

梁杰,宋天豪,夏学超,等.数字普惠金融对农业碳排放效率的影响及作用机制[J].中国人口·资源与环境,2025,35(9):66-81.[LIANG J, SONG T H, XIA X C, et al. Impact of digital financial inclusion on agricultural carbon emission efficiency and its underlying mechanisms[J]. China population, resources and environment, 2025, 35(9):66-81. ]

# 数字普惠金融对农业碳排放效率的影响及作用机制

梁 杰<sup>1</sup>, 宋天豪<sup>1</sup>, 夏学超<sup>2</sup>, 徐健腾<sup>1</sup>

(1. 曲阜师范大学管理学院,山东 日照 276800; 2. 新疆大学经济与管理学院,新疆 乌鲁木齐 830046)

**摘要** 提升农业碳排放效率是推动农业高质量发展、助力美丽中国战略的重要抓手,资金保障是农业碳排放效率有效提升的首要着力点。依托数字技术成长起来的数字普惠金融逐步成为农村金融服务的主力军,为提升农业碳排放效率提供新思路。依据2011—2022年省级面板数据和北京大学数字普惠金融指数,系统剖析数字普惠金融对农业碳排放效率的影响及作用机制。研究结果表明:①数字普惠金融对农业碳排放效率具有显著正向影响。在通过工具变量法进行内生性处理,更换回归模型、改变因变量测算方法、剔除特殊样本、数据缩尾处理等进行稳健性检验后,所得结论依然成立。②分维度层面,数字化程度和覆盖广度对农业碳排放效率的影响较显著,使用深度对农业碳排放效率的影响不显著。③数字普惠金融对农业碳排放效率的影响存在显著时空异质性。时间层面,2016年及以后的数字普惠金融影响效果较2016年以前更显著;空间层面,东部地区的数字普惠金融影响效果较中西部地区更显著。④就影响渠道机制而言,数字普惠金融可通过农业技术创新与农业土地流转间接影响农业碳排放效率,即二者在数字普惠金融对农业碳排放效率影响中均发挥部分中介效应。⑤就影响依赖机制而言,数字普惠金融作用的有效发挥依赖于农村数字基础设施和农村传统金融水平,即二者在数字普惠金融对农业碳排放效率影响中发挥门槛效应。鉴于此,从优化数字普惠金融顶层设计、强化金融的农业技术与土地流转杠杆效应、完善农村数字基础设施、提升农村传统金融水平等角度提出提升数字普惠金融对农业碳排放效率正向影响的政策建议。

**关键词** 数字普惠金融;农业碳排放效率;中介效应;门槛效应

中图分类号 F304.1 文献标志码 A 文章编号 1002-2104(2025)09-0066-16 DOI:10.12062/cpre.20250324

根据联合国环境规划署发布的《2022年碳排放差距报告》可知,如果维持目前各国提交的自主减排目标不变,至21世纪末全球气温将上升2.8℃,严重危及地球生态安全和人类可持续发展<sup>[1]</sup>。农业是碳排放的重要来源,世界农业碳排放量约占全球人为碳排放量的1/3<sup>[2]</sup>。中国是世界农业大国,粮食产量连续多年稳定在1.3万亿斤以上<sup>[3]</sup>,但粗放型生产方式导致化肥、农药等过度使用,产生大量碳排放。1980—2020年中国农业碳排放总量从6.65亿吨增长至9.70亿吨,增长近46%<sup>[4]</sup>。在此形势下,2021年10月,《中共中央国务院关于完整准确全面贯彻新发展理念做好碳达峰碳中和工作的意见》发布;2022年5月,农业农村部、国家发展改革委联合印发《农业农村减排固碳实施方案》,提出农业农村减排固碳“十大行动”。一系列文件相继出台显著降低农业碳排放强度,充分彰显中国的大国担当。然而,农业脆弱性和农产品产出压力使得中国农业碳减排之路依然任重道远。

农业碳排放效率是指在既定投入要素组合下,农业碳排放减少,期望产出增加所能达到的最大程度。农户等农业经营主体是农业生产主要执行者,提升农业碳排放效率既需要政府部门政策加持,更需要内化为农业经营主体的自觉性参与。高昂低碳成本和禀赋薄弱性的内在冲突导致农业经营主体低碳生产动力不足。可见,资金保障是农业碳排放效率提升的首要着力点。为此,2021年10月,国务院印发《2030年前碳达峰行动方案》,明确要求大力发展战略绿色贷款、绿色股权、绿色债券、绿色保险、绿色基金等金融工具。然而,金融具有“嫌贫爱富”的逐利本性,金融机构出于对减弱逆向选择、规避道德风险以及确保合约有效实施等的考量,对投放农业信贷望而却步,致使农业经营主体“融资难、融资贵”问题仍然突出<sup>[5]</sup>。那么,应该如何引导更多金融资源服务于低碳农业生产活动?近年来,以云计算、区块链和人工智能等为代表的数字技术得到快速发展,依托数字技术成长起来

收稿日期:2024-12-02 修回日期:2025-07-17

作者简介:梁杰,博士,讲师,硕导,主要研究方向为农村金融与低碳经济。E-mail: liang1jie1@163.com。

通信作者:夏学超,博士生,主要研究方向为资源与环境经济学。E-mail: xiaxuechao99@163.com。

基金项目:山东省社科规划研究项目“山东省农业低碳生产托管供应链推广机制研究”(批准号:22DGLJ09)。



的数字普惠金融逐步成为农村金融服务的主力军。数字普惠金融克服了传统金融服务固有的地理排斥,同时,依赖其低门槛、便利性的优势触达更多农户、农业合作组织与农业生产企业,使得互联网保险、信贷和理财等数字金融服务迅速融入低碳农业生产活动。可见,数字普惠金融为切实提升农业碳排放效率提供了新思路。基于上述背景,本研究尝试探究数字普惠金融对农业碳排放效率的影响及作用机制,以期为农业低碳发展和美丽中国战略提供金融政策研究层面学术支撑。

## 1 文献述评

### 1.1 数字普惠金融与农业碳排放效率相关研究

现有文献对农业碳排放效率的研究主要聚焦于以下两个方面。①农业碳排放效率水平测度研究。吴贤荣等<sup>[6]</sup>较早运用DEA模型对中国农业碳排放效率进行测度,发现2000—2011年中国农业碳排放效率虽有提高,但仍处于较低水平。在此基础上,田云等<sup>[7]</sup>对中国2011—2020年的农业碳排放效率进行了测度,结果发现各省农业碳排放效率处于稳步上升态势。高鸣等<sup>[8]</sup>探讨了农业碳排放效率的空间效应,结果显示,中国省际农业碳排放效率存在收敛性、趋同性以及明显的空间自相关性特征。此外,一些学者分别对河南省<sup>[9]</sup>、黑龙江省<sup>[10]</sup>、西部地区<sup>[11]</sup>、长江流域<sup>[12]</sup>等中国不同地域农业碳排放效率进行了测度。②农业碳排放效率影响因素研究。有学者发现经济发展水平<sup>[13]</sup>、城乡融合<sup>[14]</sup>、劳动力规模<sup>[15]</sup>、农业实践<sup>[16]</sup>等因素均对农业碳排放效率有较大影响。

现有文献对数字普惠金融的研究主要聚焦于以下两个方面。①数字普惠金融的基本要义与水平测度研究。金融抑制最小化是数字普惠金融的基本要义<sup>[17]</sup>,目前较有代表性的测度指标是北京大学数字普惠金融指数<sup>[18]</sup>。②数字普惠金融的农业经济效应研究。宏观层面,有学者认为数字普惠金融可通过提升资源配置效率、降低金融服务门槛等方式助力乡村振兴<sup>[19-20]</sup>;通过增加农作物播种面积提高农业产出<sup>[21]</sup>;通过降低信息成本促进乡村产业发展<sup>[22]</sup>。微观层面,首先,数字普惠金融可提高农户信息互动水平,促进农户生产经营投资<sup>[23]</sup>;其次,数字普惠金融可提升人力资本水平,促进农户创业<sup>[24]</sup>;再次,数字普惠金融通过“涓滴效应”提升农村居民收入,缩小城乡收入差距<sup>[25-26]</sup>;最后,数字普惠金融能够增强家庭信贷可得性<sup>[27]</sup>、提升居民消费水平<sup>[28]</sup>,进而改善农村家庭福利。

### 1.2 数字普惠金融对农业碳排放效率影响研究

现有文献关于数字普惠金融对农业碳排放效率影响的研究较为匮乏,部分学者尝试探讨了数字普惠金融的农业生态保护效应。例如,杨怡等<sup>[29]</sup>认为数字普惠金融对农

业绿色增长具有显著促进作用;王磊等<sup>[30]</sup>发现数字普惠金融能够显著提高农业绿色发展水平;刘成坤等<sup>[31]</sup>指出数字普惠金融会通过产业结构升级和人力资本积累对农业绿色全要素生产率产生积极影响;黄恒君等<sup>[32]</sup>则发现数字普惠金融显著促进了农业生态效率的提升。还有学者进一步聚焦于农业生态中的农业碳排放强度问题,研究数字普惠金融对农业碳排放强度的影响,得到的结论均是数字普惠金融对农业碳排放强度具有显著的抑制效应<sup>[33-34]</sup>。

