华南农业大学学报(社会科学版)
2023年第6期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY
(第22卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION)

数字普惠金融影响农业绿色发展的机制与效应

王 磊,马金铭

(山东师范大学 经济学院,山东 济南 250358)

摘 要: 将数字普惠金融与农业绿色发展纳入统一分析框架,基于2011—2020年省级面板数据,实证检验数字普惠金融对农业绿色发展的影响。研究发现:数字普惠金融能够显著提高农业绿色发展水平,并且主要通过提高农业技术创新水平和农业社会化服务水平得以实现;对于东部地区、金融排斥较弱的区域和非粮食主产区,数字普惠金融对农业绿色发展的促进作用更加明显;农地流转程度越高、农户创业活跃度越高,数字普惠金融对农业绿色发展的促进作用就越大;数字普惠金融对农业绿色发展的影响存在以环境规制为门槛的单一门槛效应。

关键词: 数字普惠金融;农业绿色发展;环境规制;门槛效应

中图分类号: F303.4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-0202(2023)06-0014-14

一、引言

党的二十大报告提出,要加快发展方式绿色转型,实施全面节约战略,发展绿色低碳产业,推动形成绿色低碳的生产方式和生活方式。近年来我国高度重视农业面源污染治理、农业绿色技术推广、化肥农药等投入品减量、新型农业人才培养以及农业废弃资源利用,把推进农业绿色发展摆在优先位置,通过多种方式协同来促进农业绿色发展。但是长期以来由于农业的"弱质性"特点,农业发展面临农业劳动力流失、农业生产效率和资源利用水平低、农村金融排斥程度高、农业科技成果转化率不高、农民环保意识薄弱、农业用地非粮化以及绿色农产品产销体系建设不完善等诸多问题,推动农业绿色发展仍是一项系统工程和艰巨任务。数字普惠金融是当前我国金融改革的一个重要方向,近年来发展迅速,已广泛融入农业经济发展的各个领域。它致力于打通农村金融服务的"最后一公里",将被传统金融排斥在外的"长尾群体"重新纳入金融体系当中,有效缓解了农户的融资约束,促进了农业经济的包容性增长。然而,当前我国农村数字基础设施建设仍不完善,农户的金融素养亦有待提高,并且"数字鸿沟"的存在使得农业和农村往往难以充分享受到数字普惠金融带来的发展红利。因此,探究数字普惠金融影响农业绿色发展的机制与效应,对于挖掘新时期"三农"发展新动能、加快农业发展方式绿色转型具有重要的现实意义。

目前,数字普惠金融与农业绿色发展关系的相关研究主要集中在3个方面:一是数字普惠金融与农业碳排放的关系。已有研究发现,数字普惠金融可以通过提高农户创业活跃度和农业技术发展水平[1]、提升农业生产社会化服务水平[2]、加速农地流转[3]等渠道降低农业碳排放,促进农业低碳绿色发展。二是数字普惠金融与农业高质量发展的关系。学者们通过研究发现数字普惠金融可以通过促进农地流转[4]、推动农业产业结构转型升级[5]进一步服务于农业高质量发展。同

收稿日期: 2023-08-14 **DOI:** 10.7671/j.issn.1672-0202.2023.06.002

基金项目: 国家社会科学基金重点项目(22AZD020)

作者简介: 王 磊(1983—),男,安徽六安人,山东师范大学经济学院副教授,主要研究方向为区域经济、农村经济、财政理论与政策等。E-mail:leiwang524@163.com

时,有研究表明数字普惠金融对农业高质量发展存在收敛效应,可以显著提高全国及东中西部地区农业绿色发展水平的收敛速度[6],弥合发展鸿沟。三是数字普惠金融与农业绿色全要素生产率的关系。学者研究发现数字普惠金融可以通过缓解农户融资约束、提高资源配置效率、促进农业技术创新[7-8]等渠道对农业绿色全要素生产率产生显著正向影响。此外,城镇化水平和人力资本投资在数字普惠金融与农业绿色发展过程中发挥了重要的调节作用,数字普惠金融对农业高质量发展的促进作用中还存在以数字普惠金融发展水平为门槛的非线性关系[4]。

综上,学术界对数字普惠金融与农业绿色发展关系的相关研究相对较少,其中的传导机制和调节效应研究亦鲜有涉及,不利于全面识别数字普惠金融对农业绿色发展的影响。此外,已有研究大多从市场角度考察了单一金融要素在农业绿色发展中的作用,而并未充分考虑到政府环境规制要素的影响,导致未能有效识别数字普惠金融对农业绿色发展的作用效应,同时也不利于政府制定合理的环境规制以促进农业绿色发展。鉴于此,本文尝试通过构建农业绿色发展指标体系,运用双向固定效应模型、中介效应模型以及调节效应模型实证分析数字普惠金融对农业绿色发展的影响效应和作用机制,并将环境规制因素纳入数字普惠金融与农业绿色发展关系的研究框架中,讨论环境规制在数字普惠金融与农业绿色发展过程中的门槛效应,为推动我国农业发展方式绿色转型提供借鉴思路,为政府有关部门提供决策依据。

二、理论分析与研究假说

(一)数字普惠金融对农业绿色发展的直接影响

金融资源是农业生产经营活动必不可少的要素之一。由于信息不对称,传统金融的信贷供给不足,服务效率低,难以满足现代农业的发展需求。数字普惠金融具有成本低、覆盖面广等特点,在提高资源利用效率和保护生态环境等方面体现出较强的绿色化和低碳化优势。具体而言,数字普惠金融对农业绿色发展的影响体现在以下几个方面:首先,数字普惠金融能够促进资源合理配置,引导农业生产朝着绿色化和低碳化方向发展。当前数字普惠金融更加关注投资的绿色属性,更加精准地推行绿色金融理念。数字普惠金融的这一发展趋势,有利于充分发挥金融的资源引导功能,促进资金、技术、人才流向那些绿色产业布局完善、绿色农业发展迅速的区域[9-10]。这在一定程度上也倒逼农业经营主体综合素质的提高和环保意识的养成,有助于降低农业生产过程中的环境污染。其次,数字普惠金融能够有效提升农户的信任水平,使数字普惠金融更好地服务于农业绿色发展。数字普惠金融基于大数据和云计算等数字技术,一方面可以帮助金融机构精准识别农业行为主体的还款能力,降低道德风险和违约风险;另一方面还可以缓解农户的信任约束[11],使其相互交流农业技术和种植经验,有利于积累绿色农业生产的相关知识,产生学习效应[12],降低农业污染排放,促进农业绿色发展。最后,数字普惠金融能够提高农户的环保参与度,增强农户绿色生产的意识。数字普惠金融对农业绿色发展的作用也受农户自身素养和认知水平的影响,金融素养越高的农户在绿色生产和生态保护领域往往表现出更强的意识和更高的数字化技能,农户可以利用数字普惠金融开展污染问题投诉和环境治理参与等活动,补齐环保意识短板,改进农业生产行为[13]。基于上述分析,本文提出假说 1:数字普惠金融能够提升农业绿色发展水平。

