

数字普惠金融、创业与收入分配*

——基于中国城乡差异视角的实证研究

张碧琼 吴琬婷

(摘 要) 数字普惠金融的普惠性, 在于其促进机会平等和收入分配公平。本文基于 2011–2017 年中国数字普惠金融发展指数、企业工商注册信息和居民收入差距的匹配数据, 从城乡差异的视角考察了数字普惠金融发展对收入分配的影响及其传导机制。结果表明, 数字普惠金融对居民收入具有显著的正向影响, 且对农村居民的收入效应更大, 从而有助于缩小城乡收入差距。本文发现, 激发农村居民创业是数字普惠金融改善收入分配的重要机制, 并且数字普惠金融对农村居民创业的促进作用主要体现在小微或劳动密集型创业。本文的结果揭示了数字普惠金融发展的“益贫性”特征, 即无论是收入效应还是创业活动, 农村居民均从中获得了更多的发展红利。

关键词: 数字普惠 金融收入 分配创业

JEL 分类号: D33 E30 M13

一、引言

党的十九大报告强调促进社会公平正义, 让改革发展成果更多更公平地惠及全体人民。其中, 扩大金融覆盖面是促进收入公平的重要举措。普惠金融致力于为原有被排斥在金融体系之外的群体提供可得的金融服务, 一系列重要文献表明, 普惠金融在贫困减缓、居民收入增加、社会公平以及经济增长等方面发挥了积极作用(李建军和韩珣 2019; 尹志超等 2019; 李建军等 2020)。然而, 我国普惠金融普遍存在发展成本高、效率低及商业不可持续的缺陷, 难以同时实现“普”与“惠”的双重目标。随着云计算、大数据和区块链等技术的快速发展, 数字普惠金融应运而生。中国数字普惠金融增长的势头全球领先, 作为未来普惠金融的发展方向, 研究数字普惠金融具有重要的现实意义和经济意义。以往的研究聚焦于刻画数字普惠金融对收入分配的整体影响, 但对于数字普惠金融至收入分配传导机制的实证研究却比较少见。因此, 数字普惠金融的收入分配效应及其传导机制是本文关注的重点问题。

当前, 我国经济由高速增长阶段转向高质量发展阶段, 这要求“大众创业、万众创新”在更大范围内发挥示范和引领作用。然而, 根据经济日报社 2018 年发布的《创业企业调查报告》显示, 75.61% 的创业者将“资金约束”作为创业困难因素排序的前三位^①。由此可见, 融资约束仍是当前

* 张碧琼, 中央财经大学金融学院教授, 博士生导师, 经济学博士; 吴琬婷(通讯作者), 中央财经大学金融学院, 博士研究生。作者感谢匿名评审专家和编辑部的修改意见, 当然文责自负。

① 数据来源: 经济日报社 2018 年发布的《创业企业调查报告》, 详见 http://paper.ce.cn/jjrb/html/2019-05/20/content_391576.htm。

张碧琼、吴琬婷：数字普惠金融、创业与收入分配

制约我国创业活动开展的关键因素,尤其对于缺乏抵押资产、风险评估困难的农村创业者而言,相对更难从正规金融机构获得融资。那么,以低门槛、广覆盖为特征的数字普惠金融,能否纠正城乡金融资源错配,进而起到缓解收入分配不均的作用?以往研究表明,数字普惠金融的出现能在很大程度上缓解原有受到金融排斥群体的信贷约束,使得这些群体有机会获得金融支持开展创业活动(何婧和李庆海,2019)。由此可以预期,创业很有可能是数字普惠金融影响城乡收入差距的一个重要渠道。

有鉴于此,本文将数字普惠金融指数、工商企业注册信息数据集和城乡居民收入差距数据相匹配,得到2011—2017年中国31个省市自治区的面板数据集,实证检验了数字普惠金融对收入分配的影响及其传导机制。我们采用的数据包括以下几个部分:(1)数字普惠金融发展水平数据来源于北京大学数字金融研究中心发布的“数字普惠金融指数”;(2)创业数据来源于中国大陆工商企业注册信息数据集;(3)宏观经济变量数据来源于国家统计局、WIND数据库以及CSMAR数据库。

与已有文献相比,本文的贡献主要在于以下几个方面。第一,从工商企业注册信息微观数据入手,构建了城乡创业活动、创业规模和创业类型等全新指标,弥补了现有公开统计数据的缺失。第二,从城乡差异的视角出发,评估了数字普惠金融的收入分配效应,验证了“数字普惠金融→城乡创业机会平等→收入分配公平”的传导机制,揭示了数字普惠金融发展的“益贫性”特征。第三,对比分析了数字普惠金融对于创业规模和创业类型影响的异质性影响,进一步丰富了数字普惠金融与创业的文献。

本文余下部分结构安排如下:第二部分是相关文献梳理;第三部分为研究设计,包括模型构建、变量测度和说明;第四部分评估数字普惠金融对收入分配的整体影响;第五部分探讨数字普惠金融影响收入分配的机制;第六部分为主要结论与政策建议。

二、文献综述

(一) 传统金融、普惠金融与数字普惠金融

传统金融与普惠金融发展的内涵不同。传统金融发展主要指“金融深化”,更多强调的是金融总量的扩大和金融体系的整体发展,但这种总量发展的模式并无法满足广泛的金融需求。而普惠金融发展强调“金融广化”,旨在为社会所有阶层和群体提供金融服务,农民、城镇低收入人群及小微企业等弱势群体是其服务的目标人群(Allen et al., 2016),因此亦称作包容性金融。2013年,党的十八届三中全会将普惠金融上升到国家战略。2015年底,国务院在《推进普惠金融发展规划(2016—2020年)》的通知中首次在国家层面明确了普惠金融的定义,“普惠金融是指立足机会平等要求和商业可持续原则,以可负担的成本为有金融服务需求的社会各阶层和群体提供适当的、有效的金融服务”^①。但是普惠金融发展成本高、效率低两大全球性难题,严重阻碍了其向纵深发展。

2016年,G20杭州峰会正式通过了《G20数字普惠金融高级原则》,倡导利用数字技术推动普惠金融发展,为破解普惠金融发展的现实困境提供了全新的思路和解决方案。数字普惠金融(Digital Inclusive Finance)泛指一切通过数字技术驱动以促进普惠金融的正规金融服务行动,关键点在于负责任、成本可负担、商业可持续。数字普惠金融实现了技术创新和普惠金融的完美结合,展现了“低成本、广覆盖、易获取”的明显优势。具体而言,首先,数字普惠金融摆脱了对金融实体网点的依赖,大大降低了网点建设成本和员工工资成本。其次,数字普惠金融利用移动数字技术打破了距离局限,使得偏远地区群体也能获得金融服务,从而有助于拓宽普惠金融服务在偏远地区的覆盖面(焦瑾璞等,2015)。最后,数字普惠金融借助互联网平台将上亿的移动终端紧紧黏住,通过利用海量交易数据为缺乏硬性征信记录信息、抵押资产的群体提供信用评估,有助于提高弱势群体的金融服务可获得性。

