华南农业大学学报(社会科学版)
2022年第5期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY
(第21卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION)

数字普惠金融促进乡村产业高质量发展的效应分析

覃朝晖,潘昱辰

(三峡大学 经济与管理学院,湖北 宜昌 443002)

摘 要: 在测度乡村产业高质量发展水平的基础上,利用2011—2020年中国31个省(市、区)的面板数据,分析数字普惠金融对乡村产业高质量发展的影响效应。结果表明:数字普惠金融能显著提升乡村产业高质量发展水平,其促进效应为10.4%;门槛效应分析发现,数字普惠金融对乡村产业高质量发展的促进作用存在"正向边际效应溢出"趋势特征;数字普惠金融对乡村产业高质量发展的溢出强度具有空间异质性,在区域上呈现北高南低、东高西低的特征,但相比东北和华北地区,西北地区对数字普惠金融所带来的乡村产业溢出红利更为敏感;基于经济发展水平区划分析发现,数字普惠金融对乡村产业高质量发展的增进效能呈"N"字型布局。

关键词: 数字普惠金融;乡村产业;门槛效应;空间异质性

中图分类号: F832.1;F323 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-0202(2022)05-0023-11

党的十九大明确将产业兴旺作为乡村振兴战略的首要任务,而乡村产业高质量发展则是实现乡村产业兴旺的关键。2021年农业农村部《关于拓展农业多种功能 促进乡村产业高质量发展的指导意见》也进一步强调要加快促进乡村产业高质量发展。然而,诸如传统小农经济生产方式缺乏竞争力、乡村企业规模小层次低、乡村产业化程度不高以及农村地区资源禀赋不均等问题,始终都是制约乡村产业发展的短板。因此,找准乡村产业高质量发展的内生动力,是破除乡村产业发展困局的关键。

伴随着数字乡村建设的全面推进,数字普惠金融正在成为乡村产业发展的重要推动力量。数字普惠金融对乡村产业发展的推动效应,从宏观层面看,表现在助推数字农业高效发展以及促进农业机械化方面,同时数字普惠金融还可以有效提升我国农业发展水平的收敛速度,促进各地区农业高质量均衡发展[1-3];从微观层面看,数字普惠金融能够提高农户的正规信贷获得、缩小城乡居民收入差距和消费差距[4-6],还能缓解企业融资约束、助力企业技术创新与促进加工制造业发展[7-8],数字普惠金融在一定程度上促进了传统金融结构优化,进而对整个服务业发展产生正向影响,尤其表现在生产性服务业[9-12]。

现有研究为数字普惠金融推动乡村产业高质量发展提供了一定的理论依据,但少有学者关注乡村产业高质量发展的定性分析与定量测度,也缺乏关于数字普惠金融与乡村产业高质量发展关系问题的理论与实证研究。鉴于此,本文尝试从实证的角度,通过构建乡村产业高质量发展综合评价体系,并运用计量模型实证检验和分析数字普惠金融对乡村产业高质量发展的影响效应、规律特征及其空间差异,为政策差异化制定与实施提供理论依据和实践指导。

收稿日期: 2022-05-13 **DOI:** 10.7671/j.issn.1672-0202.2022.05.003

基金项目: 国家社会科学基金一般项目(21BMZ138)

作者简介: 覃朝晖(1981—),男,土家族,湖北恩施人,三峡大学经济与管理学院副教授,主要研究方向为农村经济与乡村振兴。E-mail:zhaohuirr@163.com

一、数字普惠金融对乡村产业高质量发展的影响及研究假说

(一)乡村产业高质量发展的内涵与方向

目前我国乡村产业发展整体水平相对落后,要实现乡村产业高质量发展,不仅需要充足的资本,还需要深入挖掘乡村产业的发展规律和内涵。在产业发展理论视角下,从产业演进过程看,随着乡村经济发展和农户收入水平的提高,乡村劳动力会经历从第一产业向第二、三产业转移的过程[13],并且乡村产业发展对科学技术的依赖程度逐渐提高,在此过程中乡村产业将不断加速转型升级、优化产品结构、推进产业融合;从产业发展阶段看,我国乡村产业正处于成长期,此时农村电商、休闲农业、乡村旅游等新兴产业的出现将会颠覆原有乡村产业结构,并在实现农业多种功能、增加农户收入的同时满足新的市场需求[14];从产业发展战略看,乡村产业围绕产业生态化开展战略布局[15],实施"低开采、高利用、低排放"的可持续发展战略。由此,本文基于产业发展理论,并按照乡村振兴战略"二十字"总体方针,依据农业农村部《关于拓展农业多种功能 促进乡村产业高质量发展的指导意见》,从优化农业产品结构、促进产业多元融合、培育新产业新业态、农民增收共同富裕和产业可持续性发展等5个维度,明确乡村产业高质量发展的内涵与方向。