综上所述,学界对农业碳排放效率和数字普惠金融进行了较为深入的研究,为本研究开展提供了丰富借鉴。然而,现有文献仍存在如下不足。首先,农业碳排放效率投入产出指标的选取缺乏全面性和统一性。例如,在投入指标选取上,吴贤荣等<sup>[6]</sup>、高鸣等<sup>[8]</sup>仅考虑了劳动、资本、化肥等投入,没有考虑农药、农膜、土地等的投入问题;在期望产出指标选取上,郭四代等<sup>[11]</sup>以农业总产值作为期望产出,没有考虑林牧渔业的产出问题;在非期望产出(碳排放)碳源选取上,田云等<sup>[7]</sup>在分析农业要素碳源的碳排放问题时仅考察了化肥、农药、农膜所产生的碳排放,未将土地深耕、农业用水灌溉等导致的碳排放纳入分析。其次,有关数字普惠金融对农业碳排放效率影响的研究较为匮乏。一些学者研究了数字普惠金融的农业生态保护效应,但要么仅是对农业生态保护效应的定性阐述,要么将关注点落脚于绿色全要素生产率或农业生态效率。尽管少部分学者发现数字普惠金融具有农业碳排放抑制效应,但低碳农业要兼顾农业碳减排和农业期望产出,数字普惠金融对于农业碳排放效率影响的研究显然更有必要得到密切关注。鉴于此,本研究依据2011—2022年省级面板数据和北京大学数字普惠金融指数,在采用超效率Slacks-Based Measure(SBM)模型计算全国各省份农业碳排放效率的基础上,系统剖析数字普惠金融对农业碳排放效率的影响及作用机制。可能的边际贡献包括:①系统选取农业碳排放效率的投入产出指标,为构建科学完善的农业碳排放效率测度指标体系提供一定参考依据。②从农业技术创新与农业土地流转的中介效应视角,剖析数字普惠金融对农业碳排放效率的影响渠道机制;从农村数字基础设施和农村传统金融水平的门槛效应视角,剖析数字普惠金融对农业碳排放效率的影响依赖机制。不仅可增强数字普惠金融提升农业碳排放效率结论的准确性,还可为相关部门更好地制定促进农业低碳发展的金融政策提供理论参考。

## 2 理论假设

### 2.1 数字普惠金融对农业碳排放效率的直接影响分析

首先,数字普惠金融通过增强普惠效应、降低门槛效



应、优化产品效应等方式缓解农业经营主体融资约束,直接提升农业碳排放效率。在增强普惠效应方面,数字普惠金融依托数字技术长尾化、低成本优势弱化了对金融实体网点的依赖,拓展了金融服务的时空边界,将金融服务的毛细血管渗透到更多农业经营主体,显著扩大金融服务范围。在降低门槛效应方面,数字普惠金融通过物联网等收集生活费用支付、工商税费缴纳等信息,掌握农业经营主体资信水平,以信用信息决定是否放贷,降低了传统金融的高抵押品门槛要求,有效缓解因信息不对称导致的金融服务需求方“精英俘获”现象。在优化产品效应方面,数字普惠金融依托移动终端向农民提供便捷化的绿色信贷、绿色保险等金融产品<sup>[35]</sup>,实现金融产品供求的精准匹配。融资约束的缓解为农业低碳发展注入资本要素,实现农业资源和生产结构优化配置,在保障农业产出的同时,显著降低农业碳排放,提升农业碳排放效率。其次,数字普惠金融通过平台普及环保知识和环保项目,直接提升农业碳排放效率。数字普惠金融平台存储海量环保知识,一方面使农业经营主体受到环保知识熏陶,提升其低碳生产意识;另一方面可为农业经营主体提供土壤管理、病虫害防治等低碳生产信息服务,提升农业碳排放效率。数字普惠金融依托移动支付、网络理财等金融科技,结合环保理念推出“蚂蚁森林”等环保项目,通过线上虚拟能量收集和植树造林,最终转化为现实中的植树造林项目。这些环保项目显著提升了农业经营主体的低碳生产积极性,进一步促进农业固碳增效。基于此,提出研究假设 H1。

H1: 数字普惠金融对农业碳排放效率具有显著正向影响。

## 2.2 数字普惠金融对农业碳排放效率影响的渠道机制分析

熊彼特创新理论指出,技术创新和组织生产方式变革是经济发展的核心动力。农业是国民经济的基础性产业,其低碳发展是国民经济高质量发展的重要组成部分。因此,农业技术创新和农业生产方式变革均可推动农业碳排放效率的提升。以农业土地流转为代表的土地规模经营是中国目前农业生产方式变革的重要政策导向。据此,本研究从农业技术创新和农业土地流转两方面探究数字普惠金融对农业碳排放效率影响的渠道机制。

### 2.2.1 数字普惠金融—农业技术创新—农业碳排放效率

农业技术创新一方面可促进集约型生产技术和环保型生产要素推广使用,提高农业资源配置效率,实现农业低碳生产;另一方面有利于推动农业内部产业结构优化,提升经济作物、生态林业、低碳养殖业生产占比,在保障农业产出的同时显著降低农业碳排放,进而提升农业碳排放

效率。当前中国农业技术创新任务主要由大专院校、科研机构和涉农企业共同承担,其中,大专院校和科研机构在科研经费投入和科技创新执行上占据绝对主导地位<sup>[36]</sup>。然而,大专院校和科研机构技术供给与农业经营主体技术需求之间存在严重数量差距和结构错配问题。涉农企业紧跟低碳农业发展前沿,既是技术的研发者,又是技术的使用者,对保护性耕作、病虫害防控、绿色要素研发等农业技术创新最敏感<sup>[37]</sup>。因此,让涉农企业成为农业技术创新主体,才能有效提升农业碳排放效率。然而,相比工业企业,涉农企业技术创新面临融资约束严重、投资回报率较低等问题,导致涉农企业技术创新动力不足。

随着数字技术在“三农”领域的推广应用,数字普惠金融逐渐成为推动涉农企业技术创新的驱动力。首先,数字普惠金融有效缓解涉农企业融资约束,支持涉农企业开展农业技术创新。数字普惠金融通过物联网等技术收集涉农企业工商税费缴纳等信息,充分掌握涉农企业资信水平,以信用信息决定是否放贷,降低了传统金融的高抵押品门槛要求,有效弥补了涉农企业长期受到的“麦克米伦缺口”,为农业技术创新提供充足资金支持。其次,数字普惠金融有效提升农业技术投资回报率,激励涉农企业开展农业技术创新。数字普惠金融依托其大数据功能可有效识别投资回报率更高的绿色生产项目,数字保险等可显著降低农业技术创新投入带来的潜在风险<sup>[38]</sup>,进而提升涉农企业开展农业技术创新积极性。基于此,提出研究假设 H2。

H2: 数字普惠金融通过农业技术创新间接影响农业碳排放效率,即农业技术创新在两者关系中发挥中介效应。

### 2.2.2 数字普惠金融—农业土地流转—农业碳排放效率

农业土地流转是指农村家庭在保留土地承包权的基础上,将土地的经营权让渡给其他经营主体的经济行为。农业土地流转可显著提升农业碳排放效率。首先,农业土地流转可有效实现土地规模化经营<sup>[39]</sup>,推动农业生产的专业化分工和农业资源最优化配置,在提升农业单产的同时,减少农业碳排放<sup>[40]</sup>。其次,农业土地流转通常是从兼业化小农向专业大户、家庭农场、合作社等新型农业经营主体流转<sup>[41]</sup>,相较于土地转出方,土地转入方的农业知识结构更完整、农业环保意识更强烈,在农业生产活动中更倾向于采纳现代农业技术和科学管理方式<sup>[42]</sup>,提升农业碳排放效率。然而,在现实操作中,土地流转利益主体因收入结构单一、土地承包经营权抵押制度缺失等问题导致土地流转意愿不强;信息不畅导致土地流转沦为“熟人社会”的小范围交易,土地流转效率低下;土地流转



契约口头化等问题造成土地经营权关系不稳定<sup>[43-44]</sup>,土地流转质量不高。

数字普惠金融可有效解决上述农业土地流转问题,促进农业土地流转市场的健康发展。首先,数字普惠金融可显著提升利益主体的农业土地流转意愿。对于土地转出者而言,数字普惠金融的科技新业态为乡村产业链融合以及产业价值链升级提供了广阔契机,便于土地转出者实现就近非农就业创业活动,提升其土地转出意愿。对于土地转入者而言,一方面,数字普惠金融以低成本、低门槛的优势提升土地转入者的信贷可得性,缓解其在扩大农业经营规模过程中可能面临的融资约束;另一方面,数字普惠金融的数字保险业务可显著增强土地转入者在农业规模扩大再生产中抵御和管控风险的能力,提升其土地转入意愿。其次,数字普惠金融可有效提高农业土地流转效率。数字普惠金融自身便是一种信息传播载体,大数据、人工智能等信息技术可高效、精准地获取土地流转供求信息及利益主体信用记录,摆脱土地流转沦为“熟人社会”小范围交易的困境,提升土地流转效率。最后,数字普惠金融可有效保证农业土地流转质量。数字普惠金融服务平台可帮助流转利益主体有效了解土地利用情况和土地流转政策环境,提供线上土地流转合同签订,实现土地流转的过程规范化和长期稳定性,保证土地流转质量。基于此,提出研究假设 H3。

H3:数字普惠金融通过农业土地流转间接影响农业碳排放效率,即农业土地流转在两者关系中发挥中介效应。

### 2.3 数字普惠金融对农业碳排放效率影响的依赖机制分析

数字普惠金融是数字技术与金融业务的有机结合,数字普惠金融作用的发挥依赖于农村数字基础设施和农村传统金融水平。农村数字基础设施是数字普惠金融服务的物理支持,可有效弥合“数字金融接入鸿沟”。农业经营主体只有先接触到互联网等数字基础设施,才能享受到金融服务的便利性。不同地区各时期农村数字基础设施发展程度存在显著差异性。在农村数字基础设施发展较弱的地区和时期,互联网等数字设备匮乏,农业经营主体难以通过数字技术高效便捷地获取相应金融服务;同时,数字普惠金融的数字技术应用尚不成熟,数字环保知识和环保项目尚不完善。资金、知识、项目等金融资源缺失导致农业经营主体开展低碳生产的动机和行为受到制约。在农村数字基础设施较为完善的地区和时期,农业经营主体可高效便捷地获取资金、信息、知识、项目等关键金融资源,有利于农业生产过程中低碳生产方式和生产要素的导入。此时,数字普惠金融对农业碳排放效率的促进作用显著增强,出现边际递增现象。基于此,提出研究假设 H4。