^① 参见国务院印发《推进普惠金融发展规划(2016—2020年)》,中国政府网。

(二) 数字普惠金融影响收入分配的传导机制

一系列文献评估了数字普惠金融带来的经济效应。例如数字普惠金融对创业创新(谢绚丽等, 2018; 赵涛等 2020)、居民消费(易行健和周利 2018)、居民收入与分配(宋晓玲 2017)、包容性增长(张勋等 2019)的影响。以往关于数字普惠金融与收入分配的研究, 聚焦于刻画两者之间的整体影响。就传导机制而言, 大多遵循普惠金融影响收入分配的“三大效应”(即门槛效应、排除效应和减贫效应)进行理论阐释, 实证分析比较少见。显然, 关于数字普惠金融与收入分配的实证检验仍有待加强。

数字普惠金融是普惠金融的数字化形式, 不可否认, 数字普惠金融本质上也是一种金融发展。Banerjee and Newman(1993)提出“金融发展—企业家创业—收入分配”的逻辑关系, 为本文的研究提供了思路。Banerjee and Newman(1993)指出, 金融市场的完善有助于缓解原有受到金融排斥群体的信贷约束, 使得这些群体有机会获得金融支持进行投资和创业活动, 因此社会收入差距会逐渐缩小。据此, 我们认为数字普惠金融可能通过创业这个传导机制影响收入分配。

数字普惠金融作为一种包容性金融资源, 可以为缺乏抵押资产的潜在创业者提供信贷支持, 也可以通过数字平台等途径丰富创业信息和资源, 进而促进创业活动的产生。具体而言, 大数据、云计算等数字技术的兴起, 允许利用非金融数据为缺乏硬性征信记录信息的群体提供信用评级, 例如个人消费行为和交易信息等, 这使得潜在创业者有机会获得信贷支持, 进而开展创业活动。此外, 数字平台发展本身具有开放性和无边界性, 会降低居民创业的学习成本和先验成本, 创业的门槛被降低了, 更容易激发居民的创业行为(罗明忠和邹佳瑜 2011)。

尽管数字普惠金融秉承惠及所有人的金融服务理念, 但其对于城乡居民的影响可能存在明显的差异。我国城乡二元经济结构长期存在, 城镇与农村在要素禀赋、收入分配、金融服务可得性方面存在巨大差异。在城镇地区, 经济发展及金融服务水平较高, 城镇居民更容易享受到广泛的传统金融资源和服务; 而对于大多数缺乏硬性征信记录信息及可抵押资产的农民来说, 很难达到正规金融机构的贷款门槛, 因此可能更加依赖于低门槛、低成本的数字普惠金融服务。

数字普惠金融能否真正起到缓解城乡收入分配不均的作用, 取决于其金融资源是否流向农村居民等弱势群体, 进而实现这些群体收入的增加。何婧和李庆海(2019)利用农村普惠金融调查数据研究发现, 数字金融的使用有助于缓解农户的信贷约束, 增加信息可得性, 进而促进农户创业。张勋等(2019)基于中国家庭追踪调查(CFPS)研究发现, 数字金融发展仅对农村居民的创业行为有积极的促进作用, 而对城镇居民创业没有影响。据此可以假设, 数字普惠金融对农村居民创业和收入的促进作用更大, 进而起到改善收入分配的作用。

三、实证设计

(一) 模型构建

数字普惠金融对居民收入分配效应的基准模型设定如式(1)所示

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Index_{it} + \beta_2 X_{it} + \eta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 Y_{it} 为 i 省份在 t 年的收入分配状况; $Index_{it}$ 为 i 省份在 t 年的数字普惠金融发展水平; X_{it} 代表一系列控制变量, 包括当地经济发展水平、财政支出、人力资本、产业结构及金融发展水平等; η_i 和 δ_t 分别为省份固定效应和年份固定效应, ε_{it} 为随机误差项。其中 β_1 衡量数字普惠金融影响收入分配的总效应的大小。

为了探究创业是否是数字普惠金融影响收入分配的重要机制, 我们运用中介效应检验方法进行机制检验。检验中介效应的方法多达十几种, 温忠麟等(2004)在参考 Baron and Kenny(1986)的基础上, 提出了一个中介效应检验方法, 既能很好地控制了第一类错误率, 同时又具有较高的检验功效。因此, 本文借鉴温忠麟等(2004)的中介效应检验方法进行进一步检验。

张碧琼、吴琬婷：数字普惠金融、创业与收入分配

$$Ent_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Index_{it} + \alpha_2 X_{it} + \eta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Y_{it} = \pi_0 + \pi_1 Index_{it} + \pi_2 Ent_{it} + \pi_3 X_{it} + \eta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(2)考察数字普惠金融对中介变量(Ent_{it})的影响,我们选取三个指标(Ent_{urbit} , Ent_{rurit} , Ent_{rurit})分别考察数字普惠金融对城乡创业活动的影响。 Ent_{urbit} 和 Ent_{rurit} 代表城镇居民创业水平和农村居民创业水平,反映城乡创业活跃度; Ent_{rurit} 代表城镇创业数/农村创业数,反映城乡创业活动差距。如果中介变量的回归系数 α_1 显著,则说明数字普惠金融会对创业活动产生影响;式(3)将数字普惠金融与创业变量统一纳入方程中对收入分配进行回归。通过分析回归系数 α_1 、 π_1 、 π_2 的显著性,即可判断中介效应是否存在。