(二)数字普惠金融对农业绿色发展的影响机理

1. 农业技术创新和农业社会化服务的中介效应

农业技术创新可以打破资源禀赋和落后技术的限制,极大提高了农业资源的利用效率,已日益成为改善农业生态环境和促进农业高质量发展的核心驱动力[14]。然而,农业技术创新具有资金

投入大、不确定性高、过程不可逆、成果转化滞后等特点，需要给予其充足的资金支持。传统金融机构由于信息不对称和结构性错配等问题，严重限制了企业创新水平的提高。与传统金融相比，数字普惠金融为农业技术创新提供了较为宽松的融资环境，有效改善了信息不对称问题，促进了技术创新活动要素在空间上的流动。在“双碳”目标背景下，农业技术创新在数字普惠金融影响农业绿色发展过程中发挥着中介作用。具体而言，一方面，数字普惠金融促进了农业技术创新。数字普惠金融借助普惠性和数字化特点，为农业技术创新提供了充足的资金支持，加速了技术创新要素的空间流动[15]。同时，数字普惠金融为农业企业提供了多样化的金融产品和金融服务，有利于农业企业通过组合金融工具以降低自身经营风险，更好地支持技术创新。此外，数字普惠金融借助数字化特征充分发挥了资源匹配作用，有利于改善金融机构与企业间的信息不对称，实现资金的“纠错配”和“补短板”功能，激励农业技术创新。另一方面，农业技术创新有利于推动农业绿色发展。在农业绿色发展理念推动下，小农户和农业企业在获得充足的资金支持后，会降低对农业绿色生产的风险预期，增加对良种、良机和新型农业技术的应用，实现农业投入品的高效利用，降低资源的边际消耗和环境污染物的边际排放，有利于节约资源和保护环境。因此，数字普惠金融能够满足农业绿色化和低碳化的资金需求，有效促进农业技术创新和亲环境农业技术的推广，降低化肥农药等农业投入品的使用强度，进而推动农业绿色化生产。基于上述分析，本文提出假说2：数字普惠金融通过提高农业技术创新水平促进农业绿色发展。

当前我国“大国小农”的国情将长期不变，如何实现小农户与现代农业发展的有效衔接是农业绿色转型面临的重要问题。2020年农业农村部发布《新型农业经营主体和服务主体高质量发展规划（2020—2022年）》，强调要加快完善农业社会化服务体系，利用互联网技术和大数据信息为生产主体匹配信贷保险等金融服务，推进农村生产智能化、管理高效化和服务便利化。这表明未来我国农业发展要注重与数字技术相结合，以数字金融为抓手，不断创新金融服务模式，为农户和现代农业衔接提供更优质高效的金融服务。在小农户与现代农业接轨的背景下，农业社会化服务在数字普惠金融影响农业绿色发展过程中发挥着重要的中介作用。具体而言，一方面，数字普惠金融能够提高农业社会化服务水平。一是数字普惠金融的低门槛、低成本和广覆盖性等优势，可以有效缓解新型农业经营主体、农村集体经济组织、农资农机生产企业、农业科技公司等农业社会化组织的融资约束，为其提供充足的资金支持和便捷的金融服务，从而拓宽其从事农业社会服务化的范围，提升其服务意愿、水平和质量[2]。二是数字普惠金融可以直接利用移动互联网、大数据、云计算、人工智能等数字化技术手段，为农业社会化服务组织赋能，促进其创新服务模式和组织形式，提升其服务能力和效率。另一方面，农业社会化服务水平能够推动农业绿色发展。一是农业社会化服务组织的技术装备先进，统防统治、科学施肥等绿色生产技术的应用推广能力强，能够有效克服农户缺乏科学使用农资、绿色防控病虫害等先进技术的难题，促进农业绿色发展。二是与传统小农户相比，农业社会化服务组织的科技水平和服务质量更高，通过为农户提供专业化和集约化的服务，有利于其充分发挥多环节和长链条的组织优势，促进小农户和现代绿色农业的有效衔接[16-18]。因此，数字普惠金融能够提高农业社会化服务水平，进而促进农业绿色生产。基于上述分析，本文提出假说3：数字普惠金融通过提高农业社会化服务水平促进农业绿色发展。

2. 农地流转程度和农户创业活跃度的调节作用

传统小农户在我国农业生产经营单位中占有较大比重，但随着农业经营主体的分化，新型农业经营主体在农业生产中的作用日趋显现，随之而来的是农地经营规模扩大的需求。一方面，相对于分散经营的小农户，数字普惠金融为新型农业经营主体提供的金融服务成本更低、覆盖范围更广、时效性更强，此时，农地流转程度越高，农业生产者对数字普惠金融使用的可能性越高；另一

方面，随着农地流转程度的提高，农业生产的规模化和集约化程度不断上升，农户的环保意识也得到加强，倾向于采纳农业清洁技术和绿色生产方式。因此，本文认为在农地流转程度高的地区，数字普惠金融能更好地促进农业绿色生产。基于上述分析，本文提出假说 4：农地流转程度在数字普惠金融对农业绿色发展的促进作用中起正向调节作用。

随着互联网的普及和金融科技的发展，农户可以获得更充足的创业机会和更广泛的创业渠道。数字普惠金融借助数字化的特点不仅可以提供及时、便捷、高效的金融服务，还可以促进农民创业环境的改善，激发市场活力[19]。农户的创业意愿越强，其采用现代化生产技术投入自身农业生产经营的可能性就越大[20]，有利于充分发挥数字普惠金融的技术创新效应，促进农业生产方式的绿色转型。故本文将农户创业活跃度作为调节变量。当前，农户创业仍未摆脱融资难的问题，数字普惠金融的普惠性为缺乏稳定抵押物的小农户提供了充足的资金，有效匹配了信贷市场上资金的供给方和需求方，有利于降低农户创业的融资约束，改善金融要素错配。同时，农户创业会受到数字普惠金融的绿色属性影响，因为绿色投资方式使新创企业更容易获得金融机构的资金支持，这种绿色投资趋势为农业减污降碳提供了动力[21]。因此，本文认为在农户创业活跃度高的地区，数字普惠金融能更好地发挥促进农业绿色生产的作用。基于上述分析，本文提出假说 5：农户创业活跃度在数字普惠金融对农业绿色发展的促进作用中起正向调节作用。