H4:数字普惠金融对农业碳排放效率的影响存在农村数字基础设施依赖,即农村数字基础设施在两者关系中发挥门槛效应。

农村传统金融水平是数字普惠金融服务的基础保证<sup>[45]</sup>,可有效弥合“数字金融使用鸿沟”。农业经营主体对数字普惠金融的核心诉求是金融服务,要求农业经营主体必须具备相应金融知识经验。众多研究已充分证明,农户等使用传统金融频率越高,其金融知识经验就越丰富,也就越可能转向数字金融服务<sup>[46]</sup>。因此,数字普惠金融无法摆脱传统金融的积淀而独自生存。不同地区各时期农村传统金融水平存在显著差异性。在农村传统金融水平较弱的地区和时期,农业经营主体缺乏金融知识和技能,即使有使用数字金融的愿望,也可能无法产生有效的数字金融需求,数字金融供求失衡。农业经营主体所获得的金融红利较少,开展低碳生产的动机和行为较弱,导致数字普惠金融对农业碳排放效率的促进作用不明显。在农村传统金融水平较强的地区和时期,农业经营主体与传统金融机构对接较频繁,其金融知识储备充足、金融信誉水平较完善,在产生数字金融诉求时可高效获取精准金融服务。金融服务供求的精准匹配有利于农业生产中低碳生产方式和要素的导入。此时,数字普惠金融对农业碳排放效率的促进作用显著增强,出现边际递增现象。基于此,提出研究假设 H5。

H5:数字普惠金融对农业碳排放效率的影响存在对农村传统金融水平依赖,即农村传统金融水平在两者关系中发挥门槛效应。

基于上述研究假设,构建数字普惠金融对农业碳排放效率影响的逻辑框架(图1)。

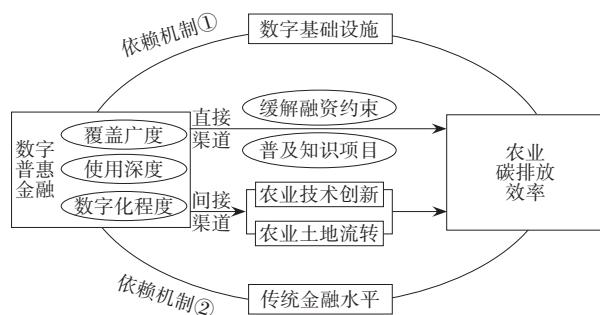


图1 数字普惠金融对农业碳排放效率影响的逻辑框架

## 3 研究设计

### 3.1 模型设定

#### 3.1.1 基准回归模型

基准回归模型设定如下:



$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \sum_{j=1}^m \beta_j O_{ij} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中:  $Y_{it}$  为  $i$  省份  $t$  年的农业碳排放效率,  $X_{it}$  为  $i$  省份  $t$  年的数字普惠金融水平,  $O_{ij}$  表示影响  $i$  省份  $t$  年农业碳排放效率的  $j$  个控制变量,  $\beta_0$  为常数项,  $\beta_1, \beta_2$  分别表示数字普惠金融发展水平和各控制变量对农业碳排放效率影响的待估参数。

### 3.1.2 中介效应模型

由于传统三段式回归的中介效应模型难以保证中介变量的外生性, 可能存在内生性偏误和统计检验功效偏低等问题。参考江艇<sup>[47]</sup>的思路, 设定如下中介效应模型考察数字普惠金融对农业碳排放效率影响的渠道机制:

$$Z_{it} = c_0 + c_1 X_{it} + \sum_{j=1}^m c_j O_{ij} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中:  $Z_{it}$  为中介变量(农业技术创新和农业土地流转),  $c_1, c_2$  为数字普惠金融和各控制变量对中介变量影响的待估参数。其他符号含义同式(1)。为稳健起见, 进一步设置中介变量对农业碳排放效率的回归方程:

$$Y_{it} = d_0 + d_1 Z_{it} + \sum_{j=1}^m d_j O_{ij} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中:  $d_1, d_2$  分别表示中介变量和各控制变量对农业碳排放效率影响的待估参数。其他符号的含义同式(1)。

### 3.1.3 面板门槛模型

本研究通过面板门槛模型考察数字普惠金融对农业碳排放效率影响的依赖机制, 设定如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} I(Q_{it} \leq \gamma) + \beta_2 X_{it} I(Q_{it} > \gamma) + \sum_{j=1}^m \beta_j O_{ij} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中:  $Q_{it}$  为门槛变量, 包括农村数字基础设施和农村传统金融水平。 $\beta_1, \beta_2$  为不同门槛区间待估系数;  $I(\cdot)$  为指标函数, 条件成立时取值为 1, 否则取值为 0;  $\gamma$  为特定的门槛值。面板门槛模型的检验包括门槛效应检验和门槛值检验。如果统计量  $F_1$  渐进  $P$  值小于临界值则可认为存在门槛效应。门槛值检验可构建似然比统计量:

$$LR_1(\gamma) = \frac{S_1(\gamma) - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\alpha}^2} \quad (5)$$

在  $\alpha$  显著水平上比较似然比统计量  $LR_1(\gamma)$  与临界值  $w(\alpha)$  大小, 若  $LR_1(\gamma) \leq w(\alpha)$ , 则模型通过门槛值检验。

## 3.2 变量选取与测度

### 3.2.1 农业碳排放效率及其测度

(1) 农业碳排放效率测度体系。本研究基于大农业视角系统选取农业碳排放效率投入产出指标, 在投入指标中添加化肥、农药、农膜、土地(农作物播种面积)等, 在期望产出指标中以农林牧渔总产值代替农业总产值, 在非期望产出(碳排放)的碳源选取中将土地翻耕、农业用水灌溉纳入农业生产要素碳源范畴, 重新构建的农业碳排放效率测度体系见表 1。

表 1 农业碳排放效率投入产出指标体系

一级指标	二级指标	单位
投入指标	农业固定资本存量	万元
	农作物播种面积	万 hm <sup>2</sup>
	第一产业从业人员	万人
	化肥施用量	万 t
	农药使用量	万 t
产出指标	农膜使用量	万 t
	农机投入	万 kW·h
	农林牧渔业总产值(期望产出)	亿元
	农业碳排放量(非期望产出)	万 t

注: 农业固定资本存量数据无法直接获取, 故参照李谷成等<sup>[48]</sup>所采用的永续盘存法进行测度。

在农业碳排放量的测度上, 参照田云等<sup>[49]</sup>的研究, 拟从农业能源、农业生产要素、畜禽养殖和水稻种植 4 个方面进行农业碳排放量测度。农业能源碳排放方面, 重点考察农林牧渔业发展所耗费的柴油等 12 种能源所引致的碳排放。在能源碳排放系数确定之前需明晰各类碳源的折标准煤系数, 标准煤折算系数和碳排放系数见表 2。农业生产要素碳排放方面, 重点考察化肥、农药、农膜、翻耕、灌溉所产生的碳排放。畜禽养殖碳排放方面, 重点考察畜禽排泄物产生的甲烷、氧化亚氮以及畜禽胃肠发酵产生的甲烷。畜禽主要种类包括牛、猪、羊、家禽 4 类, 故仅对以上 4 类畜禽所产生的碳排放进行测度。水稻种植碳排放方面, 重点考察水稻种植产生的甲烷排放量。相关碳源碳排放系数及参考来源见表 2。将以上碳源使用量乘以相应碳排放系数加总即为农业碳排放总量。

(2) 农业碳排放效率测度模型。传统 DEA 模型是评价决策单元有效性常用模型, 但无法精准测算存在非期望产出的效率水平。Tone<sup>[52]</sup>提出的包含非期望产出的超效率 SBM 模型可有效解决该问题。鉴于此, 本研究利用超效率 SBM 模型对农业碳排放效率进行测度, 因篇幅限制, 超效率 SBM 模型具体内容不再赘述。

### 3.2.2 数字普惠金融及其测度

采用 2011—2022 年省级数字普惠金融指数来测度各省份数字普惠金融发展水平。该指数包含覆盖广度、使用深度及数字化程度 3 个分指数, 具有较高权威性和可靠性, 且已被学术界广泛认可和使用。为了平衡指数差异和便于后续实证分析, 将数字普惠金融及其二级指标原始数据进行缩小 100 倍处理。

### 3.2.3 中介变量及其测度

中介变量包括农业技术创新和农业土地流转。农业技术创新最常见的成果以专利的形式展现, 因此采用人均农林牧渔专利数测度农业技术创新水平<sup>[33]</sup>。借鉴张利



表2 能源折标煤系数、碳源排放系数及参考来源

各种能源折标煤系数和碳排放系数				
	折标煤系数	碳排放系数	能源	折标煤系数
原煤	0.738	0.753	汽油	1.471
洗精煤	0.900	0.753	柴油	1.457
其他洗煤	0.525	0.753	燃料油	1.429
型煤	0.607	0.753	液化石油气	1.714
焦炭	0.971	0.854	能源	1.330
电力	0.123	/	热力	0.034
各碳源的碳排放系数及参考来源				
碳排放源/单位	碳排放系数	参考来源		
化肥/(kg/kg)	0.896	美国橡树岭国家实验室 <sup>[33]</sup>		
农药/(kg/kg)	4.934	美国橡树岭国家实验室 <sup>[33]</sup>		
农膜/(kg/kg)	5.180	南京农业大学农业资源与生态环境研究所 <sup>[14]</sup>		
翻耕/(kg/km <sup>2</sup> )	312.600	中国农业大学农学与生物技术学院 <sup>[14]</sup>		
灌溉/(kg/hm <sup>2</sup> )	19.858	伍国勇等 <sup>[13]</sup>		
牛/(kg/(头·年))	415.910	IPCC 联合国气候变化政府间专家委员会 <sup>[14]</sup>		
猪/(kg/(头·年))	34.091	IPCC 联合国气候变化政府间专家委员会 <sup>[14]</sup>		
羊/(kg/(只·年))	35.192	IPCC 联合国气候变化政府间专家委员会 <sup>[14]</sup>		
家禽粪便甲烷/(kg/(只·年))	0.020 × 25	IPCC 联合国气候变化政府间专家委员会 <sup>[14]</sup>		
家禽粪便氧化亚氮/(kg/(只·年))	0.020 × 298	胡向东等 <sup>[51]</sup> 、IPCC 联合国气候变化政府间专家委员会 <sup>[14]</sup>		
水稻/(kg/(m <sup>2</sup> ·天))	3.136	谢会强等 <sup>[14]</sup>		

