

数字普惠金融与城乡融合发展关系研究

万光彩, 李智玉

(安徽财经大学 金融学院, 安徽 蚌埠 233030)

[摘要] 文章以2011—2020年中国30个省份的面板数据为基础, 构建城乡融合综合指标体系, 采用固定效应模型和中介效应模型, 深入分析数字普惠金融对城乡融合发展水平的影响与作用途径。研究表明: 数字普惠金融能够有效推动城乡融合; 在作用机制上, 创业是推动城乡融合的有效途径, 尤其是通过创业中的农业创业这一关键部分来实现; 在异质性方面, 数字普惠金融对城乡融合的推动作用具有显著的区域性特征, 并且与互联网覆盖率和市场化程度呈正相关关系。

[关键词] 数字普惠金融; 城乡融合; 创业活跃度; 农业创业活跃度

doi: 10.3969/j.issn.1673-9477.2024.03.002

[中图分类号] F49; F832

[文献标识码] A

[文章编号] 1673-9477(2024)03-0010-10

中国正走在乡村振兴“三步走”的第二步当中, 旨在取得乡村振兴决定性进展, 实现农业农村基本现代化。然而, 中国长期以来存在着城乡之间要素流动不充分, 以及居民生活水平与居住环境差距较大等问题。^[1]推进城乡融合的全面发

展, 改变城乡关系, 统筹城乡发展, 从而实现城乡发展的一体化, 是实现乡村振兴的重要举措。^[2]目前, 城市比重上升, 乡村比重下降, 但是, 无论城镇化发展到什么程度, 农业都仍需不断发展, 乡村也并非会消失, 城乡之间将持续长期共存。^[3]城乡融合旨在促进城镇与乡村在经济、社会、人口等多方面实现融合, 从而构建更加和谐、现代化的发展体系。因此, 城乡融合是不可避免的趋势, 加速推进城乡融合发展, 打破城乡之间二元结构的限制, 对实现乡村振兴具有重大意义。目前, 我们正处于数字化迅猛发展的时代, 随着信息技术和互联网的广泛普及, 数字革命正在重新定义着各个行业, 改变着我们的生活方式和工作方式, 各国都在探索和推动利用数字技术促进金融发展。2016年G20杭州峰会通过了《G20数字普惠金融高级原则》, 首次引入了数字普惠金融这一概念, 旨在利用数字技术降低金融服务门槛, 针对长尾人群进行服务, 以促进更广泛的金融包容性, 数字普惠金融的发展必将在经济和社会方面带来巨大的效益。在这一场数字化的浪潮中, 中国的数字普惠金融领域也取得了显著的进展, 数字支付、移动银行和网络借贷等服务在农村地区得到了广泛的应用, 通过为农村居民提供更为广泛的金融服务, 推动农村

地区的高速发展, 从而为城乡融合发展作出巨大贡献。

本文以中国2011—2020年30个省份的面板数据为基础, 构建了涵盖城乡融合各方面的指标体系, 以评估30个省份城乡融合状况, 利用计量软件分析数字普惠金融对城乡融合的直接影响和创业活跃度, 以及创业中的农业创业活跃度的间接影响, 进一步探究区域异质性、互联网覆盖率和市场化程度的影响。本文可能的边际贡献在于已有的文献大多数是针对城乡之间的差异进行研究, 关于城乡融合方面的文献还是较少, 本文从人、经济、空间、生态和社会融合五个视角构建指标体系, 更加全面精准地测度城乡融合水平和分析数字普惠金融所起到的作用。

一、文献综述

关于城乡融合发展这一概念, 学界从不同视角进行了丰富的研究。魏后凯(2020)^[4]强调城乡融合发展与统筹城乡、城乡发展一体化之间的差异, 三者之间是相互依存而非替代的关系, 城乡融合是一种状态与过程。高增安等(2023)^[5]基于理论源泉和现实基础, 详细阐述了城乡融合发展完整的理论逻辑体系。一些学者建立了城乡融合指标体系。关于指标体系的建立, 周佳宁等(2020)^[6]利用理论分析法与专家论证法, 基于等值化, 确立了以人口、空间、社会、经济和生态环境所组成的多维结构, 从而更加准确地测度城乡融合水平。郑瑜晗等(2023)^[7]同样也从人口、空间、社会、经济和生态五个维度对城乡融

[投稿日期] 2024-03-13

[基金项目] 安徽省社科基金青年项目(编号: AHSKQ2021D158); 安徽财经大学研究生科研创新基金项目(编号: ACYC2022481)

[作者简介] 万光彩(1972-), 男, 安徽霍山人, 博士, 教授, 研究方向: 数字金融。

合水平进行测度。徐雪等(2023)^[8]则认为城乡两个系统在保持各自特色的前提下,应该是不停地与外界进行互动,从而促进两个系统之间产生联系,相互协调发展,最终以产业、生态、社会、空间和生活质量这几个维度为表现进行融合。还有部分学者从经济发展^[9]、要素流动^[10]、数字经济^[11]等多个视角阐述影响城乡融合发展的重要因素。

学界关于数字普惠金融与城乡融合之间关系的研究主要从以下三个视角展开。

第一,数字普惠金融可以有效缩小城乡差距中的收入差距。王曙光等(2023)^[12]利用宏观数据,发现数字普惠金融通过农户创业这一中介变量,显著缩小了城乡收入差距。还有部分学者利用微观数据进行分析,认为数字普惠金融通过加强农村地区金融产品的可获得性、降低其获得门槛的方式,从而推动城乡收入差距的缩小^[13],也可以通过加强对农户人力资本的重视来缩小城乡之间的收入差距^[14]。

