

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

吕光明 周元任 刘文慧

摘要 通过匹配2014-2018年数字普惠金融指数与中国家庭追踪调查(CFPS)数据后研究发现,数字普惠金融能够显著降低社区层面各项收入不平等,工资性收入在其中发挥着主渠道作用,占有所有分项收入影响之和的55.84%。数字普惠金融在地区层面降低了东部地区收入不平等,在群体层面降低了中低收入群体收入不平等。机制分析表明,数字普惠金融分别通过增加居民受雇机会、促进家庭非农创业降低工资性和经营性收入不平等,通过非农创业与增加就业之间存在的“捆绑效应”间接降低工资性收入不平等。进一步的调节效应分析证明,互联网使用增强了数字普惠金融对收入不平等的负向作用,受教育水平减弱了数字普惠金融对工资性收入不平等的负向作用。为此,应通过职业技能培训充分发挥数字普惠金融的就业效应,针对性地弥合“数字鸿沟”以降低数字普惠金融的排斥效应,因地制宜地加快数字普惠金融与传统产业融合互联,以促进共同富裕目标的实现。

关键词 共同富裕;数字普惠金融;社区收入不平等;分项收入

中图分类号 F124.7 **文献标识码** A **文章编号** 1672-7320(2023)03-0122-14

基金项目 国家社会科学基金青年项目(21CTJ025);河北省高等学校人文社会科学研究项目(SQ2023181)

共同富裕是社会主义的本质要求,是中国式现代化的重要特征。中国在以习近平同志为核心的党中央的领导下,于2020年底取得脱贫攻坚的全面胜利,圆满完成了全面建成小康社会的第一个百年奋斗目标,为促进共同富裕奠定了坚实的基础。伴随着中国步入全面建设社会主义现代化国家的第二个百年奋斗目标新征程,党的十九届五中全会和党的二十大相继提出了“人的全面发展、全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展”远景目标,以及“着力维护和促进社会公平正义,实现全体人民共同富裕的中国式现代化”奋斗目标。然而,在兼具发展、转型和大国三重特征的中国,国情的特殊性决定了发展成果共享问题的复杂性。当前,居民收入差距保持高位波动,区域发展和城乡内部收入分配差距较大,发展不平衡不充分问题仍然突出,这意味着扎实推动共同富裕仍然是一项系统而艰巨的任务。

作为影响广泛的金融创新形式,数字普惠金融通过数字化技术促进资金融通,提高了居民对金融市场的可及性和参与性,拓展了信贷渠道,并降低了融资门槛。数字普惠金融的普惠性更加偏好于低收入、低物质资本家庭,有助于调节居民收入差距,构筑公平、包容的收入分配格局。本文以微观社区层面居民分项收入为切入点,首先测度了社区层面分项收入的不平等程度及其对总体收入不平等的贡献率,其次考察了数字普惠金融对社区层面居民分项收入不平等的作用效果和内在机制,最后探讨了数字普惠金融影响收入不平等的相关调节因素,呈现了数字普惠金融促进共同富裕的微观证据。

一、文献基础与理论机制

本部分首先厘清共同富裕的本质内涵、微观表现与中国收入差距的演变特点,然后根据数字普惠金融的本质属性归纳得到数字普惠金融影响微观收入不平等的理论机制。

(一) 文献基础

共同富裕的本质在于“富裕”和“共享”。前者是指“人民群众物质生活和精神生活都富裕”,既要求在权利和机会均等基础上收入、财产和公共服务的物质富裕,又要达到高度物质富裕水平上获得感、满足感和幸福感的精神富裕^[1](P4-13);后者则强调由低到高、从局部到全面的螺旋式过程,即允许在一定的历史条件和范围差距基础上,全体人民达到某一标准的富裕^[2](P3-17)。

从收入差距的演变趋势来看,进入21世纪以来中国居民收入差距出现了一个先上升后下降到高位波动的过程^[3](P52-61),国家统计局编辑出版的《中国统计年鉴》显示,2015-2021年全国收入基尼系数在0.46和0.47之间波动^[4]。从收入结构上来看,中国居民收入分配课题组的测算结果显示,2013-2018年城乡之间收入差距继续缩小,对全国收入差距的贡献率由2013年的31%降至2018年的28%,但缩小幅度明显下降^[5](P52-61);同时,城镇内部和农村内部收入差距表现出不同程度的扩大,且两者对全国收入差距的贡献率持续增加^[5](P33-54)。在城乡间收入差距缩小幅度下降以及城镇内部和农村内部收入差距扩大的趋势下,城镇及农村内部收入差距就成为扎实推动共同富裕进程中的突出问题。从分项收入上来看,劳动者工资收入是构成居民收入差距的主要因素,据李实等使用中国家庭收入调查(简称CHIP)数据的测算结果,2018年城镇劳动者工资收入差距的基尼系数已上升至0.394^[6],较2002年上升了10.06%。由于工资性收入在居民可支配收入中所占比重较大,随着行业与劳动价值的分化,工资性收入差距扩大的趋势仍将持续,是以中国式现代化扎实推进全体人民共同富裕过程中不容回避的关键问题。

在群体内部收入差距视角下,扎实推动共同富裕有两点问题不容忽视:其一,收入是物质富裕的重要表现形式之一,取得全体人民共同富裕的定性标志就是要明显缩小收入差距。已有研究多以收入指标来评价共同富裕的进展情况,但近年来在农村和城镇内部收入差距并未见明显下降,群体内部收入差距对物质共同富裕的制约问题日趋严峻。其二,人们对社会资源分配状况的主观判断、评价和态度决定了个体分配公平感,根据“局部比较理论”^[7](P31-49),个体对收入分配公平的感知源自同个体过去收入^[8](P917-927)和同周围人目前收入两类参照物的比较而产生的相对剥夺^[9](P96-120)^[10](P438-453)。根据国家统计局发布的人均可支配收入数据的测算结果,近十年来全国人均可支配收入的年均增速高于6%,在这一基本事实下,以个体过去收入为参照物的局部比较难以产生相对剥夺,反而能在一定程度上提升居民收入公平感;相较之下,与群体内部周围人目前收入比较后而产生的心理落差是构成个体收入相对剥夺感的主要来源,不利于提升居民收入公平感。在当前中国基于社区(或村庄)的社会网络聚居模式且社区内部社会交往频繁的背景下,内部个体间的收入差距往往能以直接、外显的局部比较方式表现出来,进而冲击人们对收入分配公平的感知。由此,社区层面收入差距既是中国当前高位波动的居民收入差距的微观体现,也关联着人们对分配公平的感知,制约着中国式现代化推进过程中全体人民共同富裕目标的顺利实现。作为共同富裕在微观层面的重要表现形式,社区层面收入差距已受到诸多学者的关注,具体研究问题涵盖社区金融、居民负债,以及居民幸福感和地位认同等^[11](P13-21)^[12](P154-168)^[13](P100-110)^[14](P195-218)。

数字普惠金融是指传统金融机构与互联网企业利用新兴数字技术提供资金融通、支付、投资和信息中介服务的新型金融业务模式^[15]。数字普惠金融融合数字技术属性与金融资本属性的两方面优势,以维度广、渠道多和效应不一的方式深刻影响了居民收入分配。一方面,数字普惠金融凭借其特有的低门槛性、普惠性等特征,大幅拓宽了传统金融服务的覆盖范围,惠及了被排斥于传统金融体系之外的长尾群体^[16](P71-86),很大程度上弥补了传统金融由于门槛效应而导致的服务不足的情况,并大大降低了服