(二)数字普惠金融对乡村产业高质量发展的影响

如前文所述,乡村资本短缺与外流既导致乡村产业发展面临金融约束,也加剧了乡村地区的金融排斥现象[16],并且很长一段时期内,农村金融的二元体制惯性抑制了农村金融发展[17],从而对乡村产业高质量发展造成影响。基于普惠金融理论[18],数字普惠金融作为优化乡村资本要素配置的有效路径,能够克服农村金融排斥、打破二元金融体制,并通过激发资本要素的"蓄水池"效应[19-20],改善乡村资本短缺与外流问题,促进乡村产业高质量发展。一方面,数字普惠金融"出城进村",将引导大量金融资产流入乡村地区,启动乡村资本"蓄水"功能,从源头缓解资本短缺问题;另一方面,"蓄水"功能促进乡村资本广化与深化,不仅能为乡村产业发展提供更充足的资金支持,还能以金融性资产或中间产品的形式实现资本"回流",减缓乡村资本外流现象。由此,数字普惠金融通过扩充乡村资本容量与引导乡村资本回流,使乡村企业以更低的金融服务成本和生产经营成本获取更高的经济效益,最终改善乡村产业高质量发展过程中的资本短缺与外流问题。

(三)分析框架与研究假说

1. 数字普惠金融对乡村产业高质量发展的促进效应

基于乡村产业高质量发展的内涵与方向,数字普惠金融对乡村产业高质量发展的促进效应具体表现在优化农业产品结构、促进产业多元融合、培育新产业新业态、农民增收共同富裕和产业可持续性发展等5个维度:第一,数字普惠金融降低农户信贷门槛,为完善农业基础设施、升级农业生产技术、建立农业大数据平台等提供条件,为传统农业向数字农业、绿色农业、品质农业转型,以及为农业产品结构优化创造条件[21]。第二,数字普惠金融鼓励更加多元的金融服务供给主体参与到农村金融服务中来,并激发传统农业衍生出例如加工业、制造业、餐饮业以及旅游业等其他服务类型[22],这为乡村产业多元融合打下坚实基础。第三,数字普惠金融丰富的应用场景,使金融服务供给方能触达更多客户群体,在打破了传统金融的地理限制后,农业的多种功能被激发[23],乡村新产业新业态应运而生。第四,数字普惠金融充分发挥信贷政策的导向作用,积极引导各类大中小型农村金融服务供给者将更多的金融服务和金融产品供给延伸到乡村地区[24],巩固脱贫攻坚成果,助力农民增收与共同富裕。第五,政府职能部门可以利用数字普惠金融对乡村生态产业与乡村绿色产业优先给予金融扶持,以此引导乡村产业可持续发展[25]。

2. 数字普惠金融对乡村产业高质量发展的非线性溢出效应

根据里德定律(Reed's Law)和梅特卡夫定律(Metcalfe Law)得知,数字经济具备网络溢出效应,当数字经济发展到一定水平时会触发正反馈机制,也就是说,数字经济网络价值将呈现爆发式增

长[26]。数字普惠金融作为数字经济的重要载体之一,对乡村产业高质量发展的影响是否也具有时变特征?事实上,已有学者通过相关研究证明了数字普惠金融对乡村振兴有正向影响[27],且存在门槛效应[28]34。乡村产业振兴是乡村振兴的重中之重,数字普惠金融对乡村产业高质量发展的影响可能也具有一定的动态非线性特征,主要表现为数字普惠金融在降低乡村企业经营成本、提高乡村企业生产效率和增加乡村获益企业数量等方面的非线性溢出效应。随着数字普惠金融在乡村地区的深入推进,乡村产业经营主体获得生产资料、市场信息、新技术的资金边际成本持续降低,从而增加经营收益;与此同时,融资门槛的降低让更多乡村企业获益,乡村产业总体规模得以扩大。

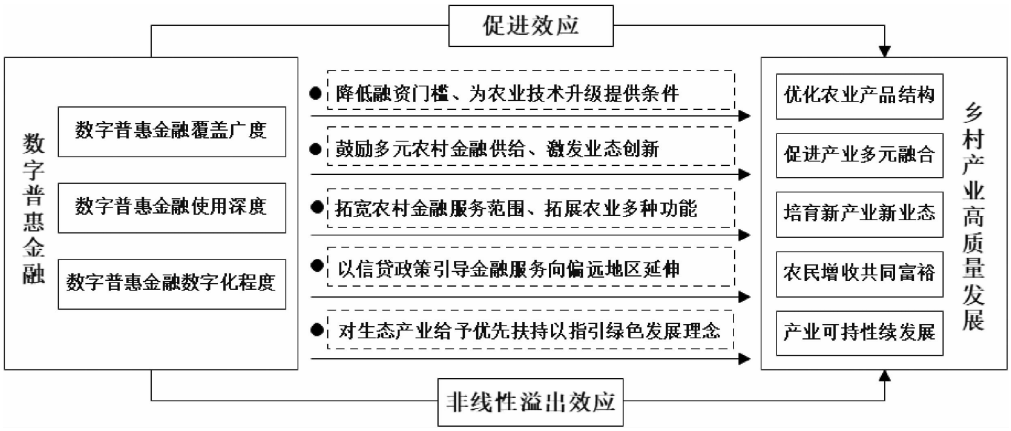


图 1　数字普惠金融对乡村产业高质量发量促进效应的分析框架

基于以上分析,本文提出如下研究假说:

假说 1:数字普惠金融能够促进乡村产业高质量发展。

假说 2:数字普惠金融对乡村产业高质量发展的影响具有动态非线性关联,这种关联会随着数字普惠金融发展水平的提高而越来越明显。

二、数据来源、变量选取和模型设定

(一)数据来源

本研究所用数据包括两部分,一部分是数字普惠金融数据,另一部分是乡村产业高质量发展数据。数字普惠金融数据源自北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编制的《北京大学数字普惠金融指数(2011—2020)》。文中所采用的省域统计数据与乡村产业高质量发展评价体系所涵盖的 20 个具体指标数据,分别来自各省统计年鉴、《中国农村统计年鉴》、《中国农业机械工业年鉴》、《中国环境统计年鉴》,以及绿色食品发展中心统计数据和商业查询平台“天眼查”公开数据。本文将以上数据匹配整理形成省级面板数据,由于我国港澳台地区数据存在明显缺失,故没有将其纳入研究范围。为统一数据量纲,本文采用取对数的方法将数据进行清洗,由此形成 2011—2020 年中国 31 省(市、区)的平衡面板数据。

(二)变量选取

1. 被解释变量

乡村产业高质量发展(CI)。根据前文的分析,乡村产业高质量发展既不是单一的农业高质量发展,也不是农村产业融合发展。依据 2021 年农业农村部《关于拓展农业多种功能 促进乡村产业高质量发展的指导意见》中关于乡村产业高质量发展的界定,参考李治等[29]、陈学云等[30]关于乡村产业发展方面的研究成果,借鉴其指标体系构建与指标选取的原则,并以中国乡村产业发展实

践探索为基础,本研究从产业融合、产品结构、业态创新、农民增收和可持续发展等方面全方位考察乡村产业高质量发展,由此构建了包含优化农业产品结构、促进产业多元融合、培育新产业新业态、农民增收共同富裕和产业可持续性发展5个一级指标、9个二级指标以及可量化的18个三级指标的乡村产业高质量发展评价体系(表1)。对于指标权重的确定,借鉴刘云菲等[31]运用熵值法和TOPSIS方法对农垦农业现代化水平进行的评价,本文采用熵值法确定各三级指标的动态权重,据此对我国乡村产业高质量发展水平进行测度。

表1 乡村产业高质量发展评价体系

一级指标	二级指标	三级指标	权重	单位	性质
优化农业产品结构	数字农业	机播面积	0.079	千公顷	+
		机收面积	0.061	千公顷	+
	绿色农业	农业氨氮排放量	0.007	吨	−
		节水灌溉面积	0.079	千公顷	+
	品质农业	绿色食品数	0.049	个	+
		农药施用强度	0.002	吨/公顷	−
促进产业多元融合	产业化水平	国有农场个数	0.058	个	+
		农村居民个人固定资产投向第二产业投资额(制造业+建筑业)	0.072	亿元	+
		农村居民个人固定资产投向第三产业投资额(地产业+服务业)	0.035	亿元	+
	产业化条件	农村宽带接入用户数	0.056	万户	+
		农村发电量	0.086	万千瓦	+
		乡镇文化站个数	0.032	个	+
培育新产业新业态	农业服务功能	农家乐企业数	0.059	家	+
	农业商业功能	涉农电商企业数	0.096	家	+
农民增收共同富裕	农业增值功能	农林牧渔增加值	0.033	亿元	+
		农村居民恩格尔系数	0.007	%	−
产业可持续性发展	可再生资源利用	乡村太阳房面积	0.135	万平方米	+
		乡村林业重点工程建设项目数	0.054	个	+

注:"+"表示指标为正向指标,"−"表示指标为负向指标;农药施用强度=农药施用量/耕地面积。

2.核心解释变量

数字普惠金融发展指数(Index),相关指标具体为"北京大学数字普惠金融指数"[32]。为进一步探寻数字普惠金融对乡村产业高质量发展产生的影响,本文还使用了数字普惠金融指数的3个细分维度指标,即数字普惠金融覆盖广度(Range)、数字普惠金融使用深度(Depth)、数字普惠金融数字化程度(Dig)对乡村产业高质量发展的影响效应进行衡量。

3.控制变量

除了上述因素以外,现实中还有很多因素可能会影响乡村产业高质量发展,参考张岳等[33]74和田霖等[28]32的已有研究,本文选取农业机械化水平(Agriculture)、城乡收入差距(Income)、农村老年人社会保障水平(Nursing)、农业生产环境(Disaster)等作为控制变量。其中农业机械化水平用农业机械总动力表示;城乡收入差距用城乡居民收入水平比表示;农村老年人社会保障水平用农村养老服务机构单位数表示;农业生产环境用成灾水平表示。

4.工具变量

在工具变量的选择上,借鉴张岳等[33]74使用移动电话普及率(Phone)作为工具变量,其定义为每百人拥有的移动电话数量。本文在此基础上同时选择光缆线路长度(Fiber)作为工具变量。各变量描述性统计详见表2。

表 2　变量描述性统计

变量		变量说明	样本量	平均值	标准差	最大值	最小值
被解释变量	乡村产业高质量发展(CI)	根据乡村产业高质量发展评价体系计算得出	310	0.012	0.009	0.042	0.001
核心解释变量	数字普惠金融指数(Index)	北京大学数字普惠金融指数	310	216.337	97.049	431.928	16.220
	数字普惠金融覆盖广度(Range)	覆盖广度指数	310	196.670	96.556	397.002	1.960
	数字普惠金融使用深度(Depth)	使用深度指数	310	211.121	98.187	488.683	6.760
	数字普惠金融数字化程度(Dig)	数字化程度指数	310	290.142	117.252	462.228	7.580
控制变量	农业机械化水平(Agriculture)	农业机械总动力/万千瓦时	310	3318.604	2924.103	13353.000	94.000
	城乡收入差距(Income)	城乡居民收入水平比	310	2.647	0.431	3.980	1.850
	农村老年人社会保障水平(Nursing)	农村养老服务机构数/个	310	674.216	643.288	2962.000	0.000
	农业生产环境(Disaster)	成灾面积与农作物播种总面积之比/%	310	7.635	6.332	33.197	0.000
工具变量	移动电话普及率(Phone)	每百人拥有移动电话数量/(部/百人)	310	98.805	24.698	189.460	52.040
	光缆线路长度(Fiber)	光缆线路的直线量度/公里	310	968827.093	801216.883	3990069.000	50641.600