注:①折标煤系数出自《综合能耗计算通则》(GB/T 2589—2020);能源碳排放系数参照蒋金荷<sup>[50]</sup>的测度结果。②各区域各年份电网的碳排放因子不同,故表中电力碳排放系数未具体呈现。③牛、猪、羊碳排放系数已由IPCC直接给出,故不需要再计算其甲烷和氧化亚氮。④家禽粪便甲烷排放系数(0.020)、甲烷的碳转化系数(25)均来自IPCC,家禽粪便氧化亚氮排放系数(0.020)和氧化亚氮的碳转化系数(298)分别来自胡向东等<sup>[51]</sup>和IPCC的测算。⑤禽类胃肠发酵甲烷排放量极其微小,IPCC和FAO不予考虑,故本研究也不予计算。⑥水稻生产周期设定上,借鉴谢会强等<sup>[14]</sup>的研究,将水稻生产周期设定为130天。

国等<sup>[53]</sup>的研究,采用人均农业土地流转率来测度农业土地流转水平。

### 3.2.4 门槛变量及其测度

门槛变量包括农村数字基础设施和农村传统金融水平。就农村数字基础设施而言,综合学者们的研究,选取农村互联网普及率、农村移动电话普及率、农村计算机普及率、农村有线广播电视台覆盖率和农村投递线路作为衡量指标并构建农村数字基础设施测度体系,采用熵值法测度各省份农村数字基础设施水平<sup>[54~56]</sup>。就农村传统金融水平而言,徐光顺等<sup>[57]</sup>用金融业增加值在国内生产总值的占比反映传统金融程度,鉴于本研究是农业领域碳排放问题,故采用农林牧渔业贷款总额在第一产业增加值中的占比反映各省农村传统金融水平。

### 3.2.5 控制变量及其测度

为避免遗漏重要变量而导致模型估计结果有偏,在参考文献[7,13,25]的同时,适当添加了部分更具绿色属

性的控制变量。具体而言,选取农业经济发展水平、农业内部产业结构、农业投资强度、农业气象条件、林业草原投资、政府环境规制水平和城镇化水平作为控制变量。控制变量名称、符号和测度方式见表3。

### 3.3 数据来源

将2011—2022年30个省份的面板数据作为研究样本(受数据可得性或数据缺失限制,研究未涉及西藏、香港、澳门和台湾)。数字普惠金融数据来自《北京大学数字普惠金融指数》。农业碳排放效率数据通过农业碳排放效率测度体系计算得来,其中的投入产出指标<sup>①</sup>数据来自《中国统计年鉴》、《中国农业年鉴》、《中国能源统计年鉴》、《中国农村统计年鉴》、国家统计局以及各省统计年鉴。农业技术创新数据来自中国知网专利数据库,农业土地流转数据来自《中国农村经营管理统计年报》。农村数字基础设施数据来自《中国统计年鉴》和国家统计局;农村传统金融水平数据来自《中国农村金融服务报告》、国家统计局和国泰

①投入指标中的农业固定资产存量的计算涉及农业生产资料价格指数,但国家统计局自2021年起取消农业生产资料价格调查,不再编制和发布该指数。故本研究农业固定资产存量只计算到2020年,2021—2022年农业固定资产存量数据采用线性插值法补齐。



表 3 主要变量类型、名称与测度方式

变量类型	变量名称	变量符号	测度方式
被解释变量	农业碳排放效率	$Y$	农业碳排放效率评价指标体系
	数字普惠金融水平	$X$	数字普惠金融总指数/100
解释变量	覆盖广度	$H$	覆盖广度指数/100
	使用深度	$P$	使用深度指数/100
中介变量	数字化程度	$D$	数字化程度指数/100
	农业技术创新	$A$	农林牧渔业专利总数/第一产业从业人员
门槛变量	农业土地流转	$B$	土地流转率/第一产业从业人员
	农村数字基础设施	$E$	熵值法构建数字基础设施评价指标体系测算得到
控制变量	农村传统金融水平	$F$	农林牧渔业贷款总额/第一产业增加值
	农业经济发展水平	$R$	农林牧渔业增加值/第一产业从业人员(取对数)
	农业内部产业结构	$S$	(农业总产值+畜牧业总产值)/农林牧渔业总产值
	农业投资强度	$W$	农业固定资产投资/耕地面积
	农业气象条件	$L$	农业气象观测业务站点个数
	林业草原投资	$T$	林业草原投资额(取对数)
	政府环境规制水平	$G$	政府环保支出/政府财政支出
	城镇化水平	$U$	城镇人口/年末总人口

安数据库。控制变量方面,农业经济发展水平数据来自国家统计局、《中国人口和就业统计年鉴》以及各省份统计局;农业内部产业结构、农业气象条件、政府环境规制水平数据来自国家统计局;农业投资强度数据来自《中国统计年鉴》;林业草原投资数据来自《中国环境统计年鉴》<sup>①</sup>;城镇化水平数据来自国家统计局和《中国统计年鉴》。限于论文篇幅,变量描述性统计不再呈现。

## 4 基准结果分析

### 4.1 变量时空演化

变量时空演化可以初步明晰变量间相关关系。选取 2011 年、2015 年、2018 年、2022 年 4 个时间节点,综合采用自然断点和手动断点两种方法对农业碳排放效率和数字普惠金融进行分级,并运用 Arcmap10.8 软件对两者分级进行可视化叠加处理,具体结果如图 2 所示。

就农业碳排放效率而言,2011 年中国农业碳排放效率存在明显空间差异性,低值区和较低值区主要集中在中西部,高值区和较高值区主要集中在东部。随着时间的推移,多数省份农业碳排放效率均呈现渐进式上升的动态演化特征,高值区和较高值区省份数量分别从 2011 年的 4 个和 3 个上升到 2022 年的 21 个和 5 个。其中,西部地区上升效果最明显,四川、重庆、贵州、宁夏、新疆、青海等省份均实现了从低值区、较低值区到高值区分级的跨越;东部地区基础较好,所有省份均达到高值区分级;中部地区虽然只有山西和湖北两省达到高值区分级,但其他多数省份也

实现了从低值区、较低值区到中值区和较高值区分级的跨越,表明中国各地区农业碳排放效率均在向好发展。

就数字普惠金融而言,各时期内中国数字普惠金融发展水平平均呈现“东部最强、中部次之、西部最弱”的空间差异性。随着时间的推移,各省份的数字普惠金融层级亦呈现渐进式上升的动态演化特征,层级数值范围从 2011 年的 0.183~0.802 上升到 2022 年的 3.298~4.607,说明受益于数字经济的快速发展和相关部门的政策支持,中国数字普惠金融水平得到较大提升。

就农业碳排放效率与数字普惠金融水平的时空叠加形态而言,两者在时间层面具有明显的正向相关关系,各省数字普惠金融水平提升的同时,农业碳排放效率也在向好发展。两者在空间层面的相关关系存在地区差异性。东部地区正向相关关系较强,各时期内农业碳排放效率和数字普惠金融水平都处于领先水平;中部地区正向相关关系次之;西部地区正向相关关系并不明显。以 2022 年为例,多数西部省份农业碳排放效率均达到与东部各省等齐的高值等级,但数字普惠金融水平与东部各省尚存在不小差距。

### 4.2 基准回归结果

在回归之前需进行一系列检验以选取合适模型。个体效应检验、Hausman 检验、时间效应 Wald 检验均拒绝各自对应的原假设,故本研究最终选取个体和时间双向固定效应模型进行回归估计,估计结果见表 4。模型(1)为添加控制变量后的回归估计结果,结果发现,数字普惠金