务成本。另一方面,由于不同地区、不同人群之间存在不同程度的资源禀赋与金融素养差异,这使得数字普惠金融的作用效果不尽相同,呈现出一定的“马太效应”^[17](P114-133)。因此,在未来扎实推进共同富裕的进程中,厘清数字普惠金融调节收入差距的作用渠道,充分发挥数字普惠金融之“普惠”功能,进一步提高受众的覆盖广度与深度,是借助数字普惠金融切好、分好“蛋糕”的有效手段。

(二) 理论机制分析

根据数字普惠金融的本质内涵,可以从数字技术属性和金融资本属性两方面展开讨论。在数字属性方面,数字信息技术是数字普惠金融发展的基础,数字化属性能够通过创造就业需求^[18](P40-49)、优化就业环境和就业结构^[19](P104-117)以及缓解信息不对称^[20](P75-86)等方式促进居民就业,进而有利于降低收入不平等。不过,数字信息技术创新对居民收入分配的影响可能犹如一把双刃剑,在促进居民增收的同时也有可能局部扩大收入差距,主要原因有三:第一,Haskel等研究证实,数字信息技术创新能够通过技术与劳动间的替代效应减少低技能熟练和非熟练工人的就业和劳动份额^[21](119-139)^[22](1553-1597)^[23];第二,由于超级明星技能与无形资产的强大协同效应,数字信息技术创新可能为经理和关键高技能员工带来超级明星薪酬;第三,数字信息技术创新兼具技术密集与资本密集的双重属性,由于资本所有权主要集中于高收入者手中,数字化冲击下的收入分配可能导致资本、高管和高级雇员的收益回报相对更高,普通工人的工资回报则相对更低^[24]。

在金融属性方面,资金融通、支付、投资等金融属性是数字普惠金融的核心功能,具体作用表现在:一是能够通过缓解个体和小微企业的资金约束促使创业机会的均等化^[16](P71-86),二是能够通过支持家庭开展创新创业活动增加经营性收入^[25](P38-51),从而达到缩小收入差距的效果。此外,量大、面广的中小企业是吸纳就业的重要力量,截至2021年末,中国中小企业达到企业总数量的99%以上,提供了80%以上的城镇就业岗位^[26]。不过,鉴于各地区社会经济环境、数字基础设施以及人口特征等方面较大的差异性,数字普惠金融的金融属性在缩小收入差距上呈现出一定异质性。比如,亚洲开发银行指出,缺乏金融知识或者对数字普惠金融渠道认知较低的个体使用数字普惠金融平台的动机往往较小,由此产生的数字普惠金融排斥及自我排斥将不利于欠发达地区居民、教育水平较低以及年龄较大的群体创业^[27]。另有学者证实,中国数字普惠金融的发展主要体现在数字支付的使用方面,借贷资金以及理财渠道的增加不能提高农村居民的金融参与^[28](P37-47);数字普惠金融能够通过促进生存型创业改善收入不平等,但对机会型创业存在反向作用^[29](P110-126),能够通过缓解信贷约束与信息约束、强化社会信任等机制促进农村居民创业,但对涉农创业和发展型创业的影响不够明显^[30](P112-126)。现阶段数字普惠金融在家庭层面的渗透率和效率不高,社区层面数字普惠金融基础设施尚不够完善,农村居民、低收入群体、老年群体等数字普惠金融可及性较低^[31](P60-68)^[32](P83-101)。

综合以上探讨不难发现,数字普惠金融的两大核心属性在通过调节就业、创业影响居民收入不平等时所发挥的是“普惠效应”还是“排斥效应”尚不够明确,面向分项收入的作用机制也有待于进一步清晰化。同时,现阶段学者对居民收入分配的研究一般聚焦于家庭总收入或人均收入层面,关于分项收入不平等的研究证据较少,而实际上在家庭总体收入不平等的计算过程中难免出现各项收入不平等相互抵消的情况,容易低估甚至忽略家庭收入结构对收入不平等产生的影响。此外,关于数字普惠金融与收入及收入不平等研究主要集中于城乡、收入水平本身以及相应的影响机制方面,少有文献从社区层面分收入类型来探讨数字普惠金融与微观层面收入不平等之间的内在关联。

鉴于此,本文从微观社区视角,以数字普惠金融的数字属性和金融属性为出发点,重点围绕就业和创业两项传导路径,分别对应工资性和经营性两项收入,建立数字普惠金融影响居民收入不平等的基本理论机制框架。同时,考虑到数字普惠金融作为兼具数字属性和金融属性的金融创新形式,要求使用者既要配备完善的网络基础设施,也要掌握一定的金融知识与数字化操作技能,为此纳入互联网使用和受教育水平两方面使用条件,进一步增加考察数字普惠金融影响收入不平等的调节机制,最终形成数字普

惠金融影响收入不平等的理论框架(图1)。与已有文献关注家庭总收入或人均收入不同,本文将家庭可支配收入进行分项分解,在考虑收入结构的前提下,考察数字普惠金融对可支配收入及分项收入不平等的异质性影响,拓展了研究范畴;此外,在微观社区层面收入不平等研究视角下,围绕数字属性和金融属性,考察数字普惠金融对分项收入不平等的作用机制,并通过分别考察家庭使用数字普惠金融的条件,进一步探讨了数字普惠金融对分项收入不平等作用差异背后的原因。

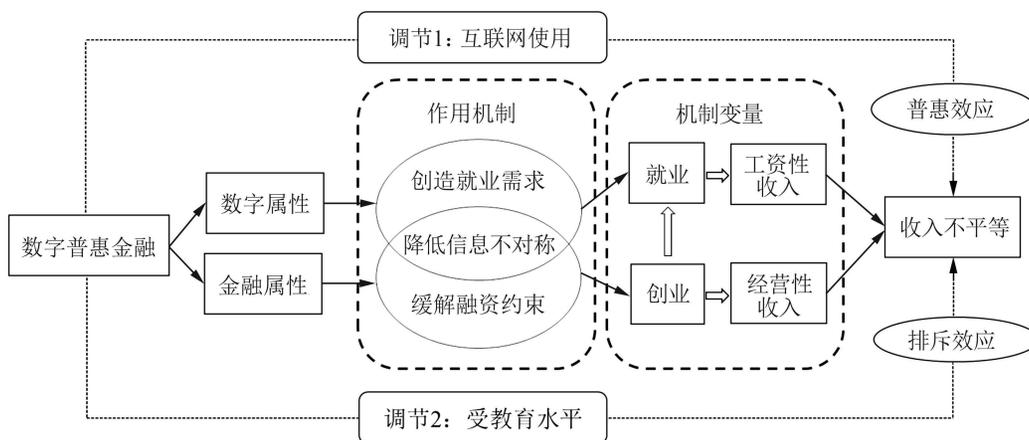


图1 数字普惠金融影响收入不平等的理论框架

二、研究设计与指标数据说明

通过将人均可支配收入分解,得到中国社区层面分项收入不平等对总体收入不平等贡献率,并建立回归模型考察数字普惠金融对分项收入不平等的影响程度与作用机制。

(一) 收入不平等的分项贡献分解方法

从收入统计核算的角度来看,我国居民家庭收入不平等程度与家庭收入的性质密切相关。2013年城乡住户调查一体化改革后,我国城乡居民收入的统计口径统一为可支配收入,对应有如下四个子项:

$$\text{可支配收入} = \text{工资性收入} + \text{经营性净收入} + \text{财产性净收入} + \text{转移性净收入} \quad (1)$$

