华南农业大学学报(社会科学版)
2023年第4期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY
(第22卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION)

数字普惠金融助力乡村产业融合发展的共富效应及空间分异

申 云[1],李京蓉[2]

(1.四川农业大学 经济学院,四川 成都 611130;2.西南财经大学 工商管理学院,四川 成都 611130)

摘 要:基于2011—2021年的省际面板数据,采用双向固定效应模型和空间面板计量模型实证检验了数字普惠金融助力乡村产业融合发展的共富效应及其传导机制,揭示了不同省域之间的共富效应空间分异特征及空间边界。结果表明:数字普惠金融通过提升农业全要素生产率、增加信贷融资渠道、缩小产业间收入差距,显著促进乡村产业融合发展来提升农民共富效应;数字普惠金融覆盖广度和数字化程度的共富效应明显好于使用深度,且乡村产业融合功能越广,其带来的共富效应也越大。数字普惠金融助力乡村产业融合发展的共富效应在区域层面也存在空间异质性,呈现出东部和西部地区偏高而中部地区偏低以及南方高、北方低的分布特征;随着经济距离和地理距离的扩大,数字普惠金融助力产业融合发展的共富效应呈现出先提高后下降的倒"U"型特征,且存在450公里的地理空间边界。

关键词:数字普惠金融;乡村产业融合;共同富裕;空间分异

中图分类号:F321.42 **文献标识码**:A **文章编号**:1672-0202(2023)04-0082-14

一、引言

县域乡村产业融合不仅是城乡融合发展的重要组成部分,也是促进乡村产业振兴和农民农村共同富裕的的重要抓手[1]。乡村产业融合通过农业产业化发展,将小农户利益联结融入现代乡村产业体系中,促使乡村全产业链各环节有机衔接,实现产业链延伸、价值链增值和功能链拓展[2]。然而,由于我国农村产业经营主体"小散弱"及要素资源错配严重,联农带农持续增收能力有限,产业融合发展长期陷入低水平徘徊,亟需加快推动乡村产业由"小而全"升级为"大产业",挖潜农业多功能价值,全面提升产业融合质效和竞争力。数字普惠金融兼具数字技术和普惠金融双重属性,正逐渐改变传统金融业务运营模式[3]。数字普惠金融如何助力乡村产业融合发展实现共同富裕,已有研究主要从发展模式、融资渠道、机制路径等做了一些探索。在共富效应及传导机制层面,数字普惠金融通过提高市场化水平、激发企业市场创新动力[4],提高农户信贷可得性[5]、缩小城乡收入差距[6]、发挥减贫增收效应[7-8]、减缓农户相对贫困状况[9],协调城乡发展[10]和改善城乡差距[11]具有显著的促进作用,尤其是在城乡居民消费支出[12]、提高县域农业全要素生产率方面具有重要影响[13],但其作用效果却受制于区域发展水平的异质性而可能存在相反的结论[14],比如区域之间表现出一定的门槛效应,既同时存在边际效益递增[15]和边际效益递减的极化现象[16]。数字普惠金融助力城乡产业空间分布及动态演变也呈现出较大的空间异质性[17],且这种差异主要源于"东强西弱"的区域经济非均衡发展格局,从而使得各区域表现出渐进式动态演进特征,彼此间

收稿日期:2023-04-24 **DOI**:10.7671/j.issn.1672-0202.2023.04.008

基金项目:四川省自然科学基金面上项目(2023NSFSC0522);成都市社会科学规划项目(2022CS163);成都市软科学项目(2021RK0000246ZF);中国博士后基金项目(2023M732502)

作者简介:申 云(1986—),男,江西吉安人,四川农业大学经济学院副教授,主要研究方向为数字金融与乡村振兴。E-mail:1304643159@qq.com

流动性较低,且对农户家庭贫困脆弱性也会产生较大的群组差异、区域异质性及空间分化特征[18],使得农村数字普惠金融发展的绝对差异和相对差异均有不同程度地下降[19]。此外,从数字普惠金融各分指数的贡献程度来看,数字普惠金融促进农村产业融合发展主要依赖于数字普惠金融使用深度而非覆盖广度[20],且使用深度的创新激励效应明显高于覆盖广度和数字化程度[21]。

数字普惠金融助力乡村产业融合发展的共富效应不仅需要考虑发展成果的共同建设对居民收入和财富的直接影响,也需要考虑发展成果共享和机会公平引发的间接影响,从而有效缩小城乡居民收入差距。具体而言,一是数字技术通过助力传统农业生产及服务效能来提升农民收入和物质财富水平,提升农业生产效率、扩大非农就业[22],增加金融机构的支农信贷投入,促进农业产业化来加快产业融合实现产业链价值链增值[23],从而缓解农民收入预算约束、扩大教育投资[24],并增强农户普惠金融知识感知来降低订单融资风险[25],最终实现农村产业结构转型和优化[26]。二是数字普惠金融技术共享实现资源配给的机会公平,实现公共服务的均等化。数字普惠金融通过数字技术的助力实现资源在城乡之间的优化配置[27],减少传统普惠金融机构和资源在空间分布上的错配[28],缩小城乡间的收入机会不均等状况[29],但却表现出发达国家和发展中国家之间在普惠效果上的门槛差异[30]。

已有研究主要从数字技术和普惠金融两个层面来分别探讨产业融合发展的机制和作用效果,比如采用定性分析法从宏观层面探讨乡村产业融合的形成机制[31]、问题挑战[32]及其策略改进[33];也有部分学者聚焦乡村产业融合发展的评价指标体系构建[34]、效果测度[35]、时空差异[36]、创业效应[37]、增收效应[38]等。但总体而言,大多数文献均聚焦于城乡融合以及数字普惠金融对农户个体带来的影响,而往往忽视数字普惠金融助力乡村产业融合发展在农民就业和收入增长及缩小收入差距层面的共富效应及空间层面的异质性效果,进而导致农户收入极化和收入不平等现象。为此,本文探索将数字普惠金融助力乡村产业融合发展的共富效应及空间分异纳入到统一的分析框架中,并计量检验数字普惠金融助力乡村产业融合发展的内在传导机理及其共富效应空间分布格局。可能的创新表现为:(1)基于共生理论视角重点揭示数字普惠金融助力乡村产业融合发展的共富效应及其传导机制,丰富了数字普惠金融助力乡村产业融合发展实现共同富裕的理论内涵及高质量发展体系;(2)基于空间区域视角对不同省际间乡村产业融合发展结构和发展质量进行异质性比较分析,为深化数字普惠金融对乡村产业融合结构差异带来的共富效应及传导机制提供了科学依据,并检验了数字普惠金融助力乡村产业高质量融合发展推动农民农村共同富裕的有效路径;(3)从乡村产业融合的共富效应空间结构优化层面,测度了数字普惠金融助力乡村产业融合发展的空间边界,为指导数字普惠金融推动产业链供应链整合在空间层面的布局优化助力农民农村共同富裕提供科学依据。