第二,数字普惠金融的普及对于缩小城乡之间的消费差距具有积极作用。消费与经济之间存在紧密的联系,事实上,消费一直是经济增长的主要引擎之一。在这一背景下,数字普惠金融的推动作用不仅有助于弥合城乡居民在消费水平上的差异,同时也为促进整体经济增长注入了新的活力。通过缩小城乡消费差距推进城乡一体化格局,是实现共同富裕的重要目标。^[15]易行健等(2018)^[16]研究发现数字普惠金融显著推动了居民消费,在农村地区的促进作用更加显著。黎翠梅等(2021)^[17]发现,数字普惠金融通过提供数字支付工具、扩大信贷覆盖范围和提供农村居民相关保险的方式直接促进了农村消费的快速增长。

第三,数字普惠金融有助于乡村产业发展。作为农业大国,快速推进数字经济与乡村产业之间的融合发展显得尤为紧要,这种融合可以帮助乡村产业快速转型升级,推动农村产业现代化。^[18]张林等(2022)^[19]利用空间杜宾模型,研究发现数字普惠金融可以显著促进农村产业融合发展,并且存在着正向的空间溢出效应,有助于带动周边农村地区的产业发展。周月书等(2023)^[20]研究发现数字普惠金融可以通过扩大农户的融资规模、提高农户获取与甄别信息能力的方式来促进农户的生产经营投资,进而更好地服务农村产业振兴。

通过对已有文献进行梳理可以发现,关于数字普惠金融对城乡收入差距、城乡消费差距及农村产业发展的研究成果已经相当丰富。然而,关于数字普惠金融对城乡融合效应的研究相对较少。数字普

惠金融对城乡融合的影响仍有待深入探讨,究竟是“数字红利”主导,还是“数字鸿沟”主导?数字普惠金融是否会通过创业以及创业中的农业创业这一影响机制影响城乡融合?进一步看,数字普惠金融对城乡融合的影响是否在不同地区存在差异性?数字普惠金融对城乡融合的影响是否受互联网覆盖率的影响?数字普惠金融对城乡融合的影响是否存在着市场化程度上的差异性?文章将对这些问题进行分析并提出相关的政策建议,推动城乡融合的进程。

二、理论分析与研究假设

现代化是顺应人类社会前进的必然选择,城乡融合的发展提供了促进中国式现代化的基本思路。^[21]数字普惠金融作为普惠金融与数字时代结合的新型概念,可以更好地为低收入群体提供服务,扩大数字金融的服务范围。^[22]因此,本文将从直接、间接两个方面来进行阐述。

(一) 数字普惠金融对城乡融合的直接效应

数字普惠金融通过数字移动银行、数字支付和电子钱包等工具,拓宽了金融服务的覆盖范围,让城市与乡村居民都能够更加便捷地获取金融产品和服务,让农村居民更好地融入现代金融体系之中,加强了金融服务的包容性,促进了城乡居民金融待遇的平等化,让长尾人群能够更好地接触金融产品,了解金融产品并且使用金融产品。其次,数字普惠金融鼓励金融机构针对城镇与乡村两个不同地区的不同需求创造新的金融产品,使金融产品更具有针对性,有效降低农村金融产品的门槛,提供更具有农村特色的金融服务,从而拓宽市场。数字普惠金融通过小额信贷、农业保险和农业贷款等方式为农村地区提供了更多的金融服务支持,助力农村企业发展,激发乡村经济活力。数字支付与电商平台的出现,也为农村地区的产品拓宽了销售渠道,更好地将产品推向更广阔的市场,促进要素在城乡之间流动和城乡产业的协同发展,同时还可以吸引大量年轻人回乡创业,为乡村提供更多年轻且高素质的劳动力,为农村地区注入活力,不仅提升了农村居民的经济和生活水平,同时也在一定程度上缩小了城市与乡村之间的发展差距,促进了城乡之间的融合发展。基于上述分析,提出假设1A。

假设1A:数字普惠金融促进了城乡融合的发展。

数字基础设施、金融生态等问题会加剧城乡之间的数字鸿沟、生态鸿沟等问题的出现,导致金融排

斥等问题。^[23]数字普惠金融在城市地区与乡村地区之间存在着数字基础设施和金融服务覆盖率上的较大差距,农村的数字普惠金融普及度远不及城市地区,农村地区居民由于地理位置与互联网覆盖度等问题,在金融信息获取上往往存在着不可得性与滞后性,这在一定程度上扩大了数字鸿沟,即一级数字鸿沟。由于获取数字金融服务与产品的困难以及是否能够有效识别与利用信息方面城乡之间都存在着较大差异,因此,城乡居民之间出现数字鸿沟,即二级数字鸿沟,这在一定程度上阻碍了城乡之间的协同发展。三级数字鸿沟是指因知识差异所导致的社会不同个体之间的不平等现象。^[24]与此同时,数字普惠金融的出现增加了老年人群的被诈骗概率,使一部分人的“曝露效应”大于“学习效应”,造成了一定程度上的经济损失。^[25]并且由于目前网络信息安全与隐私问题的频繁出现,农村地区居民对数字金融产品的信任度可能会大幅度降低,使金融产品的使用率大大降低,进而阻碍城乡融合的数字进程。此外,数字普惠金融的发展可能会加剧农村人口的流失,年轻劳动力流向城市打工,造成农村人口与资源的外流,出现经济萎缩的情况,进一步加剧了城乡之间的发展差距。基于上述分析,提出假设1B。