<sup>①</sup>2018 年及以前年鉴只统计林业投资,由于草原投资占比较小,故可采用林业投资近似代替林业草原投资。

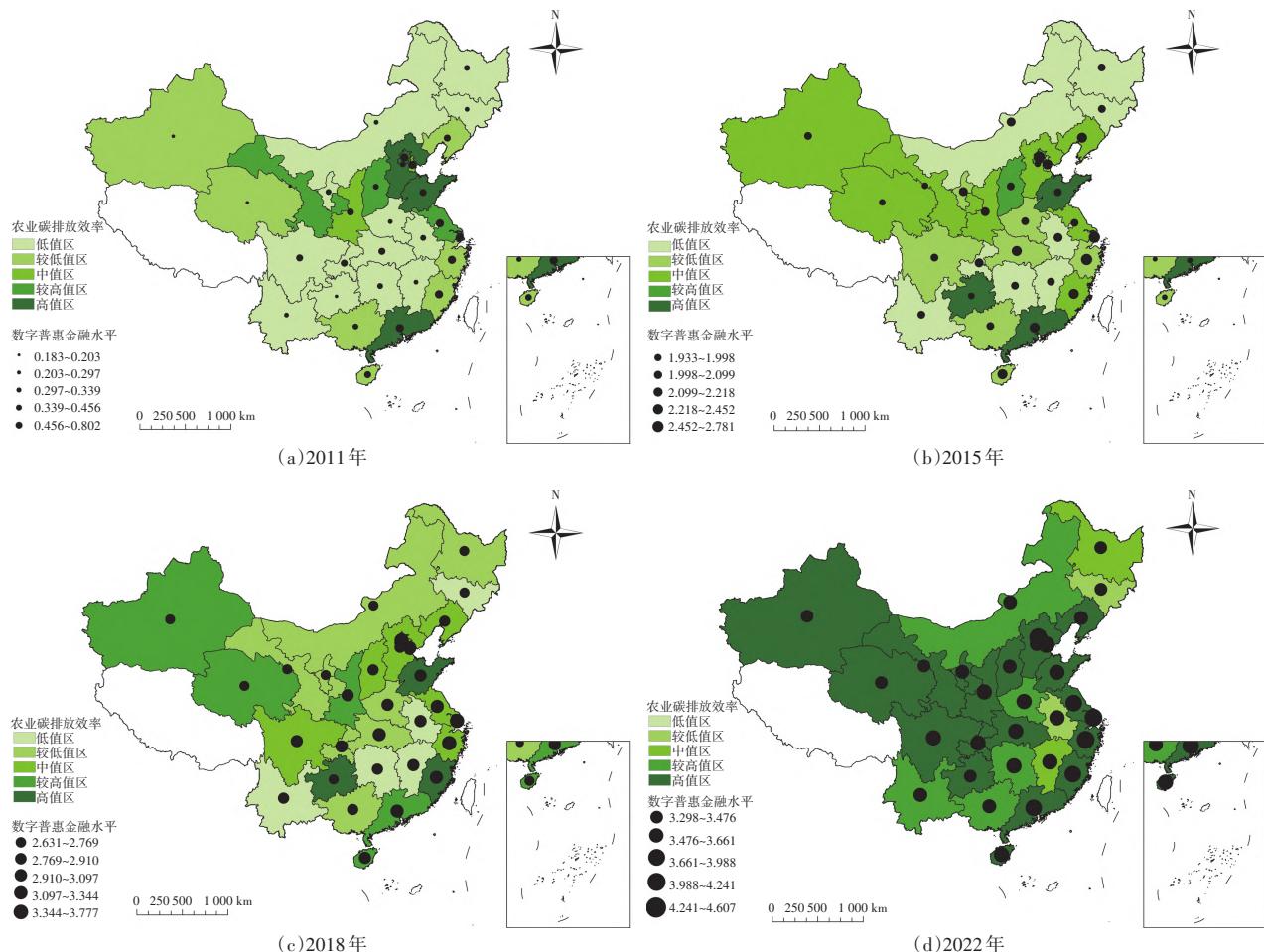


图2 农业碳排放效率与数字普惠金融的时空演化

注:该图基于自然资源部标准地图服务系统下载的审图号为GS(2023)2767号的标准地图制作,底图无修改。

融水平对农业碳排放效率在1%水平上具有显著正向影响。数字普惠金融可以有效缓解农业经营主体的融资约束,普及环保知识和环保项目,直接提升农业碳排放效率。由此,假设H1得到有效验证。控制变量方面,农业经济发展水平( $R$ )对农业碳排放效率( $Y$ )在1%水平上存在显著正向影响。农业经济发展水平越高,农业生产所需的资本、技术、人才等要素越充足、越先进,越有利于农业碳排放效率的提升。农业投资强度( $W$ )对农业碳排放效率( $Y$ )在1%水平上存在显著正向影响。农业投资强度越高,越有利于实现农业生产的要素集约化利用,使得农业碳排放效率就越高。林业草原投资( $T$ )对农业碳排放效率( $Y$ )在1%水平上存在显著正向影响,林业草原投资可增强农业系统的碳汇功能,降低农业系统产生的碳排放,提升农业碳排放效率。城镇化水平( $U$ )对农业碳排放效率( $Y$ )在1%水平下存在显著负向影响,较高的城镇化水平会弱化本地区对低碳农业生产的关注和培育,低碳型生产方式和要素难以及时传导到农业生产过程,不利

于其农业碳排放效率的提升。

为深入剖析数字普惠金融对农业碳排放效率影响的结构性差异,本研究进一步探讨数字普惠金融的覆盖广度、使用深度和数字化程度对农业碳排放效率的影响,具体结果见模型(2)—模型(4)。其中,数字化程度和覆盖广度对农业碳排放效率分别在5%和10%水平上具有显著正向影响。数字化程度反映数字普惠金融的智能化、便捷化和信用化程度;覆盖广度是指基于互联网数字金融模式的账户覆盖率,包括电子账户开通率及电子账户绑定银行卡数量等内容,体现了数字普惠金融的可触达性。数字化程度是覆盖广度的基础,互联网等信息技术在农村地区迅速普及,之前处于金融服务获得门槛以下的农业经营主体也可以享受到“数字金融红利”,从而激活农村资本要素,优化低碳生产决策,显著提升农业碳排放效率。使用深度是指农业经营主体对支付、信贷、保险、投资等数字金融业务的使用情况。然而实证结果表明使用深度对农业碳排放效率的影响不



表4 基准回归结果

变量	Y			
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
X	0.339*** (0.118)			
H		0.141* (0.075)		
P			0.027 (0.127)	
D				0.260** (0.116)
R	1.038*** (0.199)	0.924*** (0.199)	0.952*** (0.200)	1.051*** (0.202)
S	0.275 (0.399)	-0.183 (0.379)	-0.131 (0.381)	-0.029 (0.379)
W	0.152*** (0.043)	0.181*** (0.042)	0.174*** (0.043)	0.173*** (0.042)
L	0.009 (0.009)	0.008 (0.010)	0.010 (0.010)	0.011 (0.009)
T	0.141*** (0.052)	0.104** (0.052)	0.116** (0.052)	0.122** (0.052)
G	-1.111 (1.281)	-0.307 (1.277)	-0.462 (1.288)	-0.611 (1.271)
U	-1.876*** (0.560)	-2.307*** (0.589)	-1.996*** (0.570)	-1.881*** (0.563)
常数项	0.054 (0.443)	0.738* (0.398)	0.619 (0.417)	0.008 (0.485)
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	360	360	360	360
R <sup>2</sup>	0.551	0.545	0.539	0.547

注: \*  $P<0.10$ , \*\*  $P<0.05$ , \*\*\*  $P<0.01$ ; 括号内数值为标准误。

显著,可能的原因是,数字基础设施和电子账户只是便于农业经营主体弥合“数字金融接入鸿沟”,反映金融信息鉴别利用能力的“数字金融使用鸿沟”依然存在<sup>[58]</sup>,导致农业经营主体对支付、保险、投资等其他数字金融业务使用不充分。由此得到的重要启示是,在推进数字普惠金融进程中,应强化农业经营主体对其他金融业务的使用深度,避免数字普惠金融停留在表层信息传递上的“面子工程”。

#### 4.3 内生性处理

测量误差、遗漏变量与反向因果是计量模型运用时需要处理的三大内生性问题。针对测量误差问题,已选取较为合适的双向固定效应模型予以解决;针对遗漏变量问题,综合学者权威研究,尽可能增加控制变量予以缓解。前文已论证数字普惠金融可以促进农业碳排放效率

的提升,同时也应注意到,农业碳排放效率的提升可显著增加农业经济社会效益,进而为数字普惠金融的发展提供良好环境。因此,农业碳排放效率与数字普惠金融之间可能存在互为因果关系。针对该问题,运用工具变量两阶段最小二乘法予以解决。参考文献[59],选取样本省省会到浙江省杭州市球面距离( $K$ )、滞后一期数字普惠金融水平( $L_{-1}$ )作为数字普惠金融的工具变量。其依据是:数字普惠金融指数基于蚂蚁金服平台数据构建,杭州市的数字普惠金融指数在全国处于领先地位。理论上越接近杭州的省份,其数字金融发展水平也越高;数字普惠金融发展存在连续性,滞后一期与当期的数字普惠金融水平必然存在高度关联性。显然,两变量符合工具变量的相关性要求。地理距离是客观存在的自然特征,不会因农业碳排放效率的改变而变化;上一期的数字普惠金融水平已成过去式,同样不会因当期农业碳排放效率的改变而变化。显然,两变量符合工具变量的外生性要求。需要强调的是,本研究数据形式为面板数据,球面距离并不随时间而变化,将其纳入工具变量会导致常规的第二阶段估计有偏。因此,采用滞后一期的样本省球面距离与数字普惠金融水平交互项( $L_{-1}K$ )作为具有时间变化效应的新的工具变量。

表5中模型(5)结果发现引入工具变量后,识别不足检验的LM统计量和P值分别为87.464和0.000,弱工具变量检验Wald F统计量为192.223,说明所选工具变量与内生变量具有较强相关性;过度识别检验的Hansen J统计量和P值分别为1.315和0.252,说明所选工具变量与干扰项不相关,具有较强外生性。第二阶段回归中数字普惠金融影响系数为正,且在5%水平上显著,说明在克服模型内生性问题后,所得结论依然成立。

#### 4.4 稳健性检验

##### 4.4.1 更换回归模型

为更好捕捉农业碳排放效率的惯性效应特征,在模型(1)基础上加入农业碳排放效率的一阶滞后项。被解释变量滞后项会导致模型内生性问题,为此采用系统广义矩估计方法进行动态面板回归,具体结果见表6模型(6)。由表可知,Arellano-Bond序列相关检验和Hansen检验结果表明模型设定可行,且工具变量有效。农业碳排放效率一阶滞后项系数为正,且在1%水平上显著,说明中国农业碳排放效率在时间维度上的确存在惯性效应。数字普惠金融对农业碳排放效率在5%水平上具有显著正向影响,说明在控制农业碳排放效率惯性效应后,假设H1依然成立,基准回归结果被证明是稳健的。

##### 4.4.2 改变因变量测算方法

农用柴油是引发农业碳排放的主要农业能源,借鉴



表5 内生性处理:工具变量两阶段最小二乘法

变量	模型(5)(两阶段最小二乘法)	
	第一阶段:X	第二阶段:Y
L. KX	-0.00002*** (0.000)	
L. X	0.636*** (0.041)	
X		0.341** (0.161)
控制变量	Yes	Yes
N	330	330
R <sup>2</sup>		0.591
Prob > F	0.000	0.000
LM statistic		87.464***
Wald F statistic		192.223
Hansen J statistic		1.315