(三)模型设定

首先,为验证本文研究假设,对数字普惠金融影响乡村产业高质量发展的效应进行检验,构建基准回归模型如下:

$$CI_{i,t}=\beta_0+\beta_1 DIF_{i,t}+\sum CTRL_{i,t}+\varepsilon_{it} \tag{1}$$

其中,$CI_{i,t}$表示 i 省份第 t 年的乡村产业高质量发展水平;$DIF_{i,t}$表示 i 省份第 t 年的数字普惠金融发展水平,它包含了 i 省份第 t 年的数字普惠金融指数($Index_{i,t}$)与其 3 个细分维度指标,分别为数字普惠金融覆盖广度($Range_{i,t}$)、使用深度($Depth_{i,t}$)和数字化程度($Dig_{i,t}$);向量 $CTRL_{i,t}$代表可能影响乡村产业高质量发展水平的一系列控制变量;ε_{it}为随机干扰项;β_0 代表模型截距项;β_1 代表数字普惠金融变量系数。

式(1)反映了数字普惠金融指数及其 3 个细分维度指标对乡村产业高质量发展的基本影响机制。为验证数字普惠金融与乡村产业高质量发展是否为单一的线性关系,本文借鉴 Hansen[34] 门槛回归模型,构建单一面板门槛模型对数字普惠金融指数及其 3 个细分维度的门槛特征展开探究(实际检验时可根据样本数据结果确定门槛个数):

$$CI_{i,t}=\varphi_0+\varphi_1 Index_{i,t-1}\times I(TH_{i,t}\leqslant\theta)+\varphi_2 Index_{i,t-1}\times I(TH_{i,t}>\theta)+\alpha_i CTRL_{i,t}+\varepsilon_{it} \tag{2}$$

由于数字普惠金融对我国乡村产业高质量发展水平的影响存在一定时空上的滞后性,故本文在门槛回归模型中采用数字普惠金融的滞后一期作为受到门槛变量影响的解释变量。式(2)中,$Index_{i,t-1}$为数字普惠金融指数的滞后一期,$TH_{i,t}$为门槛变量,θ 为未知门槛值;$I(\cdot)$为取值 1 或 0

的示性函数,满足括号内条件为1,否则为0,作用是将研究的省级样本数据划分为两个区间,不同样本区间内的数字经济回归系数 φ_1 与 φ_2 存在差异;其他变量的定义同式(1)。

三、数字普惠金融影响乡村产业高质量发展效应的实证检验

(一)数字普惠金融影响乡村产业高质量发展效应的基准回归结果

经 Hausman 检验方法,本文采用固定效应模型从省级层面研究数字普惠金融对乡村产业高质量发展的影响。同时,出于对解决反向因果和遗漏变量等内生性问题的考虑,为保证回归结果的一致性,本文还选取工具变量采用两阶段最小二乘法进行估计。表3中,模型显著性检验表明模型具有较强的解释力。一阶段F检验概率值为0,表明本文选取的工具变量非弱工具变量。Sargan检验概率值均大于0.05,表明模型可接受"所有工具变量为外生"的原假设。列(1)是以 Index 为核心解释变量的固定效应基准回归结果,列(5)是以 Index 为核心解释变量的工具变量法回归结果,列(2)至列(4)与列(6)至列(8)是分别以 Range、Depth 和 Dig 为核心解释变量的估计结果。实证结果表明,无论是在固定效应模型还是在工具变量模型中,Index 的系数均在1%显著性水平下为正,并且数字普惠金融的3个子维度,即 Range、Depth 和 Dig 对被解释变量的回归系数也均在1%的水平上显著为正。列(1)中 Index 的系数为0.104,列(5)中 Index 的系数为0.172,说明数字普惠金融对我国乡村产业高质量发展有显著的促进作用,本文假说1得以验证。

对于控制变量,在固定效应模型中,城乡收入差距回归系数显著为负。由于本文选取城乡居民收入比作为具体衡量指标,城乡居民收入比一定程度上能够反映各地区发展战略偏向与分配原则偏向,当经济发展带有"城市倾向"时,城乡居民收入差距不断拉大,将不利于乡村产业发展;而当政府将宏观政策向"农业农村优先发展"倾斜时,城乡收入差距不断缩小,将促进乡村产业高质量发展。农业生产环境在固定效应模型与工具变量模型中回归系数均显著为负。本文以成灾水平的高低来代表农业生产环境的好坏,成灾水平越高,农业生产环境越恶劣,而乡村产业的高质量发展离不开良好的农业生产环境,保护农业生产环境显得至关重要。另外,农业机械化水平与农村老年人社会保障水平作为控制变量的回归系数均为正,但未通过显著性检验,说明在以数字普惠金融为研究背景的情况下,二者对乡村产业高质量发展的影响并不显著。