假设1B:数字普惠金融阻碍了城乡融合的发展。

(二) 数字普惠金融对城乡融合的间接效应

数字金融对创业的效果在城镇化水平较低的省份具有更强的促进作用,这一点更好地展现了数字金融的普惠性特征。此外,数字普惠金融指数的三个子维度指标也均显著促进了创业。^[26]在作用机制上,数字普惠金融影响创业水平是通过缓解信贷约束和促进技术创新水平的提升来实现的。^[27]传统金融机构对创业者的审核更加严苛,一定程度上阻止了一部分创业者进入市场,而数字普惠金融的出现,有效地拓宽了金融服务的渠道,创业者可以更轻松地获得融资资格,数字化支付也使得小型企业可以更加便捷地进行交易,减少了传统金融机构所带来的复杂的借贷流程,一定程度上节省了时间成本,增强了融资渠道的灵活性。有效地鼓励了金融机构进行创新,从而推出更加具有灵活性和创新性的金融产品,更好地满足了不同创业阶段创业者的创业需求,为创业者提供了更多的选择。此外,基于大数据的信用评估,可以使得更多初创企业获得融资资格,为创业者提供更加低成本、高效率的金融服务,降低创业者的进入壁垒,给更多人提供创业机会,改善创

业环境。数字普惠金融的出现能够利用大数据帮助创业者快速锁定服务人群与潜在的投资者,拓宽了市场的进入途径,大大提高了创业者的成功概率。与此同时,创业有利于带动新兴产业的出现与发展,为居民提供更多的就业机会,推动资源与技术的自由流动,对缩小城镇与乡村二者之间的发展差距具有积极作用,进而推动城乡融合发展。基于上述分析,提出假设2。

假设2:数字普惠金融通过创业间接影响了城乡融合的发展。

数字金融能够有效地提高农户创业决策的准确性与经营绩效,促进农户创业。^[28]李晓园等(2021)^[29]认为数字普惠金融可以通过人力资本水平、产业结构和基础设施建设水平来有效地影响农村的创业活跃度。数字普惠金融的发展为农业创业提供了更多可能性,打破了农业创业的信息壁垒,为农业创业提供更为精准的金融服务。大数据技术的应用,为农业创业提供了更加精准的服务支持,可以有效缓解农村居民借贷难的问题和农业发展中资金匮乏的问题,提高了农村居民贷款创业的成功率,也一定程度上降低了创业风险,并且从种植到销售都实现了优化,一定程度上鼓励了农村居民的创业行为。电商与直播平台的出现,为农业创业者提供了更多的商业机会和拓展市场的途径,为农村地区发展注入了新思路和新活力,不仅加速促进了农业产业结构升级,还有效推动了农业领域的创新与发展。农业创业的增加可以更加有效地促进当地基础设施的建设,积极改善农村地区道路破旧和互联网覆盖率低等问题,提升农村地区的生活水平与生产条件,促进年轻人群返乡创业,带动农村地区的产业升级和多元化发展,促进城乡之间的资源流动和经济融合发展,使城乡居民更加紧密地联系在一起,从而推动城乡融合的可持续性发展。基于上述分析,提出假设3。

假设3:数字普惠金融通过创业中的农业创业间接影响了城乡融合的发展。

三、研究设计

(一) 模型设定

1. 数字普惠金融的城乡融合效应模型

为了检验数字普惠金融对城乡融合发展水平的影响,本文构建基准回归模型:

$$uri_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 difi_{it} + \sum_{j=2}^5 \alpha_j con_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, α_0 表示为常数项; uri_{it} 是被解释变量, 表示城乡融合水平; $difi$ 是核心解释变量, 表示数字普惠金融指数; α_1 表示核心解释变量的系数, $\alpha_2 - \alpha_5$ 分别表示对应控制变量的系数; con 表示控制变量; μ_i 表示个体固定效应; γ_t 表示时间固定效应; ε_{it} 表示随机扰动项; i 表示对应地区; t 表示对应年份。

2. 中介效应模型

本文认为数字普惠金融可能会通过促进创业, 尤其是创业中的农业创业来促进城乡融合。为了检验创业活跃度和农业创业活跃度在数字普惠金融的城乡融合效应中是否起到了中介作用, 本文借鉴江艇(2022)^[30]所提出的中介效应检验方法, 分别构建了数字普惠金融对创业活跃度和农业创业活跃度的线性回归方程, 具体中介效应模型如下。

$$entre_{it} = \delta_0 + \delta_1 difi_{it} + \sum_{j=2}^5 \delta_j con_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$agentre_{it} = \delta_0 + \delta_1 difi_{it} + \sum_{j=2}^5 \delta_j con_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, $entre_{it}$ 表示创业活跃度, $agentre_{it}$ 表示农业创业活跃度, 其他变量含义均与模型 1 中的定义相同。

(二) 变量定义

1. 被解释变量

被解释变量为城乡融合水平 (uri), 分值越大, 代表城乡融合水平越高。城乡融合水平包含着许多

方面, 本文参考周佳宁等(2020)^[6]、郑瑜晗等(2023)^[7]的研究, 将城乡融合水平分为人、空间、经济、生态和社会五个子维度构建指标体系, 运用熵权法对城乡融合水平进行测度。熵权法基于客观数据而不受主观因素影响, 根据指标所含有的信息量来确定其权重。首先对各个指标数据进行标准化处理。