二、理论分析与研究假说

学术界对普惠金融的阐释表现出多维性,其中星焱[39]首次将普惠金融以“5 +1”的方式将其界定为当一项金融产品或服务满足 5 个核心要素之一并作用于特定客体的金融体系。随着数字普惠金融的快速实践,通过发挥其经济增长效应和社会发展效应,实现农村产出水平和人均生产率的提高,激活农村金融有效需求,优化农村经济发展环境,发挥技术渗透效应和金融普惠效应来摆脱“金融贫困陷阱”和信贷排斥困境。为有效促进金融服务乡村一二三产业融合发展,六次产业共生理论应运而生,该理论最早由日本学者今村奈良臣于上世纪 90 年代创新性地提出了“六次产业”的概念,这也是六次产业理论的雏形[40]。六次产业理论的核心在于三产的融合而不是简单加总,即在传统农业的基础上,通过农业产业链的纵向一体化和横向一体化,将先进技术嵌入乡村产业链、供应链转型过程中,实现乡村产业价值链增值。随着产业融合的不断深化,产业的多维度融合共生成为促进农民共同富裕的基石。该理论强调“合作竞争、共建共享”,坚持合作竞争、优势互

补、资源共享、互利共赢的原则,最终达到连续性互惠共生的状态[41],实现整体社会福利的增加和共同富裕目标。

(一)数字普惠金融助力乡村产业融合发展的共富效应

随着数字经济在乡村振兴中的逐步深入,数字普惠金融助力乡村产业融合发展也进入快车道。一方面,数字普惠金融依托农村一二三产业链融合,强化对产业链主体的资金扶持,并将数字技术融入到产业链和供应链过程中,增强信贷资本和社会资本下乡,更好的让金融资本嵌入到产业链融合环节的投融资创新过程中。乡村产业链供应链融合与数字技术的交互产生大量交易数据,为增强农户和新型农业经营主体提供了信用融资便利和信用创造渠道;另一方面,农村金融机构的数字化转型和数字风险管控,大大提升了传统金融监管水平,并通过数字金融技术嵌入乡村产业融合场景打造以及新产业新业态的重构,不断强化涉农贷款的全过程信用监督和资金支农力度,直接或间接的带动农民高质量就业和创业,拓宽农民增收渠道。此外,乡村产业融合的数字化投融资创新本身也在逐渐的改造传统产业结构,并不断优化产业融合效率和产业建圈强链的市场竞争力,增加农民经营性和工资性收入,确保乡村产业融合发展为农民收入增长和缩小城乡产业发展差距创造有利条件。基于此,提出如下假说1。

H1a:数字普惠金融助力乡村产业融合发展来增加农民收入和缩小收入差距,提升农民共富效应;

H1b:数字普惠金融通过拓宽融资渠道、强化金融普惠的覆盖率和数字信贷支持能力,促进乡村产业融合发展带动农民增收就业。

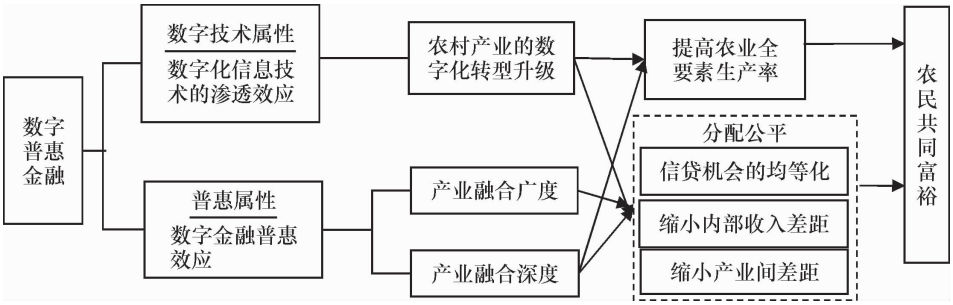


图1 数字普惠金融助力乡村产业融合发展的共富机制分析框架

(二)数字普惠金融助力乡村产业融合发展的共富机制

数字普惠金融将数字技术渗透融合、包容性产业发展和金融普惠竞争有效结合起来,助力乡村产业融合发展来带动农民农村共同富裕(图1),具体作用机制如下:第一,数字技术嵌入乡村产业融合场景数字化转型,提升乡村产业生产、加工、服务、流通和营销等各环节的数字化融通,并加快产业融合功能拓展和提高农业全要素生产率。第二,由于数字技术的普惠性和长尾效应,使得数字普惠金融可以有效规避金融长期存在的"嫌贫爱富"倾向和减少对抵质押担保物偏好带来的信贷排斥问题,进而有利于农户信贷机会的均等化。第三,数字普惠金融蕴含着对乡村社会治理和集体经济发展的强大动员能力,村社集体经济受惠于数字普惠金融的支持,有利于打破传统乡贤村治的熟人社会格局,从而将传统社会利益联结与市场激励的利益联结相互协同,增加农民利益分红、股份合作增值收益等实现农民收入增长和产业链价值链增值,减少产业融合价值壁垒和收益门槛,实现村社集体增收能力的提升。第四,数字普惠金融通过市场化手段,以竞争机制和价格机制来优化城乡要素资源配置,打破城乡壁垒和市场边界,缩小城乡产业链和价值链差距引发的收入差距问题,缓释区域发展不平衡不充分矛盾。为此,提出如下假说2:

H2a:数字普惠金融依托技术链对乡村产业融合数字化转型和农业全要素生产率提升具有促进作用;

H2b:数字普惠金融依托普惠链对乡村产业建圈强链来规避农户信用风险和提高信贷机会均等化具有促进作用;

H2c:数字普惠金融依托共享链对乡村产业惠民增收和利益联结协同具有促进作用;

H2d:数字普惠金融依托竞争链加速乡村产业融合来打破城乡市场边界和缩小农户内部收入差距具有促进作用。

(三)数字普惠金融助力乡村产业融合发展的共富效应空间分异

数字普惠金融助力乡村产业融合发展本身受区位因素、数字技术应用条件、农民数字金融素养等差异影响,可能导致差异化的共富效应,甚至存在空间地理层面的分化现象。一方面,不同地区经济发展水平、地理区位条件、社会文化风俗等差异,可能导致数字普惠金融在助力乡村产业融合发展过程中呈现出非均衡的空间异质性。另一方面,城乡融合发展需要推动城乡协调发展、共同繁荣,最终融为一体,但不同地区数字技术和普惠金融嵌入乡村产业融合场景打造和资源禀赋的差异[42]67,对乡村产业融合发展效率改进、区域经济发展水平以及村社治理能力和水平提升也表现出一定的空间异质性。为此,提出如下假说 3。

H3a:数字普惠金融助力乡村产业融合发展受资源禀赋和区域发展水平差异等影响可能导致其共富效应存在一定的空间异质性;