(二) 变量测度与说明

城乡居民收入差距问题是我国收入分配领域中的主要矛盾(Wan 2007),因此本文采用城乡收入差距衡量收入分配状况。在现有文献中,国内外学者度量收入分配差距通常有三种方式,分别是基尼系数、城乡居民收入比和泰尔指数。基尼系数作为国际上通用的衡量收入差距的指标,更适用于度量总体收入的不均等程度。由于城乡收入差距无法从总收入差距中分离出来,因此基尼系数并不适合作为度量城乡收入差距的指标。第二种是城乡居民收入比,这种直接的度量方式在文献中应用较多,但忽略了城乡人口结构这一影响城乡收入差距的重要因素。在我国长期处于城乡二元结构的背景下,如果忽略城乡人口比重变动的影响,将不利于精准度量城乡收入差距(欧阳志刚, 2009)。相比以上两种度量方式,泰尔指数(Theil Index)同时考虑了城乡人口结构与收入的整体变化,能较好地反映城乡二元经济的发展背景,并且对高低两端收入群体的收入变动较为敏感(王少平和欧阳志刚 2007; 江春等 2016)。因此,本文以泰尔指数作为收入分配的指标,具体计算公式如下

$$Theil_{it} = \sum_{j=1}^2 \left(\frac{I_{ijt}}{I_{it}} \times \ln \left(\frac{I_{ijt}/I_{it}}{P_{ijt}/P_{it}} \right) \right) \quad (4)$$

其中, i 代表省份, t 代表年份, $j=1, 2$ 分别代表某省城镇或农村地区。 $Theil_{it}$ 表示第*i*个省份在*t*时期的泰尔指数, I_{ijt} 代表第*i*个省份在*t*时期城镇居民或农村居民的总收入, I_{it} 代表第*i*个省份在*t*时期城乡居民收入总和(用相应的人口数量和人均可支配收入之积计算得到)。同理, P_{ijt} 是第*i*个省份在*t*时期城镇或农村居民的总人口数量, P_{it} 代表该省的城乡总人口。简单来说,泰尔指数就是各地区的收入份额与人口份额之比的对数的加权和,权重为收入份额,泰尔指数数值越大,城乡收入差距越大。基于稳健性考虑,我们还采用城乡收入比来度量收入分配差距。

核心解释变量数字普惠金融的发展水平采用“北京大学数字普惠金融指数”,该指数仅度量了互联网公司提供的数字普惠金融服务发展情况,并未统计银行等传统金融机构业务,因此可以很好地刻画除普惠金融以外的数字普惠金融实践。

在设计中介变量创业活动时,由于宏观统计数据的缺失,以往文献中大多使用地区私营企业数量或所雇用工人人数占总就业人数的比率度量地方创业水平,但这种度量方式更多偏向于刻画留存企业活动而非创业活动。本文参考谢绚丽等(2018)的方式,从中国大陆工商企业注册信息的微观数据入手,利用每年工商新注册企业数量作为地区创业活动的度量指标。新注册企业明显反映了企业从无到有的“初创”性,能够有效衡量地区创业活动的产生。工商企业注册信息数据集涵盖了中国大陆31个省份所有工商企业注册信息,包含新注册企业的企业名称、法人代表、注册资本、统一社会信用代码及经营范围等详细资料,样本量大、时间跨度长,在较大程度上保证了统计意义的代表性和科学性。根据后续研究需要,我们对原始数据进行了如下处理:(1)对于包含过多缺失指标的个别样本予以剔除;(2)对于注册资本为外国货币的企业,我们根据历年外币兑人民币的汇率将外币注册资本折算成以人民币,然后统一注册资本单位。

目前,涉及统筹城乡创业的相关文献较少,仅有的一些研究基于微观调查数据(张龙耀等,

2013; 胡金焱和张博 2014) ,而宏观层面的城乡创业的测度尚处于空白。根据国家统计局《关于统计上划分城乡的规定》,城镇包括城市和镇(县及县以上),城镇以外的区域为乡村。作为一种尝试,本文基于新注册企业“注册地址”的文本信息,将注册地址具体到“村”的企业识别为农村创业,其余为城镇创业。然后根据行政区划代码和年份进一步整合到省级层面,由此得到农村创业样本和城镇创业样本。此外,本文还基于“经营范围”的文本大数据和注册资金等数据,构建了创业规模和创业类型的相关指标,以进一步对比分析数字普惠金融在城乡创业活动中发挥的作用。

此外,本文还控制了其他可能对收入差距产生影响的变量,具体如下:传统金融发展水平(Finance),以金融机构贷款余额与地区GDP比重表示(Levine, 2005);人均GDP(LogpGDP)控制当地经济发展水平,并对人均GDP取对数;参考宋晓玲(2017),加入财政支出结构改善(Fiscal_agri)和财政支出偏倚(Fiscal_exp)控制当地政府财政支出的作用,用财政支农占财政支出比重表示财政支出结构改善,用地方财政预算支出/地区GDP表示财政支出偏倚,反映财政资源对城市的倾斜程度;第三产业占比(Industry)控制产业结构对城乡居民收入差距的影响;教育水平(Edu)控制当地人力资本水平;人均小额贷款余额(Microfinance)代表民间金融发展水平。具体变量的定义及描述性统计结果如表1所示。度量收入不均等程度的变量泰尔指数,最大值为0.227,城乡居民收入比的最大值为3.979,均表明现阶段我国城乡居民收入仍存在一定差距。城乡创业比(Ent_ratio)的均值为3.588,表明城镇居民创业活跃度远超过农村居民,这也反映出在城乡居民在创业活动中可能存在机会不均的状况。

表1 主要变量定义与描述性统计

变量	变量符号	度量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
城乡收入差距1	Theil	泰尔指数	214	0.100	0.0445	0.0200	0.227
城乡收入差距2	Gap	城乡居民收入比	214	2.692	0.437	1.845	3.979
创业	Entre	总创业数量的对数	214	9.368	0.486	6.717	10.06
城镇创业	Ent_urb	城镇创业数量的对数	214	9.028	0.508	6.542	9.954
农村创业	Ent_rur	农村创业数量的对数	214	8.002	0.660	4.883	9.317
城乡创业结构	Ent_ratio	城镇创业与农村创业之比	214	3.588	3.942	0.788	31.20
数字普惠金融发展	Index	数字普惠金融指数的对数	214	4.981	0.674	2.786	5.819
传统金融发展	Finance	金融机构贷款余额/地区GDP	214	1.324	0.453	0.655	3.085
当地经济发展水平	LogpGDP	当地人均GDP的对数	214	10.73	0.427	9.706	11.77
财政支出结构改善	Fiscal_agri	财政农林水事务支出/总财政支出	214	0.114	0.0308	0.0411	0.190
政府支出偏倚	Fiscal_exp	地方财政预算支出/地区GDP	214	0.278	0.213	0.110	1.379
产业结构	Industry	第三产业占GDP比重(%)	214	0.450	0.0945	0.297	0.806
教育水平	Edu	人均受教育年限 ^①	214	8.987	1.138	4.222	12.67
民间借贷发展	Microfinance	人均小额贷款余额	214	0.0617	0.0532	0.0021	0.477

