡共同富裕的促进作用将受到质疑;第三,共同富裕不是均等富裕、同步富裕,而是强调机会公平、鼓励勤劳致富、敢于创业(史新杰等,2022)。上述问题在前文未能得到系统讨论。

为解答以上问题,本文基于区域均衡增长、城乡均衡发展以及机会公平三重视角开展扩展分析,力求全方位刻画金融科技发展的城乡共同富裕效应。

(一)金融科技发展与区域均衡增长

从要素配置角度出发,金融科技发展有利于通过优化金融资源配置,带动实现经济增

长。然而金融科技过快发展不仅将引发过度金融化,导致产业发展脱实向虚,而且可能滋生金融体系监管漏洞、数据垄断、隐私保护等风险,对经济长期增长造成不利影响。此外,区域间数字技术发展差异、数字基础设施建设不平衡、数字终端购买能力和居民数字技术使用能力差距形成的数字鸿沟将直接导致金融科技发展出现分化,继而加剧区域不平衡发展风险(肖威,2021)。因此,本文对金融科技发展的区域均衡增长效应进行考察,结果如表 8 所示。

第(1)列展示了金融科技发展对经济增长的整体影响,结果显示金融科技发展有利于提高人均 GDP,即实现效率。第(2)—(3)列则考察了金融科技发展的区域平衡增长问题。其中,第(2)列考察的是金融科技发展对经济增长绝对差距的影响,经济增长绝对差距(gap_{jd})用地级及以上城市人均 GDP 与所在省级行政区人均 GDP 之差的绝对值表示。结果发现,金融科技发展对经济增长绝对差距的影响不显著。第(3)列检验了金融科技发展对经济增长相对差距的影响,经济增长相对差距(gap_{xd})用地级及以上城市人均 GDP 与所在省级行政区人均 GDP 之比减 1 再取绝对值表示。结果显示,金融科技发展水平的回归系数显著为负,也就是说金融科技发展缩小了各地级及以上城市人均 GDP 与省内人均 GDP 之间的相对差距。可能的原因是,金融科技发展有效弥合了区域间数字鸿沟,有助于驱动经济落后地区实现更快增长,继而缩小了区域间经济差距。

结合第(1)—(3)列结果可以发现,金融科技发展有效带动了整体经济增长,同时能够有效缓解各省级行政区内部增长相对不平衡现象,因此有助于推动区域均衡增长。

表 8 金融科技的区域均衡增长分析结果

变量	gdp	gap_{jd}	gap_{xd}
	(1)	(2)	(3)
$fintech$	0.1366 ** (0.0580)	-0.0162 (0.0194)	-0.0079 * (0.0043)
控制变量	YES	YES	YES
城市效应	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES
观测值	2 421	2 421	2 421
R^2	0.9020	0.9249	0.9167

(二) 金融科技发展与城乡均衡发展

前文确认了金融科技发展对区域均衡增长的正向影响,接下来我们将进一步对金融科技发展的城乡均衡发展效应展开分析。数字鸿沟风险会使得金融科技应用出现城乡分化,从而放大城乡居民金融可得性差距,加剧城乡不平等,这一问题在基准回归检验环节可能被金融科技发展的增长效应所掩盖。因此为解决这一潜在问题,本文对金融科技发展的城乡均衡发展效应开展分析,相关结果如表 9 所示。

第(1)—(3)列分别展示了金融科技发展对城乡居民人均可支配收入、城镇居民人均可支配收入以及农村居民人均可支配收入(单位均为:万元/人)的影响。结果显示,金融科技水平的回归系数在第(1)—(3)列中均显著为正,表明提升金融科技水平将全面提高城乡居民、城镇居民以及农村居民收入水平。需要指出的是,金融科技发展对城镇居民收入的促进效果强于农村居民,即金融科技发展扩大了城乡居民个体的绝对收入差距。第(4)列则展示了金融科技水平对城乡居民收入比的影响,结果发现,金融科技发展缩小了

城乡居民个体收入比。结合第(2)—(4)列可以发现,在金融科技发展的背景下,城乡居民个体之间虽然绝对收入差距呈现扩大趋势,但是相对收入差距却呈现缩小趋势,换言之,农村居民收入的增速更快,进而实现对城镇居民收入相对追赶。第(5)列给出的是金融科技水平对人口城镇化率的影响。结果显示,金融科技发展将快速提高人口城镇化率。第(6)列检验了金融科技水平对城乡基尼系数的影响,结果表明金融科技发展缩小了城乡收入差距。这可能是因为,金融科技不仅会直接增加农村居民收入,从而实现对城镇居民收入的相对追赶,而且还能够引导农村居民向城市转移,带动收入的跨越式增长,最终缓解城乡不平等问题。