H3b:数字普惠金融助力乡村产业融合发展的共富效应在农户群组间和村社内部可能受城乡产业融合广度和深度的差异性而存在空间分异特征。

三、研究设计

(一)数据来源及指标处理

本文基于 2011—2021 年全国 31 个省份乡村产业融合发展指数与北京大学数字普惠金融指数进行匹配后形成的省际面板数据。其中,乡村产业融合发展指数及控制变量来源于《中国农村统计年鉴》、CSMAR 农村金融经济数据库以及各省统计年鉴数据。为统一衡量标准,避免因指标性质等不同对后期处理和分析造成的影响和偏误,对搜集到的有量纲数据按照“Min-Max 标准化法”进行无量纲处理,方法如下:

$$S_{mn}=\frac{X_{mn}-min(X_n)}{max(X_n)-min(X_n)},S_{mn}\in[0,1] \tag{1}$$

X_{mn}代表第 m 个对象在第 n 项指标的初始值,$max(X_n)$、$min(X_n)$分别代表第 n 项指标上的最大和最小值,S_{mn}代表经无量纲处理后的值。为构建乡村产业融合发展指数,采用“熵值法”对各项指标提供的信息进行熵权赋值,具体步骤如下:

第一,计算第 i 个对象在第 j 项指标上的比值 $P_{ij}(i\in1,2,\cdots,m;j\in1,2,\cdots n)$,$P_{ij}=\frac{S_{ij}}{\sum_{i=1}^{m}S_{ij}}$。第二,计算第 j 项指标的熵值 e_j,$e_j=-\frac{1}{\ln m}\sum_{i=1}^{n}p_{ij}\ln(p_{ij})$,$e_j\in[0,1]$。第三,计算第 j 项指标的差异性系数 $g_j=1-e_j$,g_j 越大,越应当重视。第四,计算第 j 项指标的权重 $w_j=\frac{g_j}{\sum_{j=1}^{n}g_j}$。第五,由线性加权求和法计算得出被解释变量的最终值。

(二)模型设计

1. 双向固定效应模型

首先根据面板数据进行 *Hausman* 检验,并构建如下静态面板双向固定效应模型:

$$RII_{it}=\beta_0+\beta_1 DIFI_{it}+\beta_i Z_{it}+\sum\gamma_t D_t+u_i+\delta_{it} \tag{2}$$

其中，RII_{it}表示第 i 个省份第 t 年的乡村产业融合发展指数（$i \in 1,2,\cdots,31$；$t \in 1,2,\cdots,11$），$DIFI_{it}$表示第 t 年第 i 个省份的数字普惠金融指数，Z_{it}表示一组控制变量，D_t 表示时间虚拟变量，u_i 表示个体固定效应，δ_{it}表示随机扰动项。β_1 为主要关注变量系数。为测度乡村不同产业融合状况，进一步细分为一二产业融合、一三产业融合以及一二三产业融合，考察数字普惠金融对乡村不同层面产业融合发展成效；同时，从数字普惠金融覆盖广度、使用深度、数字化程度三个维度分别考察其对乡村产业融合发展的贡献程度。具体模型设置如下：

$$RII1_{it} = \beta_0 + \beta_2 DIFI_{it} + \beta_i Z_{it} + \sum \gamma_t D_t + u_i + \delta_{it} \tag{3}$$

$$RII2_{it} = \beta_0 + \beta_3 DIFI_{it} + \beta_i Z_{it} + \sum \gamma_t D_t + u_i + \delta_{it} \tag{4}$$

$$RII3_{it} = \beta_0 + \beta_4 DIFI_{it} + \beta_i Z_{it} + \sum \gamma_t D_t + u_i + \delta_{it} \tag{5}$$

$$RII_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 COV_{it} + \alpha_2 DEP_{it} + \alpha_3 DIG_{it} + \alpha_4 Z_{it} + \sum \gamma_t D_t + u_i + \delta_{it} \tag{6}$$

其中，RII_1、RII_2、RII_3 分别表示一二产业、一三产业、一二三产业融合指数，COV、DEP、DIG 分别表示覆盖广度、使用深度和数字化程度。

2. 空间计量模型

当区域之间的经济活动与邻近地区之间存在空间相关性和空间异质性时，如果采用经典线性回归模型难以有效刻画空间差异性[43]，而产业融合发展带来的共富效应既存在省市边界也存在区域协同性。为此，进一步采用空间相关性 Moran's I 指数来反映不同地区与相邻区域之间的空间关系，测度公式如下：

$$Moran'sI = \frac{n(x_i - \bar{x})\sum_{i=1}^{n} W_i(x_i - \bar{x})}{\sum_{i=1}^{n} W_i(x_i - \bar{x})^2} \tag{7}$$

Moran's I 散点图可以相对直观的刻画区域之间的空间相关性。其中，Moran's I 指数散点图横坐标为观测值 x_i，纵坐标为空间滞后值（$W \cdot$），并根据 Moran's I 散点分布状况划分为高－高集聚（H－H）、低－高集聚（L－H）、低－低集聚（L－L）以及高－低集聚（H－L）四个象限。第一象限（H－H）和第三象限（L－L）表示存在明显的空间正相关性，而第二象限（L－H）和第四象限（H－L）表明该地区与相邻区域存在明显的空间负相关性。此外，为更好的体现数字普惠金融促进乡村产业融合发展的共富效应是否存在空间集聚还是空间外溢，进一步构建空间面板滞后模型（SLM）、空间面板误差模型（SEM）以及空间杜宾模型（SDM），具体计算公式如下：

空间面板滞后模型：$y_i = \eta \sum W_i y_i + \varphi \sum x_i + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_i$ (8)

空间面板误差模型：$y_i = \varphi \sum x_i + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_i, \theta = \rho \sum W_{ij}\theta_{it} + \varepsilon_{it}$ (9)

空间面板杜宾模型：$y_{it} = \eta \sum W_{it} y_{it} + \varphi \sum x_{it} + \kappa \sum W_{it} x_{it} + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$ (10)

其中，y_{it}表示被解释变量，x_{it}表示解释变量；η 表示空间滞后系数，φ 和 κ 表示空间相关系数，γ_i 表示个体固定效应，λ_t 表示时间固定效应，W_{it}表示空间权重矩阵，ε_{it}表示随机误差项。当空间杜宾模型中 $\kappa = 0$ 时，代表该模型为空间面板滞后模型；当 $\kappa + \eta x = 0$ 时，表示该模型为空间面板误差模型。

（三）变量说明

1. 被解释变量

乡村产业融合发展指数（RII）。按照产业类型可以将乡村产业融合细分为一二产业融合

①中等收入群体富裕程度通过公式 $M_a = \frac{1}{n}\sum_{a \le y_i \le b}\left(\frac{y_i - a}{b - a}\right)^t \times 100\%$ 来计算，其中 M_a 表示中等收入群体富裕程度指数，n 表示中等收入人群数量；y_i 表示第 i 个居民的个人可支配收入，a，b 分别代表中等收入区间的下限和上限。t 为 0 到 1 之间的调节系数，如果 t 为 0 时代表中等收入群体占比；如果 $t > 0$ 则表示中等收入群体富裕程度，越接近 1 则富裕程度越高。