注:\*\*  $P<0.05$ , \*\*\*  $P<0.01$ ;括号内数值为标准误。

谢会强等<sup>[14]</sup>的研究,农业能源方面碳源仅考虑农用柴油。此外,技术效率、纯技术效率分别基于规模报酬不变、规模报酬可变得出。借鉴郭四代等<sup>[11]</sup>的研究,采用规模报酬不变模式重新测度农业碳排放效率。表6模型(7)汇报了改变测算方法后的估计结果,结果发现,数字普惠金融水平对农业碳排放效率依然在5%水平上具有显著正向影响,基准回归结果再次被证明是稳健的。

#### 4.4.3 剔除特殊样本

本研究分别从剔除直辖市样本、剔除特殊时间样本两个角度进行特殊样本剔除,其依据是:直辖市的经济发

展水平、农业产业结构、外部政策环境等与其他省份具有显著差异性,故剔除北京、天津、上海和重庆4个直辖市样本;2013年支付宝的兴起普遍被认为是中国数字金融发展的开端<sup>[60]</sup>,故剔除2011—2012年样本。表6模型(8)和模型(9)分别汇报了剔除直辖市样本和剔除特殊时间样本后的回归估计结果,其回归系数分别在5%和1%的水平上显著,数字普惠金融对农业碳排放效率的确具有显著正向影响。

#### 4.4.4 数据缩尾处理

为平滑数据并减少极端值对估计结果的有偏影响,常需对数据进行极端值缩尾处理。本研究对数字普惠金融及农业碳排放效率进行1%分位缩尾处理并再次回归估计,结果见模型(10)。由表可知,在对数据进行缩尾处理后,数字普惠金融对农业碳排放效率依然在1%水平上具有显著正向影响。由此,基准回归结果的稳健性得到进一步认定。

#### 4.5 时空异质性分析

变量时空演化分析了数字普惠金融与农业碳排放效率的时空相关关系,基准回归结果论证了两者的因果关系,此处进一步探究两者因果关系的时空异质性。<sup>①</sup>时间层面异质性。2016年G20峰会正式提出“数字普惠金融”概念,此后数字金融资源不断向各地区倾斜。基于此,将样本分为2016年以前、2016年及以后两组并分别回归,结果见表7模型(11)—模型(12)。结果发现,2016年及以后的数字普惠金融对农业碳排放效率在1%水平上具有显著正向影响,2016年以前的影响系数不显著。

表6 稳健性检验

变量	模型(6)	模型(7)	模型(8)	模型(9)	模型(10)
	系统广义矩估计 方法	改变因变量测算 方法	剔除直辖市样本	剔除2011—2012年 样本	数据缩尾处理
L. Y	1.069*** (0.145)				
X	0.771** (0.358)	0.266** (0.114)	0.318** (0.139)	0.319*** (0.117)	0.341*** (0.118)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-2.147 (1.611)	0.223 (0.428)	0.169 (0.706)	-0.273 (0.561)	0.176 (0.443)
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	330	360	312	300	360
R <sup>2</sup>		0.564	0.518	0.639	0.558
Arellano-Bond test for AR(1):P-value	0.036	—	—	—	—
Arellano-Bond test for AR(2):P-value	0.765	—	—	—	—
Hansen test: P-value	1.000	—	—	—	—

注:\*\*  $P<0.05$ , \*\*\*  $P<0.01$ ;括号内数值为标准误。



②空间层面异质性。参照国家统计局划分方法,将样本省分为东部地区、中部地区和西部地区并分别回归,具体结果见表 7 模型(13)—模型(15)。结果发现,东部地区与中部地区数字普惠金融对农业碳排放效率分别在 5% 和 10% 的水平上具有显著正向影响,西部地区影响系数不显著。

两者因果关系存在时空异质性可能的原因在于:数字普惠金融是数字技术与金融业务的有机结合,数字普惠金融作用的有效发挥依赖于农村数字基础设施和农村传统金融水平。不同时期不同地区经济发展水平、要素资源禀赋各异,导致农村数字基础设施、农村传统金融水平都会存在差异性,进而使得数字普惠金融对农业碳排放效率的影响存在显著的时空异质性。对于该原因,本研究将在接下来的影响机制分析中进行详细剖析和论证。

## 5 影响机制分析

### 5.1 影响渠道机制:中介效应

#### 5.1.1 影响渠道机制实证分析

表 8 中模型(16)、模型(17)分别汇报了数字普惠金融对农业技术创新和农业土地流转影响的回归估计结果,结果发现二者影响系数均为正,且分别在 1% 和 5% 的水平上显著,表明数字普惠金融的确有利于提升农业技术创新和农业土地流转水平。由此,假设 H2 和假设 H3 均得到有效验证。

#### 5.1.2 影响渠道机制稳健性检验

上述机制成立的前提是,中介变量对农业碳排放效率有影响。参考杨孟禹等<sup>[61]</sup>的思路,本研究进一步将农业碳排放效率作为被解释变量,中介变量作为解释变量进行回归分析,具体结果见表 9 的模型(18)、模型(19)。两个模型的影响系数均在 1% 水平上显著,表明农业技术创新和农业土地流转均可显著提升农业碳排放效率。该

结果进一步增强了本研究提出的影响渠道机制的可靠性。由此,假设 H2 和假设 H3 均得到进一步验证。

同时借鉴温忠麟等<sup>[62]</sup>的研究思路,采用传统的三步回归法进行中介效应分析,并采用 Sobel 检验对三步回归法中介效应稳健性进行检验,具体结果见表 9 模型(20)和模型(21)。结果显示,在添加了数字普惠金融变量后,农业技术创新和农业土地流转的影响系数均在 1% 水平上显著为正,两个模型中数字普惠金融的影响系数较上文模型(1)有所降低,但仍均在 5% 水平上显著为正,说明农业技术创新和农业土地流转在数字普惠金融对农业碳排放效率影响中均发挥部分中介效应。两个模型中 Sobel 检验分别在 5% 和 10% 的水平上拒绝原假设,验证了农业技术创新和农业土地流转部分中介效应的稳健性。

### 5.2 影响依赖机制:门槛效应

前文发现数字普惠金融对农业碳排放效率的影响存在时空异质性,可能的原因是数字普惠金融作用的有效发挥依赖于农村的数字基础设施和传统金融水平。鉴于此,选取农村数字基础设施和农村传统金融水平作为门槛变量,运用面板门槛模型分析数字普惠金融对农业碳排放效率影响的依赖机制。面板门槛模型需进行门槛效应检验和门槛值检验,门槛效应检验见表 10,结果显示,农村数字基础设施和农村传统金融水平在单一门槛中 P 值分别为 0.057 和 0.090,双重门槛检验中 P 值分别为 1.000 和 0.877,两变量通过单门槛效应检验。表 10 还汇报了农村数字基础设施和农村传统金融水平单一门槛值及其置信区间的具体结果,两变量的单一门槛值分别为 0.118 和 0.775。门槛值检验如门槛值似然比函数图所示(图 3 和图 4),农村数字基础设施和农村传统金融水平门槛值对应的 LR 值均小于 5% 显著水平临界值,两变量均通过门槛值检验。

表 11 模型(22)和模型(23)分别汇报了农村数字基础

表 7 数字普惠金融影响效果的时空异质性

变量	时间层面异质性		空间层面异质性		
	模型(11) 2016 年以前	模型(12) 2016 年及以后	模型(13) 东部地区	模型(14) 中部地区	模型(15) 西部地区
X	0.284 (0.284)	0.426*** (0.131)	0.524** (0.207)	0.435* (0.219)	0.166 (0.255)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-0.529 (1.304)	-2.026** (0.859)	0.492 (0.740)	1.016 (1.385)	1.427 (1.040)
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	150	210	132	96	132
R <sup>2</sup>	0.083	0.758	0.638	0.576	0.780

注: \* P<0.10, \*\* P<0.05, \*\*\* P<0.01; 括号内数值为标准误。



表8 影响渠道机制实证分析结果

变量	<i>A</i>		<i>B</i>	
	模型(16)	模型(17)	模型(16)	模型(17)
<i>X</i>	25.800*** (7.470)	0.095** (0.046)		
控制变量	Yes	Yes		
常数项	272.744*** (28.129)	1.618*** (0.175)		
个体效应	Yes	Yes		
时间效应	Yes	Yes		
<i>N</i>	360	360		
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.663	0.669		

注: \*\*  $P < 0.05$ , \*\*\*  $P < 0.01$ ; 括号内数值为标准误。

表9 影响渠道机制稳健性检验结果

变量	<i>Y</i>			
	模型(18)	模型(19)	模型(20)	模型(21)
<i>A</i>	0.003*** (0.001)		0.002*** (0.001)	
<i>B</i>		0.479*** (0.142)		0.437*** (0.142)
<i>X</i>			0.277** (0.119)	0.298** (0.117)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-0.248 (0.479)	-0.209 (0.465)	-0.605 (0.500)	-0.654 (0.493)
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	360	360	360	360
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.554	0.556	0.562	0.565
Sobel test			0.062** 0.042*	