与此同时,2014年后中国家庭追踪调查(CFPS)采用了新的收入统计口径,为研究数字普惠金融对社区层面分项收入不平等的影响提供了微观数据基础。收入结构可能会影响数字普惠金融对总体收入不平等的作用,比如A项收入在家庭可支配收入中占比较大,若数字普惠金融对A项收入不平等的影响不显著,可能导致数字普惠金融对家庭可支配收入的影响不显著;若数字普惠金融显著影响了占比较小的B项收入,但这种影响可能被占比较大的A项收入遮掩,从而不能体现到总收入中。鉴于此,本文参考Shorrocks对总收入的分解方法^[33](P193-211),计算出分项收入的贡献率,以精确识别数字普惠金融对各项收入不平等的作用渠道差异。假设第*i*个社区可支配收入 y_i 为*n*个分项收入的简单相加,即:

$$y_i = \sum_{n=1}^N y_i^n \quad (2)$$

式中, y_i 表示第*i*个社区的可支配收入, y_i^n 表示社区*i*的第*n*项收入,那么第*n*项收入对可支配收入不平等的贡献率 s_n 可表示为:

$$s_n = \frac{\text{Cov}(Y^n, Y)}{\sigma^2(Y)} = \rho(Y^n, Y) \times \frac{\mu_Y^n}{\mu_Y} \times \frac{\text{CV}(Y^n)}{\text{CV}(Y)} \quad (3)$$

式中, ρ 表示社区*i*第*n*项收入 y_i^n 与可支配收入 y_i 之间的相关系数, μ 表示收入均值,CV表示收入的变异系数。因此,分项收入对可支配收入不平等的贡献率可具体分解为相关程度、水平差异以及波动差异三部分。

(二) 计量模型的设定

为估计数字普惠金融对社区层面可支配收入和分项收入不平等的影响,本文参考已有研究,建立以下面板回归模型:

$$Inequality_{jt} = \eta_0 + \eta_1 Df_{it} + \eta'_2 X_{jt} + \theta_j + \theta_t + \pi_{ijt} \quad (4)$$

式中, $Inequality_{jt}$ 表示社区 j 在 t 年的可支配收入与分项收入的不平等程度, Df_{it} 为社区 j 所在地级市 i 在 t 年的数字普惠金融指数。 X_{jt} 为一组控制变量, θ_j 为社区效应, θ_t 为年份效应, π_{ijt} 为随机扰动项, η_1 表示该地级市数字普惠金融对社区分项收入不平等的影响。控制变量选择社区层面成年人口的平均年龄、平均受教育水平(文盲=0, 小学=6, 初中=9, 高中=12, 大专=15, 大学本科=16, 硕士=19, 博士=22)、平均健康水平、男性所占比重、党员户主所占比重、在婚家庭所占比重、平均老年抚养比和少儿抚养比以及按五分位数处理后的社区经济水平。

(三) 指标选取与数据说明

本文所用数据按照地级城市代码进行匹配,具体来源于两部分:一是由北京大学数字金融研究中心与蚂蚁金服共同编制的2014-2018年中国地级市的数字普惠金融指数;二是中国家庭追踪调查(CFPS)2014-2018年社区层面的调查数据。经剔除异常值和缺失值处理后,主要变量的统计描述如表1所示。

表1 社区层面主要变量的统计描述

变量	2014年			2018年		
	样本量	平均值	标准差	样本量	平均值	标准差
平均年龄	1686	41.401	11.991	2177	40.371	12.073
平均受教育水平	1686	9.135	3.623	2145	9.626	3.784
平均健康水平	1686	2.828	0.765	2177	3.127	0.76
男性比重	1686	0.643	2.959	2177	0.329	0.249
党员户主比重	1686	0.003	0.052	2177	0.064	0.153
在婚比重	1686	0.943	4.498	2177	0.413	0.264
老年抚养比	1686	0.169	0.228	2177	0.187	0.252
少儿抚养比	1686	0.169	0.161	2177	0.192	0.185
社区经济水平	1686	70099.13	179000	2177	111000	212000

(四) 社区分项收入不平等的测度结果

本文借助泰尔指数分别测算了2014-2018年社区层面家庭分项收入的不平等程度。整体来看,各年分项收入的泰尔指数按照人均可支配收入、可支配收入、工资性收入、转移性收入、经营性收入、财产性收入的顺序呈递增趋势,而且都大于可支配收入(或人均可支配收入)的泰尔指数。由此可知,若直接采用家庭可支配收入(或人均可支配收入)而忽略分项收入,计算得到不平等指数的结果偏低,容易低估甚至错误估计数字普惠金融对收入不平等的影响,进而导致得出的结论不准确。

进一步地,本文借助Shorrocks对不平等指数分项分解的方法,测算了2014-2018年各类收入对总收入不平等的贡献率,结果如表2所示。整体上看,工资性收入构成了总收入不平等的主要部分,加权平均贡献率达到80.36%,其次为转移性收入,加权平均贡献率为12.19%,经营性收入和财产性收入的加权平均贡献率较小,二者之和仅为7.45%。从因素构成上看,工资性收入与可支配收入之间的相关程度最强,接近0.9568,是工资性收入对总收入不平等平均贡献率较高的主要驱动因素,其次为转移性收入和财产性收入,经营性收入与可支配收入之间相关性最弱,相关系数仅为0.1536;工资性收入与可支配收入之间的水平差异最大,二者均值之比为76.10%,同属工资性收入平均贡献率较高的主要因素,转移性收入次之,经营性收入再次之,最后为财产性收入,与可支配收入之间的均值之比仅为2.73%;财产性收入波动差异较大,与可支配收入之间的变异系数比达到4.008,成为推高总收入不平等平均贡献率的重要因

素,转移性收入次之,经营性收入再次之,工资性收入的波动差异最小。

表2 分项收入对收入不平等贡献率的分解结果(%)

项目		2014年	2016年	2018年	平均贡献率	加权平均贡献率
wage	总贡献率 V_{wage}	70.60	82.20	84.68	79.16	80.36
	相关程度 V_{wage_1}	90.97	94.98	96.78	94.24	95.68
	水平差异 V_{wage_2}	70.26	71.15	83.47	74.96	76.10
	波动差异 V_{wage_3}	110.46	121.63	104.82	112.30	114.01
oper	总贡献率 V_{oper}	3.77	2.05	2.75	2.86	2.90
	相关程度 V_{oper_1}	14.28	12.88	18.24	15.13	15.36
	水平差异 V_{oper_2}	10.79	9.10	7.19	9.03	9.17
	波动差异 V_{oper_3}	244.98	174.69	209.39	209.69	212.88
tran	总贡献率 V_{tran}	20.17	11.25	4.60	12.01	12.19
	相关程度 V_{tran_1}	55.53	44.89	32.55	44.32	45.00
	水平差异 V_{tran_2}	14.42	14.29	4.83	11.18	11.35
	波动差异 V_{tran_3}	251.88	175.44	292.66	239.99	243.65
prop	总贡献率 V_{prop}	4.19	3.33	5.91	4.48	4.55
	相关程度 V_{prop_1}	41.65	37.40	46.24	41.76	42.40
	水平差异 V_{prop_2}	2.29	2.70	3.08	2.69	2.73
	波动差异 V_{prop_3}	439.08	330.45	414.84	394.79	400.80

