

数字普惠金融对农村产业融合的影响

袁澳华, 刘志蛟

(黑龙江大学经济与工商管理学院, 哈尔滨 150006)

摘要: 农村产业融合发展是实现乡村振兴的重要方向, 基于2014—2020年省级面板数据, 运用空间杜宾模型研究数字普惠金融对农村产业融合的空间影响, 并进行门槛效应分析。研究发现, 数字普惠金融与农村产业融合之间在空间分布上存在明显的依赖性, 即存在显著的空间正相关, 在考虑内生性和稳健性之后结果仍然成立; 数字普惠金融对农村产业融合的影响不是纯粹的线性关系, 而是具有双重门槛的特征; 数字普惠金融覆盖广度、使用深度和数字化程度也对农村产业融合有显著的正向作用, 且促进作用都具有双门槛特征。因此, 针对如何进一步提高数字金融对农村产业融合的推动作用提出了相应的政策建议。

关键词: 数字普惠金融; 农村产业融合; 乡村振兴; 空间溢出; 门槛效应

中图分类号: F323; F832 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2024)08-0057-08

2021年,“中央一号文件”提出构建现代乡村产业体系促进乡村振兴,农村产业融合为乡村振兴指明了方向。以农业发展为前提的农村产业融合表现为农村各个产业融合发展,通过产业重组、要素流动等方式助力农村产业发展,促进产业链和价值链延伸,实现产业现代化^[1]。在农村金融服务的支持下,农村电商等乡村融合产业的发展也越来越快速^[2]。目前农村的产业融合发展还不够成熟,基础设施环境和融资环境有待优化,新兴农业经营主体处于起步阶段,追求利益的商业金融难以全力支持农村产业融合的发展^[3]。普惠金融助力小微企业和“三农”领域,与农村产业融合具有内在的统一性,二者结合,互惠互利,能够更好地促进农村产业融合发展^[4]。随着普惠金融与大数据、物联网等现代技术的不断融合,数字普惠金融也逐渐运用到了居民生活的各个领域^[5]。数字普惠金融能够减少农村地区地域的限制,方便其业务的办理;普惠性的金融服务有助于提高农民的收入和消费,缩小城乡差距,农民借助数字普惠金融服务提高了生产效率,增加了收入^[6]。

本文基于2014—2020年省级面板数据,采用熵值法综合衡量了农村产业融合发展指数,又基于空间和门槛效应共同验证了数字普惠金融对农村产业融合的影响,为乡村振兴的发展提供了思路。

收稿日期: 2024-01-06

基金项目: 黑龙江大学专项资金(2021-KYYWF-0092)

作者简介: 袁澳华(1999—),女,河南安阳人,硕士研究生,研究方向为数字金融、农村金融;刘志蛟(1988—),男,湖北咸宁人,博士,讲师,研究方向为数字金融、数量经济学。

1 文献综述

数字普惠金融服务于受金融排斥的弱势群体,它不仅通过数字技术拓宽了融资渠道,降低了经营成本^[7],还缓解了信息不对称程度,从而增强了金融供给的可持续性^[8];数字普惠金融能够促进居民的消费水平,数字普惠金融指数越高,消费也就越高,这一影响在农村地区以及中低收入家庭更为明显^[9]。相较于二、三产业的发展,农业的产出偏低,并且难以惠及广大农村居民,以农业发展为基础的农村产业融合能够完善产业链结构,是农业现代化过程中的更高级的形式,有助于推动农民增收和城镇化水平^[10]。

数字普惠金融为乡村产业的融合发展提供了更多的金融供给,也使其融资范围有所扩大,金融可获得性有所提高^[11];金融服务也在农村产业融合发展的过程中发挥着重要的作用,方便了农村居民的生活,为农村产业发展提供了金融支持^[3];数字普惠金融可以激励区域技术创新,并存在空间溢出的特征^[12],而且数字技术具有较强的正外部性,以数字技术为基础的数字普惠金融也在一定程度上降低信息的不对称^[13],从而扩大金融服务的范围,进而影响周边地区产业融合的转型升级。因此,提出以下假设。

H1: 数字普惠金融能够促进农村产业融合发

展,并存在空间依赖性。

产业融合在一定程度上依赖经济的发展,农村经济发展水平会因为各地区之间地理位置、政策制度等不同存在区别,因此农村产业融合的发展程度也会存在差异,数字普惠金融的影响程度也不同。经济发展水平越高,农村地区的数字技术越容易带动产业的发展农村产业的纵向延伸和产业之间的融合联动,形成完整的产业链条,从而形成规模经营^[14],规模经营能够有效降低交易和生产过程中的各种成本和费用,从而减少资源浪费^[15],数字普惠金融也就更容易发挥作用。因此,提出以下假设。