正向指标标准化公式如下。

$$y_{it} = \frac{x_{it} - \min(x_{it})}{\max(x_{it}) - \min(x_{it})} \quad (4)$$

负向指标标准化公式如下。

$$y_{it} = \frac{\max(x_{it}) - x_{it}}{\max(x_{it}) - \min(x_{it})} \quad (5)$$

其中, i 表示对应地区, t 表示对应年份。

接着, 计算指标熵值 e_r 。

$$e_r = -k \sum_{i=1}^m P_{it} \ln P_{it} \quad (6)$$

其中, $k = \frac{1}{\ln m}$, $P_{it} = \frac{y_{it}}{\sum_{i=1}^m y_{it}}$ 。

然后, 计算各指标的权重 w_r 。

$$w_r = \frac{q_r}{\sum_{r=2}^n q_r} \quad (7)$$

其中, $q_r = 1 - e_r$ 。

最后, 利用加权求和法计算出城乡融合水平的最终值。具体指标体系如表 1 所示。

表 1 城乡融合水平测度体系

| 一级指标 | 二级指标 | 基础指标 | 指标属性 |
|------|-------------|-----------------------------|------|
| 人的融合 | 教育反差系数 | 城乡平均受教育年限之差 | 负 |
| | 人口城镇化水平 | 城镇人口/总人口 | 正 |
| | 非农与农业从业比重比 | 第二、第三产业从业人员/第一产业从业人员 | 正 |
| 空间融合 | 私人汽车拥有量 | 私人汽车拥有量/总人口 | 正 |
| | 交通密度 | (公路运营里程+铁路运营里程)/土地总面积 | 正 |
| | 土地城镇化水平 | 建成区面积 | 正 |
| 经济融合 | 城乡恩格尔系数比 | 城镇恩格尔系数/乡村恩格尔系数 | 正 |
| | 城乡居民人均消费差距 | 城镇居民人均消费支出/农村居民人均消费支出 | 负 |
| | 城乡居民人均收入差距 | 城镇居民人均全年可支配收入/农村居民人均全年可支配收入 | 负 |
| 生态融合 | 森林覆盖率 | 森林面积/土地总面积 | 正 |
| | 环境保护 | 环保支出/政府总支出 | 正 |
| | 建成区绿化覆盖率 | % | 正 |
| 社会融合 | 城乡医疗保障 | 城乡每万人医疗机构床位数 | 正 |
| | 城乡最低生活保障人数比 | 城镇最低生活保障人数/农村最低生活保障人数 | 负 |
| | 城乡文教娱乐对比 | 城镇居民家庭文教娱乐支出/农村居民家庭文教娱乐支出 | 负 |

2. 核心解释变量

核心解释变量为数字普惠金融指数(*difi*),从数字金融覆盖广度、使用深度和数字化程度三个方面得出。该指数客观衡量各地区数字普惠金融的发展水平,为评估数字普惠金融在不同地区的普及程度提供了重要依据。

3. 中介变量

中介变量为创业活跃度(*entre*)和农业创业活跃度(*agentre*)。本文参照谢绚丽等(2018)^[26]的方法,选取每年新增工商企业注册数来衡量创业活跃度,每年新增农业相关的工商企业注册数来衡量农业创业活跃度。

4. 控制变量

参考刘秉镰等(2010)^[31]和崔建军等(2023)^[32]的研究,本文选取如下变量作为控制变量:财政支持(*gov*),选用政府财政支出占GDP的比重来衡量财政支持水平;教育发展水平(*edu*),选用财政教育支

出占财政支出的比重来衡量教育发展水平;对外开放程度(*open*),选用进出口贸易额占GDP的比重来衡量对外开放程度;科技创新(*tech*),选用规模以上工业企业R&D经费占GDP比重来衡量科技创新能力;交通运输能力(*transport*),选用货运量来衡量交通运输水平的高低。

(三) 数据来源

本文选取2011—2020年中国30个省份的数据,由于数据获取与缺失问题,本文将香港、澳门与西藏的相关数据剔除。主要数据来自《中国统计年鉴》、各省份统计年鉴、《北京大学数字普惠金融指数》、《中国人口和就业统计年鉴》和国家统计局相关统计数据。对于极少数缺失数据,采用插值法进行填补。表2展示了对所有主要变量进行的描述性统计检验结果。

表2 描述性统计检验

| 变量 | 样本数 | 平均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|------------------|-----|-----------|-----------|-------|---------|
| <i>uri</i> | 300 | 0.301 | 0.101 | 0.100 | 0.669 |
| <i>difi</i> | 300 | 217.253 | 96.975 | 18.33 | 431.93 |
| <i>entre</i> | 300 | 555365.5 | 484442.1 | 34239 | 3763654 |
| <i>agentre</i> | 300 | 24499.03 | 20104.51 | 393 | 131590 |
| <i>gov</i> | 300 | 0.264 | 0.114 | 0.12 | 0.758 |
| <i>edu</i> | 300 | 0.164 | 0.026 | 0.099 | 0.222 |
| <i>open</i> | 300 | 0.274 | 0.29 | 0.008 | 1.464 |
| <i>tech</i> | 300 | 0.011 | 0.006 | 0.002 | 0.032 |
| <i>transport</i> | 300 | 144579.88 | 94812.872 | 12586 | 434298 |

四、实证结果分析

(一) 数字普惠金融与城乡融合

表3展示了数字普惠金融对城乡融合效应的基准回归模型结果。本文利用Stata软件,引入了核心解释变量数字普惠金融指数,然后再依次加入控制变量政府支持、教育发展水平、对外开放程度、科技创新和交通运输能力。可以发现,不论是否考虑控制变量,数字普惠金融指数对城乡融合的影响都在1%的显著水平下为正,这说明数字普惠金融可以有效推动城乡融合,验证了前文的假设1A。

各个控制变量方面,政府支持的系数为负但是不显著,说明政府的财政支出在一定程度上阻碍了城乡融合的发展,可能是因为各省之间竞争,将要素资源优先配置到城镇地区以创造更大的经济价值,从而导致城乡融合发展受到制约。教育发展水平的系数为负但是不显著,这表明目前城乡之间的教育资源仍然有很大差距,优秀的教师资源与学生资源涌入城镇