结合第(1)—(6)列结果可以发现,金融科技发展在带动城乡居民收入增长的同时,有效缩小了城乡收入不平等,因此有助于推动城乡均衡发展、实现公平目标。

表 9 金融科技的城乡均衡发展分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>income_{all}</i>	<i>income_{urban}</i>	<i>income_{rural}</i>	<i>income_{ratio}</i>	<i>urbanization</i>	<i>gini</i>
<i>fintech</i>	0.0437 *** (0.0092)	0.0361 *** (0.0100)	0.0268 *** (0.0063)	-0.0124 * (0.0067)	0.0030 ** (0.0012)	-0.0011 * (0.0006)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	2 421	2 421	2 421	2 421	2 421	2 421
<i>R</i> ²	0.9669	0.9593	0.9588	0.9121	0.9798	0.9531

(三) 金融科技发展与机会公平

如前文所言,共同富裕不是整齐划一的平均主义,而是通过倡导机会公平的方式鼓励多劳多得、敢于创业。机会公平作为实现共同富裕的重要落脚点,其内涵与金融科技发展的共享功能和外部性等特征高度契合。对金融科技发展背景下的机会公平演变规律进行全面梳理,有助于在新发展格局下完善金融科技发展及其城乡共同富裕效应的研究体系。因此,本文选取非农业单位从业人数(*employment_{noa}*,单位:万人)、私营和个体从业人数(*employment_{p&I}*,单位:万人)以及创业活跃度(*enterprise*,计算方法:新进企业数加1再取对数)作为反映本地机会公平的指标体系,考察金融科技发展对机会公平的实际影响,结果如表10所示。

表 10 金融科技的机会公平效应分析结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>employment_{noa}</i>	<i>employment_{p&I}</i>	<i>enterprise</i>
<i>fintech</i>	1.8671 *** (0.6127)	5.6018 *** (1.8954)	0.7394 *** (0.1503)
控制变量	YES	YES	YES
城市效应	YES	YES	YES
年份效应	YES	YES	YES
观测值	2 421	2 412	2 421
<i>R</i> ²	0.9630	0.8685	0.8220

第(1)列结果显示,金融科技发展水平对非农业单位从业人数的回归系数显著为正,

表明金融科技发展增强了城市部门劳动力吸纳能力,有助于鼓励农村剩余劳动力转向非农业单位就业。第(2)列中金融科技发展水平的回归系数显著为正,也就是说,金融科技发展能够增加私营和个体部门劳动力吸纳能力,同样有利于促进就业机会公平。第(3)列中金融科技发展水平的回归系数仍然显著为正,换言之,金融科技发展有助于鼓励成当地居民积极创业,促进创业机会公平。

结合第(1)一(3)列结果可以发现,金融科技发展在扩大非农就业规模、私营与个体经济就业规模的同时,还有效提高了本地创业活跃度,因此有助于推动实现机会公平。

七、结论与政策建议

本文从金融资源配置角度出发,对金融科技发展影响城乡共同富裕的路径开展理论阐释,并采用2011—2019年中国269个地级及以上城市面板数据开展实证研究,得到以下结论:其一,金融科技发展促进了城乡共同富裕。其二,加速金融市场化、增加普惠金融供给是金融科技发展促进城乡共同富裕的作用机制。其三,金融科技发展有利于促进经济增长,并且能够促进区域均衡增长;金融科技发展促进了城乡均衡发展,且这一过程是通过缩小城乡个体收入比以及引导农村剩余劳动力向城市转移两种途径实现;金融科技发展还能同时提高本地非农就业规模、私营和个体从业规模以及创业活跃度,从而促进机会公平。

为了进一步促进城乡共同富裕,各地在大力推动金融科技发展时应着力规避金融科技“双刃剑”效应并弥合“科技鸿沟”,优化金融科技发展的外部环境,构建科学合理的体制机制,扩大金融供给规模和提升金融配置效率,同时出台与城乡共同富裕相适应的治理体系。具体可以从以下几个方面着手:

第一,弥合“科技鸿沟”,提升数字素养。以智慧城市与数字乡村协同建设、区域间数字基础设施均衡配置等目标为指引,全方位增加数字基础设施建设投入,同时加强数字技术教育和培训力度,提升居民数字素养,优化人力资本分布格局,多维度地扩大数字技术覆盖人群、消除“数字壁垒”,构建以金融科技引领经济发展的全新模式,并注重保障弱势群体发展权益,普惠性地释放“科技红利”。