表3 数字普惠金融影响乡村产业高质量发展的效应估计结果

变量	(1) FE	(2) FE	(3) FE	(4) FE	(5) FE+IV	(6) FE+IV	(7) FE+IV	(8) FE+IV
Index	0.104***(5.13)				0.172***(5.44)			
Range		0.081***(4.36)				0.149***(5.46)		
Depth			0.099***(4.90)				0.173***(5.19)	
Dig				0.067***(3.87)				0.175***(4.90)
Agriculture	0.069(1.24)	0.057(0.99)	0.091(1.44)	0.072(1.39)	0.064(1.12)	0.040(0.69)	0.102(1.51)	0.065(1.27)
Income	-0.698***(-3.65)	-0.730***(-3.56)	-0.840***(-4.48)	-0.928***(-4.78)	-0.290(-1.25)	-0.235(-0.99)	-0.477**(-2.14)	-0.297(-1.18)
Nursing	0.003(0.29)	0.002(0.18)	0.001(0.08)	-0.007(-0.83)	0.016(1.40)	0.018(1.49)	0.015(1.32)	0.011(0.88)
Disaster	-0.013***(-3.52)	-0.013***(-3.48)	-0.011***(-3.16)	-0.015***(-3.83)	-0.012***(-3.51)	-0.013***(-3.45)	-0.010***(-2.96)	-0.017***(-3.86)
cons	-5.096***(-10.48)	-4.830***(-9.93)	-5.086***(-9.80)	-4.666***(-10.92)	-5.885***(-8.40)	-5.616***(-8.24)	-5.987***(-8.21)	-5.911***(-9.05)
观测值	310	310	310	310	310	310	310	310
模型显著性检验	F=26.44 (Prob=0)	F=27.07 (Prob=0)	F=27.78 (Prob=0)	F=30.23 (Prob=0)	Wald=228.07 (Prob=0)	Wald=344.64 (Prob=0)	Wald=186.10 (Prob=0)	Wald=238.44 (Prob=0)
Sargan 检验					0.681	0.387	0.856	0.976

注:表中括号内为 t 值;***、**和*分别代表1%、5%和10%的显著性水平。下同。

(二)数字普惠金融影响乡村产业高质量发展的非线性溢出效应检验

为确保门槛估计的精密度,本文采用 Bootstrap 自抽样法,反复抽样 1000 次后确定模型门槛数:在数字普惠金融发展水平的滞后一期作为解释变量前提下,数字普惠金融发展指数通过了单一门槛检验,在 1% 的显著性水平上显著为正,且未通过双重门槛和三重门槛检验;在依次将数字普惠金融覆盖广度、数字普惠金融使用深度和数字普惠金融数字化程度作为门槛变量进行检验后,得到各门槛变量的门槛数、门槛值及其回归结果如表 4 所示。

表 4　数字普惠金融影响乡村产业高质量发展的门槛效应估计结果

解释变量	门槛数	门槛值 θ	$Index_{i,t-1} \times I(TH \leqslant \theta)$	$Index_{i,t-1} \times I(TH > \theta)$	观测值	F 值	P 值
Index	单一门槛	229.936	0.114*** (9.33)	0.133*** (12.71)	310	197.31	0.000
Range	单一门槛	209.797	0.114*** (9.51)	0.134*** (12.94)	310	200.04	0.000
Depth	双重门槛	47.460	0.414*** (16.15)	0.330*** (16.11)	310	174.57	0.000
		100.460		0.292*** (19.11)	310	174.57	0.000
Dig	单一门槛	293.600	0.112*** (7.75)	0.130***			

门槛效应估计结果显示,随着数字普惠金融发展指数的增长,我国乡村产业高质量发展水平与之整体趋势呈现显著的动态非线性正向关联。由研究结果得知,当数字普惠金融指数低于 229.936 时,数字普惠金融的滞后一期回归系数为 0.114;当数字普惠金融指数突破门槛值时,其滞后一期对乡村产业高质量发展的回归系数提升至 0.133,说明数字普惠金融对乡村产业高质量发展存在正向影响,并且随着数字普惠金融的持续发展,其对乡村产业高质量发展的驱动效应将进一步增强,证实了本文提出的假说 3。

为进一步探寻数字普惠金融 3 个细分维度在乡村产业高质量发展过程中的时变特征,本文研究发现数字普惠金融使用广度与数字普惠金融数字化程度分别通过单一门槛检验,并且随着使用广度的持续拓宽和数字化程度的不断深化,数字普惠金融滞后一期对乡村产业高质量发展水平的正向影响逐渐递增。值得注意的是,数字普惠金融使用深度通过了双重门槛检验,随着使用深度的持续挖掘,当其跨过第一门槛值 47.46 时,数字普惠金融滞后一期对乡村产业高质量发展回归系数从 0.414 降低至 0.330,当期跨越第二门槛值 100.46 时,回归系数继续降至 0.292,此时,数字普惠金融对乡村产业高质量发展所表现出的边际效应递增强度逐步减缓。这一研究结果说明,我国在数字普惠金融发展初期,指数增长仍需依靠覆盖广度来驱动,在尽可能覆盖更多地区和人群的同时,应当因地制宜地把握纵深发展方向,不因过度追求深度而忽视了精度与广度。