(RII_1)、一三产业融合(RII_2)以及一二三产业融合(RII_3)。在一二产业融合层面,选取食品加工业总产值/一二产业总产值和食品加工业企业单位个数/一二产业法人单位总数[44]来反映农产品加工业的发展和经营主体的竞争能力,体现第一产业向第二产业进行产业链延伸与价值链增值过程。在一三产业融合层面,选取农林牧渔服务业总产值/一三产业总产值、休闲农业营收/农业 GDP 的比值来反映,体现第三产业为第一产业提供服务的成效以及农业现代化的实现程度。在一二三产业融合层面,选取省级以上农业产业化龙头企业数/乡村人口数[44],以及服务于融合产业的研发经费支出与三次产业增加值的比重来反映六次产业的融合状况。

农民共同富裕发展指数(CP)。该指数分别从收入增长、收入分配和机会均等三个层面测度农民物质生活富裕状况(M_t)、城乡居民收入差距(M_g)和机会均等化程度(M_o)。在农民物质生活富裕维度,通过中等收入群体占比、中等收入群体富裕程度①来计算农民生活富裕状况。城乡居民收入差距以城乡居民可支配收入比和城乡基尼系数来反映;机会均等化通过生均教育经费、师生比和平均受教育年限计算农村居民教育均等化发展指数,用于反映教育机会的差异是否会影响到互联网技术的接受和应用上的"数字鸿沟"效应。通过对该三个指标相乘后得到农民共同富裕指数 CP:

$$CP = M_t^{\alpha} \times M_g^{\beta} \times M_o^{\delta}, \alpha,\beta,\delta \geqslant 0, \alpha+\beta+\delta = 0 \tag{11}$$

其中,α,β,δ 代表不同维度指标所占权重,用于测度其对共同富裕(CP)的贡献程度,由于以上三个指标并非越大越好,三者权重值相加为 0 可以使得整体保持一个均衡状态。首先对分指数进行赋权时,采用多元回归方法测度各指标之间的相关系数 λ_j,并对其进行倒数后归一化处理得到相应的指标权重,具体公式为:

$$\alpha,\beta,\delta = \lambda_j / \sum_{n=1}^{N} \lambda_i^{-1}。 \tag{12}$$

2. 解释变量

数字普惠金融指数(*DIFI*)。借鉴郭峰等[45]的做法,分别从数字普惠金融覆盖广度(*COV*)、使用深度(*DEP*)、数字化程度(*DIG*)三个维度检验数字普惠金融助力乡村产业融合发展的共同富裕效应及其传导机制。

3. 控制变量

考虑到数字普惠金融发展在乡村产业融合过程中可能受到不同省际之间在财政、技术、市场、经济、对外开放以及数字基础设施投资等多个方面的影响。本文分别选取财政支持强度、技术创新实力、市场保障能力、经济发展水平、对外开放程度、互联网基础设施[31]等作为控制变量(表 1)。

表 1　变量界定及描述性说明

变量	一级指标	二级指标	三级指标	单位	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	农民共同富裕指数(*CP*)	物质生活富裕指数(*AMI*)	基于相关公式计算得出	—	0.461	0.103	0.216	0.593
		城乡居民收入比(*IUR*)	城镇居民与农民居民可支配收入的比值	—	2.49	0.62	1.686	3.216
		教育机会均等化(*EEO*)	基于生均教育经费、师生比和平均受教育年限计算得到的教育发展指数	—	0.362	0.041	0.255	0.537
	乡村产业融合发展指数(*RII*)	一二产业融合(RII_1)	食品加工业总产值/一二产业总产值①	%	0.194	0.147	0.026	0.776
			食品加工企业单位个数/一二产业法人单位总数	%	0.163	0.021	0.042	0.213
		一三产业融合(RII_2)	农林牧渔服务业总产值/一三产业总产值	%	0.284	0.164	0.001	0.679
			休闲农业营收/农业 GDP	%	0.086	0.003	0.0412	0.167
		一二三产业融合(RII_3)	省级以上农业产业化龙头企业数/乡村人口数	个/万人	0.121	0.122	0.003	0.701
			融合产业 R&D 经费投入强度②	%	0.137	0.026	0.122	0.216

续表 1

变量	一级指标	二级指标	三级指标	单位	均值	标准差	最小值	最大值
解释变量	数字普惠金融指数（*DIFI*）		覆盖广度（COV）	—	166.562	82.962	1.960	353.870
			使用深度（DEP）	—	182.542	85.003	6.760	400.400
			数字化程度（DIG）	—	263.663	116.403	7.580	453.660
控制变量	财政支持强度（*Fiscal*）		财政支出/GDP 总量	%	0.297	0.212	0.121	1.354
	技术创新实力（*Patent*）		专利授权数量	件	47000	69000	121	478082
	市场保障能力（*Invest*）		固定资产投资	亿元	17000	12000	516.31	57466
	经济发展水平（*GDP*）		GDP 总量	亿元	22000	19000	611.5	99945.2
	对外开放程度（*FDI*）		实际利用外资额占 GDP 的比重	%	0.168	0.003	0.0915	0.287
	互联网基础设施（*II*）		每万人互联网用户数（对数）	—	8.25	0.62	7.86	9.11

注：①数据来源于《中国统计年鉴》、《中国休闲农业年鉴》、《各省经济统计年鉴》，外商投资额采用当期汇率折算人民币计价。②食品加工业数据由农副食品加工业和食品制造业加总得到；融合产业包含农副食品加工业、食品制造业以及农林牧渔服务业。

从图 2 来看，中国 31 个省份 2011—2021 年间农民共同富裕的综合指数总体呈缓慢增长态势。相对而言，东部地区总体水平远高于中西部地区和东北地区，区域之间和区域内部之间也表现出较高的异质性。东北地区和西部地区的共同富裕指数水平不断趋同，特别是从党的十九大（2017 年）之后，中西部地区的共同富裕指数增速总体高于前期，存在一定的时空收敛性，但相较而言，东部地区共同富裕指数仍然远高于中西部地区和东北地区。