H2:数字普惠金融对农村产业融合的影响并非简单的线性关系,还受经济发展程度的影响。

2 研究设计

2.1 变量选取

2.1.1 被解释变量

被解释变量是农村产业融合发展指数(RIM)。农村产业融合的发展涉及多个方面,采用单一指标进行衡量较为片面。通过分析农村产业融合发展的概念,并且参考李晓龙和冉光和^[16]、张岳和周应恒^[17]的研究,从5个维度构建农村产业融合发展评价指标体系,分别是农村纵向产业链延伸、农业多功能拓展、农业服务业融合、农业新业态培育、农业技术渗透。农村产业融合发展综合评价指标体系如表1所示。

根据表1的指标体系,在测度综合指数时,首先采用极值法进行无纲化处理,得到各指标的标准值。然后对三级指标采用熵权法赋予权重,将每个评价指标的标准值与其权重相乘之后再相加得到最后分值,即各个省份历年农村产业融合发展水平。

2.1.2 核心解释变量

核心解释变量是数字普惠金融水平(DIF)。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调查报告,从覆盖广度、使用深度、数字化程度来

综合衡量数字金融的发展水平,包括33个具体指标,能够可靠全面地反映数字普惠金融的发展水平。

2.1.3 控制变量

参考相关文献,选取以下控制变量:①城镇化水平(CITY),城镇化水平的高低说明了地区公共基础设施建设水平的高低,城镇化越高公共基础设施服务水平越完善,也就更有利于农村产业融合发展,采用非农就业人口/总就业人口衡量城镇化水平;②农村人力资本(RHC),各类发展离不开高素质人才的供给,农村人力资本水平的提高促进了农村的人才兴旺,也进一步促进了农村产业融合的发展,采用农村居民人均受教育年限表示农村人力资本水平;③互联网普及率(IPR),互联网等数字化技术的发展与应用能够优化资金的配置,突破了时间和空间的限制,为农村的发展注入了活力,提供了便利,农村产业和互联网结合能够发展出更多的可能性,采用互联网宽带接入用户数占比衡量互联网普及率;④产业结构高级化程度(INS),产业结构高级化的目标建立和实现高效益的产业结构,在整个产业结构中,产业的重点从第一产业逐渐向第二、三产业转变,有利于产业融合发展,使用第二、三产业总产值/地区GDP衡量产业结构高级化程度;⑤农村人均固定资产投资(FIX),人均固定资产投资越高,表示地区的经济发展水平也越高,而良好的经济发展水平为产业发展提供了良好的平台,选取农村人均固定资产投资额来衡量。

2.2 数据来源

以2014—2020年30个省份(因数据缺失,未包括西藏地区和港澳台地区)的面板数据。被解释变量相关数据来自《中国统计年鉴》、各省份统计年鉴、各省份休闲农业发展报告、农业农村部农业机械化司数据、阿里研究院。解释变量数据来自《中国数字普惠金融发展指数(2011—2022)》。个别缺失数据采用插补法处理。

表1 农村产业融合发展综合评价指标体系

目标	二级指标	三级指标	指标计算方法	方向	权重
农村产业融合发展指数	农村纵向产业链延伸	人均第一产业总产值	第一产业生产总值/农村总人口数	正向	0.034
		农产品加工业收益水平	农产品加工业主营业务收入/农业总产值	正向	0.122
	农业多功能拓展	休闲农业发展情况	休闲农业年营业收入/第一产业生产总值	正向	0.080
	农业服务业融合	农林牧渔服务业营收水平	农林牧渔服务业总产值/第一产业生产总值	正向	0.030
		农村用电情况	农村用电量	正向	0.232
	农业新业态培育	设施农业水平	设施农业总面积/耕地总面积	正向	0.105
		农业机械化水平	农业机械总动力/耕地总面积	正向	0.047
	农业技术渗透	淘宝村发展水平	淘宝村数量	正向	0.311
		农民专业合作社规模	农村每万人拥有农民专业合作社数量	正向	0.038

2.3 模型的构建

2.3.1 基准回归模型

通过理论分析,采用面板数据从时间和地区两个方面探究数字普惠金融对农村产业融合的影响,首先建立数字普惠金融与农村产业融合之间的基准回归模型:

$$RIM_{it} = \beta + \alpha_1 DIF_{it} + \alpha_2 CITY_{it} + \alpha_3 RHC_{it} + \alpha_4 IPR_{it} + \alpha_5 INS_{it} + \alpha_6 FIX_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中:RIM为被解释变量,表示农村产业融合发展指数;DIF为核心解释变量,表示数字普惠金融指数;CITY、RHC、IPR、INS、FIX为控制变量,分别表示城镇化水平、农村人力资本、互联网普及率、产业结构高级化程度、农村人均固定资产投资; β 和 α 为解释变量的系数,也即影响程度的大小; μ_i 为不随时间变化的各个省份截面个体差异; i 为地区; t 为年份; λ_t 为时间效应, ε_{it} 为随机扰动项。