（三）数字普惠金融对农业绿色发展的门槛效应

数字普惠金融是市场用来调节资源配置的手段，环境规制是政府用来处理环境负外部性的工具，当前在市场起决定性作用的背景下，如何更好地发挥政府的作用显得尤为重要。已有研究表明，发挥金融发展与环境规制的协同作用有利于促进我国经济的绿色转型[22]，此外，数字经济对绿色全要素生产率以及经济高质量发展的作用会受到环境规制强度的影响，二者之间可能存在门槛效应，即随着环境规制强度的不同，二者的关系是非线性的[23-24]。鉴于此，本文将环境规制因素纳入数字普惠金融与农业绿色发展关系的研究框架中，讨论随着环境规制强度的变化，数字普惠金融与农业绿色发展间的关系是否具有非线性特征。

传统环境经济学认为，环境规制存在“遵循成本效应”和“创新补偿效应”。一方面，环境规制增加了主体的遵循成本并挤占了科技创新资金，从而削弱创新能力和生产效率，由此产生“遵循成本效应”；另一方面，合理的环境规制能够促使生产者为了降低生产成本、提高产品质量而不断创新，从而产生“创新补偿效应”。在农业领域，数字普惠金融可以通过发挥技术创新效应来促进农业发展方式的绿色转型，但较低的环境规制水平不利于技术创新效应的发挥；而在长期内随着环境规制强度的增大，经营者往往倾向于采纳先进的技术以降低生产成本、提高产品竞争力[25]，此时环境规制所产生的“创新补偿效应”会逐步抵消成本增加所带来的“遵循成本效应”。因此，环境规制存在阈值效应，在拐点前后其发挥的作用不同[26]。基于上述分析，本文提出假说 6：环境规制在数字普惠金融对农业绿色发展的影响中发挥门槛效应。

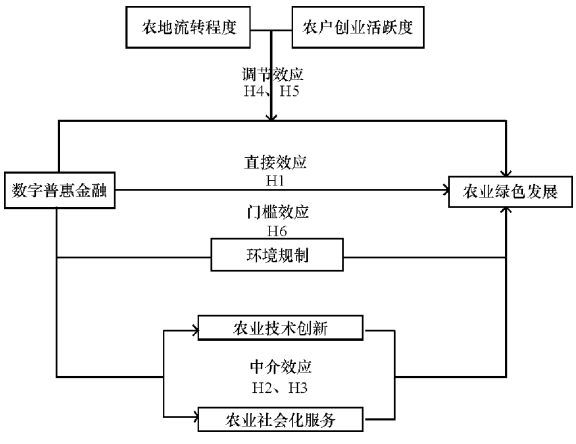


图 1　数字普惠金融对农业绿色发展影响的理论分析框架

综合以上论述，本文的理论分析框架如图 1 所示。

三、研究设计

(一)农业绿色发展水平测度与分析

1. 农业绿色发展水平指标体系构建

目前尚未有统一的农业绿色发展水平的评价指标体系,本文基于系统性、科学性、可比性和可获得性等原则,参考以往学者的研究成果[27-28],选择资源节约、环境友好、生态保护和产出高效4个指标作为一级指标,在一级指标下又细分了14个二级指标,构建起我国农业绿色发展水平的评价体系(见表1)。

2. 数据处理与测算

由于各项指标的计量单位并不统一,因此在计算综合指标前,先进行标准化处理,即把指标的绝对值转化为相对值,从而解决各项不同质的指标值的同质化问题。

表1 农业绿色发展水平指标体系

准则层	指标层	指标衡量方式	计量单位	属性	指标含义
资源节约	耕地复种指数	农作物播种面积/耕地面积		负	降低土地资源利用强度
	单位农业产值耗水量	农业用水量/农业总产值	立方米/元	负	降低水资源利用强度
	节水灌溉比重	节水灌溉面积/有效灌溉面积	%	正	提高节水设施利用程度
	农机使用效率	农业机械总动力/农作物播种面积	千瓦/公顷	正	提高农机使用水平
	单位农机动力耗油量	农用柴油使用量/农业机械总动力	吨/千瓦	负	降低农机油耗
环境友好	农药使用强度	农药使用量/农作物播种面积	吨/公顷	负	降低农药使用强度
	化肥使用强度	化肥使用折纯量/农作物播种面积	吨/公顷	负	降低化肥使用强度
	农膜使用强度	农膜使用量/农作物播种面积	吨/公顷	负	降低农膜使用强度
生态保护	自然保护区面积	各省自然保护区面积	万公顷	正	保护自然生态环境
	湿地面积	各省湿地面积	千公顷	正	保护湿地环境
	森林覆盖率	各省森林覆盖率	%	正	提高生态保育度
	水土流失治理面积	各省水土流失治理面积	千公顷	正	治理水土流失
产出高效	单位播种面积农业总产值	农业总产值/农作物播种面积	亿元/千公顷	正	提高土地产出效率
	农村居民人均收入	农村居民人均可支配收入	元	正	保障农民生活质量

(1)标准化处理:

正向指标的标准化公式为:
$$u_{ij}=\frac{x_{ij}-\min(x_{ij})}{\max(x_{ij})-\min(x_{ij})} \tag{1}$$

负向指标的标准化公式为:
$$u_{ij}=\frac{\max(x_{ij})-x_{ij}}{\max(x_{ij})-\min(x_{ij})} \tag{2}$$

其中,u_{ij}代表第i年或i地区的第j个指标经过标准化处理后的结果,x_{ij}代表第i年或i地区的第j个指标的原始值,$\max(x_{ij})$、$\min(x_{ij})$分别代表原始值的最大值与最小值。