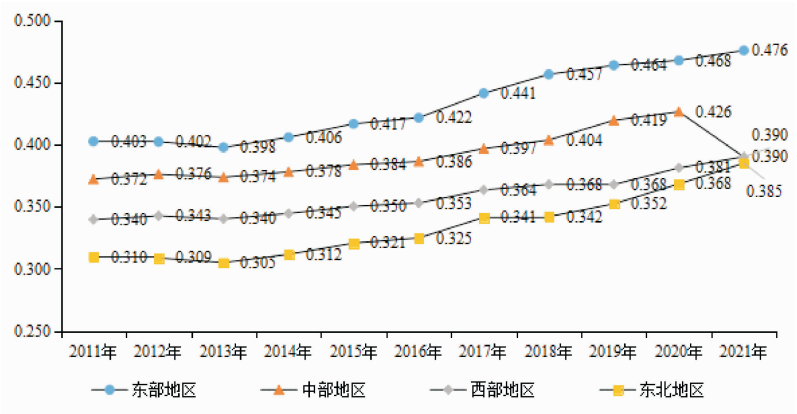


图 2 2011—2021 年中国不同区域农民共同富裕综合指数变动

四、数字普惠金融助力乡村产业融合的共富效应分析

（一）基准回归分析

表 2 报告了数字普惠金融助力乡村产业融合发展的共富效应计量结果。其中，第（1）列和第（2）列分别表示未加入和加入控制变量并考虑省份和年份固定效应的回归结果，表明数字普惠金融指数每增加一个单位，乡村产业融合发展共富效应将提升 4.2%，且在 1% 的显著水平通过检验，表明数字普惠金融通过嵌入乡村产业供应链环节来实现要素配置优化和提高产业融合发展水平能够产生积极的共富作用。进一步对数字普惠金融细分为覆盖广度、使用深度、数字化程度三个维度来探讨其对乡村产业融合共富效应的贡献程度（见表 2 第（3）列和第（4）列所示结果）。在加入控制变量后，覆盖广度、使用深度以及数字化程度均对乡村产业融合共富效应具有显著正向影响，每增加一个单位对产业融合的共富效应将分别提高 4.6%、3.1% 和 4.5%。具体而言，数字金融基础设施的完善为乡村产业融合发展提供了便利性，也直接或间接的带来乡村产业的深度融合、数字化转型升级提供了较低的信贷成本，加速乡村产业资源的优化配置和产业建圈强链形成

更高的价值链利益链,从而提高农民的共富水平。为考察数字普惠金融如何作用于乡村产业融合发展(进一步细分为一二产业融合、一三产业融合与一二三产业融合),所得结果见表 2 第(5)~(10)列所示。在加入控制变量时,三者均在 5% 以上的显著水平通过检验,数字普惠金融指数每增加一个单位,将对一二产业融合、一三产业融合及一二三产业融合分别带来 1.6%、3.5% 和 4.5% 的正向显著共富效应。一方面,农产品加工业和食品制造业大多聚集在县域或部分经济强镇,农产品加工订单生产销售居多,且与农户的利益联结和收益共享比较薄弱,利润留成难以惠及到广大的普通农户,其共富效应相对有限。另一方面,一三产业融合和三次产业融合的共富效应更明显,也反映出现有的数字普惠金融有利于增强农旅、农创、农村康养、农产品电商等多功能产业链的融合发展,且相关产业能够较好的带动农户融入现代农业并获得比农业更高的收益,增强农户的参与感和获得感,从而更好的提升农民共富效应。此外,由表 2 第(10)列结果可知,数字普惠金融指数每增加一个单位,一二三产业融合的共富效应将提升 4.5%,且通过 1% 的显著水平检验,表明数字普惠金融有利于加快乡村三次产业融合发展,提升农民的共富水平。为避免原始数据极端值造成的偏误,参考任碧云和刘佳鑫[14]的做法,对主要变量进行 1% 水平上的缩尾处理,所得结果除个别显著性稍有下降,其余均与前文基本一致。

表 2　数字普惠金融助力乡村产业融合发展的共富效应(双向固定效应模型)

变量	乡村产业融合指数×农民共富指数				一二产业融合指数×农民共富指数		一三产业融合指数×农民共富指数		一二三产业融合指数×农民共富指数	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
数字普惠金融指数	0.042***(0.015)	0.041***(0.015)	—	—	0.013**(0.006)	0.016**(0.007)	0.031***(0.010)	0.035***(0.012)	0.042***(0.015)	0.045***(0.016)
覆盖广度	—	—	0.047**(0.022)	0.046***(0.014)	—	—	—	—	—	—
使用深度	—	—	0.034**(0.016)	0.031*(0.017)	—	—	—	—	—	—
数字化程度	—	—	0.049***(0.017)	0.045***(0.016)	—	—	—	—	—	—
控制变量	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
P-Value	0.064	—	—	—	0.047	—	0.000	—	0.036	—
观测值	341	341	341	341	341	341	341	341	341	341

注:***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平,括号内为稳健标准误。

此外,采用工具变量法对可能的遗漏变量和反向因果带来的潜在内生性进行处理(表 3)。参照任碧云和刘佳鑫[14]的做法,选取“移动电话普及率”为工具变量,且通过弱工具变量检验。一方面,数字普惠金融指数越高的省份,移动电话普及率往往越高,满足相关性要求;另一方面,移动电话普及率与乡村产业融合发展的共富效应并无直接关联,满足外生性要求。从两阶段最小二乘法(2SLS)的计量结果来看,解决内生性问题后,数字普惠金融助力乡村产业融合发展的共富效应依然显著为正,与双向固定效应模型估计结果大体一致,假说 1 得以验证。

表 3　数字普惠金融助力乡村产业融合发展共富效应的内生性检验

变量	乡村产业融合指数×农民共富指数		
	LIML	双向固定效应	2SLS
数字普惠金融指数	0.201**(0.090)	0.288***(0.104)	0.288***(0.104)
控制变量	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
观测值	341	341	341

注:①*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平;②括号内为省份层面的聚类稳健标准误。

(二)作用机制检验

为进一步考察数字普惠金融助力乡村产业融合发展的共富机制,对其进行实证检验和内生性讨论。从CSMAR农村金融经济数据库中选取"自筹产业资金"、"产业所得贷款"作为中介变量,对其进行标准化处理。在"产业融资渠道拓宽"机制下,覆盖广度、使用深度和数字化程度每增加一个单位,自筹产业资金将分别得到7.8%、2.5%和4.5%的增长,且显著性水平检验(表4 Panel A第(1)列),从金融普惠覆盖率和信贷支持能力方面也表现出类似的作用效果。同样地,拓宽融资渠道、银行网点乡镇覆盖率、乡村产业融资信贷额每提升一个单位,将分别显著提高33.1%、21.5%和15.3%的乡村产业融合共富效应(表4 Panel B第(4)-(6)列)。一方面,互联网投资理财人数的增加在需求侧满足了投资者的多样化需求,投资者通过互联网技术能够实现对乡村产业融合的远程投资及产业链的协同管理;另一方面,在供给侧拓展了农村产业投融资渠道,新产业新业态在发展初期能够迅速筹集到优质社会资金,需求侧和供给侧得以快速匹配,减少供需双方信息不对称,提高社会资金配置效率。

表4 数字普惠金融助力乡村产业融合共富效应的影响机制(双向固定效应模型)

	Panel A			Panel B			
	拓宽融资渠道(自筹产业资金占比)	金融普惠覆盖率(银行网点乡镇覆盖率)	信贷支持能力(乡村产业融合信贷额)	乡村产业融合指数×农民共富指数			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
覆盖广度	0.078***(0.018)	0.035***(0.007)	0.049**(0.084)	拓宽融资渠道(自筹产业资金占比)	0.331**(0.189)	—	
使用深度	0.025*(0.014)	0.026*(0.014)	0.024*(0.013)	金融普惠覆盖率(银行网点乡镇覆盖率)	—	0.215***(0.034)	
数字化程度	0.045***(0.008)	0.051***(0.016)	0.044***(0.015)	信贷支持能力(乡村产业融合信贷额)	—	—	0.153***(0.026)
控制变量	控制	控制	控制		控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	省份固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	年份固定效应	控制	控制	控制
观测值	341	341	341	观测值	341	341	341