注:鉴于CFPS家庭可支配收入设置了“其他”收入来源导致贡献率和小于1,为了便于比较,这里对平均贡献率 V_j 进行加权平均,得到最后一列的加权平均贡献率,其中的权重 $W_j = 1/\sum_{j=1}^4 V_j$;后面分组回归中贡献率的计算与此相同。

综上所述,工资性收入对社区收入不平等的贡献率最高,相关程度高,水平差异也较高,是降低社区收入不平等应首要关注的分项收入;财产性收入与转移性收入对收入不平等的贡献率虽远远小于工资性收入,但鉴于与可支配收入之间的相关程度较高,且波动差异较大,由此,降低财产性和转移性收入的波动差异,应成为缩小社区层面收入差距的重要着力点。

三、实证分析

采用基准回归分析及稳健性检验探究数字普惠金融影响社区层面分项收入不平等的证据,通过机制分析考察数字普惠金融促进共同富裕背后的可能渠道,进一步通过分家庭收入水平和地区的异质性分析呈现数字普惠金融对社区收入不平等影响的异质特征。

(一) 基准回归结果

按照式(4)的模型设定,分别讨论数字普惠金融对社区层面家庭可支配收入和分项收入不平等的影响。依据表3报告的回归系数可初步得到两点结论:第一,数字普惠金融能够显著降低社区层面各项收入不平等,说明数字普惠金融能缩小群体内部收入差距,有助于缓解局部相对剥夺,总体上表现为普惠效应;第二,尽管分项收入不平等程度高于可支配收入与人均可支配收入,但数字普惠金融对分项收入不平等的降低程度远大于可支配收入不平等($Theil_gen$)和人均可支配收入不平等($Theil_cap$),因此,若采用总收入的统计口径,会造成对数字普惠金融降低收入不平等效果的严重低估。

就分项收入而言,数字普惠金融对各项收入不平等的降低程度排序为财产性收入>转移性收入>经营性收入>工资性收入。据此初步推断,一方面,数字普惠金融惠及了更多未能享受传统金融服务的人群,增加了他们的金融市场参与机会,通过资金融通、低门槛借贷、便利支付等方式增加流动性,对相对较高的群体内部财产性、转移性以及经营性收入不平等有较大的降低作用;另一方面,社区层面工资性

表3 数字普惠金融对社区层面收入不平等影响的基准回归结果

变量	<i>Theil_gen</i>	<i>Theil_cap</i>	<i>Theil_wage</i>	<i>Theil_oper</i>	<i>Theil_tran</i>	<i>Theil_prop</i>
<i>Df</i>	-0.097*** (0.016)	-0.122*** (0.017)	-0.107*** (0.028)	-0.326*** (0.062)	-0.327*** (0.047)	-0.413*** (0.077)
\widetilde{Df}	-0.068***	-0.089***	-0.086***	-0.009***	-0.040***	-0.019***
\widetilde{Df} _相关程度	-0.068***	-0.089***	-0.102***	-0.050***	-0.147***	-0.175***
\widetilde{Df} _水平差异	-0.068***	-0.089***	-0.081***	-0.030***	-0.037***	-0.011***
\widetilde{Df} _波动差异	-0.068***	-0.089***	-0.122***	-0.694***	-0.797***	-1.655***
<i>N</i>	3820	3820	3820	3820	3820	3820
<i>R</i> ²	0.051	0.041	0.059	0.031	0.058	0.027

注:圆括号内为系数对应稳健标准误,***、**、*分别表示显著性水平为1%、5%和10%。下同。

收入不平等程度相对较低,数字普惠金融作为数字技术创新的具体表现,在一定程度上可能对低技能劳动形成替代效应,对高技能劳动产生协同作用,再加上低技能劳动者的相对工资一般低于高技能劳动者,数字技术创新对低技能劳动替代而与高技能劳动互补,从而不利于缓解工资性收入差距,这可能是数字普惠金融对工资性收入不平等降低程度较小的主要原因。不过,鉴于家庭收入结构的差异可能会影响这一判断,因此,表3同时报告了按分项收入贡献率调整后的回归系数。

根据表3按总贡献率调整后的回归系数可以看出,数字普惠金融对工资性收入不平等的降低程度远大于其它项收入,占有所有分项收入影响之和的55.84%,这与工资性收入在普通家庭收入中的占比最大和在总收入不平等中的贡献率最高吻合。根据按因素贡献率调整后的回归系数可以看出,数字普惠金融在降低工资性收入不平等方面主要通过相关程度、水平差异与波动差异三个因素来发挥作用,而在降低经营性、转移性和财产性收入不平等方面则主要通过降低波动差异来发挥作用。

(二) 稳健性检验

为缓解实证模型中的内生性问题,这里采用地级市到杭州的球面距离与除所在市外的数字普惠金融指数均值的乘积作为面板工具变量,对基准回归结果的稳健性进行检验。以人均可支配收入不平等为例,得到的结果显示:Anderson canon corr LM统计量值为573.69,对应的p值为0.000,表明所选工具变量通过可识别检验;第一阶段的F统计量值为975.53,表明所选工具变量通过非弱工具变量检验;工具变量对数字普惠金融的回归系数显著为-0.093,这与基准回归结果一致,表明基准结果具有一定的稳健性。^①

(三) 机制分析

理论上,数字普惠金融无论是通过创造就业需求、缓解信息不对称等的方式增加居民受雇概率,还是通过缓解融资约束、增加融资渠道的方式促进居民创业行为,都可能对收入不平等产生显著影响。两种作用机制的主要差异是,前者影响的主要收入类型是工资性收入,而后者是经营性收入。为此,在机制检验中,本文进一步选取工资性和经营性收入不平等作为代理变量,使用中介效应检验方法,来进行数字普惠金融的作用机制检验。

在检验时,本文将当前从事受雇工作的个体记为1,否则记为0,通过计算出社区层面从事受雇类型工作的比重,进而考察数字普惠金融能否通过增加受雇工作机会,降低工资性收入不平等。将家庭在t年从事工商业活动,而t-1年未从事工商业活动,记为家庭在t年进行创业。通过对2018、2016、2014三年的数据进行差分,最终可以得到2018年和2016年两年的面板数据,来考察数字普惠金融能否通过促进

^① 检验结果限于篇幅留存备索,感兴趣的读者可向通讯作者索要。

家庭创业活动^①降低经营性收入不平等。数字普惠金融对收入不平等的作用机制检验结果见表4。同时,为甄别社区非农创业行为与工资性收入不平等之间的关联,按照是否发生非农创业行为,对比分析两组社区工资性收入不平等水平,结果见表5。