(2)计算各个指标的熵:
$$e_j=-\ln(n)^{-1}\sum_{i=1}^{n}p_{ij}\ln p_{ij} \tag{3}$$

其中,$p_{ij}=u_{ij}/(\sum_{i=1}^{n}u_{ij})$,由此可计算出各指标的信息熵$e_j$。

(3)确定各指标的权重:
$$w_j=\frac{1-e_j}{k-\sum e_j} \tag{4}$$

(4)计算综合得分:
$$\mathrm{green}_i=\sum_{i=1}^{n}u_{ij}\times w_j \tag{5}$$

将上述按照无量纲处理后的数据与权重累乘并加总后即可得出标准化后各省份农业绿色发展水平的综合得分。

(二)变量说明及数据来源

(1)被解释变量:农业绿色发展水平(green),根据前文构建的指标体系计算得出。

(2)核心解释变量:数字普惠金融指数(index),采用北京大学数字金融研究中心编制的数字普惠金融总指数[29]作为核心解释变量,实证中将其除以 100。

(3)中介变量:农业技术创新(innovation),采用农业科技专利数量与第一产业从业人员数的比值来表示[21];农业社会化服务(service),采用各省农林牧渔服务业产值与农作物总播种面积的比值来表示[16]。

(4)调节变量:农地流转程度(land),采用承包耕地流转面积占家庭承包经营耕地总面积的比重来表示;农户创业活跃度(business),采用各省农村私营企业投资者和农村个体创业人数占农村就业总数的比重来表示[20]。

(5)门槛变量:环境规制(environment),从政府政策角度出发,考虑到本文的研究区间和数据可得性,采用地方财政环境保护支出占农业总产值的比重来表示。

(6)控制变量:人力资本水平(education),采用平均受教育年限①表示,实证中取对数;财政支农水平(finance),采用地方财政农林水事务支出占地方财政一般预算支出的比重表示;交通状况(traffic),采用铁路里程与公路里程之和表示,实证中取对数;农业自然灾害(disaster),采用各省受灾面积占农作物播种总面积的比重表示;城镇化率(urban),采用城镇人口占年末总人口的比重表示;农产品贸易开放程度(open),采用农产品进出口总额表示,实证中取对数。

为确保样本的连续性和数据的可得性,本文使用了 2011—2020 年中国除西藏和港澳台外的 30 个省(区、市)的平衡面板数据。所有数据来自《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国环境年鉴》《中国第三产业统计年鉴》及 EPS 数据库和中国知网专利数据库,其中与价格有关的指标均以 2010 年为基期做了相应平减,缺失数据采用插值法进行补齐。表 2 为文中变量的描述性统计结果。

表 2　变量的描述性统计

变量名	符号	样本量	均值	标准差	最大值	最小值
农业绿色发展	green	300	0.2593	0.1014	0.6068	0.1175
数字普惠金融	index	300	2.1725	0.9697	4.3193	0.1833
覆盖广度	coverage	300	1.9801	0.9633	3.9700	0.0196
使用深度	usage	300	2.1204	0.9811	4.8868	0.0676
数字化程度	digitization	300	2.9024	1.1764	4.6223	0.0758
人力资本水平	education	300	2.2197	0.0922	2.5401	2.0167
财政支农水平	finance	300	0.1145	0.0328	0.2038	0.0411
交通状况	traffic	300	11.7109	0.8400	12.8984	9.4371
农业自然灾害	disaster	300	0.1535	0.1192	0.6959	0.0053
城镇化率	urban	300	0.5812	0.1204	0.8960	0.3500
农产品贸易开放程度	open	300	5.1372	1.5140	7.6941	1.2644
农业技术创新	innovation	300	0.0008	0.0018	0.0150	0.0000
农业社会化服务水平	service	300	2.7735	1.7353	8.6936	0.3982
农地流转程度	land	300	0.3155	0.1628	0.9111	0.0335
农户创业活跃度	business	300	0.1167	0.1297	1.0287	0.0123
环境规制	environment	300	0.1944	0.4367	3.5311	0.0236

① 平均受教育年限 =(小学人数 ×6 + 初中人数 ×9 + 高中人数 ×12 + 大专及以上人数 ×16)/该地区 6 岁及 6 岁以上总人数

(三)模型设定

1. 基准回归

为了检验数字普惠金融对农业绿色发展的影响,构建的基准回归模型如下:

$$green_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 index_{it} + \alpha_2 X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

(6)式中,green 为前文利用熵值法计算出的农业绿色发展水平,index 为北京大学数字普惠金融指数,X 表示一系列控制变量;下标 i、t 分别表示省份和年份,μ 表示个体固定效应,γ 表示时间固定效应,ε 表示随机误差项;α_0为常数项,α_1为核心解释变量的回归系数,反映数字普惠金融对农业绿色发展的影响效应,α_2为控制变量的回归系数。

2. 中介效应

为了检验农业技术创新和农业社会化服务水平在数字普惠金融与农业绿色发展中的作用,本文借鉴温忠麟等[30]的研究,采用逐步回归法进行检验,模型构建如下:

$$green_{it} = a_0 + a_1 index_{it} + a_2 X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$M_{it} = b_0 + b_1 index_{it} + b_2 X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$green_{it} = c_0 + c_1 index_{it} + c_2 M_{it} + c_3 X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

(8)式中,M 为中介变量,包括农业技术创新和农业社会化服务水平。其他各变量解释与式(6)相同。

3. 调节效应

为了检验农地流转程度和农户创业活跃度在数字普惠金融对农业绿色发展影响中的作用,构建模型如下:

$$green_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 index_{it} + \alpha_2 W_{it} + \alpha_3 index_{it} \times W_{it} + \alpha_4 X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

(10)式中,W 为调节变量,包括农地流转程度和农户创业活跃度。其他各变量解释与式(6)相同。

四、实证结果与分析

(一)农业绿色发展水平与趋势

图 2 是以 2012、2014、2016、2018 和 2020 年为时间节点进行的各省份农业绿色发展水平的核密度估计图。从演进趋势来看,整体上分布曲线的中心逐渐右移,说明我国农业绿色发展水平整体上在不断提高;从分布形态来看,观测期内主峰高度经历了“上升-下降”的演变过程,主峰宽度经历了“变小-变大”的演变过程,总体上的表现为主峰高度下降、宽度小幅扩大,这说明尽管我国农业绿色发展水平的极化现象得到缓解,但是绝对差异总体上呈现微弱扩大的态势;从延展性来看,存在明显的右拖尾现象,这意味着我国农业绿色发展水平高的省份具有很强的发展动力,与平均水平的距离逐渐扩大,导致农业绿色发展水平高的省份与农业绿色发展水平低的省份之间持续拉开差距。