注: \*\*  $P < 0.05$ , \*\*\*  $P < 0.01$ ; 括号内数值为标准误。

设施和农村传统金融水平门槛作用下数字普惠金融对农业碳排放效率影响的回归估计结果。模型(22)表明,农村数字基础设施跨越门槛值(0.118)前后数字普惠金融对农

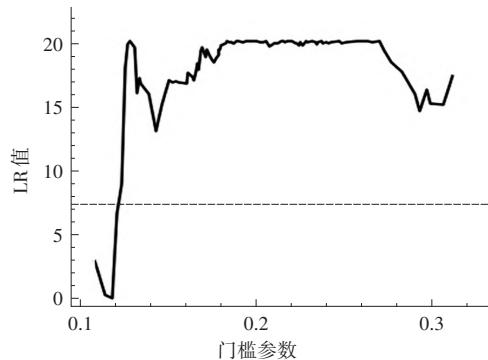


图3 农村数字基础设施门槛值似然比函数图

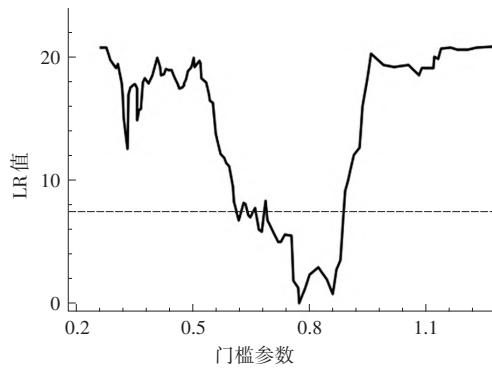


图4 农村传统金融水平门槛值似然比函数图

业碳排放效率的影响系数值分别为0.004、0.120,且前者影响系数不显著,后者影响系数在1%水平上显著。可见,农村数字基础设施在两者关系中发挥较强门槛效应。早期阶段(2016年之前)或中西部地区的农村数字基础设施较匮乏,数字普惠金融赋能农业碳排放效率的“土壤”相对“贫瘠”,对农业碳排放效率的促进作用不明显。现阶段(2016年之后)或东部地区农村数字基础设施较完善,数字普惠金融赋能农业碳排放效率的“土壤”相对“肥沃”,对农业碳排放效率的促进作用显著增强。由此,假设H4得到

表10 门槛效应检验和值门槛估计

门槛变量	门槛性质	门槛效应检验			Bootstrap 次数	临界值		
		F值	P值			1%	5%	10%
<i>E</i>	单一门槛	20.680*	0.057	300	28.417	21.971	18.350	
	双重门槛	-7.680	1.000	300	45.324	28.994	22.181	
<i>F</i>	单一门槛	21.330*	0.090	300	34.598	24.252	20.780	
	双重门槛	5.260	0.877	300	36.103	24.729	20.972	
门槛估计值和置信区间								
门槛变量		单一门槛值			95%的置信区间			
<i>E</i>		0.118			(0.114, 0.121)			
<i>F</i>		0.775			(0.731, 0.790)			

注: \*  $P < 0.10$ , \*\*  $P < 0.05$ , \*\*\*  $P < 0.01$ 。



表11 影响依赖机制:农村数字基础设施和农村传统金融水平的门槛效应

变量	模型(22)	模型(23)
	<i>Y</i>	<i>Y</i>
$X(E \leq 0.118)$	0.004 (0.040)	
$X(E > 0.118)$	0.120*** (0.034)	
$X(F \leq 0.775)$		0.077** (0.033)
$X(F > 0.775)$		0.121*** (0.032)
控制变量	Yes	Yes
常数项	1.147** (0.490)	0.825 (0.558)
个体效应	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes
<i>N</i>	360	360
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.431	0.431

注: \*\*  $P < 0.05$ , \*\*\*  $P < 0.01$ ; 括号内数值为标准误。

有效验证。模型(23)表明,农村传统金融水平跨越门槛值(0.775)前后数字普惠金融对农业碳排放效率的影响系数值分别为0.077和0.121,影响系数显著性水平分别为5%和1%。可见,农村传统金融水平在两者关系中同样发挥较强门槛效应。早期阶段(2016年之前)或中西部地区农村传统金融水平较弱,农业经营主体金融知识技能匮乏,即使有使用数字金融的愿望,也无法产生有效的数字金融需求,数字普惠金融对农业碳排放效率的促进作用不够明显。现阶段(2016年之后)或东部地区农村传统金融水平较强,农业经营主体金融知识技能较丰富,数字金融服务供求可实现高效精准匹配,数字普惠金融对农业碳排放效率的促进作用显著增强。由此,假设H5得到有效验证。

## 6 结论与政策启示

本研究依据2011—2022年省级面板数据和北京大学数字普惠金融指数,在采用超效率SBM模型计算各省农业碳排放效率基础上,系统剖析数字普惠金融对农业碳排放效率的影响及其机制。结果发现:①数字普惠金融对农业碳排放效率具有显著正向影响,在对模型进行内生性处理和稳健性检验后,所得结论依然成立。②分维度层面,数字化程度和覆盖广度对农业碳排放效率影响较显著,使用深度对农业碳排放效率影响不显著。③两者因果关系存在显著时空异质性。时间层面,2016年及以后的数字普惠金融对农业碳排放效率的影响较2016年以前更显著;空间层面,东部地区数字普惠金融对农业碳

排放效率的影响较中西部地区更显著。④就影响渠道机制而言,数字普惠金融不仅可通过缓解农业经营主体融资约束、普及平台环保知识和环保项目等方式直接提升农业碳排放效率,还可通过农业技术创新、农业土地流转等方式间接影响农业碳排放效率,即二者在数字普惠金融对农业碳排放效率影响中均发挥部分中介效应。⑤就影响依赖机制而言,数字普惠金融作用的有效发挥依赖于农村数字基础设施和农村传统金融水平,即二者在数字普惠金融对农业碳排放效率影响中发挥门槛效应。

上述研究结论具有较强政策启示:①优化数字普惠金融顶层设计,提升对农业碳排放效率赋能效果。政府应通过“送金融知识下乡”“普惠金融宣传月”等工程宣传活动强化数字普惠金融对碳减排效应的知识普及,通过财政补贴、税收优惠等一揽子支持政策提升数字普惠金融对农业碳排放效率的赋能效果。在此过程中,既要进一步提升数字普惠金融在“三农”领域的覆盖广度和数字化程度,克服金融需求方“精英俘获”现象;更要注重增强金融需求方在绿色数字信贷、低碳数字保险等金融业务的使用深度,实现金融服务真正下沉。②强化数字普惠金融的农业技术和土地流转杠杆效应,进一步释放数字普惠金融的农业碳减排潜力。就农业技术创新而言,一方面,数字普惠金融机构应通过银保合作、产品组合等方式保障低碳涉农企业的资金供给,支持其围绕生态循环、标准化清洁生产、低碳生产要素利用等领域开展技术研发、转化和推广活动;另一方面,数字普惠金融机构可尝试与地方政府、农业企业构建“政、银、企”风险共担体系,为农业企业建立农业技术创新风险代偿基金,进而熨平农业企业开展农业技术创新的风险。就农业土地流转而言,一方面要进一步提升农业信贷可得性、完善非农就业创业数字化平台建设,撬动利益主体参与农业土地流转的内生动力;另一方面要依托大数据、人工智能等信息技术完善数字普惠金融平台中的土地流转供求、利益主体信用、线上流转合同等信息,提升农业土地流转的效率与质量。③完善农村数字基础设施,消弭“数字金融接入鸿沟”。通过担保贴息、以奖代补、民办公助、政府与社会资本合作(PPP)等模式,撬动更多资本投向农村数字基础设施建设,尤其是强化中西部地区数字基础设施投入力度。合规采取单个项目、组合项目、连片开发等多种形式推进“宽带乡村”“广播电视台户户通”建设,做好光纤、无线信号和5G基站扩容工作。由此缩小农业经营主体的数字资源禀赋差异,提升数字普惠金融对农业碳排放效率的赋能效果。④提升农村传统金融水平,消弭“数字金融使用鸿沟”。农户对接传统金融的频率越高,其金融知识经验就越丰富,也就越会拥抱新兴的数字普惠金融。一方面



要加大乡镇及以下物理网点的布设力度和数字化转型升级,提升传统金融的市场覆盖面;另一方面要探索符合低碳农业生产特点的金融产品,优化传统金融的产品结构和服务功能。进而强化农业经营主体的金融使用黏性,提升数字普惠金融对农业碳排放效率的赋能效果。