2.3.2 空间计量模型

通过上述分析,数字普惠金融能够影响农村产业融合发展,为进一步探究二者的影响是否突破了空间的界限,存在空间溢出效应,采用空间计量模型进行实证研究,构建如下:

$$Y_{it} = \tau y_{i,t-1} + \rho w'_{it} y_{it} + x'_{it} \beta + d'_i X_i \delta + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中: Y_{it} 为被解释变量; $y_{i,t-1}$ 为被解释变量 Y_{it} 的一阶滞后; τ 为一阶滞后系数; $w'_{it} y_{it}$ 为被解释变量的空间滞后项, ρ 为其系数; $d'_i X_i \delta$ 为解释变量的空间滞后, δ 为其系数, d'_i 为相应空间权重矩阵 D 的第 i 行; X_i 为解释变量; μ_i 为区域的个体效应; ε_{it} 为随机误差项; w 为空间权重矩阵; $i=1,2,\dots,n;t=1,2,\dots,T$; $\varepsilon_{it} = \lambda m'_i \varepsilon_t + v_{it}$ ($m'_i \varepsilon_t$ 为随机误差项的空间滞后; λ 为系数; m'_i 为扰动项空间矩阵的第 i 行; v_{it} 为与时间空间都有关系的随机误差项)。如果 $\lambda=0$,则为空间杜宾模型;如果 $\lambda=0$ 且 $\delta=0$,则为空间自回归模型;如果 $\tau=\rho=0$ 且 $\delta=0$,则为空间误差模型。

为了保证回归结果的准确性,采用了空间邻近

矩阵、经济距离矩阵、地理距离矩阵三种空间权重矩阵,计算公式如下。

空间邻近矩阵为

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{省份 } i \text{ 和省份 } j \text{ 相邻} \\ 0, & \text{省份 } i \text{ 和省份 } j \text{ 不相邻} \end{cases}, i \neq j \quad (3)$$

经济距离矩阵为

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{|g_i - g_j|}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (4)$$

式中: g_i 为 i 地区2014—2020年的人均GDP。

地理距离矩阵为

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (5)$$

式中: d 为两区域经纬度距离。

2.3.3 门槛效应模型

为判断数字普惠金融对农村产业融合的影响是否为单纯的线性影响,采用Hansen^[18]的自举法进行门槛回归分析,门槛变量采用各省人均国内生产总值的自然对数(lnPCG)来衡量经济发展程度,因不确定门槛数量,建立双重门槛模型如下:

$$RIM_{it} = \beta_0 + \beta_1 DIF_{it} (q_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 DIF_{it} (\gamma_1 < q_{it} \leq \gamma_2) + \beta_3 DIF_{it} (q_{it} \geq \gamma_2) + \alpha_1 CITY_{it} + \alpha_2 RHC_{it} + \alpha_3 IPR_{it} + \alpha_4 INS_{it} + \alpha_5 FIX_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中: q_{it} 为门槛变量; γ_1, γ_2 为门槛值且 $\gamma_1 < \gamma_2$; α, β 为相关变量的系数,表示对变量的影响程度; ε_{it} 为随机扰动项。

3 实证结果分析

3.1 描述性统计

根据变量描述性统计结果(表2),农村产业融合发展指数(RIM)的最大值为0.482,最小值为0.021,偏度为1.841,说明农村产业融合发展指数较低的省份占多数。数字普惠金融水平(DIF)的最大值为431.93,最小值为145.93,偏度为0.176,说明数字普惠金融指数接近于对称分布。

表2 主要变量描述性统计结果

变量	观测值	平均数	标准差	最小值	最大值	中位数	偏度	峰度
RIM	210	0.118	0.087	0.021	0.482	0.087	1.841	6.404
DIF	210	268.005	61.424	145.930	431.930	267.900	0.176	2.400
CITY	210	60.976	11.249	40.240	89.300	59.130	0.885	3.441
RHC	210	7.819	0.597	5.848	9.741	7.862	0.038	4.142
IPR	210	56.908	11.045	34.100	82.700	56.200	0.202	2.558
INS	210	90.605	5.091	74.900	99.700	90.980	-0.422	3.400
FIX	210	0.175	0.075	0.011	0.484	0.173	0.641	4.297