(三)稳健性检验

前文论证了数字普惠金融的发展显著提升了乡村产业高质量发展水平,为了确保回归结果的有效性,本文从以下三个方面进行稳健性检验。一是替换控制变量:用养老金社会化发放人数(Pension)来表示农村老年人社会保障水平,并新增农村生态环境和农村交通水平作为控制变量,两者分别用水土流失治理面积(Erosion)和村通公路公里数(Road)表示,回归结果如表 5 列(1)所示。二是替换估计方法:采用两步法系统 GMM 模型对原始数据再次进行估计,分析结果显示 AR(2)统计量和 Hansen 检验值均大于 0.1,说明模型中随机扰动项不存在自相关性,且通过了工具变量的过度识别检验,回归结果如表 5 列(2)所示。三是样本重新选择:鉴于在本文选取的 31 个省份中,4 个直辖市(北京、天津、上海、重庆)拥有更为明显的政策优势和优越的要素禀赋条件,本文参考郑雅心[35]的做法,剔除原始样本中的直辖市后再次进行回归,回归结果如表 5 列(3)所示。稳健性检验结果均支持前文研究结论。

表5 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
Index	0.094***(4.29)	0.156**(2.25)	0.102***(5.31)
Pension	0.213***(4.85)		
Erosion	0.035(0.67)		
Road	0.194(1.32)		
原控制变量		是	是
Adj-R^2	0.581		0.648
AR(2)		0.741	
Hansen 检验		0.543	

四、数字普惠金融影响乡村产业高质量发展的空间异质性分析

为进一步研究数字普惠金融对乡村产业高质量发展的影响差异,本文在基准回归的基础上从地理区划和经济区划相结合的层面对其进行分类比较。具体划分方案如下,首先,按地理区位将样本31个省份分为7个行政地理分区:华北、东北、华东、华中、华南、西南和西北,其次,由于乡村产业发展与占用耕地有一定关联,因占用耕地而缴纳的补充耕地资金也将全部用于巩固脱贫攻坚成果和支持实施乡村振兴战略,因此本文的经济区划按照《跨省域补充耕地国家统筹管理办法》,根据区域经济发展水平,将各省份补充耕地资金调节系数分为五档(一档表示经济发展水平与调节系数最高,五档最低),加上个别暂未定档的省份,将样本分为6个经济分区。从表6可以看出,在按地理区位划分和按经济区位划分的各省份中,数字普惠金融对乡村产业高质量发展的回归系数绝大多数显著为正,表明数字普惠金融的发展显著助推了我国乡村产业高质量发展,也再次验证了前文的结论。

表6 数字普惠金融影响乡村产业高质量发展的空间异质性

变量	按地理区位划分						
	华北	东北	华东	华中	华南	西南	西北
Index	0.076**(4.59)	0.088**(7.44)	0.131**(3.72)	0.151**(6.56)	0.165**(5.50)	0.039(0.50)	0.087***(10.33)
Agriculture	-0.015(-0.72)	-0.001(-0.01)	-0.001(-0.11)	1.142*(3.82)	-0.473(-1.73)	0.089(0.24)	-0.198**(-2.54)
Income	0.026(0.15)	-0.001(-0.01)	-1.047**(-2.96)	0.090(0.49)	-1.097**(-3.93)	-1.607***(-43.70)	0.216(1.54)
Nursing	0.007(1.86)	0.020(0.57)	0.063(1.51)	-0.014(-0.74)	0.006(0.96)	0.013(0.36)	-0.075*(-2.14)
Disaster	-0.006(-1.49)	0.013(1.69)	-0.007(-0.93)	-0.012(-2.02)	-0.029**(-6.08)	-0.021(-1.37)	-0.012(-1.35)
cons	-5.128***(-25.67)	-4.362*(-3.28)	-4.732***(-6.54)	-14.918**(-5.42)	-1.629(-0.68)	-4.336(-1.56)	-3.623**(-5.58)
R^2	0.574	0.659	0.716	0.857	0.925	0.626	0.791
变量	按经济发展水平区位划分						
	一档	二档	三档	四档	五档	暂未定档	
Index	0.108**(30.30)	0.120(2.23)	0.093*(3.11)	0.136***(3.35)	0.073(1.68)	0.024(1.27)	
Agriculture	0.027(2.22)	0.051(0.30)	-0.005(-0.04)	0.092(1.25)	0.067(0.25)	0.056(0.78)	
Income	0.258**(31.45)	-0.986**(-3.13)	-0.624(-0.87)	-0.459(-1.48)	-1.215**(-2.66)	-0.912**(-3.60)	
Nursing	-0.002*(-6.69)	0.051(1.08)	0.023(0.50)	0.009(0.50)	0.019(0.50)	-0.036**(-3.03)	
Disaster	0.003(-2.12)	-0.020*(-2.45)	0.001(0.05)	-0.013*(-1.99)	-0.017(-1.79)	-0.011(-0.73)	
cons	-6.845***(-224.25)	-5.445***(-5.20)	-4.195**(-4.78)	-5.435***(-6.42)	-4.442(-2.11)	-4.270***(-8.16)	
R^2	0.682	0.708	0.566	0.648	0.628	0.660	