四、数字普惠金融与收入分配

(一) 数字普惠金融对收入分配的影响

我们以泰尔指数作为衡量收入分配的指标,实证检验数字普惠金融发展对收入分配的影响。

^① 本文采用教育年限法计算人均受教育年限,具体算法如下:根据《中国劳动统计年鉴》,2011-2014年人均受教育年限=(小学人口×6+初中人口×9+高中人口×12+大专及以上学历人口×16)/6岁以上总人口;2015-2017年数据更为详细,人均受教育年限=(小学人口×6+初中人口×9+高中人口×12+中等职业教育人口×12+大学专科人口×16+大学本科人口×16+研究生人口×19)/6岁以上总人口。

张碧琼、吴琬婷: 数字普惠金融、创业与收入分配

表 2 列(1) 报告了全样本的回归结果。核心解释变量数字普惠金融(Index) 的回归系数为 -0.0260 , 在 1% 的统计水平上显著为负, 这表明数字普惠金融发展能够显著缩小城乡收入差距。

值得注意的是, 传统金融发展水平(Finance) 的回归系数在 5% 的水平上显著为正, 表明金融规模的发展反而会造成城乡居民收入差距扩大, 与以往研究结论一致。究其原因, 一方面, 出于成本、效率和商业可持续等方面的考虑, 传统金融机构将大量网点设立在经济较为发达的城镇地区, 造成一些地区农户存款和汇兑等基本金融服务难以得到满足(刘亭亭和刘传哲 2011) 。另一方面, 农村金融机构还充当“抽水机”的角色, 将农村储蓄投资到获利更高的非农区域, 这使得农村居民收入和经济增长受到严重制约(胡晶晶和黄浩 2013; 薛宝贵和何炼成 2016; 刘贯春 2017) 。在马太效应下, 农村金融资源愈发外逃, 农村经济陷入恶性循环, 从而进一步加剧了社会分配不公(王修华和邱兆祥 2011) 。此外, 衡量民间金融发展水平的人均小额贷款余额(Microfinance) 的系数并不显著, 这是由于民间借贷利率较高, 较难成为农民等弱势群体进行融资的渠道, 因此小额贷款对收入差距的作用并不明显。由此可见, 当前传统金融和民间借贷的发展并不能很好地解决我国城乡收入差距失衡问题。相反, 数字普惠金融会缩小城乡收入差距。也可以说, 没有数字普惠金融的发展, 我国的收入分配问题可能会更差(张勋等 2018) 。

长期以来, 我国三大传统经济带在资源禀赋、经济社会发展水平等方面存在显著的地区差异。表 2 的列(2) -(4) 分别使用东部、中部和西部三个子样本对式(1) 进行重新估计^①, 以考察数字普惠金融对收入分配作用的区域差异。在列(2) 中, 数字普惠金融的回归系数为 -0.0218 , 在 5% 的统计水平上显著, 而列(3) -(4) 数字普惠金融的系数并不显著。这说明数字普惠金融对城乡收入差距的缩减作用主要体现在东部地区, 但对中部和西部的收入分配改善作用并不明显。这一方面是由于东部地区经济发展和基础设施建设水平明显高于中西部, 数字普惠金融发展水平也相对更高。另一方面, 技术的有效使用是发挥其作用的前提, 数字普惠金融作为一种互联网技术驱动下的创新, 可能存在教育门槛(梁双陆和刘培培 2018) 。东部地区人口整体受教育程度较高, 居民相对更容易接受和使用数字技术, 因此数字普惠金融对城乡收入差距的收敛效应才得以发挥。

表 2 数字普惠金融发展与收入分配

	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量	<i>Theil</i>	<i>Theil</i>	<i>Theil</i>	<i>Theil</i>
区域	全国	东部	中部	西部
<i>Index</i>	-0.0260^{***} (0.0055)	-0.0218^{**} (0.0094)	0.0361 (0.0218)	0.0079 (0.0107)
<i>Finance</i>	0.0093^{**} (0.0044)	-0.0322^{***} (0.0115)	0.0156 (0.0353)	0.0191^{***} (0.0051)
<i>LogGDP</i>	-0.0230 (0.0155)	-0.0577^{***} (0.0195)	-0.0101 (0.0499)	-0.0300 (0.0284)
<i>Fiscal_agri</i>	0.0491 (0.0724)	0.0612 (0.1255)	0.0832 (0.0922)	0.0801 (0.1240)
<i>Fiscal_exp</i>	0.1142^{**} (0.0457)	-0.0106 (0.0775)	0.3631^{**} (0.1497)	0.0267 (0.0615)

① 本文将全国 31 个省(区、市) 划分为东部、中部、西部三大区域。东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南和辽宁 11 省(市); 中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南、吉林和黑龙江 8 省(市); 西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆 12 省(区、市)。

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量	<i>Theil</i>	<i>Theil</i>	<i>Theil</i>	<i>Theil</i>
区域	全国	东部	中部	西部
<i>Industry</i>	-0.0256 (0.0403)	0.0774 (0.0784)	-0.2177** (0.0844)	0.0263 (0.0562)
<i>Edu</i>	-0.0002 (0.0036)	0.0181*** (0.0059)	0.0029 (0.0085)	-0.0039 (0.0047)
<i>Microfinance</i>	-0.0241 (0.0247)	0.0170 (0.0795)	-0.1991 (0.2021)	0.0303 (0.0278)
常数项	0.4226** (0.1796)	0.6239** (0.2414)	0.0554 (0.6193)	0.4280 (0.3201)
样本数	214	77	55	82
R ²	0.768	0.791	0.880	0.899
省份效应	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制

注: ***、**、* 分别表示回归系数在 1%、5%、10% 的统计水平上显著,括号内为标准误,下同。

表 3 报告了数字普惠金融对居民收入影响的实证结果。数字普惠金融的回归系数均在 1% 的统计水平下显著为正,说明数字普惠金融对城乡居民收入均具有显著的提升作用。但数字普惠金融能否起到缓解城乡收入分配不均的作用,关键在于其金融资源能否流向农村居民等低收入群体,促进这些群体收入的增加。因此,本文将城镇居民和农村居民人均可支配收入作为因变量,分别检验数字普惠金融对城镇和农村居民的收入效应。结果发现,数字普惠金融的发展对农村居民的收入效应远大于城镇居民。由此可见,数字普惠金融能够缓解城乡收入差距,主要源于其发展打破了正规金融体系长久奉行的“二八定律”,解除了容易被“客体化”和“边缘化”的农村群体的金融歧视,促进了他们的收入增加。相反,传统金融体系发展倾向于“嫌贫爱富”,仅显示出对城镇居民收入的积极促进作用,而对农村居民收入的作用并不明显。正反两种力量的背离加大了城乡收入差距(张中锦 2011)。