注:①*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平;②括号内为省份层面的聚类稳健标准误。

五、数字普惠金融助力乡村产业融合共富效应的空间分异

(一)数字普惠金融助力乡村产业融合共富效应的空间异质性分析

考虑到各省域地理区位差异可能导致数字普惠金融助力乡村产业融合共富效应产生异质性影响,本文按照国家统计局2011年公布的《东中西部和东北地区划分方法》将全国31个省份划分为"东部"、"中部"、"西部"、"东北"四个区域,并按照"秦岭-淮河"分界线划分为"南方"、"北方"两个区域。表5报告了空间异质性考察的实证结果。不管是在东西方向还是南北方向,不同区域均通过显著性水平检验,但在东西方向的作用效果来看,东部地区>东北地区>西部地区>中部地区;而在南北方向的作用效果,则南方省份>北方省份。即数字普惠金融助力乡村产业融合的共富效应在东西方向呈现"东部和西部地区偏高、中部地区偏低"、南北方向呈现"北低南高"的特征。这种空间分异状况形成原因可能为:一方面,随着新型城镇化快速推进,东部地区省份数字经济嵌入乡村产业融合发展相对靠前,数字普惠金融使用深度和数字化程度也较高,数字乡村产业融合发展带来的共富效应质量越明显,而西部地区省份数字技术嵌入乡村产业融合发展基础较为薄弱,可能处于数字普惠金融广覆盖阶段,数字乡村产业融合衔接也带来了资源配置的优化,其带来的产业融合共富效应也相对偏高,但中部地区省份处于数字经济覆盖广度向深度和乡村产业数字化转型阶段,产业融合共富效应则相对没东部和西部等区域这么明显。此外,南北经济差异带来南北数字经济嵌入乡村产业融合发展的包容性和产业数字化转型的差异性,使得南北方向的数

字金融助力产业融合共富效应也表现出边际收益递减倾向,即表现为南高北低的特征。

表 5　数字普惠金融助力乡村产业融合共富效应的空间异质性

变量	东西方向划分			南北方向划分		
	东部地区	东北地区	中部地区	西部地区	南方省份	北方省份
数字普惠金融指数	0.720***(0.210)	0.709***(0.204)	0.298**(0.129)	0.583***(0.181)	0.544***(0.161)	0.241**(0.105)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	110	33	66	132	176	165

注:东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南等省份;东北地区包括辽宁、吉林和黑龙江等省份;中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南等省份;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、宁夏和新疆等省份。南方地区包括江苏、安徽、湖北、重庆、四川、西藏、云南、贵州、湖南、江西、广西、广东、福建、浙江、上海、海南等省份;北方地区包括山东、河南、山西、陕西、甘肃、青海、新疆、河北、天津、北京、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、宁夏等省份。

为了考察数字普惠金融助力乡村产业融合共富效应的空间异质性,借鉴赵德起[46]的做法,针对数字普惠金融助力乡村产业融合发展共富效应进行测评,计算各省平均得分,并将其划分为“高水平”、“中高水平”、“中等水平”、“低水平”四个组别(表 6)。可以看到,高水平组别的省份较少,主要包括浙江、上海、北京等省市;中高水平的省市主要包括广东、江苏、重庆、安徽、湖北、山东、江西等地,可以看出中高水平以上的省份大多集中于沿海地区和中西部城乡融合发展较好的省市。中等水平省份主要集中于天津、西藏、海南、湖南、黑龙江、四川、陕西、河北、云南等省份,而低水平组省份大多集中于中西部地区,大多数省份数字金融嵌入乡村产业融合的广度和深度较均偏低,传统产业融合滞后导致数字金融嵌入的新场景和新业态不足,制约了产业融合共富效应的提升。

表 6　数字普惠金融助力乡村产业融合共富效应的省域分组

	组别	省份
产业融合深度分组	高水平	浙江、上海、北京
	中高水平	广东、江苏、重庆、安徽、湖北、山东、江西
	中等水平	天津、西藏、海南、湖南、黑龙江、四川、陕西、河北、云南
	低水平	河南、贵州、青海、山西、新疆、辽宁、宁夏、福建、内蒙古、广西、吉林、甘肃

进一步对不同组别下的产业融合共富效应进行异质性检验(表 7),发现所有组别均在 1% 显著性水平通过检验,证明数字普惠金融指数每提升一个单位,将分别在高水平、中高水平、中等水平、低水平组省份产生 5.2%、3.7%、3.3%、1.8% 的乡村产业融合共富效应。数字乡村产业融合发展越好的省份,往往乡村产业新业态新场景的塑造及产业结构优化较好,数字金融要素能更高效的嵌入和串联起乡村产业融合发展,加速乡村产业数字化转型及利益联结带动农户增收,并缩小城乡差距,进而实现共同富裕目标。

表 7　数字普惠金融助力乡村产业融合共富效应的异质性分组检验

变量	乡村产业融合指数×农民共富指数			
	高水平组	中高水平组	中等水平组	低水平组
数字普惠金融指数	0.052***(0.016)	0.037***(0.012)	0.033***(0.011)	0.018**(0.009)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制

注:①*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平;②括号内为省份层面的聚类稳健标准误。

(二)数字普惠金融助力乡村产业融合共富效应的空间分布

由于2011年数字普惠金融在很多省份农村地区推广相对较弱,相关数据也较为稀缺,使得在空间测度层面难以有效反映出其对产业融合带来的实际共富效果,直到2016年之后在农村地区得到快速推广。为此,重点对2017年和2021年两个年份的数字普惠金融助力乡村产业融合共富效应的空间Moran's I散点图分布状况(表8),2017年—2021年间农民共同富裕指数在省域之间的波动较小且相对稳定。第一象限的高水平集聚省份大多是以东部和中部地区为主,反映出数字普惠金融助力乡村产业融合的共富效应集中于经济发达区域和产业数字化发展较好的省份,空间距离和经济距离重叠现象明显。

表8 数字普惠金融助力乡村产业融合发展的共富效应空间分布

象限	2017年	2021年
第一象限	浙江、天津、江苏、北京、山东、河北、上海、广东、辽宁、河南、重庆、湖南、安徽、内蒙古、山西	北京、浙江、江苏、山东、安徽、上海、广东、天津、福建、江西、湖南、河北、陕西、河南
第二象限	广西、贵州、江西、福建、宁夏、陕西、黑龙江	河南、贵州、辽宁、宁夏、陕西、青海、广西、内蒙古
第三象限	吉林、青海、海南	黑龙江、云南、吉林、海南
第四象限	新疆、四川、湖北、甘肃、云南	四川、甘肃、湖北、新疆