地区,导致乡村教育资源贫瘠,许多留守儿童无法享有同等的教育资源,在一定程度上阻碍了城乡融合发展。对外开放程度在1%的水平上显著为负,说明对外开放的发展水平对城乡融合有抑制作用,对外开放水平的提高会进一步拉大城乡居民之间的收入差距,资源与人才都会大量涌入经济较为发达的城镇地区,从而阻碍城乡融合的发展。科技创新能力在1%的水平上显著为正,表明科技创新能力的提升可以为更多居民提供就业机会,促进乡村居民的收入增加,从而推动城乡融合的发展。交通运输能力系数为正但是不显著,说明交通运输能力的提高可以加强城乡之间的交流往来,有助于货物与劳动力的快速流动,在一定程度上推进城乡融合,虽然具有正向效果,但不显著。

(二) 稳健性检验

为了验证文章结论的可靠性,本文参考刘明等(2023)^[33]的研究方法,选择以下三种方式进行稳健性检验。

表3 数字普惠金融的城乡融合效应

| 变量 | 固定效应 | | | | | |
|-----------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>difi</i> | 0.00081*** (0.000115) | 0.00081*** (0.000116) | 0.00080*** (0.000116) | 0.00072*** (0.00012) | 0.00064*** (0.000123) | 0.00061*** (0.000127) |
| <i>gov</i> | | -0.0151 (0.0382) | -0.0052 (0.0421) | -0.0115 (0.0419) | -0.0469 (0.0427) | -0.0476 (0.0427) |
| <i>edu</i> | | | 0.556 (0.0991) | 0.08 (0.099) | -0.024 (0.102) | -0.024 (0.103) |
| <i>open</i> | | | | -0.0241** (0.0119) | -0.034*** (0.012) | -0.035*** (0.0122) |
| <i>tech</i> | | | | | 1.58*** (0.493) | 1.502*** (0.499) |
| <i>tran</i> | | | | | | 4.18e-08 (4.30e-08) |
| <i>cons</i> | 0.201*** (0.0053) | 0.205*** (0.011) | 0.193*** (0.023) | 0.202*** (0.0234) | 0.219*** (0.0236) | 0.213*** (0.0237) |
| 时间固定 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 省份固定 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>N</i> | 300 | 300 | 300 | 300 | 300 | 300 |
| <i>R</i> ² | 0.9315 | 0.9316 | 0.9317 | 0.9327 | 0.9353 | 0.9355 |

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%和 1%的显著水平,下同。

第一,引入新的控制变量。选取国内生产总值指数来评估经济发展水平(*eco*)。根据表4所示,加入新的控制变量后重新进行回归,依然得到与之前相一致的结果,即在 1%的显著水平下数字普惠金融指数仍显著为正。

表4 稳健性检验结果

| 变量 | 增加控制变量 | 剔除部分样本 | 更换核心解释变量 | |
|-----------------------|-------------------------|----------------------------|------------------------|--------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>difi</i> | 0.0006*** (0.000127) | 0.0004624*** (0.000124) | | |
| <i>difi2</i> | | | 0.00022*** (0.0001) | |
| <i>difi3</i> | | | | 0.000191*** (0.00004) |
| <i>eco</i> | 0.00057 (0.00075) | | | |
| <i>cons</i> | 0.151* (0.088) | 0.187*** (0.0218) | 0.1535* (0.0904) | 0.176** (0.089) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 时间固定 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 省份固定 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>N</i> | 300 | 260 | 300 | 300 |
| <i>R</i> ² | 0.9357 | 0.9537 | 0.9326 | 0.9346 |

第二,剔除重点城市。考虑到直辖市发展的迅速性,本文选择剔除了北京、上海、天津和重庆这四个直辖市的数据,对模型重新进行回归。根据表4

的结果所示,即便剔除这4个直辖市的数据,数字普惠金融指数对城乡融合水平的推动作用仍然在 1%的置信水平下显著为正,验证了假设 1 仍然成立。

第三,更换解释变量。参考钟凯等(2022)^[34]的研究方法,本文采用了数字普惠金融指数的两个子维度——使用深度和数字化程度,用以替换原有的解释变量,并对模型重新进行回归分析。根据表4的结果显示,解释变量发生了替换后,数字普惠金融指数对城乡融合水平的推动作用仍然在 1%的置信水平下显著为正,与前文的结论依然保持一致。这一分析进一步证明了本文结论的稳健性。

(三) 内生性检验

根据前文的分析,为了克服数字普惠金融与城乡融合发展水平之间可能存在的反向因果关系问题,本文采用工具变量方法进行内生性检验。参考傅秋子等(2018)^[35]的研究方法,本文选择各省省会城市到杭州的球面距离作为工具变量。然而,考虑到数字普惠金融指数会随时间变化而发生变化,我们将工具变量与全国范围内(排除本省)的数字普惠金融指数的均值进行交互,生成新的具有时间效应的工具变量,更能反映数字普惠金融在不同时间点的变化,提高了内生性检验的准确性。根据表5所展示的回归结果,在 2SLS 第一阶段回归中,发现 F 统计量的数值远远超过 10,这表明弱工具变量问题

并不存在,即本文工具变量的选取是可靠的。在2SLS第二阶段,数字普惠金融的城乡融合效应的回归系数值为0.001248并且在1%的水平下显著,这与前文基准回归的结果基本保持一致。

表5 内生性检验结果

| 2SLS 第一阶段回归 | | 2SLS 第二阶段回归 | |
|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------|----------------------------|
| 变量 | <i>difi</i> | 变量 | <i>uri</i> |
| <i>difi</i> × <i>sphere</i> | -0.0000529*** (5.97e-06) | <i>difi</i> | 0.001248*** (0.0002528) |
| <i>cons</i> | 111.711*** (9.707) | <i>cons</i> | 0.3116*** (0.0385) |
| 控制变量 | 控制 | 控制变量 | 控制 |
| 时间固定 | 控制 | 时间固定 | 控制 |
| 省份固定 | 控制 | 省份固定 | 控制 |
| <i>N</i> | 300 | <i>N</i> | 300 |
| <i>R</i> ² | 0.9967 | <i>R</i> ² | 0.9847 |
| <i>F</i> | 2060.33 | | |