表 3 数字普惠金融对城乡居民的收入效应

	(1)	(2)	(3)
因变量	<i>Income</i>	<i>Income_urb</i>	<i>Income_rur</i>
	居民收入	城镇居民收入	农村居民收入
<i>Index</i>	0.1053*** (0.0166)	0.0488*** (0.0172)	0.1109*** (0.0185)
<i>Finance</i>	0.0640*** (0.0135)	0.0455*** (0.0140)	0.0221 (0.0151)
<i>LogpGDP</i>	0.2591*** (0.0470)	0.1433*** (0.0488)	0.2452*** (0.0526)
<i>Fiscal_agri</i>	0.7198*** (0.2194)	0.7964*** (0.2279)	0.1532 (0.2456)
<i>Fiscal_exp</i>	-0.0209 (0.1385)	0.1857 (0.1439)	-0.1269 (0.1550)
<i>Industry</i>	0.0997 (0.1223)	0.0451 (0.1271)	0.2475* (0.1370)

续表

	(1)	(2)	(3)
因变量	<i>Income</i>	<i>Income_urb</i>	<i>Income_rur</i>
	居民收入	城镇居民收入	农村居民收入
<i>Edu</i>	0.0238 ** (0.0110)	0.0230 ** (0.0115)	0.0125 (0.0123)
<i>Microfinance</i>	-0.1614 ** (0.0748)	-0.1535 ** (0.0777)	0.0175 (0.0838)
常数项	6.0321 *** (0.5445)	7.8293 *** (0.5658)	5.6640 *** (0.6097)
样本数	214	214	214
R ²	0.989	0.983	0.988
省份效应	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制

为了精准刻画“数字普惠金融如何影响收入分配”，本文将数字普惠金融指数进一步分解为覆盖广度(主要包括电子账户数、账户绑卡比例等)和使用深度(主要通过人均交易笔数和交易金额等体现)两个主要维度。表4的列(1)–(2)中，数字普惠金融的回归系数均显著为负，且分别通过了1%和5%的统计显著性检验。这说明无论是广度还是深度指标，数字普惠金融对城乡收入差距都有明显的收敛作用。另外，在使用深度维度下，将指数进一步细分为支付、保险、货币市场基金、信贷、投资及信用六个金融业务维度，如列(3)–(8)结果所示，仅有货基(主要包括余额宝和金额等)、投资(主要包括互联网投资理财人身和金额等)、信用(通过基于信用的服务用户数体现)的系数显著为负，其余系数并不显著。由此可见，数字普惠金融对收入分配的改善作用，主要是通过货币市场基金及互联网理财等业务增加居民的额外收益，以及为居民提供信用评估方式以降低信息不对称程度来实现，其发展对于原有被排斥在金融服务体系之外、缺乏信贷资源的农村弱势群体的激励作用更大。正如钱水土和毛绍俊(2019)指出，只有当低收入弱势群体通过获得金融服务改善自身禀赋时，收入差距问题才有可能改善。

表4 数字普惠金融发展与收入分配(广度–深度)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
因变量	<i>Theil</i>	<i>Theil</i>	<i>Theil</i>	<i>Theil</i>	<i>Theil</i>	<i>Theil</i>	<i>Theil</i>	<i>Theil</i>
分类指数	覆盖广度	使用深度	支付	保险	货基	投资	信贷	信用
<i>Width</i>	-0.0104 *** (0.0023)							
<i>Depth</i>		-0.0093 ** (0.0043)						
<i>Payment</i>			-0.0028 (0.0040)					
<i>Insurance</i>				-0.0025 (0.0016)				
<i>Monetary_fund</i>					-0.0026 *** (0.0007)			

续表								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
因变量	<i>Theil</i>	<i>Theil</i>	<i>Theil</i>	<i>Theil</i>	<i>Theil</i>	<i>Theil</i>	<i>Theil</i>	<i>Theil</i>
分类指数	覆盖广度	使用深度	支付	保险	货基	投资	信贷	信用
<i>Investment</i>						-0.0037 ^{***} (0.0011)		
<i>Credit</i>							-0.0041 (0.0027)	
<i>Credit_invest</i>								-0.0012 ^{**} (0.0005)
样本数	214	214	212	214	153	123	214	91
R ²	0.767	0.744	0.736	0.741	0.782	0.734	0.741	0.814
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制

(二) 稳健性检验

为了考察基准模型回归结果的可靠性,我们采用多种方法进行稳健性检验。

首先,我们将所有自变量滞后一期,即估计上一年的数字普惠金融发展对当年收入分配的影响,这在一定程度上可以减弱反向因果问题。表 5 中列(1)结果可以看出,上一年数字普惠金融的系数为 -0.0240,且在 1% 水平上显著,这表明上年的数字普惠金融对当年的城乡收入差距仍有显著缩减作用,说明现有估计结果比较可靠。

其次,我们选取城乡居民收入比重重新度量收入差距,如表 5 的列(2)结果所示。数字普惠金融回归系数符号和显著性与基准回归结果具有较强一致性,这也进一步表明了数字普惠金融对农村居民收入的正向效应大于城镇居民,再次验证了前文的结果。

接着,我们采用各省互联网普及率作为数字普惠金融的工具变量,进一步克服潜在内生性的影响。有效的工具变量须同时满足相关性和外生性两个条件。一方面,数字普惠金融的产生与使用基于互联网,因此二者呈现高度相关关系;另一方面,互联网的普及并非是由当地经济左右的,而是国家政策自上而下安排推动的结果,具有较强的政策性,因此互联网普及率可能是一个有效的工具变量。采用工具变量法的结果如表 5 的列(3)所示,结果表明数字普惠金融显著地缩小了城乡收入差距,并且 Anderson 检验 p 值为 0,弱工具变量检验 Cragg-Donald Wald F 检验值为 49.352,远大于 10% 偏误下的临界值 16.38,说明了工具变量不存在识别不足和弱工具变量问题。过度识别检验(Sargan 检验) p 值为 0,同样证明了工具变量选取的合理性。

表 5 稳健性检验

	自变量滞后一期	替换因变量	工具变量法	增加控制变量
	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量	<i>F. Theil</i>	<i>Gap</i>	<i>Theil</i>	<i>Theil</i>
<i>Index</i>	-0.0240*** (0.0049)	-0.2537*** (0.0738)	-0.0506*** (0.0117)	-0.0108** (0.0050)
<i>Age</i>				0.1800* (0.0949)