(三)数字普惠金融助力乡村产业融合发展共富效应的空间边界

为进一步测度空间距离在数字普惠金融助力乡村产业融合发展的共富效应边界,参照郑威和陆远权[47]的做法,将31个省份内各城市与该省省会城市或相邻省份省会城市的距离设定为阈值d,将$d_{\min}$设定为初始值[48],每次增加的距离设定为ρ,根据$w_{ij,d}=1/d_{ij}^2$,当$d_{ij}>d$时,$w_{ij,d}=0$,当$d_{ij}<d$时,则可以得到不同阈值下的空间权重矩阵$w_{ij,d}$,并将$w_{ij,d}$代入空间杜宾模型进行计量检验。在省际空间距离层面,由于北京到天津的空间距离最近,故将其初始值设定为100公里,并以此递推每增加50公里设定为ρ,从而得到不同省会城市距离阈值下的空间权重矩阵,并对其距离阈值区间采用空间杜宾模型参数估计可以得出数字普惠金融助力乡村产业融合发展的共富效应空间边界系数及其显著水平(表9)。由于大多数相邻省会城市空间距离处于100~700公里的省域空间距离,发现在450公里以内的相邻省会城市距离,数字普惠金融助力产业融合的共富效应边界系数均在1%的水平显著为正,超过450公里这一区间后,数字普惠金融助力乡村产业融合的空间项系数不显著,反映出数字普惠金融在乡村产业融合发展中的辐射作用存在一定的阈值区间,且相邻省会城市空间距离产生的共富效应也存在小幅的先上升后下降的倒"U"型特征,在250公里省域空间边界达到最大的共富效应。

表9 不同空间距离视域下数字普惠金融助力乡村产业融合发展的共富效应的空间边界

距离(公里)	(0,100]	(0,150]	(0,200]	(0,250]	(0,300]	(0,350]
统计量	0.032***(0.004)	0.035***(0.005)	0.037***(0.006)	0.039***(0.007)	0.036***(0.005)	0.033***(0.004)
距离(公里)	(0,400]	(0,450]	(0,500]	(0,550]	(0,600]	(0,650]
统计量	0.029***(0.003)	0.026***(0.003)	0.021(0.012)	0.017(0.014)	0.013(0.013)	0.009(0.007)

注:①*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平;②括号内为省份层面的聚类稳健标准误。

七、结论与政策启示

数字普惠金融对改造传统乡村产业与助力数字乡村产业高质量融合发展,实现农民农村共同富裕具有重要意义。基于数字普惠金融助力乡村产业共生融合发展理论内涵,采用2011—2021年的省际面板数据,分析了数字普惠金融助力乡村产业融合发展的共富效应及其传导机制,并测度了不同省域之间数字普惠金融助力乡村产业融合发展共富效应的空间分异状况及其空间边界,为

有效推进数字乡村产业融合发展助力农民农村共同富裕提供科学依据。研究结果表明:(1)数字普惠金融助力乡村产业融合发展具有显著的共富效应,且数字普惠金融覆盖广度和数字化程度的助力效果比使用深度的作用效果更突出,特别是对一三产业融合比一二产业融合的共富效应更明显。(2)数字普惠金融发挥数字技术的渗透效应和金融的普惠效应,通过提升农业全要素生产率、拓宽信贷融资机会和渠道、缩小农户间与产业间收入差距来促进农民共同富裕。(3)数字普惠金融助力乡村产业融合发展的共富效应在区域层面表现出一定的空间分异性,呈现出东西部地区偏高而中部地区偏低、北方地区低而南方省份高的区域特征。(4)进一步空间边界测度还发现,数字普惠金融助力乡村产业融合发展的共富效应随着空间距离的增大而呈现出先小幅上升后小幅下降倒"U"型变化特征,且在 250 公里省域空间边界达到最大的共富效应,当相邻省域距离超过 450 公里阈值后,数字普惠金融助力乡村产业融合发展的共富效应不明显。

相关结论具有重要的政策启示:第一,加快数字普惠金融嵌入乡村特色产业链的打造,特别是在偏远落后乡村地区加快数字普惠金融覆盖广度和产业融合的数字化应用推广,以国家和省市级乡村产业融合发展示范园的数字化金融普惠为依托,将数字金融服务嵌入农业生产、流通、消费各个环节,引领带动乡村产业链整合及价值链提升,从而助力三产融合与建圈强链,实现乡村产业融合高质量发展。第二,积极营造数字普惠金融助力乡村新产业新业态场景的融合发展,将数字技术与金融普惠串联到数字乡村和数字农业的全产业链过程中,有效提升乡村产业全要素生产率。比如构建农产品数字化结算平台网络和农产品产业链数字普惠金融场景,以金融手段加强农业生产保障,助力农户抵御自然风险和市场风险,为农业生产保驾护航。第三,优化数字普惠金融服务能力设施的空间分布,降低数字金融基础设施的区域差异,拓宽数字普惠金融助力乡村产业融合发展空间边界,从而更好的培育和提升农户数字金融素养,提高农村数字普惠金融服务供给效率,降低区域数字经济发展空间要素错配来缩小城乡差距和"数字鸿沟",助力乡村产业高质量融合发展和共同富裕。

参考文献:

[1]王博,王亚华. 县域乡村振兴与共同富裕:内在逻辑、驱动机制和路径[J]. 农业经济问题,2022(12):73 - 81.

[2]李云新、戴紫芸、丁士军. 农村一二三产业融合的农户增收效应研究——基于对 345 个农户调查的 PSM 分析[J]. 华中农业大学学报(社会科学版),2017(4):37 - 44.

[3]陈东平,丁力人,高名姿. 共同富裕背景下数字金融与城乡收入差距——基于地级市面板数据的实证研究[J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2022(6):171 - 182.

[4]ARNER D W,BUCKLEY R P,ZETZSCHE D A. Sustainability, fintech and financial inclusion[J]. European Business Organization Law Review,2020(1):7 - 35.

[5]周利,廖婧琳,张浩. 数字普惠金融、信贷可得性与居民贫困减缓——来自中国家庭调查的微观证据[J]. 经济科学,2021(1):145 - 157.

[6]SEHRAWAT M,GIRI A K. Financial development,poverty and rural-urban income inequality: evidence from South Asian countries[J]. Quality and Quantity,2016(2):577 - 590.

[7]张正平,任康萍,谭秋云. 数字金融发展与城乡家庭债务风险差异[J]. 财经问题研究,2023(3):80 - 93.

[8]郝云平,张兵. 数字金融发展的共同富裕效应研究——基于 281 个地级市的经验证据[J]. 经济问题探索,2023(3):41 - 55.

[9]RIZWAN M,BRUNEAU C. Microfinance, financial inclusion and ICT: implications for poverty and inequality[J]. Technology in Society,2019(6):1 - 19.

[10]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.

[11]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.