3.2 空间自相关检验

解释变量具有空间依赖性空间计量的前提,所以为判断样本期内的农村产业融合是否具有空间相关性,基于三种空间权重矩阵分别测算了2014—2020年农村产业融合和数字普惠金融全局莫兰指数,观察表3的莫兰指数结果全部为正,且通过了显著性检验,说明数字普惠金融与农村产业融合之间存在显著的空间正相关,所以采用空间计量模型是合理的。

表3 2014—2020年农村产业融合和数字普惠金融全局莫兰指数

年份	空间邻近矩阵		经济距离矩阵		地理距离矩阵	
	农村产业融合	数字普惠金融	农村产业融合	数字普惠金融	农村产业融合	数字普惠金融
2014	0.403***	0.429***	0.282***	0.408***	0.105***	0.128***
2015	0.498***	0.399***	0.300***	0.426***	0.138***	0.101***
2016	0.497***	0.419***	0.315***	0.402***	0.132***	0.123***
2017	0.520***	0.484***	0.280***	0.370***	0.142***	0.129***
2018	0.519***	0.549***	0.263***	0.215***	0.136***	0.166***
2019	0.546***	0.536***	0.306***	0.337***	0.150***	0.144***
2020	0.552***	0.554***	0.304***	0.324***	0.153***	0.149**

注:***、**、* 分别表示1%、5%、10%的显著水平。

3.3 模型选择

为选择适合的空间计量模型,本文首先利用拉格朗日乘子检验(LM检验)对模型进行检验,采用空间邻近矩阵的空间计量模型检验结果如表4所示,观察LM-lag统计量和RLM-lag统计量可知两者均通过1%和10%的显著性检验,LM-error统计量和RLM-error统计量也通过1%和10%的显著性检验,所以优先选用空间杜宾模型(SDM);然后进行Wald检验和LR检验,检验结果如表4所示,可知Wald检验结果非常显著,说明与空间误差模型(SEM)和空间滞后模型(SAR)相比,选择SDM模型更优;LR检验结果也通过了显著性检验,与Wald检验结果一致,所以选择空间杜宾模型(SDM)作为最终的空间计量模型;采用Hansman检验来判断选择固定效应还是随机效应模型,观察表4的Hansman检验的结果是显著的,所以选择固定效应模型;最后为检验判断选择地区固定、时间固定还是双固定效应,检验结果如表4所示,检验值通过了1%的显著性检验,说明选择时间空间双固定模型更优。采用地理距离矩阵的空间计量模型检验结果也表明选择空间杜宾模型以及双固定效应。但是采用经济距离矩阵的检验结果不显著,因此舍弃采用经济距离矩阵的空间计量模型,仅报告空间邻近矩阵和地理距离矩阵的结果。

60

表4 空间计量模型检验结果

空间面板模型检验		检验值 (空间邻近矩阵)	检验值 (经济距离矩阵)	检验值 (地理距离矩阵)
LM 检验	LM-error	28.134***	1.303	19.577***
	RLM-error	11.990***	0.312	12.150***
	LM-lag	19.766***	0.993	7.934***
	RLM-lag	3.622*	0.002	0.508
Wald 检验	Wald-SDM/SAR	43.99***	34.27***	85.65***
	Wald-SDM/SEM	36.43***	37.00***	73.73***
LR 检验	LR-SDM/SAR	39.03***	36.50***	70.28***
	LR-SDM/SEM	36.39***	39.22***	63.04***
Hansman 检验	Hansman 检验值	90.53***	-2.32	40.03***
时空-时间固定效应检验	LR-both/ind	59.87***	24.95***	39.50***
	LR-both/time	240.73***	252.48***	252.70***

注:***、**、* 分别表示1%、5%、10%的显著水平。

3.4 基准回归

综上检验所述,选用最优的空间杜宾模型(SDM)的双固定效应进行空间计量分析得到基准回归结果(表5)。以空间邻近矩阵的结果为例,在控制其他影响因素的前提下,数字普惠金融指数的回归系数和其空间滞后项的回归系数都通过了1%的显著性水平检验,分别为0.001 298 3和0.001 443 3。这表明数字普惠金融对周边地区的农村产业融合也存在影响,有显著的空间依赖性,验证了H1。

通过观察表5的基准回归结果可以发现,城镇化水平对农村产业融合的发展表现显著的正向影响,这说明其水平的提高,公共基础设施也会不断完善,从而带来了更多的就业机会,促进农村经济的