表4 数字普惠金融对收入不平等的作用机制检验结果

变量	工资性收入					经营性收入				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	<i>Theil_wage</i>	受雇	<i>Theil_wage</i>	受雇—低收入	受雇—高收入	<i>Theil_oper</i>	非农创业	<i>Theil_oper</i>	非农创业—低收入	非农创业—高收入
<i>Df</i>	-0.107*** (0.028)	0.022*** (0.003)	-0.009*** (0.003)	0.018*** (0.003)	0.009 (0.013)	-0.326*** (0.062)	0.004** (0.002)	-0.010 (0.008)	0.002* (0.001)	0.007 (0.009)
受雇/创业			-0.203*** (0.018)					-0.426*** (0.068)		
户主变量	否	否	否	是	是	否	否	否	是	是
家庭变量	否	否	否	是	是	否	否	否	是	是
社区变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
家庭效应	否	否	否	是	是	否	否	否	是	是
社区效应	是	是	是	否	否	是	是	是	否	否
时间效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>R</i> ²	0.059	0.0236	0.0191	0.0066	0.0253	0.031	0.0078	0.0002	0.0018	0.0012
<i>N</i>	3820	3820	3820	15521	15429	3820	2277	2277	9316	9315

表5 是否发生非农创业行为的社区工资性收入不平等水平对比

项目	家庭样本量	社区样本量	不平等水平	不平等波动程度
发生非农创业	1032	552	0.499	0.332
未发生非农创业	21258	2236	0.541	0.368

由表4和表5可得:第一,表4中的第(2)列显示,数字普惠金融能够显著提高社区层面从事受雇工作的比重,加入机制变量后的第(3)列显示,数字普惠金融对应的系数绝对值减小,机制变量同样显著为负。这表明受雇机会是数字普惠金融降低工资性收入不平等的机制变量。第(4)和(5)列进一步地从家庭层面揭示出在不同收入水平下数字普惠金融对受雇机会的影响,结果表明,数字普惠金融主要提高低收入家庭的受雇概率,对高收入家庭受雇的影响不显著。因此可以认为,数字普惠金融总体上能够通过创造就业需求、降低信息不对称增加低收入家庭的受雇机会,进而降低工资性收入不平等。

第二,表4中的第(7)列显示,数字普惠金融能够显著促进社区层面的非农创业行为,加入机制变量后的第(8)列显示,数字普惠金融对应的系数不再显著,机制变量显著为负。这表明非农创业行为是数字普惠金融降低经营性收入不平等的机制变量。第(9)和(10)列进一步从家庭层面的不同收入水平下考察数字普惠金融对非农创业行为的影响,结果表明,数字普惠金融主要促进低收入家庭的非农创业行为,对高收入家庭非农创业的影响不显著。因此可以认为,数字普惠金融总体上能够通过缓解融资约束、拓宽信息渠道促进低收入家庭的非农创业,进而降低经营性收入不平等。

第三,表5中的结果显示,非农创业社区的工资性收入不平等水平相较于未发生非农创业行为的社区低7.76个百分点,波动程度低9.78个百分点。说明社区非农创业与增加就业之间存在“捆绑效应”,数

① 这里对农业生产经营相关的创业活动进行了类似的检验,但结果显示数字普惠金融未能显著促进社区层面的农业创业行为和未能显著影响农业生产经营活动。

数字普惠金融通过非农创业行为能够在相对小范围内吸纳就业、丰富就业岗位,提高低收入群体的工资水平,从而对社区工资性收入差距产生一定的弥合作用^①。

(四) 异质性分析

数字普惠金融发展兼具空间收敛性、集聚性和差异性三大特点,突出表现在中、西部地区发展深度弱于东部地区^[34](P1401-1418),容易导致数字普惠金融对社区收入不平等影响的地区异质性。同时,按照家庭收入水平分组排序后,不同水平收入组的收入结构存在一定差异性,容易引致数字普惠金融对不同组间分项收入不平等的异质影响。考虑到地区数字普惠金融发展水平与家庭收入水平的异质性,这里分别按照东部、中部、西部分组与家庭收入五等分分组的方式来分别考察可能的异质性影响。

1. 地区异质性。从表6按区域划分的回归结果可以看出,数字普惠金融对社区收入不平等的影响具有地区异质性,仅能够显著降低东部地区社区收入不平等,背后的原因很可能与外部因素“互联网使用率”相关。2014-2018年CFPS数据统计结果显示,东部地区年平均互联网使用率为0.380,明显高于中部地区0.339和西部地区0.285的平均水平。由于东部地区数字基础设施建设相对更加完善,居民数字化操作技能更高,因而数字普惠金融对居民的“普惠效应”更加明显,而中、西部地区可能囿于“数字鸿沟”的原因,数字普惠金融的发展红利很难惠及广大居民。

表6 数字普惠金融对居民收入不平等影响的分组回归结果

变量	东部	中部	西部	低收入	中低收入	中等收入	中高收入	高收入
<i>Theil_gen</i>	-0.162*** (0.024)	0.008 (0.039)	0.037 (0.048)	-0.166*** (0.037)	-0.142*** (0.035)	-0.108*** (0.033)	-0.066*** (0.026)	-0.049 (0.055)
<i>Theil_wage</i>	-0.193*** (0.040)	-0.042 (0.067)	0.078 (0.081)	-0.408*** (0.087)	-0.296*** (0.067)	-0.104** (0.053)	0.044 (0.046)	0.001 (0.052)
<i>Theil_oper</i>	-0.694*** (0.094)	0.102 (0.167)	0.299** (0.152)	-0.615*** (0.134)	-0.612*** (0.137)	-0.279** (0.136)	-0.078 (0.141)	-0.103 (0.138)
<i>Theil_tran</i>	-0.584*** (0.068)	0.059 (0.125)	0.133 (0.124)	-0.403*** (0.122)	-0.501*** (0.109)	-0.286*** (0.108)	-0.247*** (0.090)	-0.132 (0.101)
<i>Theil_prop</i>	-0.525*** (0.106)	-0.203 (0.214)	-0.090 (0.229)	-0.525*** (0.197)	-0.914*** (0.201)	-0.773*** (0.182)	-0.094 (0.142)	0.204 (0.138)

就分项收入而言,数字普惠金融能够降低东部地区各项收入不平等。不过,按照贡献率调整后的影响程度来看,对工资性收入不平等的回归系数绝对值明显大于其他项收入(见表7),且对应按贡献率分解后的子项系数绝对值也相对较大^②。可能原因有二:一是东部地区数字普惠金融发展水平相对于中西部地区水平更高,增速更快一些;二是与后工业化时代人力资本存量在生产要素的流动和配置格局中的主导作用有关。长期以来,中国中西部地区的高学历高技能人才持续流向东部,极大地增加了东部地区人力资本存量的同时减少了中西部地区的人力资本存量。东部地区相对较高的人力资本存量,一方面为数字普惠金融缩小东部地区工资性收入差距创造了条件,另一方面则限制了数字普惠金融在缩小中、西部地区工资性收入差距上的作用空间。需要说明的是,在“西部崛起”战略实施的十年间,西部地区创业活动产生规模效应的同时产生不同程度的行业分化,不同行业间经营性收入差距容易随之扩大,这很可能是数字普惠金融通过增大经营性收入波动差异扩大西部地区经营性收入不平等的主要原因。