[12]孙玉环,张汀昱,王雪妮,等. 中国数字普惠金融发展的现状、问题及前景[J]. 数量经济技术经济研究,2021

(2):43 - 59.
[13]唐建军,龚教伟,宋清华. 数字普惠金融与农业全要素生产率——基于要素流动与技术扩散的视角[J]. 中国农村经济,2022(7):81 - 102.
[14]任碧云,刘佳鑫. 数字普惠金融发展与区域创新水平提升——基于内部供给与外部需求视角的分析[J]. 西南民族大学学报(人文社会科学版),2021(2):99 - 111.
[15]覃朝晖,潘昱辰. 数字普惠金融促进乡村产业高质量发展的效应分析[J]. 华南农业大学学报(社会科学版),2022(5):23 - 33.
[16]NIU G, JIN X S, WANG Q. Broadband infrastructure and digital financial inclusion in rural China[J]. China Economic Review, 2022(76):101853.
[17]王刚贞,陈梦洁. 数字普惠金融影响经济高质量发展的渠道机理与异质特征[J]. 财贸研究,2022(10):45 - 56.
[18]申云,李京蓉. 数字普惠金融与农户相对贫困脆弱性[J]. 华南农业大学学报(社会科学版),2022(1):105 - 117.
[19]张龙耀,邢朝辉. 中国农村数字普惠金融发展的分布动态、地区差异与收敛性研究[J]. 数量经济技术经济研究,2021(3):23 - 42.
[20]王定祥,冉希美. 农村数字化、人力资本与乡村产业融合发展——基于中国省域面板数据的经验证据[J]. 重庆大学学报(社会科学版),2022(2):1 - 14.
[21]刘心怡、黄颖、黄思睿,等. 数字普惠金融与共同富裕:理论机制与经验事实[J]. 金融经济学研究,2022(1):135 - 149.
[22]LIU Y,LIU C Y,ZHOU M. Does digital inclusive finance promote agricultural production for rural households in China? research based on the Chinese Family Database[J]. China Agricultural Economic Review,2021(2):475 - 494.
[23]SUN Y, TANG X. The impact of digital inclusive finance on sustainable economic growth in China[J]. Finance Research Letters, 2022(50): 103234.
[24]YU C J, JIA N, LI W Q,ETAL. Digital inclusive finance and rural consumption structure——evidence from Peking University Digital Inclusive Financial Index and China Household Finance Survey[J]. China Agricultural Economic Review,2022(1):165 - 183.
[25]GULIZHAER A,LIU L H,XIE J P,ETAL. An empirical analysis of rural farmers' financing intention of inclusive finance in China:the moderating role of digital finance and social enterprise embeddedness[J]. Industrial Management & Data Systems,2019(7):1535 - 1563.
[26]LI F, WU Y, LIU J, ZHONG S. Does digital inclusive finance promote industrial transformation? new evidence from 115 resource based cities in China[J]. Plos One,2022(8): e0273680.
[27]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.
[28]WANG X, ZHU Y, REN X, et al. The impact of digital inclusive finance on the spatial convergence of the green total factor productivity in the Chinese cities[J]. Applied Economics, 2022(10):1 - 19.
[29]YU N, WANG Y. Can digital inclusive finance narrow the Chinese urban-rural income gap? The perspective of the regional urban-rural income structure[J]. Sustainability, 2021(11): 6427.
[30]GENG Z C,HE G S. Digital financial inclusion and sustainable employment: evidence from countries along the belt and road[J]. Borsa Istanbul Review,2022(3):307 - 316.
[31]冯贺霞,王小林. 基于六次产业理论的农村产业融合发展机制研究——对新型经营主体的微观数据和案例分析[J]. 农业经济问题,2020(9):64 - 76.
[32]苏毅清,游玉婷,王志刚. 农村一二三产业融合发展:理论探讨、现状分析与对策建议[J]. 中国软科学,2016(8):17 - 28.
[33]胡海,庄天慧. 共生理论视域下农村产业融合发展:共生机制、现实困境与推进策略[J]. 农业经济问题,2020(8):68 - 76.
[34]张岳,周应恒. 数字普惠金融、传统金融竞争与农村产业融合[J]. 农业技术经济,2021(9):68 - 82.
[35]张林,曹星梅,温涛. 中国农村产业融合发展的区域差异与空间收敛性研究[J]. 统计与信息论坛,2023(4):71 - 87.

[36]蒋辉,张康洁,张怀英,等. 我国三次产业融合发展的时空分异特征[J]. 经济地理,2017(7):105 - 113.
[37]薛永基,杨晨钰婧,贾廷灿. 区域产业融合与农民收入协调发展及互动关系研究——基于省级面板数据的分析[J]. 统计与信息论坛,2021(2):45 - 55.
[38]谭燕芝,姚海琼. 农村产业融合发展的农户增收效应研究[J]. 上海经济研究,2021(9):91 - 102。
[39]星焱. 普惠金融:一个基本理论框架[J]. 国际金融研究,2016(9):21 - 37.
[40]张来武. 产业融合背景下六次产业的理论与实践[J]. 中国软科学,2018(5):1 - 5.
[41]王长征,冉曦,冉光和. 农民合作社推进农村产业融合的机制研究——基于生产传统与现代市场的共生视角[J]. 农业经济问题,2022(10):60 - 71.
[42]申云,李京蓉,杨晶,等. 城乡高质量融合发展研究[M]. 北京:光明日报出版社,2021:67.
[43]陈湘满,喻科. 农村产业融合对农村居民收入的影响——基于空间杜宾模型实证分析[J]. 湘潭大学学报(哲学社会科学版),2022(2):66 - 73.
[44]陈红霞,雷佳. 农村一二三产业融合水平测度及时空耦合特征分析[J]. 中国软科学,2021(1):357 - 364.
[45]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(4):1401 - 1418.
[46]赵德起,陈娜. 中国城乡融合发展水平测度研究[J]. 经济问题探索,2019(12):1 - 28.
[47]郑威,陆远权. 中国金融供给的空间结构与产业结构升级——基于地方金融发展与区域金融中心建设视角的研究[J]. 国际金融研究,2019(2):13 - 22.
[48]蒲甘霖. 绿色普惠金融对共同富裕的空间效应研究[J]. 技术经济与管理研究,2022(8):117 - 122.

Co-prosperity Effect and Spatial Differentiation of Digital Inclusive Finance on Integrated Development of Rural Industries

SHEN Yun[1], LI Jing-rong[2]

(1. *School of Economics*, *Sichuan Agricultural University*, *Chengdu* 611130, *China*;
2. *School of Business Administration*, *Southwestern University of Finance and Economics*, *Chengdu* 611130, *China*)

Abstract: Based on the inter provincial panel data from 2011-2021, this paper empirically tested the co-prosperity effect and its transmission mechanism of digital inclusive finance on rural industrial integration and development by using the two-way fixed effect model and spatial panel econometric model, and revealed the spatial differentiation characteristics and spatial boundaries of the co-prosperity effect on different provinces. The results indicate that digital inclusive finance significantly promotes the integration and development of rural industries by improving agricultural total factor productivity, increasing credit financing channels, narrowing income gaps between industries, and enhancing the effect of farmers' common prosperity; The co-prosperity effect of digital inclusive finance is significantly higher than its depth of use in terms of coverage and digitization, and the wider the integration function of rural industries, the greater the co-prosperity effect it brings. The mutual wealth effect of digital inclusive finance on rural industrial integration and development has spatial heterogeneity at the regional level, showing the distribution characteristics are high in the eastern and western regions while low in the central regions, and high in the south while low in the north; With the expansion of economic and geographical distances, the co-prosperity effect of digital inclusive finance in promoting industrial integration and development shows an inverted "U" shape of first increasing and then decreasing, and there is a 450 kilometer geographical spatial boundary.

Key Words: digital inclusive finance; rural industry integration; common prosperity; spatial differentiation