表5 基准回归结果

变量	空间邻近矩阵		地理距离矩阵	
	系数	P	系数	P
DIF	0.001 298 3***	0.000	0.001 343 7***	0.000
CITY	0.004 030 2**	0.029	0.004 051 9**	0.022
RHC	-0.006 561 7	0.594	0.017 762 0	0.135
IPR	0.002 753 1***	0.000	-0.003 171 7***	0.000
INS	-0.004 316 4**	0.016	-0.003 427 6**	0.034
FIX	0.069 587 4	0.227	0.024 739 8	0.659
DIF 空间滞后项	0.001 443 3***	0.001	0.006 521 9***	0.000
CITY 空间滞后项	-0.011 863 1***	0.001	-0.028 972 5***	0.001
RHC 空间滞后项	0.029 862 2	0.240	0.263 356 0***	0.001
IPR 空间滞后项	0.003 300 9***	0.007	-0.009 278 3**	0.019
INS 空间滞后项	0.008 033 8**	0.041	0.015 113 6	0.127
FIX 空间滞后项	-0.183 825 0	0.170	-0.895 595 9**	0.017
空间自回归系数	0.140 941 2***	0.001	-0.892 879 4***	0.001
Log-Likelihood	531.099 9		546.697 7	
地区与时间固定效应	控制		控制	

注:***、**、* 分别表示1%、5%、10%的显著水平。

发展,从而可以带动农村产业融合的发展;互联网普及率对农村产业融合的发展具有显著的正向影响,且通过了1%的显著性水平检验,这说明互联网等数字化技术有助于促进农村产业向现代化方向发展,打破传统方式和地域的限制,进而促进了农村产业融合的发展;产业结构高级化程度也显著影响农村产业融合的发展,因为产业结构高级化程度越高形成的产业链越完善,也越能促进产业的可持续发展,从而可以带动农村产业融合发展;农村人力资本和农村人均固定资产投资能够影响农村产业融合的发展,但是不显著,可能是农村地区的发展还相对落后,农村居民知识水平有限,对新鲜事物的接受度也较低,导致了农村人力资本和农村人均固定资产投资的影响不显著。

数字普惠金融对农村产业融合的发展存在的空间溢出效应包括直接效应和间接效应。空间溢出效应的估计结果如表6所示,空间邻近矩阵下直接效应、间接效应和总效应都通过显著性检验,并且系数为正,直接效应占总效应的58.09%,间接效应占总效应的41.91%,这意味着数字普惠金融对农村产业融合发展的直接作用更大,也就是对本地农村产业融合影响作用更大;地理距离矩阵下直接效应、间接效应和总效应也都通过显著性检验,并且系数为正,直接效应占总效应的27.86%,间接效

应占总效应的72.14%,这意味着数字普惠金融对农村产业融合发展的间接作用更大,即对周边地区的农村产业融合影响作用更大。

3.5 内生性问题处理和稳健性检验

3.5.1 内生性问题

因为当期的数字普惠金融指数可能会受到之前期数字普惠金融指数的影响,所以会导致内生性估计偏误,为了减缓内生性偏误,采用工具变量法处理。选取数字普惠金融指数滞后一期(L. DIF)作为工具变量进行回归,得到的系数比较显著,因此,L. DIF对农村产业融合仍然有显著的正向影响。所以采用工具变量法是合理的。

3.5.2 稳健性检验

为了使实证结果更加严谨,需要进行稳健性检验,从两个方面进行变化:一方面采用更换解释变量的方式,为减少异方差带来的偏误,新的解释变量用原解释变量除以100(DIF/100)代替^[19],检验结果如表7所示,检验结果与基准结果结论一致;另一方面剔除直辖市的样本数据,直辖市在资源配置、政策制度等方面的优势明显区别于其他地区,通过剔除北京、天津、上海、重庆4个直辖市的数据进行回归来排除这种政策差异^[20],检验结果如表7所示,解释变量系数依然为正且通过了1%的显著性检验。以上两种方法均说明了本文结果的稳健性。

表6 空间溢出效应分解结果

变量	空间邻近矩阵			地理距离矩阵		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
DIF	0.001 224 5***	0.000 883 8**	0.002 108 4***	0.001 156 6***	0.002 994 9***	0.004 151 5***
CITY	0.004 762 5***	-0.011 204 0***	-0.006 441 5***	0.005 025 3***	-0.018 799 4***	-0.013 774***
RHC	-0.007 931 4	0.025 767 9	0.017 836 4	0.009 822 4	0.138 127 0***	0.147 949 4***
IPR	-0.002 527 4***	-0.001 999 7*	-0.004 527 0***	-0.002 900 9***	-0.003 357 7	-0.006 258 6***
INS	-0.005 283 1**	0.008 215 3**	0.002 932 3	-0.004 374 9**	0.010 713 7*	0.006 338 8
FIX	0.084 552 6	-0.170 722 8	-0.086 170 2	0.057 279 3	-0.515 607 7**	-0.458 328 4**