第二,深化数实融合,协同推进数字产业化与产业数字化。一是要加快数字产业化进程,强化对5G通讯、大数据、人工智能、区块链等前沿数字技术的研发支持,尤其要加大高端芯片、工业软件、操作系统等核心技术攻关力度,占据金融科技发展“制高点”。二是要坚持推进产业数字化改造,驱动传统金融机构数智化转型,尤其是推动农村金融市场与数字技术深度融合,积极推动非抵押信贷融资模式创新,巩固农村金融机构赋能共同富裕的能力。

第三,以金融科技牵引金融资源配置调整,打通金融市场发展堵点。要利用金融科技发展的金融市场化加速功能,提升金融资源配置效率,同时积极唤醒沉睡资本要素,扩大金融资源供给,引导资金向农村地区、偏远地区下沉,提高各地区金融产品与服务质量。此外,不仅要强化数字普惠金融创新,增加个体居民融资渠道,而且要加大线下金融网点、资金、人员建设力度,巩固传统普惠金融供给能力,并有效推进数字普惠金融与传统普惠金融之间的互联、互通、互补,全面提升普惠金融供给水平,提高居民金融可得性。

第四,建立金融科技发展政策及其配套措施。一是要完善知识产权保护机制,营造公

平透明的金融市场环境,引导金融科技回归服务实体经济,避免“脱实就虚”,打造服务共同富裕的金融新业态。二是要构建科学有效的反垄断机制,打造可信数据要素共享协作网络,充分发掘数字要素使用价值,避免金融要素和数字技术垄断,同时要建立穿透式和全链条式数据监管,保护数据隐私安全,强调科技向善与算法向善,引导金融科技的私人收益与公共收益相一致。

第五,健全共同富裕治理体系,为金融科技赋能城乡发展搭建应用平台。这要求建立一批“共同富裕示范区”“国家级新型城镇化综合试点”等政策试点地区,一方面要在金融科技发展的背景下,依托制度优势激活金融科技发展动能,加速产业深度转型升级、培育新质生产力,引领新一轮增长;另一方面要合理调整数字要素收益分享模式,优化区域、城乡收入分配格局,倡导以按劳分配、多劳多得为导向的机会公平,通过适度发展新型劳动密集型产业的途径扩大就业,采用完善市场准入、促进自由竞争等方式改善营商环境、鼓励创业,引导经济欠发达地区有效分享金融科技的溢出效应。

参考文献:

- 1.巴曙松、白海峰、胡文韬,2020:《金融科技创新、企业全要素生产率与经济增长——基于新结构经济学视角》,《财经问题研究》第1期。
- 2.蔡卫星,2019:《银行业市场结构对企业生产率的影响——来自工业企业的经验证据》,《统计研究》第4期。
- 3.付争、王皓,2021:《竞争还是竞合:数字金融赋能下金融包容与银行体系发展》,《国际金融研究》第1期。
- 4.郜栋玺、赵家悦,2022:《银行业结构如何影响城乡收入差距》,《财贸经济》第10期。
- 5.李春涛、闫续文、宋敏、杨威,2020:《金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据》,《中国工业经济》第1期。
- 6.李海奇、张晶,2022:《金融科技对我国产业结构优化与产业升级的影响》,《统计研究》第10期。
- 7.李建军、彭俞超、马思超,2020:《普惠金融与中国经济发展:多维度内涵与实证分析》,《经济研究》第4期。
- 8.李俊青、寇海洁、吕洋,2022:《银行金融科技、技术进步与银行业竞争》,《山西财经大学学报》第4期。
- 9.李涛、徐翔、孙硕,2016:《普惠金融与经济增长》,《金融研究》第4期。
- 10.刘长庚、李琪辉、张松彪、王宇航,2022:《金融科技如何影响企业创新?——来自中国上市公司的证据》,《经济评论》第1期。
- 11.刘乃梁、吕豪杰,2022:《金融科技数据垄断:源流、风险与治理》,《财经科学》第3期。
- 12.孟娜娜、栗勤、雷海波,2020:《金融科技如何影响银行业竞争》,《财贸经济》第3期。
- 13.元浩、吴本健、马九杰,2022:《贷款利率市场化与农村金融机构回归本源》,《世界经济》第11期。
- 14.邵之晗、赵胜民、屠堃泰,2024:《数字金融、银行竞争与流动性创造》,《国际金融研究》第4期。
- 15.史新杰、李实、陈天之、方师乐,2022:《机会公平视角的共同富裕——来自低收入群体的实证研究》,《经济研究》第9期。
- 16.宋敏、周鹏、司海涛,2021:《金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角》,《中国工业经济》第4期。
- 17.万广华,2013:《城镇化与不均等:分析方法和中国案例》,《经济研究》第5期。
- 18.万广华、江葳蕤、赵梦雪,2022:《城镇化的共同富裕效应》,《中国农村经济》第4期。
- 19.王小华、邓晓雯、周海洋,2022:《金融科技对商业银行经营绩效的影响:促进还是抑制?》,《改革》第8期。
- 20.王修华、赵亚雄,2023:《县域银行业竞争与农户共同富裕——绝对收入和相对收入的双重视角》,《经济研究》第9期。
- 21.肖威,2021:《数字普惠金融能否改善不平衡不充分的发展局面?》,《经济评论》第5期。
- 22.张海洋、胡英琦、陆利平、蔡卫星,2022:《数字时代的银行业变迁——网点布局与行业结构》,《金融研