(四) 影响机制检验

为了验证本文的假设,即创业活跃度和农业创业活跃度是否在数字普惠金融对城乡融合的推动作用中起到了中介作用,本文构建了中介效应模型对上述作用路径进行检验,具体结果如表6所示。

表6 中介效应分析结果

| 变量 | <i>entre</i> (1) | <i>agentre</i> (2) |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|
| <i>difi</i> | 6553.76*** (1935.86) | 167.28* (85.17) |
| <i>cons</i> | -3419968** (1346700) | -184452.6 (59251.12) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 |
| 时间固定 | 控制 | 控制 |
| 省份固定 | 控制 | 控制 |
| <i>N</i> | 300 | 300 |
| <i>R</i> ² | 0.5908 | 0.4849 |

由第(1)列结果可知,数字普惠金融指数对创业的影响在1%的显著水平下为正且系数为6553.76,说明数字普惠金融有效推动了创业活跃度,验证了假设2。第(2)列结果可知,数字普惠金融指数对农业创业的影响在10%的显著水平下为正且系数为167.28。说明数字普惠金融有效推动了农业创业活跃度,验证了假设3。可以看出,数字普惠金融在一定程度上推动了创业,并且有效地促进了创业中的农业创业部分,通过降低金融服务的价格、拓宽信息获取的渠道等方式,为创业提供了更好的环境,是提高城乡融合水平的有效途径。

(五) 异质性分析

1. 区域的影响

我国土地辽阔,不同地区发展程度也存在较大差异,东南沿海地区发展迅速,内陆地区发展较为缓慢。因此,各地区的数字普惠金融与城乡融合发展水平可能存在差异。鉴于此,本文将30个省份划分为东、中、西部三个地区,然后进行检验,检验结果如表7所示。

表7 区域异质性分析结果

| 变量 | 被解释变量 | | |
|-----------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|
| | 东部 | 中部 | 西部 |
| <i>difi</i> | 0.00082*** (0.00027) | 0.00042* (0.000243) | 0.0005125 (0.000334) |
| <i>cons</i> | 0.181*** (0.0617) | 0.178*** (0.0542) | 0.132*** (0.032) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 时间固定 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 省份固定 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>N</i> | 110 | 100 | 90 |
| <i>R</i> ² | 0.9327 | 0.9537 | 0.9598 |

由表7可知,三个地区的数字普惠金融指数对城乡融合均具有正向的推动作用,东、中部地区分别在1%和10%的水平下显著,西部地区不显著。可以发现,这三个地区中,东部地区的系数是高于其他两个地区的,说明数字普惠金融在东部地区对城乡融合的推动作用要远大于其他两个地区,这可能是因为以下三点。一是东部地区的经济发展水平高,为数字普惠金融提供了更广泛的市场和更多的潜在客户,也为居民提供了更多的就业机会。二是人口流动性高,城市与农村之间的人口流动更为频繁,更能有效帮助资源要素在城乡之间流动。三是通信基础设施完善,东部地区的科技较为发达,互联网与智能手机的普及程度更高,更有利于数字普惠金融的推广。西部地区的结果不显著,可能是有以下三个方面原因。一是基础设施不足。一些西部地区可能存在互联网使用、交通和电力供应等方面的问题,一定程度上阻碍了资源的流动,影响了数字普惠金融的普及。二是受教育程度低。由于教育水平相对落后,缺乏相关的金融知识,一定程度上降低了居民对数字普惠金融的接受程度,阻碍了一些服务的推广。三是经济和人口差异。西部地区的城乡差距较大,农村地区相对贫困,居民从事畜牧业更多,人口流动性较差。

2. 互联网覆盖率的影响

互联网的覆盖程度决定了数字普惠金融服务的

可得性和便利性,数字化的金融服务需要借助互联网来提供,越高的互联网覆盖率意味着更多的人可以通过互联网获取相关的金融服务,一定程度上增加了金融服务的业务人群。因此在不同的互联网覆盖率影响下,数字普惠金融对城乡融合水平的影响也存在着差异。本文通过计算各省份 2011—2020 年互联网覆盖率平均值并进行排序,将 30 个省份分为互联网覆盖率较高的地区(互联网覆盖率均值位于前 10 位),互联网覆盖率中等地区(互联网覆盖率均值位于中间 10 位)和互联网覆盖率较低的地区(互联网覆盖率均值位于后 10 位)三组进行检验。

表8 互联网覆盖率异质性分析结果

| 变量 | 被解释变量 | | |
|-----------------------|-------------------------|--------------------------|-------------------------|
| | 互联网覆盖率 较高地区 | 互联网覆盖率 中等地区 | 互联网覆盖率 较低地区 |
| <i>difi</i> | 0.00085*** (0.00027) | 0.00063*** (0.000165) | 0.000387 (0.0003167) |
| <i>cons</i> | 0.2973*** (0.0647) | 0.1232*** (0.0253) | 0.3053*** (0.04671) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 时间固定 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 省份固定 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>N</i> | 100 | 100 | 100 |
| <i>R</i> ² | 0.9209 | 0.9739 | 0.959 |

由表8可知,无论是在哪个地区,数字普惠金融对城乡融合发展水平的影响系数都是正的,互联网覆盖率较高的地区和中等地区在 1% 的置信水平下显著,而互联网覆盖率较低的地区系数不显著。可以看出,互联网覆盖率越高,数字普惠金融越能有效推动城乡融合发展。因此,可以通过提高互联网覆盖率的方式,更好地推动城乡融合的发展。