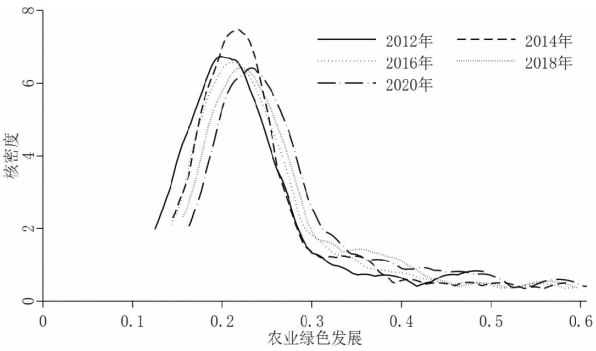


图 2 农业绿色发展核密度图

总体而言,2011—2020 年我国农业绿色发展水平呈现明显的上升趋势,这表明近年来我国坚持以绿色生产和生态保护为导向,积极推动农业领域的环境污染治理,在促进农业绿色发展中取得了显著成就。与此同时,我国农业绿色发展的不平衡现象也较为明显,说明各省之间农业绿色

发展水平具有明显差异,未来应着力于区域间的均衡发展,必要时可以加大对绿色农业发展落后区域的政策倾斜力度。

(二)基准回归

表 3 报告了基准回归的结果,第(1)列表示在不考虑控制变量的前提下,数字普惠金融在 1% 的统计水平上显著促进了农业绿色发展;第(2)列在加入人力资本水平、财政支农水平、交通状况、农业自然灾害、城镇化率和农产品贸易开放程度等一系列控制变量后,数字普惠金融对农业绿色发展仍具有显著正向影响,假说 1 得到验证。数字普惠金融的发展降低了农业经营主体的融资约束和信用约束,有效促进了农业新型技术的推广和应用,在一定程度上提高了农民的环保参与意识,具有十分重要的污染减缓效应。

表 3　基准回归结果

变量	(1) green	(2) green
index	0.0667*** (0.0240)	0.0562*** (0.0178)
education		0.1152 (0.1242)
finance		0.0512 (0.2129)
traffic		0.0606** (0.0240)
disaster		−0.0208* (0.0117)
urban		−0.3406*** (0.0925)
open		−0.0038 (0.0051)
常数项	0.1145** (0.0525)	−0.6136* (0.3669)
省份/时间固定效应	YES	YES
N	300	300
R^2	0.9627	0.9655

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。下同。

(三)稳健性检验

基准回归使用的固定效应模型虽然在一定程度上缓解了内生性,但仍不可避免地存在因遗漏变量或反向因果导致的内生性问题,因此本文选择 1984 年每百人固定电话数(iv1)[31-32]以及数字普惠金融的滞后一期(iv2)作为工具变量,对内生性问题做进一步处理。工具变量的选取原因如下:一方面,固定电话数和数字普惠金融滞后一期均与当期数字普惠金融具有高度相关性,符合工具变量相关性的假设;另一方面,固定电话数和数字普惠金融滞后一期均不会随着当期农业绿色发展水平的高低而发生明显变化,工具变量与随机扰动项之间并无直接关系,符合工具变量外生性的假设。

表 4 第(1)、(3)列是工具变量第一阶段的回归结果,两个工具变量第一阶段的 F 值均大于 10 且 Cragg-Donald Wald F 统计量均大于 10% 偏误下的临界值 16.38,拒绝了弱工具变量假设,说明选择上述工具变量是合理的。第(2)、(4)列是工具变量第二阶段的回归结果,说明在识别内生性问题后,数字普惠金融对农业绿色发展仍具有显著的正向影响,进一步验证了假说 1 的合理性。同时,将基准回归结果与工具变量回归结果比较后发现,忽略内生性问题会低估数字普惠金融对农业绿色发展的促进作用。

表 4　内生性检验结果

变量	(1) index	(2) green	(3) index	(4) green
index		0.1650** (0.0733)		0.0619** (0.0283)
iv1	0.7172*** (0.1681)			
iv2			0.7579*** (0.0538)	
常数项	2.8325*** (1.0601)	−0.8044** (0.3578)	1.7701** (0.7683)	−0.7415** (0.4006)
控制变量	YES	YES	YES	YES
省份/时间固定效应	YES	YES	YES	YES
Cragg-Donald Wald F 统计量		23.452		227.127
N	300	300	270	270
R^2	0.9967	0.9615	0.9975	0.9670

为了进一步验证数字普惠金融对农业绿色发展的基准回归结果是否可靠,本文分别从以下几个方面进行稳健性检验:(1)更换被解释变量测度方法。将使用主成分分析法计算得到的农业绿色发展水平作为被解释变量进行回归。(2)替换解释变量。将数字普惠金融的一阶滞后项(l. index)作为解释变量进行回归。(3)增加控制变量。农业绿色发展水平还会受到区域经济发展水平(pgdp)和农业种植结构(plant)的影响,一般而言,一个地区的经济发展水平越高,农业种植结构越优化,越倾向于采用绿色低碳的生产方式,因此在控制变量中加入经济发展水平和农业种植结构。其中,经济发展水平采用平减后的人均 GDP 表示,实证中取对数;农业种植结构采用粮食作物播种面积占农作物播种总面积的比重表示。(4)缩尾处理。对核心解释变量和控制变量进行 1% 分位上的缩尾处理。稳健性检验结果显示,数字普惠金融的系数和显著性均未发生明显改变,基准回归的结论稳健,即数字普惠金融能够显著促进农业绿色发展。

(四)中介效应

表 5 第(2)、(3)列是农业技术创新作为中介的回归结果。由第(2)列可以看出,农业技术创新在 1% 的统计水平下正向显著,表明数字普惠金融为涉农技术创新提供了充足的资金支持,缓解了我国技术创新面临的融资约束,有利于推动农业技术创新和设备研发,促进农业技术要素流动。由第(3)列可以看出,加入中介变量后,农业技术创新仍然正向显著并且数字普惠金融的系数较基准回归有所降低,说明农业技术创新在数字普惠金融与农业绿色发展之间产生了中介效应,即数字普惠金融可以通过提高农业技术创新水平来促进农业绿色发展,假说 2 得到验证。第(4)、(5)列是农业社会化服务作为中介的回归结果。由第(4)列可以看出,农业社会化服务水平在 1% 的统计水平下显著,表明数字普惠金融可以显著提高农业社会化服务水平。由第(5)列可以看出,加入中介变量后,农业社会化服务水平仍然正向显著并且数字普惠金融的系数较基准回归明显降低,说明农业社会化服务在数字普惠金融与农业绿色发展之间产生了中介效应,即数字普惠金融可以通过提升农业社会化服务水平,进而促进农业绿色发展,假说 3 得到验证。为了进一步检验中介效应的有效性,表 6 最后一行进行了 Sobel 检验,结果表明上述中介效应是稳健的。综上,数字普惠金融可以通过提高农业技术创新水平和农业社会化服务水平两条路径促进农业绿色发展。