注:华北地区包括北京、天津、河北、山西、内蒙古自治区,东北地区包括黑龙江、吉林、辽宁,华东地区包括上海、江苏、浙江、安徽、江西、山东、福建,华中地区包括河南、湖南、湖北,华南地区包括广东、广西壮族自治区、海南,西南地区包括重庆、四川、贵州、云南、西藏自治区,西北地区包括陕西、甘肃、青海、宁夏回族自治区、新疆维吾尔自治区;一档地区包括北京、上海,二档地区包括天津、江苏、浙江、广东,三档地区包括辽宁、福建、山东,四档地区包括河北、山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、海南,五档地区包括重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海,暂未定档地区包括内蒙古自治区、广西壮族自治区、西藏自治区、新疆维吾尔自治区。

从地理区划层面来看，数字普惠金融对乡村产业高质量发展的溢出强度虽然大体上呈现北高南低、东高西低的特征，但相比华北地区，西北地区对数字普惠金融所带来的乡村产业溢出红利更为敏感。这种差异的原因可能与地区乡村产业发展条件和发展潜能有关：西北地区产业结构以农牧业为主，工业主要是采矿业和加工业，由于其总体经济水平和产业水平落后于中部和东南沿海地区，导致西北地区乡村产业发展基础较为薄弱，但同时也因其独特的地理区位，西北地区拥有丰富的自然资源和绵长的国境线，使其在能源产业和沿边经贸等方面有较大发展优势。数字普惠金融作为一种政策引导和经济调节手段，能积极唤醒西北地区乡村产业高质量发展的“后发优势”。

从经济发展水平区划层面看，数字普惠金融对乡村产业高质量发展的增进效能呈“N”字型布局，对于经济发展水平和补充耕地资金调节系数最高的一档地区与调节系数位居第三、四档的地区，其数字普惠金融对乡村产业高质量发展的影响高于经济发展水平和补充耕地资金调节系数居中的二档地区和调节系数最低的五档地区。一、三、四档地区大多数聚集在我国东部沿海和中部地区，机械化程度较高和农作物收获期较短是这些地区乡村产业规模化发展的优势，但同时占用耕地成本也相对昂贵，在此情况下，数字普惠金融能充分发挥其金融扶持作用，为乡村产业高质量发展保驾护航。天津、江苏、浙江、广东作为二档地区，它们具备较高的城市化水平和较快的城镇化进程，以农业为主的传统乡村产业大部分完成了向第二、三产业为主的现代城市产业的转型升级，故而数字普惠金融赋能乡村产业高质量发展的空间容量相对局促。五档地区主要分布在西部，西部地区目前仍处在要素驱动阶段，对自然资源依赖程度较高的同时还面临经济结构转型升级的压力。虽然目前数字普惠金融对西部地区乡村产业高质量发展的促进作用尚在初始阶段，但西部地区丰富的自然资源与合理的占用耕地成本，使乡村产业能够在数字普惠金融的驱动下搭上“高质量发展快车”。

五、结论与启示

基于 2011—2020 年中国省级面板数据，在测度乡村产业高质量发展水平的基础上，从线性效应、非线性溢出效应和空间异质性等层面实证检验了数字普惠金融促进乡村产业高质量发展的影响效应。主要结论包括：(1)数字普惠金融能够显著促进乡村产业高质量发展水平提升；(2)数字普惠金融对乡村产业高质量发展呈现出明显的“正向边际效应溢出”趋势；(3)数字普惠金融对乡村产业高质量发展的促进作用存在空间异质性，基于地理区划分析发现，数字普惠金融对乡村产业高质量发展的溢出强度虽然大体上呈现北高南低、东高西低的特征，但对于数字普惠金融带来的乡村产业溢出红利，西北地区比东北和华北地区更为敏感；基于经济发展水平区划分析发现，数字普惠金融对乡村产业高质量发展的增进效能呈“N”字型布局。通过稳健性检验，以上结论依然成立。

乡村产业振兴作为实施乡村振兴战略的首要任务，数字普惠金融赋能乡村产业高质量发展是实现产业兴旺的重要路径。基于上述研究结论，本研究的政策含义如下：

首先，紧握数字经济高速发展的时代契机，积极践行数字普惠金融赋能乡村产业高质量发展的机制与路径。深化以数字普惠金融为主导的农村金融供给侧改革，并通过地方政策扶持助推数字普惠金融扎根农村地区，以满足农户“便捷、足额、便宜”的金融需求，为乡村产业找准内生发展动力聚势赋能。

其次，把握数字普惠金融对乡村产业高质量发展的影响规律，持续增强积极影响。通过扩大数字普惠金融在农村地区的覆盖广度、使用深度和数字化程度，并深化数字普惠金融的信贷、支付及保险业务的服务精准度，有针对性地缓解传统农村金融服务的不足，变革农村金融资源配置模

式,为乡村产业转型升级增添资本动能。

最后,立足于各地农村地区数字要素配置特点与乡村产业发展实际情况,并充分考虑空间异质性、其他要素禀赋和产业特色,大力发展以数字技术为核心的智慧农业和数字工业,优化乡村产业结构,以数字要素带动乡村产业高质量发展。尤其加强西北农村地区现代网络信息和信息通信技术基础设施建设,如加大5G网络、人工智能、工业互联网和物联网建设,为数字普惠金融能够在西北乡村地区充分发挥能动性创造条件。

参考文献:

[1]黄卓,王萍萍.数字普惠金融在数字农业发展中的作用[J].农业经济问题,2022(5):27-36.
[2]孙学涛,于婷,于法稳.数字普惠金融对农业机械化的影响——来自中国1869个县域的证据[J].中国农村经济,2022(2):76-93.
[3]张合林,王颜颜.数字普惠金融与农业高质量发展水平的收敛性研究[J].金融理论与实践,2021(1):9-18.
[4]刘魏.数字普惠金融对居民相对贫困的影响效应[J].华南农业大学学报(社会科学版),2021(6):65-77.
[5]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.
[6]李牧辰,封思贤,谢星.数字普惠金融对城乡收入差距的异质性影响研究[J].南京农业大学学报(社会科学版),2020(3):132-145.
[7]万佳彧,周勤,肖义.数字金融、融资约束与企业创新[J].经济评论,2020(1):71-83.
[8]唐松,伍旭川,祝佳.数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J].管理世界,2020(5):52-66.
[9]郑志来.互联网金融对我国商业银行的影响路径——基于"互联网+"对零售业的影响视角[J].财经科学,2015(5):34-43.
[10]吴晓求.互联网金融:成长的逻辑[J].财贸经济,2015(2):5-15.
[11]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(4):1557-1580.
[12]李建军,李俊成.普惠金融与创业:"授人以鱼"还是"授人以渔"?[J].金融研究,2020(01):69-87.
[13]干春晖,郑若谷.改革开放以来产业结构演进与生产率增长研究——对中国1978—2007年"结构红利假说"的检验[J].中国工业经济,2009(2):55-65.
[14]邱泽奇,乔天宇.电商技术变革与农户共同发展[J].中国社会科学,2021(10):145-166.
[15]厉无畏,王慧敏.产业发展的趋势研判与理性思考[J].中国工业经济,2002(4):5-11.
[16]葛永波,陈虹宇.劳动力转移如何影响农户风险金融资产配置?——基于金融排斥的视角[J].中国农村观察,2022(3):128-146.
[17]王曙光,邓一婷.民间金融扩张的内在机理、演进路径与未来趋势研究[J].金融研究,2007(6):69-79.
[18]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.
[19]邓路,刘欢,侯粲然.金融资产配置与违约风险:蓄水池效应,还是逐利效应?[J].金融研究,2020(7):172-189.
[20]韩峰,庄宗武,阳立高.中国制造业出口价值攀升的空间动力来源——基于要素供给和市场需求的综合视角[J].中国工业经济,2021(3):61-79.
[21]严冬立.绿色农业发展与财政支持[J].农业经济问题,2003(10):36-39.
[22]高帆.我国农村中的需求型金融抑制及其解除[J].中国农村经济,2002(12):68-72.
[23]LARDER N, SIPPEL S R, ARGENT N. The redefined role of finance in Australian agriculture[J]. Australian Geographer,2018(3):397-418.
[24]王醒男.基于需求与发展视角的农村金融改革逻辑再考[J].金融研究,2006(7):53-64.
[25]黄建欢,吕海龙,王良健.金融发展影响区域绿色发展的机理——基于生态效率和空间计量的研究[J].地理研究,2014(3):532-545.

[26]裴长洪,倪江飞,李越. 数字经济的政治经济学分析[J]. 财贸经济,2018(9):5 - 22.
[27]蔡兴,蔡海山,赵家章. 金融发展对乡村振兴发展影响的实证研究[J]. 当代经济管理,2019(8):91 - 97.
[28]田霖,张园园,张仕杰. 数字普惠金融对乡村振兴的动态影响研究——基于系统 GMM 及门槛效应的检验[J]. 重庆大学学报(社会科学版),2022(3):25 - 38.
[29]李治,王一杰,胡志全. 农村一、二、三产业融合评价体系的构建与评价——以北京市为例[J]. 中国农业资源与区划,2019(11):111 - 120.
[30]陈学云,程长明. 乡村振兴战略的三产融合路径:逻辑必然与实证判定[J]. 农业经济问题, 2018(11):91 - 100.
[31]刘云菲,李红梅,马宏阳. 中国农垦农业现代化水平评价研究——基于熵值法与 TOPSIS 方法[J]. 农业经济问题,2021(2):107 - 116.
[32]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.
[33]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.
[34]AHMED N, DE D, HUSSAIN M I, HANSEN B E. Threshold effect in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference[J]. Journal of Econometrics,1999(2):345 - 368.
[35]郑雅心. 数字普惠金融是否可以提高区域创新产出——基于我国省际面板数据的实证研究[J]. 经济问题,2020(10):53 - 61.

Impact of Digital Inclusive Finance on Promoting High-Quality Development of Rural Industries

QIN Zhao-hui, PAN Yu-chen
(*College of Economics and Management*, *China Three Gorges University*, *Yichang* 443002, *China*)

Abstract: Based on measuring the high-quality development of rural industries, the impact of digital inclusive finance on the high-quality development of rural industry is analyzed by using the panel data of 31 provinces in China from 2011 to 2020. The results show that digital inclusive finance can significantly improve the high-quality development of rural industry, and its promoting effect is 10.4%. Using the threshold model, this paper finds that digital inclusive finance has a positive spillover trend. Moreover, the results from the spatial heterogeneity analysis show that the spillover intensity of digital inclusive finance is high in the north while it is low in the south; it is high in the east while low in the west of China. However, the northwest region brings more spillover dividends than that of the north regions. At the same time, under the economic zoning, the enhancement effect of digital inclusive finance on the high-quality development of rural industries presents a "N"-shaped layout.

Key Words: digital inclusive finance; rural industries; threshold effects; spatial heterogeneity