3. 市场化程度的影响

市场化程度越高,往往越有助于促进资源的灵活配置,市场化机制可以有效地促进资源从低效率领域转向高效率领域,有利于促进资金、技术和人才在城乡之间快速流动与合理配置。同时有助于农村产业的快速升级,能够更好地响应市场需求,作出调整,提升农产品的生产效率,促进多元化的产业结构发展。因此在不同市场化程度水平下,数字普惠金融对城乡融合的推动作用也应该存在差异。本文通过计算各省份 2011—2020 年市场化程度平均值并进行排序,将 30 个省份分为市场化程度较高的地区(市场化程度均值位于前 10 位)、市场化程度中等地区(市场化程度均值位于中间 10 位)和市场化程度较低的地区(市场化程度均值位于后 10 位)三组进

行检验。

由表9可知,在市场化程度不同的各个地区,数字普惠金融对城乡融合发展水平的系数都是显著为正的。市场化程度较高的地区的系数要明显高于其他两个地区,说明市场化程度较高的地区,数字普惠金融对城乡融合发展水平的推动作用相对较高。因此可以通过提高地区市场化程度的方式,进一步强化数字普惠金融对城乡融合发展水平的促进作用。

表9 市场化程度异质性分析结果

| 变量 | 被解释变量 | | |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|
| | 市场化程度 较高地区 | 市场化程度 中等地区 | 市场化程度 较低地区 |
| <i>difi</i> | 0.000635* (0.000361) | 0.000572*** (0.0002) | 0.000571* (0.00034) |
| <i>cons</i> | 0.2516*** (0.069) | 0.1551*** (0.03342) | 0.1491*** (0.04535) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 时间固定 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 省份固定 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>N</i> | 100 | 100 | 100 |
| <i>R</i> ² | 0.927 | 0.9786 | 0.9189 |

五、结论与政策建议

(一) 结论

本文基于中国 2011—2020 年 30 个省份的面板数据,分析数字普惠金融对城乡融合的影响,并通过建立中介效应模型分析金融发展在数字普惠金融与城乡融合之间的作用路径,主要得出以下结论:第一,数字普惠金融对城乡融合发展起到了显著的推动作用;第二,创业是推动城乡融合的有效途径,尤其是通过创业中的农业创业这一关键部分来实现;第三,数字普惠金融对城乡融合的推动作用存在着区域异质性,效果为东部地区>中部地区>西部地区;第四,互联网覆盖率越高,数字普惠金融对城乡融合发展水平的推动作用越大;第五,数字普惠金融对城乡融合的推动作用受市场化程度影响,效果为市场化程度较高的地区>市场化程度中等的地区>市场化程度较低的地区。

(二) 政策建议

第一,政府加强推动农村数字基础设施建设。我国目前仍然有许多农村地区由于地势严峻、位置偏远等原因导致互联网基础设施建设成本较高或难以建设,仍然无法使用网络。我们应该加强对这些地区互联网基础设施的建设,包括移动互联网与宽带互联网,以确保这些地区能够有效使用网络。政

府可以提供相应的政策,降低互联网的使用成本,提高当地居民使用互联网的可得性。数字普惠金融是建立在数字技术基础上的,完善的互联网基础设施建设是实现数字普惠金融服务的第一点也是最关键的一点。

第二,鼓励金融机构推出更多针对农村地区的数字普惠金融产品与服务。针对农村地区的经济情况,确保农村金融产品价格设定上是合理的,农村居民能够负担该金融产品,可以给予农村金融产品和服务相应的补贴,并且通过降低数字普惠金融产品操作难度的方式,确保农村居民能够快速学习并且掌握如何使用数字普惠金融产品与服务。针对农村地区不同的需求和目标群体推出更加多样化的产品,结合当地经济和地方环境特色等特点进行产品定制。加强与当地农村金融合作社之间的交流,从而更好地了解当地需求,使金融产品更具有针对性和准确性。

第三,加强东中西部三个地区之间及城乡之间的交流,打破区域间的金融壁垒。政府要起到宏观调控作用,要针对每个地区的不同特点因地制宜,通过政策引导该地区,鼓励发展数字普惠金融,助力数字普惠金融的推广。可以通过加强各个地区的信息互助共享来实现信息不均衡问题,利用东部地区和城镇地区快速发展的优势,以及外溢效应和辐射作用,带动中西部地区与乡村地区的发展。鼓励地区之间的一对一帮扶活动,利用东南沿海地区快速发展的优势,帮助中西部内陆地区实现更加高效的发展,充分发挥内陆地区的优势,采取更符合地方特色的政策。

第四,加强农村地区的金融素养培训。农村地区的许多居民由于基本的金融知识和技能的匮乏,导致他们对数字普惠金融服务与产品的可获得性较低,这也导致了数字鸿沟的出现。金融素养的培训可以通过提高金融包容性让更多的人能够进入金融系统,享受金融服务所带来的便利,并且能够有效弱化数字鸿沟所带来的影响,从而减小城乡金融差距,促进城乡融合的进一步发展。政府可以加强与金融机构合作,定期下乡开展培训,利用双方的资源和经验,扩大培训乡村居民的覆盖面,使数字普惠金融真正走进农村居民的生活。

参考文献

- [1] 龙花楼,徐雨利,郑瑜晗,等. 中国式现代化下的县域城乡融合发展[J]. 经济地理,2023,43(7):12-19.
- [2] 王亚华. 乡村振兴“三步走”战略如何实施[J]. 人民论坛,2018,(10):72-74.