续表				
	自变量滞后一期	替换因变量	工具变量法	增加控制变量
	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量	<i>F. Theil</i>	<i>Gap</i>	<i>Theil</i>	<i>Theil</i>
<i>Employment</i>				0.0464*** (0.0160)
<i>Infrastructure</i>				-0.0034 (0.0161)
<i>Urban</i>				-0.3181*** (0.0621)
<i>Fix</i>				-0.0099 (0.0068)
<i>FDI</i>				-0.0852 (0.0917)
样本数	181	214	214	211
R ²	0.780	0.687	0.740	0.850
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制

最后,考虑到遗漏变量可能对回归结果造成影响,我们尝试在原有控制变量的基础上,再加入65岁以上人口占比(Age)、年末就业率(Employment)、单位面积公路(Infrastructure)、城镇化率(Urban)及固定投资占比(Fix)和对外开放程度(FDI)等可能影响城乡收入差距的其他变量,对基准模型进行重新估计。列(4)结果显示在增加了其他控制变量后,实证结果依然没有改变,说明数字普惠金融确实有助于缩小城乡收入差距。

五、传导机制: 数字普惠金融与创业

世界银行(2006)将不平等划分为“结果不平等”和“机会的不平等”,结果不平等主要包括财富及收入的不平等,机会的不平等主要包括教育、医疗等非收入差距^①。从某种程度上来说,机会公平的重要性超过结果公平。城镇创业数远超农村创业数的现实,反映了创业活动中可能存在机会不均等的状况,尤其在金融资源的可获得性方面。良好的金融支持和融资环境是开展创业活动至关重要的前提条件(Klapper et al., 2006; Kerr and Nanda, 2009),数字普惠金融发展具有“低门槛、低成本、广覆盖”的明显优势,有助于提高弱势群体的金融可获得性,激励他们从事生产经营和投资活动。与此同时,创业活动能吸纳大量农村剩余劳动力,是促进农村群体收入来源多样化、缩减城乡发展差距的有效途径(Kimhi, 2010)。据此分析,数字普惠金融的发展可能会通过创业活动,进而影响收入分配,但仍需要进一步实证检验。

(一) 数字普惠金融与创业

表6显示了数字普惠金融发展对居民创业影响的回归结果。我们发现,在对整体创业的回归中,数字普惠金融发展的系数不显著,这表明数字普惠金融对总体创业活动的影响有限,但这并不

^① 世界银行(2006):《2006年世界发展报告:公平与发展》,清华大学出版社。

一定表明其对城乡居民创业活动的影响都不显著。以往研究大多将创业作为整体研究或仅研究城镇或农村创业的单一方面,缺乏将城乡创业统筹在同一框架下的对比分析。

城乡收入差距作为一种城乡居民收入的结构变化,除了城乡创业量,城乡创业的结构变化同样可能影响收入差距。接下来,我们从规模(创业数量)及结构(城乡创业比)两个维度,考察数字普惠金融影响创业活动的城乡差异。表 6 中列(2)–(3)报告了数字普惠金融对城乡创业规模的影响,结果发现数字普惠金融对农村创业(Ent_rur)有显著的促进效果,而对城镇创业(Ent_urb)的效果并不明显。这一结果与张勋等(2019)利用微观调查数据的研究结果一致。对创业结构的影响来看,数字普惠金融对城乡创业比(Ent_ratio)有显著的负向影响,这表明数字普惠金融显著提高了农村居民创业在总创业中的占比。以上结论表明,数字普惠金融对居民创业活动的影响的确存在城乡异质性,即对农村居民的创业促进效果更大,对城镇创业的影响则不明显,说明数字普惠金融的发展有助于提高城乡创业机会的公平性和均等性。这也与上文结论中“数字普惠金融对农村居民收入效应更大”的逻辑一致。

可能的解释在于,绝大多数农民属于低收入群体,出于生计和改善生活的目的,对于创业的意愿更加迫切,但碍于缺乏硬性征信记录信息及可抵押资产,很难达到正规金融机构的贷款门槛。数字普惠金融的发展极大地降低了金融服务的门槛和服务成本,拓宽了融资路径,有助于促进他们的创业意愿,摆脱贫困陷阱。而对于大部分城镇居民来说,他们享有广泛的金融信息与服务,可以直接利用自有资金或从银行等正规金融获得资金进行创业,所以数字普惠金融的影响效果并不明显。

由于城乡分隔的制度性障碍,使得城乡居民之间的资源禀赋存在显著差异,这将导致城镇居民与农村居民获得的数字金融红利不会是等量的状态。具体来看,城镇居民更容易直接享受到传统金融带来的专业化服务和资源,数字普惠金融的出现丰富了其金融服务选择,属于“锦上添花”。而对于容易被传统金融体系边缘化的农村居民,则更加依赖于几乎不设门槛的数字金融服务,属于“雪中送炭”。因此,尽管数字普惠金融为居民提供相同成本的金融服务,但实证中我们发现其发展更加有助于农村居民的创业活动和收入水平增加,体现了数字普惠金融的发展具有“益贫性”,从而有助于改善中国收入不均的格局。

表 6 数字普惠金融影响创业的城乡差异

因变量	(1) <i>Entre</i> 创业	(2) <i>Ent_urb</i> 城镇居民创业	(3) <i>Ent_rur</i> 农村居民创业	(4) <i>Ent_ratio</i> 城乡创业比
<i>Index</i>	0.1597 (0.1820)	0.0405 (0.1897)	0.5717*** (0.1914)	-3.9360*** (0.9342)
样本数	214	214	214	214
R ²	0.459	0.449	0.470	0.256
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制

(二) 数字普惠金融通过创业影响城乡收入差距

在中国经济新常态的背景下,推动大众创业是实现居民收入可持续增加、提升地区经济活力的重要途径与手段。因此,基于中介效应模型(1)–(3),我们进一步检验创业是否在数字普惠金融影响收入差距分配过程中发挥重要作用。

上述结果显示,数字普惠金融仅对农村创业水平及城乡创业比有显著影响,因此我们采取这两项作为中介变量进行检验。表 7 中回归(1)–(3)从创业规模的角度,针对数字普惠金融至城乡收

张碧琼、吴琬婷：数字普惠金融、创业与收入分配

入差距这一传导机制进行探究。回归(3)展示了农村创业水平(Ent_rur)作为中介变量的回归结果,数字普惠金融的系数仍显著为负,而中介变量农村创业水平的系数不显著。当其中一个变量的系数不显著时,使用Sobel方法检验该中介效应的显著性(钱雪松等,2015),Sobel检验的Z值为1.996,且通过了5%的显著性水平检验,表明中介效应成立。接下来,进一步城乡创业结构作为中介变量进行检验,数字普惠金融的系数在1%的水平上显著为负,系数绝对值(0.0202)较基准模型的结果(0.0260)降低了,并且中介变量城乡创业比的估计系数显著为正,意味着存在部分中介效应。由此验证了“数字普惠金融→城乡创业机会平等→收入分配公平”传导机制的存在。