注:***、**、* 分别表示1%、5%、10%的显著水平。

表7 稳健性检验结果

变量	更换核心解释变量处理方式			剔除直辖市样本		
	系数	标准误	Z 统计量	系数	标准误	Z 统计量
DIF				0.001 589 0***	0.000 268 0	5.93
DIF/100	0.129 830 2***	0.025 801 9	5.03			
CITY	0.004 030 2**	0.001 846 7	2.18	-0.001 848 1	0.002 580 7	-0.72
RHC	-0.006 561 7	0.012 310 2	-0.53	0.001 097 5	0.013 455 6	0.08
IPR	-0.002 753 1***	0.000 484 8	-5.68	-0.002 924 3***	0.000 504 9	-5.79
INS	-0.004 316 4**	0.001 794 7	-2.41	-0.004 787 8***	0.001 848 2	-2.59
FIX	0.069 587 4	0.057 590 3	1.21	0.082 447 2	0.063 814 0	1.29
Log-Likelihood	531.099 9			463.552 1		
R ²	0.551 0			0.533 6		
地区与时间固定效应	控制			控制		

注:***、**、* 分别表示1%、5%、10%的显著水平。

3.6 门槛效应分析

通过以上分析,数字普惠金融正向影响农村产业融合水平。但是考虑到数字普惠金融对农村产业融合之间的正向影响可能是边际效应递增的非线性关系,采用门槛回归分析,结果表明如表8所示。双门槛效应在1%的置信水平上显著,而三门槛效应不显著,这一结果说明了数字普惠金融对农村产业融合之间正向影响并不是显著的线性关系,而是呈现显著的双门槛特征,这验证了H2。通过对双门槛估计值的进一步分析(表9),双门槛值分别为10.4344和10.9015。通过分析数字普惠金融与农村产业融合双门槛回归结果(表10),门槛变量经济发展程度在三个阶段的系数均在1%的置信水平上显著。且对于不同的门槛区间数字普惠金融对农村产业融合的影响也不同,其影响呈现边际效用递增的非线性特征。当经济发展水平低于10.4344时,数字普惠金融的影响系数为0.0004417,此时的影响作用最小;当经济发展水平大于10.4344而小于10.9015时,影响系数有所提高为0.0005411,此时的影响作用也有所提升;当经济发展水平大于

表8 门槛效应检验

门槛数量	F	P	BS 次数	临界值		
				1%	5%	10%
单一门槛	183.34***	0.000	300	47.7590	28.0406	23.4069
双门槛	38.49***	0.010	300	37.8137	29.2903	21.9527
三门槛	23.39	0.167	300	39.1533	32.2360	27.6015

注:***、**、* 分别表示1%、5%、10%的显著水平。

表9 门槛值估计结果

门槛值	门槛估计值	95%置信区间
γ_1	10.4344	[10.8667, 10.9682]
γ_2	10.9015	[10.4155, 10.4625]

注:***、**、* 分别表示1%、5%、10%的显著水平。

表10 双门槛回归结果

变量	系数估计值	标准误	t	P
CITY	-0.0018701	0.0013074	-1.43	0.154
RHC	0.0104499	0.0108646	0.96	0.337
IPR	-0.0011528**	0.0004520	-2.55	0.012
INS	-0.0025893**	0.0013067	-1.98	0.049
FIX	-0.0478154	0.0513956	-0.93	0.353
DIF($q \leq 10.4344$)	0.0004417***	0.0000700	6.31	0.000
DIF($10.4344 < q \leq 10.9015$)	0.0005411***	0.0000651	8.32	0.000
DIF($q > 10.9015$)	0.0009741***	0.0000628	15.50	0.000
常数项	0.3174366*	0.1615921	1.96	0.051
观测值	210			
R ²	0.8156			

注:***、**、* 分别表示1%、5%、10%的显著水平。

10.9015时,影响系数达到最大0.0009741,此时的影响作用也达到最大。这说明,随着经济发展水平的提高,数字普惠金融的发展水平也有所提高,高水平的经济发展程度为农村产业融合的发展提供了动力。

3.7 进一步分析

根据《2011—2022年北京大学数字普惠金融指数》,数字普惠金融从覆盖广度(CD)、使用深度(UD)和数字化程度(DOD)三方面构建。通过数字普惠金融整体对农村产业融合的影响分析,从3个维度出发分别分析数字普惠金融的影响作用,并结合SDM模型得到了分维度的回归结果(分析表11)。3个维度的系数都为正,且都通过了显著性检验,说明数字普惠金融3个维度都对农村产业融合的发展存在不同程度的正向影响,其中覆盖广度和使用深度的正向推动作用更为明显。