表 5 中介效应结果

变量	(1) green	(2) innovation	(3) green	(4) service	(5) green
index	0.0562***(0.0178)	0.0035***(0.0009)	0.0282*(0.0167)	4.4473***(0.4770)	0.0242(0.0205)
innovation			7.9739***(2.0969)		
service					0.0072**(0.0031)
常数项	-0.6136*(0.3669)	0.0402***(0.0090)	-0.9343**(0.3765)	-18.9301*(11.3811)	-0.4777(0.3821)
省份/时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
N	300	300	300	300	300
R^2	0.9655	0.9083	0.9673	0.9420	0.9663
Sobel 检验		*z* = 3.177		*z* = 2.482	
		P = 0.001		*P* = 0.013	

(五)调节效应

由前文的理论分析可知,农地流转程度和农户创业活跃度可能是数字普惠金融与农业绿色发展关系的两个重要调节变量,为此我们将二者引入基准模型,通过设立数字普惠金融与农地流转程度和农户创业活跃度两个调节变量的交互项,进一步分析数字普惠金融对农业绿色发展的影响。为了消除多重共线性的影响,本文对交互项进行了去中心化处理,调节效应的结果如表 6 所示。第(1)列是农地流转程度的调节效应,结果表明数字普惠金融与农地流转程度的交互项在 1%

的统计水平下显著,并且核心解释变量与交互项的符号相同,说明农地流转程度强化了数字普惠金融对农业绿色发展的促进作用,即农地流转程度越高,数字普惠金融对农业绿色发展的促进效果越强,假说 4 得到验证。第(2)列是农户创业活跃度的调节效应,结果表明数字普惠金融与农户创业活跃度的交互项在 10% 的统计水平下显著,并且核心解释变量与交互项的符号相同,说明农户创业活跃度强化了数字普惠金融对农业绿色发展的促进作用,即农户创业活跃度越高,数字普惠金融对农业绿色发展的促进效果越强,假说 5 得到验证。综上,农地流转程度和农户创业活跃度在数字普惠金融与农业绿色发展的关系中发挥了正向调节作用。

表 6　调节效应结果

变量	(1)land green	(2)business green
index	0.0314*(0.0178)	0.0487**(0.0189)
land	-0.0833***(0.0257)	
index × land	0.0304***(0.0093)	
business		-0.1017**(0.0426)
index × business		0.0238*(0.0137)
常数项	-0.7515*(0.3836)	-0.6924*(0.3777)
控制变量	YES	YES
省份/时间固定效应	YES	YES
N	300	300
R^2	0.9670	0.9661

(六)异质性分析

1. 分维度回归

数字普惠金融指数涉及 3 个维度,分别是覆盖广度、使用深度和数字化程度,表 7 对数字普惠金融指数下细分的 3 个维度分别进行检验。结果显示,数字普惠金融的覆盖广度回归系数为正但不显著,使用深度和数字化程度分别在 1% 和 5% 的统计水平下显著。

表 7　异质性分析:分维度回归

变量	(1)coverage green	(2)usage green	(3)digitization green
coverage	0.0232(0.0305)		
usage		0.0343***(0.0125)	
digitization			0.0178**(0.0077)
常数项	-0.3763(0.3504)	-0.6183(0.3860)	-0.5912(0.3879)
控制变量	YES	YES	YES
省份/时间固定效应	YES	YES	YES
N	300	300	300
R^2	0.9645	0.9655	0.9651

2. 分地区回归

将样本分为东、中、西 3 个部分[①]进行回归。表 8 结果显示,数字普惠金融对东、中、西部的农业绿色发展均具有正向促进作用,其中对东部地区的影响最大且在 1% 的统计水平下显著,对西部地区的影响次之,对中部地区的影响最小。可能的原因在于东部地区由于天然的地理位置和气候条件,农业经济较为发达,绿色农业的基础较好,再加上东部地区数字基础设施建设相对完备,因此数字普惠金融对农业绿色发展的推动作用更强劲。而中西部地区的数字基础设施建设相对滞

① 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南;西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。

后,并且由于农户的金融素养不高,存在“数字鸿沟”的现象,数字普惠金融在中西部地区的金融潜力尚未得到充分发挥。

表8 异质性分析:分地区回归

变量	(1)东部 green	(2)中部 green	(3)西部 green
index	0.0923***(0.0272)	0.0225(0.0151)	0.0661(0.0508)
常数项	-0.6257(0.5733)	0.1899(0.2518)	-1.3941(1.1508)
控制变量	YES	YES	YES
省份/时间固定效应	YES	YES	YES
N	110	80	110
R^2	0.9129	0.9897	0.9669

3.分金融排斥程度回归

我国各省之间金融资源分布不均衡,不同省份金融排斥程度存在差异,因此本文选取人均金融机构贷款余额(年末金融机构贷款余额/年末总人口数)衡量金融排斥情况,将总样本划分为金融排斥较弱和金融排斥较强两个子样本进行回归[33]。表9第(1)、(2)列结果表明,数字普惠金融对金融排斥较弱和较强区域的农业绿色发展水平均具有正向影响,对金融排斥较弱地区的促进作用在5%的统计水平下显著,而对金融排斥较强的地区农业绿色发展的影响很小且不显著。可能的原因在于:数字金融作为传统金融的重要补充,其数字化特征能更好地满足被传统金融服务排斥在外的小农户的农业绿色生产需求。在金融排斥程度较弱的地区,数字普惠金融可以借助大数据信息平台精准评估用户的信用水平,实现快速授信,有利于改善融资环境,拓宽农户获得绿色生产资金的渠道,提高农户对于新型技术的采纳程度,助力农业实现绿色转型。