表7 数字普惠金融影响城乡收入差距的传导机制:城乡创业机会公平

因变量	(1) <i>Theil</i> 城乡收入差距	(2) <i>Ent_rur</i> 农村创业	(3) <i>Theil</i> 城乡收入差距	(4) <i>Ent_ratio</i> 城乡创业比	(5) <i>Theil</i> 城乡收入差距
<i>Index</i>	-0.0260*** (0.0055)	0.5717*** (0.1914)	-0.0258*** (0.0056)	-3.9360*** (0.9342)	-0.0202*** (0.0056)
<i>Ent_rur</i>			-0.0003 (0.0022)		
<i>Ent_ratio</i>					0.0015*** (0.0004)
样本数	214	214	214	214	214
R ²	0.768	0.470	0.768	0.256	0.783
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制

(三) 进一步分析

前一部分的实证研究结果显示,数字普惠金融对农村创业的促进作用更大。进一步的问题是,数字普惠金融更能促进哪种规模和类型的创业活动、是否存在城乡差异?

首先,我们考察数字普惠金融对创业规模的影响。囿于工商企业注册数据集的限制,无法追踪到新注册企业的实际运营规模及雇佣员工数。借鉴谢绚丽等(2018),根据企业注册资本将城镇居民创业和农村居民创业样本各分为三类:小微企业(0-100万人民币)、中型企业(100-500万人民币)及大型企业(500万人民币以上)。如表8所示,数字普惠金融的发展对居民创业的促进作用主要体现小微企业,而对中型和大型企业创业均无显著影响。

表8 数字普惠金融对不同规模城镇、农村创业的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	城镇居民创业			农村居民创业		
因变量	小微企业	中型企业	大型企业	小微企业	中型企业	大型企业
<i>Index</i>	0.5772** (0.2321)	0.0073 (0.2058)	-0.2679 (0.2171)	0.5904** (0.2527)	0.2911 (0.2218)	0.1814 (0.2134)
样本数	214	214	214	214	214	214
R ²	0.208	0.580	0.458	0.314	0.666	0.595
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制

其次,我们关注数字普惠金融对创业类型的影响。在城镇、农村居民创业样本下,我们基于每个注册企业“经营范围”的文本大数据,构建了企业创业类型的相关指标,分为劳动密集型、资本密集型和技术密集型。表9结果显示,对于农村居民来说,数字普惠金融更多地激发了进行劳动密集型企业创业,而对资本密集型和技术密集型的影响不甚显著。对城镇居民来说,数字普惠金融对各种创业类型均无显著影响。可能原因是,资本密集型和技术密集型企业对资本、技术和经营能力的要求相对较高,其创业与否更多地取决于是否具有雄厚的物质资本和技术基础,而劳动密集型创业所需资金规模较小、技术要求不高、进入门槛相对较低。数字普惠金融立足于小微小额信贷领域,恰好能在一定程度上缓解信贷约束,激励农民选择较低进入门槛的行业进行自主创业。

表9 数字普惠金融对不同类型城镇、农村创业的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	城镇居民创业			农村居民创业		
因变量	劳动密集型	资本密集型	技术密集型	劳动密集型	资本密集型	技术密集型
<i>Index</i>	0.2376 (0.2235)	-0.1186 (0.2169)	-0.0300 (0.2228)	0.7275*** (0.2348)	0.3122 (0.2736)	0.1443 (0.2717)
样本数	214	214	214	214	214	213
R^2	0.548	0.477	0.646	0.552	0.395	0.576
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制

六、结论与政策建议

数字普惠金融发展对机会公平和收入公平具有重要作用。有别于以往文献对于数字普惠金融和收入分配整体影响的刻画,本文基于城乡差异的视角,实证检验了数字普惠金融对收入分配的影响及传导机制。主要研究结论如下:第一,数字普惠金融明显地缩小了城乡收入差距,并且这种缩减效应主要体现在东部发达地区。第二,激发农村居民创业活力是数字普惠金融改善收入分配的重要传导机制,体现了数字普惠金融发展以机会公平实现结果公平的过程。第三,进一步研究发现,数字普惠金融立足于小微小额层面,更能促进农村居民选择小微或劳动密集型创业。本文的实证结果揭示了数字普惠金融发展的“益贫性”特征,无论是收入效应还是创业活动,农村居民从中获得的发展红利反而更多。

本文从城乡创业的角度回答了“数字普惠金融如何影响收入分配”的问题,为数字普惠金融促进创业机会公平和收入分配公平提供了经验证据。本文的政策建议如下:首先,政府应完善数字普惠金融发展的顶层设计,持续推进数字金融服务设施建设及功能深化,大力拓展覆盖群体并实现深度挖掘,但应因地制宜地实施普惠金融政策。对东部经济发达的省份,应提升并完善数字金融服务使用的有效性和服务质量,而对于中西部欠发达地区,重点应放在金融扶贫、保障生存及拓展金融服务的覆盖面上。其次,加大数字普惠金融等包容性金融对农民及低收入弱势群体的金融支持,解决金融服务“最后一公里”问题,强化其在发挥创业和改善收入分配等方面的作用,但大力发展数字金融的同时要重视可能会带来的数字鸿沟问题,避免由制度排斥转变为技术排斥。对于城市居民和高收入群体来说,数字技术等高技术本身隐含的积极关系更强,但对于农村居民和低收入群体来说,受到个体教育水平的限制,这种关系可能会被削弱。因此必须全面提升农村居民的教育水平和信

张碧琼、吴琬婷: 数字普惠金融、创业与收入分配

息技能,通过组织教育、大众媒体宣传等渠道,普及信息知识,提升金融素养水平,使得弱势群体能更好地使用和享有数字红利。最后,认真贯彻“双创”国家战略,持续将大众创业向更大范围和更深层次推进。农民创业是“草根创业”新业态中不可忽视的力量,我国应借助数字普惠金融的迅猛发展,鼓励并引导农民返乡创业,以创业带动就业,激发农村经济活力,逐步形成合理有序的收入分配格局。