另外,还分析了3个维度对农村产业融合的门限效应。检验结果(囿于篇幅未展示)说明数字普惠金融3个维度对农村产业融合的三门限效应都不显著,但双门槛效应显著,这表明3个维度都对农村产业融合的影响呈现显著的双门槛特征,门槛值如表12所示。分析双门槛回归结果(表12),当经济发展水平低于10.4085时,数字金融覆盖广度的影响系数为0.0000862,此时的影响作用最小,当经济发展水平大于10.4085而小于10.9015时,影响系数有所提高为0.0001894,此时的影响作用也有所提升,当经济发展水平大于10.9015时,影响系数达到最大0.0004717,此时的影响作用也达到最大;当经济发展水平低于10.4344时,数字金融使用深度的影响系数为0.0002451,此时的影响作用最小,当经济发展水平大于10.4344而小于10.9015时,影响系数有所提高为0.0003552,此时的影响作用也有所提升,当经济发展水平大于10.9015时,影响系数达到最大0.0007085,此时的影响作用也达到最大;当经济发展水平低于10.4085时,数字金融数字化程度的影响系数为0.0005493,此时的影响作用最小,当经济发展水平大于10.4085而小于10.9015时,影

表11 分维度基准回归结果

变量	系数	标准误	Z	控制变量	空间自回归系数
CD	0.0014834*	0.0008568	1.73	已控制	0.1323658
UD	0.0010570***	0.0003062	3.45	已控制	0.0614736
DOD	0.0009077***	0.0001587	5.72	已控制	0.2991074

注:***、**、* 分别表示1%、5%、10%的显著水平。

表 12 分维度双门槛回归结果

变量	CD		UD		DOD	
	$\gamma_1 = 10.4085$	$\gamma_2 = 10.9015$	$\gamma_1 = 10.4085$	$\gamma_2 = 10.9015$	$\gamma_1 = 10.4085$	$\gamma_2 = 10.9015$
	系数估计值	标准误	系数估计值	标准误	系数估计值	标准误
CITY	0.003848**	0.001493	0.000701	0.001362	-0.002770*	0.001582
RHC	0.048829***	0.013548	0.018676	0.012079	0.008699	0.012433
IPR	-0.001102*	0.000593	-0.001313***	0.000487	-0.001898***	0.000494
INS	-0.000870	0.001818	-0.002776*	0.001478	-0.002367	0.001459
FIX	0.002355	0.071552	0.001629	0.057054	-0.005650	0.056930
$rx(q \leq \gamma_1)$	0.000086**	0.000041	0.000245***	0.000052	0.000549***	0.000089
$rx(\gamma_1 < q \leq \gamma_2)$	0.000189***	0.000040	0.000355***	0.000048	0.000678***	0.000083
$rx(q > \gamma_2)$	0.000472***	0.000045	0.000709***	0.000051	0.001030***	0.000081

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著水平;rx 为核心解释变量。

响系数有所提高为 0.0006727,此时的影响作用也有所提升,当经济发展水平大于 10.9015 时,影响系数达到最大 0.0010303,此时的影响作用也达到最大。这说明 CD、UD 和 DOD 对农村产业融合的促进作用呈现逐渐增强的非线性变化过程。

4 结论与建议

数字普惠金融为发展带来了活力,本文通过不同方法探究其对农村产业融合的影响,研究发现,数字普惠金融与农村产业融合在空间分布上存在明显的依赖性;城镇化水平和互联网普及率的提高也能够促进乡村产业融合发展;门槛效应分析表明数字普惠金融对农村产业融合的影响不是纯粹的线性关系,而是具有双重门槛的特征;数字普惠金融 3 个维度的促进作用也是正向的,并且 3 个维度的促进作用都具有双门槛特征。基于以上分析,本文的政策建议如下。

第一,创新完善金融产品与服务。金融机构要基于农村产业融合发展的基本情况,设计具有区域特色的金融产品,提高数字普惠金融与农村的匹配度,比如特色农业保险产品,为农村产业融合发展提供保障。积极利用数字技术向数字化转型,充分利用数字技术的快速便捷性在农村开展灵活、方便的金融服务,升级数字金融移动终端,努力打造金融与科技相结合的生态圈,提高金融服务的效率,降低农业经营的融资成本。