① 对工资性收入不平等交叉影响的检验结果显示,数字普惠金融与非农创业行为的交叉项的系数为-0.001,且在1%显著性水平下显著。

② 检验结果限于篇幅留存备索,感兴趣的读者可向通讯作者索要。

表7 按总贡献率调整后的数字普惠金融对居民收入不平等影响的分组回归结果

变量	东部	中部	西部	低收入	中低收入	中等收入	中高收入	高收入
<i>Theil_gen</i>	-0.162***	0.008	0.037	-0.166***	-0.142***	-0.108***	-0.066***	-0.049
<i>Theil_wage</i>	-0.157***	-0.034	0.056	-0.301***	-0.213***	-0.083**	0.035	0.001
<i>Theil_oper</i>	-0.006***	0.008	0.034**	-0.104***	-0.128***	-0.036**	-0.007	-0.001
<i>Theil_tran</i>	-0.075***	0.005	0.016	-0.033***	-0.030***	-0.015***	-0.027***	-0.016
<i>Theil_prop</i>	-0.026***	-0.007	-0.004	-0.006***	-0.010***	-0.016***	-0.002	0.011

注:***、**、*分别表示显著性水平为1%、5%和10%。下同。

2. 收入水平异质性。从表6按收入水平划分的回归结果可以看出,数字普惠金融能够降低不同收入群体社区层面的收入不平等,但具体的降低程度随群体收入水平的提高而逐渐减少,直到影响不显著为止。这一方面体现了数字普惠金融对低收入群体的“包容效应”,有助于缓解我国微观社区层面收入差距,增进居民收入公平感;另一方面也说明数字普惠金融的资本密集属性偏向于提高资本投资回报率,不利于降低中、高收入群体社区层面的收入不平等。

就不同分项收入而言,由于工资性收入是中、低收入群体的主要收入来源,数字普惠金融对工资性收入不平等的降低程度最大,达到-0.213(见表7),因此数字普惠金融能够通过降低工资性收入不平等进而达到缩小社区收入差距的目的。按贡献率分解后的子项系数显示,数字普惠金融主要通过降低相关程度和缩小水平差异发挥了降低工资性收入不平等的作用。此外,数字普惠金融通过降低相关程度和波动差异对中、低收入群体经营性收入差距也发挥了显著的缩小作用,且在作用因素上与工资性收入能够形成相互补充的效果。结合机制分析结论不难发现,数字普惠金融能够通过共享就业创业、经营等相关信息以及缩小工资性收入差距两条渠道降低中、低收入群体的收入不平等;数字普惠金融在缩小中高收入群体工资性收入差距方面所发挥的作用相对有限,只是通过降低转移性收入波动差异这一渠道发挥出一定的缩小收入差距作用。最后,需要补充的是,数字普惠金融未能有效降低高收入群体任一分项收入的不平等,其背后的可能原因是:高收入群体并非传统金融的“排斥群体”,也非数字普惠金融的“着力群体”,导致该群体对数字普惠金融的依赖性较小。

以上分析结果证明,中国数字普惠金融对社区层面收入差距的影响因分项收入、地区以及家庭收入水平而异,体现出数字普惠金融包容性与排斥性并存的特点。一方面,从分项收入看,数字普惠金融能够降低社区层面各项收入不平等,其中,对工资性收入不平等的降低程度远大于其他项收入。鉴于工资性收入构成了总收入不平等的主要部分,数字普惠金融能够通过缩小工资性收入差距达到降低社区收入不平等的目的,从而有利于增进居民收入公平感、促进共同富裕。另一方面,数字普惠金融发挥作用的范围有限,未能有效降低中、西部地区和高收入群体社区层面的收入不平等。考虑到数字普惠金融在各地区覆盖广度上比较接近^[34](P1401-1418),因此,提高数字普惠金融在中、西部地区的使用深度,提升数字普惠金融与传统型弱势产业的互联程度,加快促进数字普惠金融与生产、消费深度融合,持续提升就业,成为发挥数字普惠金融“普惠”效应、促进共同富裕的必要路径。在高收入群体中,社区层面收入不平等的改善需要更多地依赖财政税收政策,以填补数字普惠金融作用范围的局限。

四、进一步的调节效应分析

为了解析数字普惠金融对社区层面分项收入不平等影响差异性的背后原因,本文引入互联网使用和受教育水平两方面基本条件,进一步考察数字普惠金融影响社区层面分项收入不平等的调节效应。其中,网络基础设施的配备与家庭互联网的使用是外部因素条件;使用者的受教育水平要求使用者掌握一定的金融知识与数字化操作,以确保其能够使用数字普惠金融服务,是自身因素条件。

(一) 理论分析

1. 互联网使用的外部因素论。鉴于传统金融服务“嫌贫爱富”的特点,众多弱势社会群体难以获得基本金融产品以及金融服务,这就是“普惠金融悖论”^[35](P7)。具备门槛低、效率高、覆盖面广优势的数字普惠金融,能够通过互联网平台直接操作克服传统金融地理区域的限制,进而降低传统金融服务门槛,克服金融排斥。不过,相对于传统金融服务,数字普惠金融要求使用者配备电脑或手机等智能设备以及接入互联网,这些新的设备与网络要求成为限制数字普惠金融发挥作用的首要因素。

2. 受教育水平的自身因素论。作为数字化技术属性与金融资本属性的结合体,数字普惠金融既具有二者优势,又兼备二者的条件限制。要求使用者掌握一定的金融知识,同时对新事物有一定的理解和掌握能力,掌握必要的数字操作技能。因此,若使用者自身受教育水平不足必然限制其对数字普惠金融的使用,导致出现“数字鸿沟”。那么,数字普惠金融的发展在克服传统金融排斥的同时是否也产生了全新的技术型与知识型自我排斥?为探究数字普惠金融影响社区收入不平等的深层次原因,这里引入数字普惠金融与使用条件的交乘项,拓展式(4)后得到下式:

$$Inequality_{ijt} = \varphi_0 + \varphi_1 Df_{it} + \varphi'_2 X_{ijt} + \varphi_3 M_{ijt} + \xi_j + \xi_t + v_{ijt} \quad (5)$$

式中, ξ_j 为社区效应, ξ_t 为年份效应, v_{ijt} 为随机扰动项, M_{ijt} 为交乘项,依次表示数字普惠金融指数与社区互联网使用情况、社区使用者平均受教育水平代理变量的交互,其他变量设定与式(4)一致。这里选取“户主是否使用互联网”和“户主受教育水平”作为互联网使用 and 使用者受教育水平的代理变量,分别汇总得到社区层面“互联网使用率(Int)”与“平均受教育水平(Edu)”两个变量。

(二) 结果解析

表8显示,加入交乘项后,数字普惠金融对各项收入不平等的降低程度明显减小,数字普惠金融与“互联网使用率”的交乘项对社区各项收入不平等表现出显著的降低作用,说明互联网使用率的提高显著降低了社区层面各项收入不平等。进一步考虑不同分项收入对可支配收入的贡献率后,互联网使用率对各项收入不平等的降低程度呈现出较大分化,其中,对工资性收入不平等的降低程度最大,达到0.080,远高于其他分项收入不平等。这说明,互联网不仅为家庭提供了接入数字普惠金融的有效途径,而且具备网络信息时效性高和跨越地理限制的特点,有助于家庭获取信息与行为决策,便于低收入居民利用网络平台中获取的信息开展就业创业、经营、投资理财等活动并产生收益,从而降低群体内部收入不平等。因此,互联网使用成为现阶段增进居民收入公平感和促进共同富裕的重要外部条件。