参考文献

- 何婧、李庆海(2019):《数字金融使用与农户创业行为》,《中国农村经济》,第1期。
- 胡金焱、张博(2014):《社会网络、民间融资与家庭创业——基于中国城乡差异的实证分析》,《金融研究》,第10期。
- 胡晶晶、黄浩(2013):《二元经济结构、政府政策与城乡居民收入差距——基于中国东、中、西部地区省级面板数据的经验分析》,《财贸经济》,第4期。
- 江春、司登奎、苏志伟(2016):《中国城乡收入差距的动态变化及影响因素研究》,《数量经济技术经济研究》,第2期。
- 焦瑾璞、黄亭亭、汪天都、张韶华、王瑱(2013):《中国普惠金融发展进程及实证研究》,《上海金融》,第4期。
- 李建军、韩珣(2019):《普惠金融、收入分配和贫困减缓——推进效率和公平的政策框架选择》,《金融研究》,第3期。
- 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。
- 梁双陆、刘培培(2018):《数字普惠金融、教育约束与城乡收入收敛效应》,《产经评论》,第2期。
- 刘贵春(2017):《金融结构影响城乡收入差距的传导机制——基于经济增长和城市化双重视角的研究》,《财贸经济》,第6期。
- 罗明忠、邹佳瑜(2011):《影响农民创业因素的研究述评》,《经济学动态》,第8期。
- 欧阳志刚(2009):《我国城乡收入差距的变化特征及其地区差异》,《生产力研究》,第19期。
- 钱水土、毛绍俊(2019):《综合普惠金融对城乡收入差距的影响研究——基于中国省际面板数据的实证分析》,《金融与经济》,第4期。
- 钱雪松、杜立、马文涛(2013):《中国货币政策利率传导有效性研究:中介效应和体制内外差异》,《管理世界》,第11期。
- 宋晓玲(2017):《数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验》,《财经科学》,第6期。
- 王少平、欧阳志刚(2007):《我国城乡收入差距的度量及其对经济增长的效应》,《经济研究》,第10期。
- 王修华、邱兆祥(2011):《农村金融发展对城乡收入差距的影响机理与实证研究》,《经济学动态》,第2期。
- 温忠麟、张雷、侯杰泰、刘红云(2004):《中介效应检验程序及其应用》,《心理学报》,第5期。
- 谢绚丽、沈艳、张皓星、郭峰(2018):《数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据》,《经济学(季刊)》,第4期。
- 薛宝贵、何炼成(2016):《市场竞争、金融排斥与城乡收入差距》,《财贸研究》,第1期。
- 易行健、周利(2018):《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》,第11期。
- 尹志超、彭嫦燕、里昂安吉拉(2019):《中国家庭普惠金融的发展及影响》,《管理世界》,第2期。
- 张龙耀、杨军、张海宁(2013):《金融发展、家庭创业与城乡居民收入——基于微观视角的经验分析》,《中国农村经济》,第7期。
- 张勋、万广华、张佳佳、何宗樾(2019):《数字经济、普惠金融与包容性增长》,《经济研究》,第8期。
- 张中锦(2011):《金融发展效应、收入增长与城乡差距》,《中国经济问题》,第4期。
- 赵涛、张智、梁上坤(2020):《数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据》,《管理世界》,第10期。
- Allen, F., A. Demircuc-Kunt, L. Klapper and M. Peria (2016): “The Foundations of Financial Inclusion: Understanding Ownership and Use of Formal Accounts”, *Journal of Financial Intermediation*, 27, 1-30.
- Banerjee, A. and A. Newman (1993): “Occupational Choice and the Process of Development”, *Journal of Political Economy*, 101, 274-298.
- Baron, R. and D. Kenny (1986): “The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations”, *Journal of Personality and Social Psychology*, 51, 1173-1182.
- Kerr, W. and R. Nanda (2009): “Democratizing Entry: Banking Deregulations, Financing Constraints, and Entrepreneurship”, *Journal of Financial Economics*, 94, 124-149.
- Kimhi, A. (2010): “Entrepreneurship and Income Inequality in Southern Ethiopia”, *Small Business Economics*, 34, 81-91.
- Klapper, L., L. Laeven and R. Rajan (2006): “Entry Regulation as a Barrier to Entrepreneurship”, *Journal of Financial Economics*, 82, 591-629.
- Levine, R. (2005): “Finance and Growth: Theory and Evidence”, *Handbook of Economic Growth*, 1, 865-934.
- Wan, G. (2007): “Understanding Regional Poverty and Inequality Trends in China: Methodological and Empirical Issues”, *Review of Income and Wealth*, 53, 25-34.

(责任编辑: 罗 滢)

Digital Inclusive Finance , Entrepreneurship and Income Distribution: An Empirical Research from the Perspective of Urban-rural Differences in China

ZHANG Biqiong WU Wanting

(Institute of Finance , Central University of Finance and Economics , Beijing , 102206 , China)

Abstract: The inclusiveness of digital financial inclusion lies in its promotion of equal opportunities and fair income distribution. Based on the matching data of digital financial inclusion index , the registration data of enterprises and the urban-rural income gap from 2011 to 2017 , the paper empirically tests the impact and mechanism of digital inclusive finance on income distribution from the perspective of urban-rural differences. The empirical result shows that digital financial inclusion has a significant positive impact on residents' income , especially for rural residents , which helps to narrow the urban-rural income gap. In terms of the impact mechanism , this paper finds that the development of digital financial inclusion improves income distribution by promoting rural residents' entrepreneurship. The effect of digital inclusive finance on rural residents' entrepreneurship is mainly reflected in small and micro businesses or labor-intensive entrepreneurship. The paper reveals that digital inclusive finance exhibits the characteristics of "Pro-poor Growth" and can promote rural residents' entrepreneurship and income increase.

Key Words: Digital Finance; Income Distribution; Entrepreneurship

JEL Classification: D33; E30; M13

Impact of Revolutionary History on Corporate Social Responsibility: Evidence from Chinese Listed Firms

LI Chang BA Yuting XUE Chang

(School of Economics & Shanghai Merger & Acquisition Financial Research Institute ,
East China Normal University , Shanghai , 200062 , China; School of Management ,
Fudan University , Shanghai , 200090 , China; Economics and Management School ,
Wuhan University , Wuhan , 430071 , China)

Abstract: The impact of informal institutions on corporate social responsibility (CSR) is well recognized in existing literature , but the studies from the perspective of revolutionary history are rarely scant. By drawing on the data of martyr memorial facilities , this paper empirically examines the role of revolutionary history in CSR. The results show that , (i) local revolutionary history has a positive effect on CSR , and the effect is more pronounced for firms with political connections; (ii) the revolutionary history substitutes for the role of formal institution and increases the level of social trust to promote CSR;