第二,加快推进数字普惠金融建设。政府、企业和金融机构三方协同发力推动数字普惠金融的发展,提高数字普惠金融的覆盖范围,在数字普惠金融发展落后地区,多方联动统一规划引进技术先进、功能齐全的数字普惠金融服务中心,加快农村 5G 网络和互联网终端建设,提高农村的互联网普及率。不断加强培养农村居民数字金融素养,通过网络等手段加强普及数字技术和金融知识,提高农户

的风险防范能力。

第三,充分发挥改革试验区的示范带头作用。传播试验区的成功案例和先进经验,带动周边地区的发展,鼓励各个地区根据当地的事实条件,发展符合自身特点的智慧产业,并融入数字技术和金融知识支撑产业融合发展。以改革试验区为中心,利用金融和产业的溢出与聚集效应,为周边区域的发展也注入活力,促进农村产业融合的发展。

参考文献

- [1] 孟维福,任碧云. 数字金融对农村产业融合的影响机制和空间效应[J]. 西南民族大学学报(人文社会科学版), 2023, 44(3): 96-106.
- [2] 刘俊杰,李超伟,韩思敏,等. 农村电商发展与农户数字信贷行为——来自江苏“淘宝村”的微观证据[J]. 中国农村经济, 2020(11): 97-112.
- [3] 陈奇琦. 乡村振兴背景下农村产业融合发展研究[J]. 农业经济, 2023(2): 46-48.
- [4] 张林,张雯卿. 普惠金融与农村产业发展的耦合协同关系及动态演进[J]. 财经理论与实践, 2021, 42(2): 2-11.
- [5] 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.
- [6] 刘丹,方锐,汤颖梅. 数字普惠金融发展对农民非农收入的空间溢出效应[J]. 金融经济研究, 2019, 34(3): 57-66.
- [7] 张正平,董晶. 金融科技赋能农村金融高质量发展的机制与路径[J]. 农业经济问题, 2023(9): 81-95.
- [8] JAIN S, GABOR D. The rise of digital financialisation: the case of India[J]. New Political Economy, 2020, 25(5): 106-112.
- [9] 范方志,彭田田. 数字普惠金融对中国农村居民消费的影响研究[J]. 社会科学战线, 2023(1): 82-91.
- [10] 肖咏焱,夏杰长,曾世宏. 共同富裕目标下数字经济促进农村产业融合发展的机理与路径[J]. 山西师范大学报(社会科学版), 2022, 49(6): 68-76.
- [11] 何宏庆. 数字金融助推乡村产业融合发展: 优势、困境

- 与进路[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2020, 20(3): 118-125.
- [12] 聂秀华, 吴青. 数字金融驱动区域技术创新水平提升的空间溢出效应研究[J]. 当代经济管理, 2021, 43(12): 85-96.
- [13] 樊文翔. 数字普惠金融提高了农户信贷获得吗? [J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2021(1): 109-119.
- [14] 孟维福, 郑素兰, 刘婧涵. 数字经济促进农村产业融合的影响机制与实证检验[J]. 财经理论与实践, 2023, 44(5): 84-91.
- [15] 伍骏骞, 王海军, 王无为. 农产品贸易开放减少农村贫困了吗? ——基于空间溢出效应的视角[J]. 中国软科学, 2021(4): 22-31.
- [16] 李晓龙, 冉光和. 农村产业融合发展如何影响城乡收入差距——基于农村经济增长与城镇化的双重视角[J]. 农业技术经济, 2019(8): 17-28.
- [17] 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.
- [18] HANSEN B E. Sample splitting and threshold estimation[J]. *Econometrica*, 2000, 68(3): 89-95.
- [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] 郝爱民, 谭家银, 王桂虎. 农村产业融合、数字金融与县域经济韧性[J]. 农村经济, 2023(2): 85-94.

Digital Inclusive Finance and Integration of Rural Industries

YUAN Aohua, LIU Zhijiao

(Economics and Business Administration University, Heilongjiang University, Harbin 150006, China)

Abstract: Rural industrial integration is a significant footing stone of rural revitalization. Based on the provincial panel data from 2014 to 2020, the spatial impact of digital inclusive finance was studied by using the SDM, and the threshold effect was analyzed. It is found that there is a significant spatial dependence between them, there is a obvious positive spatial correlation, and the results are true after considering endogeneity and robustness; The influence between them is not pure linear relationship, but the characteristics of double threshold. The three dimensions of explaining variable also have an obvious positive influence on rural industrial integration, and the promotion effect has double threshold characteristics. Based on the above, some suggestions are proposed on how to further enhance the influence of digital inclusive finance in pushing forward rural industrial integration.

Keywords: digital inclusive finance; rural industrial integration; rural revitalization; space spillover; threshold effect