- [3] 习近平. 把乡村振兴战略作为新时代“三农”工作总抓手[J]. 社会主义论坛,2019,(7):4-6.
- [4] 魏后凯. 深刻把握城乡融合发展的本质内涵[J]. 中国农村经济,2020,(6):5-8.
- [5] 高增安,何兴隆. 习近平关于新时代城乡融合发展的重要论述研究[J]. 经济学家,2023,(6):5-14.
- [6] 周佳宁,邹伟,秦富仓. 等值化理念下中国城乡融合多维审视及影响因素[J]. 地理研究,2020,39(8):1836-1851.
- [7] 郑瑜晗,龙花楼. 中国城乡融合发展测度评价及其时空格局[J]. 地理学报,2023,78(8):1869-1887.
- [8] 徐雪,王永瑜. 城乡融合的逻辑机理、多维测度及区域协调发展研究——基于新型城镇化与乡村振兴协调推进视角[J]. 农业经济问题,2023,(11):49-62.
- [9] 孙绍勇,周伟. 城乡经济共同体建构的理论审视、逻辑透析与实践进路[J]. 经济学家,2022,(9):69-77.
- [10] 周佳宁,毕雪昊,邹伟. “流空间”视域下淮海经济区城乡融合发展驱动机制[J]. 自然资源学报,2020,35(8):1881-1896.
- [11] 姚毓春,张嘉实,赵思桐. 数字经济赋能城乡融合发展的实现机理、现实困境和政策优化[J]. 经济纵横,2022,(12):50-58.
- [12] 王曙光,刘彦君. 数字普惠金融是否有助于缩小城乡收入差距? [J]. 农村经济,2023,(2):75-84.
- [13] 周利,冯大威,易行健. 数字普惠金融与城乡收入差距:“数字红利”还是“数字鸿沟”[J]. 经济学家,2020,(5):99-108.
- [14] 徐光顺,冯林. 数字普惠金融对城乡收入差距影响的再检验——基于农户人力资本投资调节效应的视角[J]. 农业经济问题,2022,(5):60-82.
- [15] 王奕霏,杨卫东,王海南. 数字普惠金融缩小城乡消费差距的理论逻辑和优化路径[J]. 农村经济,2023,(8):98-105.
- [16] 易行健,周利. 数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J]. 金融研究,2018,(11):47-67.
- [17] 黎翠梅,周莹. 数字普惠金融对农村消费的影响研究——基于空间计量模型[J]. 经济地理,2021,41(12):177-186.
- [18] 陈一明. 数字经济与乡村产业融合发展的机制创新[J]. 农业经济问题,2021,(12):81-91.
- [19] 张林,温涛. 数字普惠金融如何影响农村产业融合发展[J]. 中国农村经济,2022,(7):59-80.
- [20] 周月书,苗哲瑜. 数字普惠金融对农户生产经营投资的影响[J]. 中国农村观察,2023,(1):40-58.
- [21] 方创琳,赵文杰. 新型城镇化及城乡融合发展促进中国式现代化建设[J]. 经济地理,2023,43(1):10-16.
- [22] 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.

- [23] 星焱. 农村数字普惠金融的“红利”与“鸿沟”[J]. 经济学家, 2021, (2): 102-111.
- [24] 陈平, 王书华. 数字普惠金融、数字鸿沟与多维相对贫困——基于老龄化的视角[J]. 经济问题探索, 2022, (10): 173-190.
- [25] 雷晓燕, 沈艳, 杨玲. 数字时代中国老年人被诈骗研究——互联网与数字普惠金融的作用[J]. 金融研究, 2022, (8): 113-131.
- [26] 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.
- [27] 冯永琦, 蔡嘉慧. 数字普惠金融能促进创业水平吗? ——基于省际数据和产业结构异质性的分析[J]. 当代经济科学, 2021, 43(1): 79-90.
- [28] 赵天宇, 张士云. 数字金融、风险偏好与农户创业行为——基于CHFS数据的实证分析[J]. 世界农业, 2023, (9): 110-122.
- [29] 李晓园, 刘雨濛. 数字普惠金融如何促进农村创业?[J]. 经济管理, 2021, 43(12): 24-40.
- [30] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022, (5): 100-120.
- [31] 刘秉镰, 武鹏, 刘玉海. 交通基础设施与中国全要素生产率增长——基于省域数据的空间面板计量分析[J]. 中国工业经济, 2010, (3): 54-64.
- [32] 崔建军, 赵丹玉. 数字普惠金融能够促进城乡融合发展吗? ——基于门槛效应模型的实证检验[J]. 经济问题探索, 2023, (3): 79-96.
- [33] 刘明, 宋彦玲. 经济学实证研究中的稳健性检验方法——基于检验逻辑视角的阐释[J]. 统计与决策, 2023, 39(12): 45-50.
- [34] 钟凯, 梁鹏, 董晓丹, 等. 数字普惠金融与商业信用二次配置[J]. 中国工业经济, 2022, (1): 170-188.
- [35] 傅秋子, 黄益平. 数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据[J]. 金融研究, 2018, (11): 68-84.

[责任编辑 李瑞萍]

Research on the Relationship Between Digital Inclusive Finance and Integrated Urban-Rural Development

WAN Guangcai, LI Zhiyu

(School of Economics and Finance, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu, Anhui 233030, China)

Abstract: Based on the panel data of 30 provincial-level administrative regions in China from 2011 to 2020, this paper constructs a comprehensive indicator system for urban-rural integration, and uses fixed effect model and intermediary effect model to deeply analyze the impact of digital inclusive finance on the development level of urban-rural integration and the approaches by which the impact works. The research shows that digital inclusive finance can effectively promote urban-rural integration. In terms of mechanism, entrepreneurship is an effective way to promote urban-rural integration, especially the entrepreneurship in agriculture. In terms of heterogeneity, digital financial inclusion has significant regional characteristics in promoting urban-rural integration, and is positively correlated with Internet coverage and marketization degree.

Key Words: digital financial inclusion; urban and rural integration; entrepreneurial activity; agricultural entrepreneurial activity