4.是否为粮食主产区

为了保障粮食安全,我国目前已经形成了辽宁、河北、山东、吉林、内蒙古、江西、湖南、四川、河南、湖北、江苏、安徽和黑龙江13个粮食主产区,因此在异质性分析中将样本划分为粮食主产区和非粮食主产区分别进行回归。表9第(3)、(4)列结果表明,数字普惠金融对粮食主产区和非粮食主产区的农业绿色发展水平均具有正向影响,对非粮食主产区的促进作用在1%的统计水平下显著,对粮食主产区农业绿色发展的促进效果不显著。可能的原因为,粮食主产区是我国主要的粮食供给来源,主产区的农业生产活动频繁,化肥农药等农业投入品使用强度大,污染问题严重,导致数字普惠金融促进农业绿色发展面临的阻碍较大,数字基础设施仍需长期投入。这一异质性结论同样说明在发挥数字普惠金融减污扩绿作用时要根据粮食产区因地制宜,农业绿色转型政策需要向粮食主产区倾斜,进一步发挥数字普惠金融助推主产区农业广深化和绿色化的功能。

表9 异质性分析:按金融排斥程度和粮食产区分组

变量	(1)金融排斥较弱 green	(2)金融排斥较强 green	(3)粮食主产区 green	(4)非粮食主产区 green
index	0.0655**(0.0312)	0.0005(0.0385)	0.0002(0.0182)	0.1119***(0.0402)
常数项	-1.2961(1.0537)	-1.0962(0.6814)	-0.1525(0.6933)	-1.1488**(0.5804)
控制变量	YES	YES	YES	YES
省份/时间固定效应	YES	YES	YES	YES
N	108	186	130	170
R^2	0.9611	0.9861	0.9863	0.9555

(七)门槛效应检验

为了进一步研究数字普惠金融与农业绿色发展的关系,本文将环境规制作为门槛变量,构建如下面板门槛模型:

$$green_{it}=\alpha_0+\alpha_1\ index_{it}\times I(environment_{it}\leqslant\lambda_1)+\alpha_2 index_{it}\times I(\lambda_1<environment_{it}\leqslant\lambda_2)+\cdots+\alpha_n index_{it}\times I(\lambda_{n-1}<environment_{it}\leqslant\lambda_n)+\alpha_{n+1} index_{it}\times I(environment_{it}>\lambda_n)+\alpha_{n+2}X_{it}+\mu_i+\gamma_t+\varepsilon_{it}\quad(11)$$

其中,$I(\cdot)$为示性函数,相应条件成立时取 1,不成立时取 0;$\lambda_1,\cdots,\lambda_n$为门槛值。其他各变量解释与式(6)相同。

本文采用自助法(Bootstrap)抽样 300 次对环境规制作为门槛变量的情形进行检验,结果见表 10。其中,以环境规制为门槛变量的单一门槛、双重门槛所对应的 P 值分别为 0.0400、0.1033,说明环境规制的单一门槛通过了 5% 统计水平下的显著性检验,双重门槛没有通过显著性检验,单一门槛值为 1.5550。

表 10　门槛检验结果

门槛变量	门槛性质	F 值	P 值	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值
环境规制	单一门槛	35.63	0.0400	54.3175	34.4906	26.5734
(environment)	双重门槛	28.26	0.1033	91.3447	42.2681	28.6286

单一面板门槛回归的估计结果如表 11 所示。回归结果表明,当环境规制力度处于较低水平时(environment ≤ 1.5550),数字普惠金融对农业绿色发展影响的系数为 0.0431;当环境规制力度跨越门槛值 1.5550 后,数字普惠金融对农业绿色发展影响的系数提高至 0.0653。这表明,随着环境规制强度的提高,数字普惠金融对农业绿色发展的影响呈现出显著的正向且边际效应递增的非线性特征,即环境规制在数字普惠金融对农业绿色发展的影响中发挥了门槛效应,假说 6 得到验证。基于上述分析,在促进农业绿色转型的过程中需要发挥数字普惠金融与环境规制政策的协同作用,在利用市场力量、引导经营主体最大化自身利益的同时,政府要严格执行环保政策,设计适当的环境规制区间,形成政府与市场间的良性互动。

表 11　门槛回归结果

变量	回归系数
index × I(environment ≤ 1.5550)	0.0431 ** (0.0170)
index × I(environment > 1.5550)	0.0653 *** (0.0170)
常数项	−0.6814 * (0.3596)
控制变量	YES
省份/时间固定效应	YES
N	300
R^2	0.5144

五、结论与政策建议

本文运用 2011—2020 年北京大学数字普惠金融指数与中国 30 个省(区、市)的面板数据,从理论分析与实证检验两个方面研究了数字普惠金融对农业绿色发展的影响效果及作用机制。主要结论如下:(1)基准回归结果显示,数字普惠金融能够显著提升农业绿色发展水平,在考虑内生性问题以及一系列稳健性检验后结论依然成立;(2)机制分析结果显示,数字普惠金融可以通过提高农业科技创新水平和农业社会化服务水平两条路径促进农业绿色发展;(3)异质性分析结果显示,数字普惠金融对农业绿色发展的促进作用在东部地区、金融排斥较弱的区域以及非粮食主产区更加明显;(4)调节效应结果显示,农地流转程度和农户创业活跃度在数字普惠金融与农业绿色发展的关系中发挥了正向调节作用;(5)门槛效应结果显示,在跨越环境规制门槛值后,数字普惠金融对农业绿色发展的促进作用更大。

基于上述研究结论,本文提出以下政策建议:(1)完善数字基础设施建设,推动农业领域传统金融机构的数字化转型。积极促进数字普惠金融与农业绿色生产的有机结合,鼓励金融机构通过创新金融产品和金融工具,引导农业经营主体开展绿色、低碳生产,为农业绿色发展提供高质量的金融服务。(2)提高农业技术创新水平和农业社会化服务水平。一方面,要发挥数字普惠金融对

于农业技术创新的促进作用,实现技术要素在空间上的自由流动,改善企业资金和要素错配情况,完善多样化金融产品组合分散其经营风险,进一步激发创新活力。另一方面,要完善农业社会化服务组织的政策支持体系,积极推进数字普惠金融与农业生产社会化服务组织的有机结合,缓解农业生产服务组织的融资约束,利用金融科技和数字工具支持其数字化转型,进一步提高服务能力。(3)促进农地流转,拓宽创业渠道。一方面要继续落实农地确权政策,提高农户的土地流转意愿,改善农地资源错配,进行规模化和集约化经营;另一方面要鼓励农户自主开展"涉农"创业与"离农"创业,拓宽农户的创业渠道,提高农户的创业积极性。(4)在促进农业绿色发展过程中应积极寻求多种主体的协同配合,加强政府职能机构与市场金融机构的衔接。一方面政府要制定合理的环境规制区间,既不能放任农业生产过程中的环境污染现象,又不能走入盲目提高环境规制强度的误区;另一方面市场要充分发挥数字普惠金融这一金融工具对农业、农村和农民的增长效应、包容效应和减贫效应,在实践中平衡经济增长与绿色发展的关系,走出一条政府监管和市场调节相得益彰的农业绿色发展新路径。