表8 外部因素的调节效应检验结果

变量	<i>Theil_gen</i>	<i>Theil_cap</i>	<i>Theil_wage</i>	<i>Theil_oper</i>	<i>Theil_tran</i>	<i>Theil_prop</i>
<i>Df</i>	-0.035*** (0.005)	-0.036*** (0.005)	-0.053*** (0.007)	-0.119*** (0.016)	-0.104*** (0.014)	-0.142*** (0.020)
\widehat{Df}	-0.035***	-0.036***	-0.043***	-0.001***	-0.013***	-0.006***
<i>Df*Int</i>	-0.045*** (0.014)	-0.065*** (0.014)	-0.100*** (0.022)	-0.117** (0.053)	-0.140*** (0.039)	-0.282*** (0.066)
$\widehat{Df*Int}$	-0.045***	-0.065***	-0.080***	-0.003***	-0.017***	-0.013***

表9的检验结果显示,加入交乘项后,数字普惠金融对各项收入不平等的回归系数发生了不同程度变化,数字普惠金融与“平均受教育水平”的交乘项对分项收入不平等的的作用效果呈现出较大分化,突出表现为:显著降低了经营性收入、财产性收入和转移性收入的不平等,显著增加了工资性收入、可支配收入以及人均可支配收入的不平等。这说明在当前普遍提升全民受教育水平能够显著增强数字普惠金融对经营性收入、财产性收入和转移性收入不平等的降低作用,对工资性收入不平等则产生反向作用。

受教育水平是个体人力资本的重要表现之一,同时与社会资本的形成密切相关^[36](P437-458)^[37]

表9 自身因素的调节效应检验结果

变量	<i>Theil_gen</i>	<i>Theil_cap</i>	<i>Theil_wage</i>	<i>Theil_oper</i>	<i>Theil_tran</i>	<i>Theil_prop</i>
<i>Df</i>	-0.117*** (0.023)	-0.149*** (0.024)	-0.203*** (0.039)	0.000 (0.083)	-0.120* (0.063)	-0.336*** (0.110)
\widetilde{Df}	-0.117***	-0.149***	-0.163***	0.000	-0.015*	-0.015***
<i>Df</i> * <i>Edu</i>	0.005*** (0.002)	0.006*** (0.002)	0.007** (0.003)	-0.020*** (0.005)	-0.009** (0.004)	-0.004 (0.008)
\widetilde{Df} * <i>Edu</i>	0.005***	0.006***	0.006**	-0.001***	0.000**	0.000

(P59-70)。考虑到劳动价值与职业分化程度随个体受教育水平的上升而提高,数字普惠金融能够在一定程度上呈现出针对低技能劳动的替代作用与针对高技能劳动的协同作用,进而减弱其对工资性收入不平等的降低程度^①,引发对工资性收入的技术型与知识型自我排斥,这可能是受教育水平的普遍提升未达到有效降低工资性收入不平等的主要原因。对于非工资性收入而言,一方面,个体受教育水平的提升通过提高使用者对数字普惠金融的使用效率,起到促进增收的作用;另一方面,随教育水平提升而增加的社会资本,能够为创业群体、低收入群体创造更多收入渠道与收入来源,从而有利于增强数字普惠金融对经营性收入与转移性收入不平等的降低程度。鉴于工资性收入在家庭可支配收入中所占比重较高,工资性收入不平等在总收入不平等中发挥着主渠道作用,降低社区层面收入不平等的政策选择有必要聚焦在提高低人力资本与低社会资本群体的受教育水平与劳动价值上。

五、结论与政策建议

实现共同富裕是中国式现代化的重要特征,扎实推进中国式现代化必然要求现代化成果更多更公平惠及全体人民。本文从微观社区视角出发,匹配2014-2018年数字普惠金融指数与中国家庭追踪调查(CFPS)数据,通过测度分项收入的不平等程度,呈现了数字普惠金融影响社区层面收入差距的微观证据。结果显示:数字普惠金融能够降低社区层面各项收入不平等,其中工资性收入渠道发挥了主要作用,占有所有分项收入影响之和的55.84%;数字普惠金融的数字属性能够通过增加居民受雇机会降低工资性收入不平等,金融属性能够通过促进家庭非农创业降低经营性收入不平等,此类普惠效应主要体现在低收入家庭群体中;数字普惠金融借助社区非农创业与增加就业之间存在的捆绑效应,驱使工资性收入不平等水平更低,波动程度更小,从而间接降低工资性收入不平等;数字普惠金融对社区收入不平等的的影响因不同地区和不同收入水平而异,能够显著降低东部地区和大幅降低中、低收入群体各项收入不平等,其中工资性收入依然发挥了主渠道作用;互联网使用率的提高能够显著增强数字普惠金融对社区层面分项收入不平等的负向影响,平均受教育水平的提高能减弱数字普惠金融对工资性收入不平等的负向影响,增强其对非工资性收入不平等的负向影响。上述结论对推进全体人民共同富裕有以下启示:

1. 要通过职业技能培训充分发挥数字普惠金融的就业效应。工资性收入不平等是家庭收入差距的主要组成部分,基于数字普惠金融对中、低收入群体的就业效应,各级政府应贯彻落实党的二十大报告“健全终身职业技能培训制度,推动解决结构性就业矛盾”决策部署,通过建立完善终身职业技能培训制度,制定职业技能培训规划,加快培养高素质劳动者和技术技能人才,以实现更加充分、更高质量的就业。同时,应着力通过职业与技能培训提升低人力资本与低社会资本群体的劳动价值,拓宽就业渠道,减弱数字化创新对低技能、非熟练劳动的替代效应,增加中、低收入者工资性收入。

2. 要通过弥合“数字鸿沟”降低数字普惠金融的排斥效应。一方面,要弥合地区间数字化基础设施差距的“硬鸿沟”,加快完善处于“数字鸿沟”弱势端地区,如农村地区、中西部地区的数字基础设施建设,

^① 根据Roemer的机会不平等理论,个体受教育水平导致的收入差距属于努力因素,而非机会不平等^[38](P455-471)。

同时搭建大数据、人工智能等互联网信息平台,推动地区间数字基础设施的互联互通与创新发展。另一方面,要弥合不同群体间数字化能力差距的“软鸿沟”,针对性地提高低收入、低人力资本与低社会资本群体的受教育水平和家庭互联网普及率,从源头上消除数字普惠金融发展的排斥效应,切实增加低收入和弱势群体的信息和金融服务可得性。根据农民工、就业困难人员等不同重点群体的特征和短板,通过分门别类地开展项目指导,引入金融扶持,激发创业活力,促进重点群体创业增收。

3. 要因地制宜地加快数字普惠金融与传统产业融合互联。各地区相关部门应依据“十四五”规划,通过产业数字化变革把产业链、资金链、供应链高效相连,有效打破信息、产业与空间界限,促进供需互动、产业跃升,提升产业高质量发展水平。加快中、西部地区数字技术金融应用,壮大开放创新、合作共赢的产业生态,打通科技成果转化最后一公里,充分依托“技术+金融+场景”,整合客户流、资金流与信息物流,推动传统弱势产业数字化转型,借助数字普惠金融充分扶助与助推地区产业整体性与良性发展。