#### 参考文献

- [1] UNEP. Emissions Gap Report 2022[R]. Nairobi:UN, 2022.
- [2] CRIPPA M, SOLAZZO E, GUIZZARDI D, et al. Food systems are responsible for a third of global anthropogenic GHG emissions[J]. Nature food, 2021, 2(3):198–209.
- [3] 匡远配,彭云,李姗姗.新时代中国农业农村现代化的多重逻辑、基本特征及实现路径[J].中国农村经济,2024,(12):2-22.
- [4] 范紫月,齐晓波,曾麟嵒,等.中国农业系统近40年温室气体排放核算[J].生态学报,2022,42(23):9470–9482.
- [5] 王修华,赵亚雄.数字金融发展与城乡家庭金融可得性差异[J].中国农村经济,2022(1):44–60.
- [6] 吴贤荣,张俊飚,田云,等.中国省域农业碳排放:测算、效率变动及影响因素研究:基于DEA-Malmquist指数分解方法与Tobit模型运用[J].资源科学,2014,36(1):129–138.
- [7] 田云,蔡艳蓉,张蕙杰.数字经济对农业碳排放效率的影响:基于门槛效应和空间溢出效应的检验[J].农业技术经济,2024(11):89–107.
- [8] 高鸣,宋洪远.中国农业碳排放绩效的空间收敛与分异:基于Malmquist-luenberger指数与空间计量的实证分析[J].经济地理,2015,35(4):142–148.
- [9] GU R L, DUO L H, GUO X F, et al. Spatiotemporal heterogeneity between agricultural carbon emission efficiency and food security in Henan, China[J]. Environmental science and pollution research international, 2023, 30(17):49470–49486.
- [10] WU D, ZHANG Z W, LIU D, et al. Calculation and analysis of agricultural carbon emission efficiency considering water-energy-food pressure: modeling and application[J]. Science of the total environment, 2024, 907:167819.
- [11] 郭四代,钱昱冰,赵锐.西部地区农业碳排放效率及收敛性分析:基于SBM-Undesirable模型[J].农村经济,2018(11):80–87.
- [12] ELAHI E, ZHU M, KHALID Z, et al. An empirical analysis of carbon emission efficiency in food production across the Yangtze River basin: towards sustainable agricultural development and carbon neutrality[J]. Agricultural systems, 2024, 218:103994.
- [13] 伍国勇,孙小钧,于福波,等.中国种植业碳生产率空间关联格局及影响因素分析[J].中国人口·资源与环境,2020,30(5):46–57.
- [14] 谢会强,吴晓迪.城乡融合对中国农业碳排放效率的影响及其机制[J].资源科学,2023,45(1):48–61.
- [15] LI J J, LI S W, LIU Q, et al. Agricultural carbon emission efficiency evaluation and influencing factors in Zhejiang province, China [J]. Frontiers in environmental science, 2022, 10:1005251.
- [16] YANG X Q, LIU Y, BEZAMA A, et al. Agricultural carbon emission efficiency and agricultural practices: implications for balancing carbon emissions reduction and agricultural productivity increment[J]. Environmental development, 2024, 50:101004.
- [17] CÁMARA N, TUESTA D. Measuring financial inclusion: a multidimensional index[R]. London:BBVA Research, 2014.
- [18] 冯兴元,孙同全,董翀,等.中国县域数字普惠金融发展:内涵、指数构建与测度结果分析[J].中国农村经济,2021(10):84–105.
- [19] TCHAMYOU V S, ERREYGERS G, CASSIMON D. Inequality, ICT and financial access in Africa[J]. Technological forecasting and social change, 2019, 139:169–184.
- [20] 谭燕芝,李云仲,叶程芳.省域数字普惠金融与乡村振兴评价及其耦合协同分析[J].经济地理,2021,41(12):187–195.
- [21] 方观富,蔡莉.数字普惠金融如何影响农业产出:事实、机制和政策含义[J].农业经济问题,2022(10):97–112.
- [22] 陈一明,温涛.数字普惠金融能促进乡村产业发展吗:基于空间计量模型的分析[J].农业技术经济,2023(1):32–44.
- [23] 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.
- [24] 赵丙奇,俞凯丽.数字普惠金融促进农户创业的机制研究:基于CFPS数据的实证分析[J].农业技术经济,2024(6):38–51.
- [25] 邹洋,徐靖文,姜沐汐.数字普惠金融对共同富裕的空间动态影响分析[J].中国软科学,2024(5):163–172.
- [26] 王义中,林溪,李振华,等.数字普惠金融助力共同富裕:基于流动性约束视角[J].经济研究,2024,59(6):49–68.
- [27] CUMMING D, MEOLI M, VISIMARA S. Does equity crowdfunding democratize entrepreneurial finance? [J]. Small business economics, 2021, 56(2):533–552.
- [28] LI J, WU Y, XIAO J J. The impact of digital finance on household consumption: evidence from China[J]. Economic modelling, 2020, 86:317–326.
- [29] 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.
- [30] 王磊,马金铭.数字普惠金融影响农业绿色发展的机制与效应[J].华南农业大学学报(社会科学版),2023,22(6):14–27.
- [31] 刘成坤,程子婷,危俊卿.乡村振兴背景下的数字普惠金融与农业绿色发展[J].青海社会科学,2024(3):117–129.
- [32] 黄恒君,王子源.数字普惠金融对农业生态效率的影响:理论框架、机制分析与空间溢出效应[J].现代财经(天津财经大学学报),2024,44(1):3–17.
- [33] 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,2023,45(3):593–608.
- [34] 高国生,王奇珍,支海兵.数字普惠金融对农业碳排放强度的影响效应分析[J].经济问题,2024(1):57–65.
- [35] 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.
- [36] 谢玲红,毛世平.中国涉农企业科技创新现状、影响因素与对策[J].农业经济问题,2016,37(5):87–96.
- [37] 肖卫东,杜志雄.以提升涉农企业科技创新能力推进农业新旧动能转换[J].理论学刊,2021(6):70–78.



- [38] 吕文栋,赵杨,韦远. 论弹性风险管理:应对不确定情境的组织管理技术[J]. 管理世界,2019,35(9):116-132.
- [39] 杨广亮,王军辉. 新一轮农地确权、农地流转与规模经营:来自CHFS的证据[J]. 经济学(季刊),2022,22(1):129-152.
- [40] 操小娟,靳婷. 土地流转、农业规模经营与农业碳排放:基于土地流转政策的准自然实验[J]. 华中农业大学学报(社会科学版),2024(4):153-163.
- [41] 郑宏运,李谷成. 土地流转如何影响农业资源配置效率:一个异质性分析[J]. 农业技术经济,2023(4):4-17.
- [42] 吉雪强,刘慧敏,张跃松. 中国农地流转对农业碳排放强度的影响及作用机制研究[J]. 中国土地科,2023,37(2):51-61.
- [43] 郁亮亮,纪月清. 中国城乡转型中的农村土地集体产权与流转配置效率[J]. 中国农村经济,2022(10):24-40.
- [44] 崔益邻,程玲娟,曹铁毅,等. 关系治理还是契约治理:农地流转治理结构的转型逻辑与区域差异研究[J]. 中国土地科学,2022,36(3):41-50.
- [45] GUO F, KONG S T, WANG J Y. General patterns and regional disparity of Internet finance development in China: evidence from the Peking University Internet Finance Development Index [J]. China economic journal, 2016, 9(3): 253-271.
- [46] 郭峰,王瑶佩. 传统金融基础、知识门槛与数字金融下乡[J]. 财经研究,2020,46(1):19-33.
- [47] 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.
- [48] 李谷成,范丽霞,冯中朝. 资本积累、制度变迁与农业增长:对1978—2011年中国农业增长与资本存量的实证估计[J]. 管理世界,2014(5):67-79.
- [49] 田云,尹憲昊. 中国农业碳排放再测算:基本现状、动态演进及空间溢出效应[J]. 中国农村经济,2022(3):104-127.
- [50] 蒋金荷. 中国城镇住宅碳排放强度分析和用能政策反思[J]. 数量经济技术经济研究,2015,32(6):90-104.
- [51] 胡向东,王济民. 中国畜禽温室气体排放量估算[J]. 农业工程学报,2010,26(10):247-252.
- [52] TONE K. A slacks-based measure of super-efficiency in data envelopment analysis [J]. European journal of operational research, 2002, 143(1): 32-41.
- [53] 张利国,冷浪平,杨胜苏,等. 土地流转和社会化服务对农业全要素生产率的影响实证分析[J]. 经济地理,2024,44(4):181-189.
- [54] 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,2022,37(1):135-149.
- [55] 张金林,董小凡,李健. 数字普惠金融能否推进共同富裕:基于微观家庭数据的经验研究[J]. 财经研究,2022,48(7):4-17.
- [56] 苏锦旗,潘婷,董长宏. 中国农业数字化发展及区域差异评价[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版),2023,23(4):135-144.
- [57] 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.
- [58] 张勋,万广华,吴海涛. 缩小数字鸿沟:中国特色数字金融发展[J]. 中国社会科学,2021(8):35-51.
- [59] 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),2020,20(3):132-145.
- [60] 黄益平,黄卓. 中国的数字金融发展:现在与未来[J]. 经济学(季刊),2018,17(4):1489-1502.
- [61] 杨孟禹,唐宝时,刘雅宁. 被动反应与主动选择:国家土地督察何以抑制城市扩张[J]. 中国农村经济,2024(2):131-154.
- [62] 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,2014,22(5):731-745.



## Impact of digital financial inclusion on agricultural carbon emission efficiency and its underlying mechanisms

LIANG Jie<sup>1</sup>, SONG Tianhao<sup>1</sup>, XIA Xuechao<sup>2</sup>, XU Jianteng<sup>1</sup>

(1. School of Management, Qufu Normal University, Rizhao Shandong 276800, China;  
2. College of Economics and Management, Xinjiang University, Urumqi Xinjiang 830046, China)

**Abstract** Improving agricultural carbon emission efficiency is an important starting point for promoting high-quality agricultural development and contributing to the Beautiful China initiative, with financial support serving as the primary focus for effectively enhancing agricultural carbon emission efficiency. Based on provincial panel data from 2011 to 2022 and the Peking University Digital Financial Inclusion Index, this study systematically analyzed the impact of digital financial inclusion on agricultural carbon emission efficiency and its underlying mechanisms using a super-efficient SBM model that incorporated undesirable outputs to calculate agricultural carbon emission efficiency for each province. The results showed that: ① Digital financial inclusion had a significantly positive impact on agricultural carbon emission efficiency. After addressing endogeneity through instrumental variable method and conducting robustness tests by replacing regression models, changing dependent variable calculation methods, eliminating special samples, and winsorizing data, the conclusions remained valid. ② At the sub-dimensional level, digitalization degree and coverage breadth had a significant impact on agricultural carbon emission efficiency, while usage depth had no significant impact. ③ Significant spatiotemporal heterogeneity existed in the impact of digital financial inclusion on agricultural carbon emission efficiency. Temporally, the impact of digital financial inclusion in 2016 and thereafter was more significant than that before 2016. Spatially, the impact in the eastern region was more significant than that in the central and western regions. ④ In terms of influence channel mechanisms, digital financial inclusion could indirectly affect agricultural carbon emission efficiency through agricultural technological innovation and agricultural land transfer, with both playing partial mediating effects in the impact of digital financial inclusion on agricultural carbon emission efficiency. ⑤ Regarding dependence mechanisms, the effective functioning of digital financial inclusion depended on the level of rural digital infrastructure and rural traditional finance, with both playing threshold effects in the impact of digital financial inclusion on agricultural carbon emission efficiency. In view of this, this study proposes policy recommendations to strengthen the positive impact of digital financial inclusion on agricultural carbon emission efficiency from the perspectives of optimizing the top-level design of digital financial inclusion, strengthening the leveraging effects of finance on agricultural technology and land transfer, improving rural digital infrastructure, and enhancing the level of traditional rural finance.

**Key words** digital financial inclusion; agricultural carbon emission efficiency; mediating effect; threshold effect

(责任编辑:闫慧珺)