参考文献:

[1]程秋旺,许安心,陈钦."双碳"目标背景下农业碳减排的实现路径——基于数字普惠金融之验证[J]. 西南民族大学学报(人文社会科学版),2022(2):115-126.
[2]申云,洪程程. 数字普惠金融与农业绿色低碳发展:水平测度和机制检验[J]. 金融理论与实践,2023(1):45-60.
[3]付伟,李龙,罗明灿,等. 数字普惠金融助推农业低碳发展的实证研究[J]. 农林经济管理学报,2023(1):11-19.
[4]王森,陈宇斌. 数字普惠金融如何推动农业高质量发展? ——兼论中介与门槛作用机制[J]. 管理学刊,2022(3):72-87.
[5]罗光强,王焕. 数字普惠金融对中国粮食主产区农业高质量发展的影响[J]. 经济纵横,2022(7):107-117.
[6]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.
[7]张翱祥,邓荣荣. 数字普惠金融对农业绿色全要素生产率的影响及空间溢出效应[J]. 武汉金融,2022(1):65-74.
[8]杨怡,吴丽玉,张齐家,等. 数字普惠金融对农业绿色增长的影响——兼论农村人力资本投资的调节作用[J]. 经济问题探索,2022(6):165-180.
[9]谢地,苏博. 数字普惠金融助力乡村振兴发展:理论分析与实证检验[J]. 山东社会科学,2021(4):121-127.
[10]VEELEN B VAN. Cash cows? Assembling low-carbon agriculture through green finance[J]. Geoforum,2021(118):130-139.
[11]何婧,李庆海. 数字金融使用与农户创业行为[J]. 中国农村经济,2019(1):112-126.
[12]张壮,田云,陈池波. 政策性农业保险能引导农业碳减排吗? [J]. 湖南农业大学学报(社会科学版),2023(2):29-38.
[13]苏岚岚,张航宇,彭艳玲. 农民数字素养驱动数字乡村发展的机理研究[J]. 电子政务,2021(10):42-56.
[14]张瑞娟,高鸣. 新技术采纳行为与技术效率差异——基于小农户与种粮大户的比较[J]. 中国农村经济,2018(5):84-97.
[15]邓楚瑶,王福友. 数字普惠金融推动农业高质量发展的路径选择——基于黑龙江省农业数字普惠金融案例分析[J]. 审计与经济研究,2022(6):117-126.
[16]张恒,郭翔宇. 农业生产性服务业发展与农业全要素生产率提升:地区差异性与空间效应[J]. 农业技术经济,2021(5):93-107.
[17]李翠霞,许佳彬,王洋. 农业绿色生产社会化服务能提高农业绿色生产率吗[J]. 农业技术经济,2021(9):36-49.
[18]石志恒,符越. 技术扩散条件视角下农户绿色生产意愿与行为悖离研究——以无公害农药技术采纳为例[J]. 农林经济管理学报,2022(1):29-39.

[19]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(12):24 - 40.
[20]齐文浩,李明杰,李景波. 数字乡村赋能与农民收入增长:作用机理与实证检验——基于农民创业活跃度的调节效应研究[J]. 东南大学学报(哲学社会科学版),2021(2):116 - 125.
[21]苏培添,王磊. 数字普惠金融对中国农业碳排放强度影响的空间效应与机制[J]. 资源科学,2023(3):593 - 608.
[22]张建鹏,陈诗一. 金融发展、环境规制与经济绿色转型[J]. 财经研究,2021(11):78 - 93.
[23]赵巍. 数字经济与城市绿色全要素生产率:作用机制与门槛效应[J]. 中国流通经济,2022(11):15 - 26.
[24]赵爽,米国芳,张晶珏. 数字经济、环境规制与绿色全要素生产率[J]. 统计学报,2022(6):46 - 59.
[25]沈能,刘凤朝. 高强度的环境规制真能促进技术创新吗? ——基于"波特假说"的再检验[J]. 中国软科学,2012(4):49 - 59.
[26]杜龙政,赵云辉,陶克涛等. 环境规制、治理转型对绿色竞争力提升的复合效应——基于中国工业的经验证据[J]. 经济研究,2019(10):106 - 120.
[27]辛岭,安晓宁. 我国农业高质量发展评价体系构建与测度分析[J]. 经济纵横,2019(5):109 - 118.
[28]魏琦,张斌,金书秦. 中国农业绿色发展指数构建及区域比较研究[J]. 农业经济问题,2018(11):11 - 20.
[29]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.
[30]温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 心理科学进展,2014(5):731 - 745.
[31]黄群慧,余泳泽,张松林. 互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J]. 中国工业经济,2019(8):5 - 23.
[32]NUNN N,QIAN N. US food aid and civil conflict[J]. American Economic Review,2014(6):1630 - 1666.
[33]粟麟,何泽军,杨伟明. 数字金融与县域经济发展:影响机制与异质性研究[J]. 财经论丛,2022(9):59 - 68.

Mechanism and Effect of Digital FinancialInclusion Affecting Green Development of Agriculture

WANG Lei, MA Jin-ming
(*School of Economics, Shandong Normal University, Jinan* 250358, *China*)

Abstract: The impact of digital financial inclusion on agricultural green development is empirically tested based on provincial panel data from 2011 to 2020. It is found that digital financial inclusion can significantly improve the level of green agricultural development, andthis can be achieved mainly by improving the level of agricultural technology innovation and agricultural socialization services. For the eastern region, regions with weak financial exclusion and non-main food-producing regions, the role of digital financial inclusion in promoting green agricultural development is more obvious. The higher the degree of farmland circulation and the higher the entrepreneurial activity of farmers, the greater the role of digital inclusive finance in promoting the green development of agriculture. The impact of digital financial inclusion on the green development of agriculture has a single threshold effect based on environmental regulation.

Key Words: digital financial inclusion; green development of agriculture; environmental regulation; threshold effect