参考文献

- [1] 刘培林,钱滔,黄先海等. 共同富裕的内涵、实现路径与测度方法. 管理世界,2021,37(8).
- [2] 李金昌,余卫. 共同富裕统计监测评价探讨. 统计研究,2022,39(2).
- [3] 李实,朱梦冰. 推进收入分配制度改革 促进共同富裕实现. 管理世界,2022,38(1).
- [4] 国家统计局. 中国统计年鉴. 北京:中国统计出版社,2016-2022.
- [5] 罗楚亮,李实,岳希明. 中国居民收入差距变动分析(2013-2018). 中国社会科学,2021,(1).
- [6] 李实,邢春冰,吴珊珊. 中国经济转型中工资差距变动. 珠海:第五届劳动经济学年会会议报告论文集,2020.
- [7] 马磊,刘欣. 中国城市居民的分配公平感研究. 社会学研究,2010,25(5).
- [8] P. Brickman, C. Dan, R. Janoff-Bulman. Lottery Winners and Accident Victims: Is Happiness Relative? *Journal of Personality and Social Psychology*, 1978, 36(8).
- [9] 怀默霆. 中国民众如何看待当前的社会不平等. 社会学研究,2009,24(1).
- [10] 熊猛,叶一舵. 相对剥夺感:概念、测量、影响因素及作用. 心理科学进展,2016,24(3).
- [11] 尹志超,杨阳,张号栋. 金融普惠和京津冀家庭收入差距——来自CHFS数据的证据. 北京工商大学学报(社会科学版),2017,32(3).
- [12] 张诚,尹志超. 家庭负债对收入不平等的影响. 经济科学,2022,(2).
- [13] 申云,贾晋. 收入差距、社会资本与幸福感的经验研究. 公共管理学报,2016,13(3).
- [14] 黄超. 收入、资产与当代城乡居民的地位认同. 社会学研究,2020,35(2).
- [15] 中国人民银行等十部委发布《关于促进互联网金融健康发展的指导意见》,中国政府网,2015-12-14. [2022-10-23]http://www.gov.cn/zhengce/2015-12/14/content_5055119.htm.
- [16] 张勋,万广华,张佳佳等. 数字经济、普惠金融与包容性增长. 经济研究,2019,54(8).
- [17] 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,(7).
- [18] 徐章星,张兵,刘丹. 数字金融发展、企业信贷错配与劳动就业——一个有调节的中介效应. 财经论丛,2020,(12).
- [19] 冉光和,唐滔. 数字普惠金融对社会就业的影响——基于企业性质和行业的异质性考察. 改革,2021,(11).
- [20] 方观富,许嘉怡. 数字普惠金融促进居民就业吗——来自中国家庭跟踪调查的证据. 金融经济研究,2020,35(2).
- [21] J. Haskel, R. Z. Lawrence, E. E. Leamer, etc. Globalization and US Wages: Modifying Classic Theory to Explain Recent Facts. *The Journal of Economic Perspectives*, 2012, 26(2).
- [22] D. H. Autor, D. Dorn. The Growth of Low-skill Service Jobs and the Polarization of the US Labor Market. *The American Economic Review*, 2013, 103(5).
- [23] D. Acemoglu, P. Restrepo. *The Race between Machine and Man: Implications of Technology for Growth, Factor Shares and Employment*. Cambridge: MIT Department of Economics, 2016.
- [24] D. Guelllec, C. Paunov. *Digital Innovation and the Distribution of Income*. Cambridge: NBER, 2017.
- [25] 宋冬林,田广辉,徐英东. 数字金融改善了收入不平等状况吗? ——基于创业的收入与就业效应研究. 兰州大学学报(社会科学版),2022,50(3).
- [26] 人民网评:充分发挥中小企业吸纳就业作用. 人民网,2022-07-08. [2022-10-23]<https://export.shobserver.com/baijiahao/html/505963.html>.

- [27] Asian Development Bank. *Accelerating Financial Inclusion in South-east Asia with Digital Finance*. Philippines: ADB, 2016.
- [28] 陈宝珍,任金政. 数字金融与农户:普惠效果和影响机制. 财贸研究,2020,31(6).
- [29] 张呈磊,郭忠金,李文秀. 数字普惠金融的创业效应与收入不平等:数字鸿沟还是数字红利? 南方经济,2021,(5).
- [30] 何婧,李庆海. 数字金融使用与农户创业行为. 中国农村经济,2019,(1).
- [31] 尹志超,耿梓瑜,潘北啸. 金融排斥与中国家庭贫困——基于CHFS数据的实证研究. 财经问题研究,2019,(10).
- [32] 张龙耀,李超伟,王睿. 金融知识与农户数字金融行为响应——来自四省农户调查的微观证据. 中国农村经济,2021,(5).
- [33] A. F. Shorrocks. Inequality Decomposition by Factor Components. *Econometrica*, 1982, 50(1).
- [34] 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. 经济学(季刊),2020,19(4).
- [35] 陆磊. 发展具有中国特色的普惠金融体系. 中国农村金融,2014,(16).
- [36] E. L. Glaeser, D. Laibson, B. Sacerdote. An Economic Approach to Social Capital. *The Economic Journal*, 2002, 112(483).
- [37] 张车伟. 人力资本回报率变化与收入差距:“马太效应”及其政策含义. 经济研究,2006,(12).
- [38] J. E. Roemer. Equality of Opportunity: A Progress Report. *Social Choice & Welfare*, 2002, 19(2).

Micro Evidence of Digital Inclusive Finance in Promoting Common Prosperity

Study from the Perspective of Subitem Income at the Community Level

Lv Guangming, Zhou Yuanren(Beijing Normal University)

Liu Wenhui(North China University of Science and Technology)

Abstract By matching the 2014-2018 digital inclusive finance index with the data of China Family Panel Studies (CFPS), this paper finds that digital inclusive finance can significantly reduce income inequality at the community level, in which wage income plays a major role, accounting for 55.84% of the total impact of all income make-up. Heterogeneity analysis shows that digital inclusive finance has significantly reduced the income inequality in the eastern region and the communities of middle and low income groups. Mechanism analysis shows that digital inclusive finance reduces wage and operational income inequality by increasing employment opportunities of residents and promoting family non-agricultural entrepreneurship, and indirectly reduces wage inequality through the "binding effect" between non-agricultural entrepreneurship and employment increase. Further regulatory effect analysis shows that Internet use has enhanced the negative effect of digital inclusive finance on income inequality, while education level has offset the negative effect of digital inclusive finance on wage income inequality. Therefore, we should give full play to the employment-boosting effect of digital inclusive finance through vocational skills training, bridge the "digital gap" to reduce the exclusion effect of digital inclusive finance, and accelerate the integration and interconnection of digital inclusive finance and traditional industries according to local conditions, so as to promote the realization of common prosperity.

Key words common prosperity; digital inclusive finance; community income inequality; subitem income

■ 收稿日期 2022-09-22

■ 作者简介 吕光明,经济学博士,北京师范大学统计学学院、国民核算研究院教授;北京 100875;
周元任,北京师范大学统计学学院博士研究生;
刘文慧(通讯作者),经济学博士,华北理工大学经济学院讲师;河北唐山 063210。

■ 责任编辑 桂莉