究》第9期。

23. 张晓晶, 2021:《金融发展与共同富裕:一个研究框架》,《经济学动态》第12期。
24. 赵鹍、王艳芳, 2022:《金融科技新业态对经济增长的影响机制研究》,《金融论坛》第5期。
25. 周少甫、叶宁、詹闻喆, 2023:《科技和金融结合试点政策对地区创新的影响研究——基于金融科技的视角》,《经济学家》第8期。
26. Adugna, H. 2024. "Fintech Dividend: How Would Digital Financial Services Impact Income Inequality across Countries?" *Technology in Society* 77, 102485.
27. Carlson, M., S. Correia, and S. Luck. 2022. "The Effects of Banking Competition on Growth and Financial Stability: Evidence from the National Banking Era." *Journal of Political Economy* 130(2): 462–520.
28. Chakravarty, S.R., and R. Pal. 2013. "Financial Inclusion in India: An Axiomatic Approach." *Journal of Policy Modeling* 35(5): 813–837.
29. Delis, M., I. Hasan, and P. Kazakis. 2014. "Bank Regulations and Income Inequality: Empirical Evidence." *Review of Finance* 65(5): 1637–1667.
30. Hodula, M. 2023. "Fintech Credit, Big Tech Credit and Income Inequality." *Finance Research Letters* 51, 103387.
31. Neaime, S., and I. Gaysset. 2018. "Financial Inclusion and Stability in MENA: Evidence from Poverty and Inequality." *Finance Research Letters* 24(13): 230–237.
32. Thakor, A. V. 2020. "Fintech and Banking: What Do We Know?" *Journal of Financial Intermediation* 41(1), 100833.
33. Zhang, X., J. Zhang, G. Wan, and Z. Luo. 2020. "Fintech, Growth and Inequality: Evidence from China's Household Survey Data." *The Singapore Economic Review* 65(S1): 75–93.

Fintech and Urban-rural Common Prosperity

He Weiwei¹ and Zhang Yabin²

(1: Hunan University of Finance and Economics;

2: School of Economics and Trade, Hunan University)

Abstract: Accelerating the development of financial technology is an important starting point for optimizing the allocation of financial factors and promoting common prosperity. Taking Chinese cities at the prefecture level and above from 2011 to 2019 as samples, this paper empirically tested the effect of fintech development on the urban-rural common prosperity and its mechanism by using manually searched urban and rural panel data. The research shows that the improvement of the fintech level will promote the urban-rural common prosperity, and the dimensions of geographical location, informatization level, and wealth level show heterogeneity. The mechanism analysis results show that financial marketization and inclusive finance are the mechanisms by which the fintech development affects the urban-rural common prosperity. The expanded research results based on the triple perspectives of regional, urban-rural, and opportunity equity show that the development of fintech can not only effectively drive balanced regional growth and urban-rural development, but also promote opportunity equity, and the "science and technology dividend" can be effectively released. This paper helps to systematically reveal the impact of fintech development on the urban-rural common prosperity and provides theoretical basis and policy inspiration for deepening fintech innovation, optimizing the allocation of financial factors, and promoting common prosperity.

Keywords: Fintech, Urban-rural Common Prosperity, Financial Marketization, Inclusive Finance

JEL Classification: G21, P21, P25

(责任编辑:彭爽)