

农业数字化的碳减排效应:理论分析与经验证据

史常亮

(湖南省社会科学院 经济研究所, 湖南 长沙 410003)



摘要 在测度各省农业数字化转型水平的基础上,使用扩展的STIRPAT模型和2005—2022年省级面板数据,对中国农业数字化的碳减排效应及其作用机制进行检验。结果表明,数字化显著促进了农业碳减排,并且绿色技术创新尤其是实质性绿色技术创新是其中重要的作用机制。异质性分析发现,在东部地区、人力资本水平高和数字基础设施发达的省份,农业数字化的碳减排效果更加显著。面板门槛回归结果表明,数字化对农业碳排放的影响存在基于自身发展水平的双重门槛效应,只有当农业数字化水平达到一定阈值后,其碳减排效应才会充分显现。最后,研究还发现农业数字化的碳减排效应具有显著的空间溢出性,并且位置相邻和地理距离相近的地区间更容易产生空间溢出效应。

关键词 农业数字化; 碳排放; 绿色技术创新; 门槛效应; 空间溢出效应

中图分类号: F840.66 **文献标识码**: A **文章编号**: 1008-3456(2025)04-0034-13

DOI编码: 10.13300/j.cnki.hnwxkb.2025.04.004

碳排放^①引起的气候变暖已成为当今世界面临的巨大挑战之一。农业作为国民经济的基础产业,也是碳排放的重要来源。据统计,全球由于农业和林业活动以及土地利用变化而产生的碳排放约占总排放量的17%,如果考虑农业食品链直接和间接用能产生的排放,该比例将会进一步上升至21%~37%^②。中国是世界上最大的农业生产国,农业活动相关的碳排放约占全国总排放的11%^③,并且由于农业碳排放属于基础性、生存性排放,其减排必须以保障粮食安全和重要农产品有效供给为前提^④,这对中国农业“碳达峰、碳中和”目标的实现提出了更高的要求。如何在满足日益增长的粮食和农产品需求的同时,大幅减少农业碳排放,成为新时代中国农业发展亟待解决的现实命题^⑤。

当前,随着人工智能、大数据、云计算、遥感监测、物联网等数字技术在农业领域的广泛应用和渗透,数字化转型成为转变农业发展方式、促进农业高质量发展的重要引擎^{⑥-⑦}。相比实物要素,数字技术更具“清洁性”,其与农业的深度融合也为推动农业降碳减排、助力“双碳”目标实现提供了新思路^{⑧-⑨}。经济合作与发展组织的一项调查显示,近年来发达国家农业碳减排的一大共同点就是普遍重视利用数字技术手段^⑩。中国自2015年开始规划数字农业实施方案,提出“未来5~10年内,初步完成农业数据化改造”,并出台了一系列支持政策以推动数字农业转型发展。2022年出台的《“十四五”数字经济发展规划》重申“到2025年,农业数字化转型快速推进”基础上,进一步强调要“在数字化转型过程中推进绿色发展”。这意味着,通过数字化技术推进农业的绿色低碳转型已然上升为一项国家战略。

收稿日期:2024-05-12

基金项目:国家社会科学基金青年项目“环境规制与农户生产绿色转型的机制、效应与政策优化研究”(19CJL019)。

① 碳排放是温室气体排放的总称,包括二氧化碳、甲烷、氧化亚氮、氢氟碳化物、全氟化碳和六氟化硫。农业温室气体主要包括二氧化碳、甲烷和氧化亚氮。本文中的碳排放即温室气体排放。

② 参见波士顿咨询公司与极飞科技2022年7月联合发布的《通往农业碳中和之路——科技如何助力农业减少温室气体排放,实现净零转型》。

那么,数字化究竟能否成为实现农业“双碳”目标的重要工具?已有文献中关于数字化对碳排放影响的研究多聚焦在工业和服务业领域,针对农业数字化碳减排效应的研究成果相对较少,零星的研究主要基于案例分析或理论上的研判。Balogun 等对非洲地区农业数字化实践的调查表明,将数字化引入农业可以减少碳排放,同时为越来越多的城市居民提供食物^[9]。张柏杨等结合成都某农业公司的案例发现,利用数字技术每年可直接减少约 3166 吨二氧化碳排放^[10]。黄晓慧等指出,数字化可以通过传播教育功能、关系纽带功能、信息匹配功能和金融杠杆功能提升农户资本禀赋,进而驱动农业绿色低碳转型^[11]。最近几年,随着数据可获性的改善,有关农业数字化碳减排效应的实证研究逐渐增多。大部分文献都表明,数字化显著减少了农业生产中的碳排放^[12-14],并且对农业碳排放强度同样具有显著抑制作用^[15-16]。但也有文献发现,数字化对农业碳减排的影响存在产业和地区异质性^[17]。

既有文献为本文提供了重要思路和深刻洞见,但也应该看到相关研究仍有进一步深入的必要。其一,尽管已经有文献开始关注农业数字化转型带来的碳减排效应,并对其背后的机制展开初步探索,但这些机制大都乏善可陈。解决碳排放等环境污染问题本质上依赖于技术创新,尤其是具有绿色偏向特征的技术创新。因此,有必要对绿色技术创新在数字化促进农业碳减排中的作用机制进行检视。其二,现有文献大多基于线性视角讨论数字化对农业碳排放的影响,忽视了二者在数字技术的“梅特卡夫法则”作用下存在非线性相关关系的可能。同时,已有研究普遍采用经典计量模型,也忽视了由于数字技术的广覆盖性、强渗透性和空间辐射功能而可能存在的空间溢出效应。其三,已有研究主要基于多维度评价指标体系,构造各类数字经济指数对农业数字化水平进行间接测度,其内在逻辑是较高的农业农村数字基础设施水平一定对应着较高的数字技术应用程度,而忽略了农业对相关数字产品和服务的利用效率^[18]。

鉴于此,本文将农业数字化、绿色技术创新和碳排放纳入同一框架,实证考察数字化对农业碳排放的影响,并检验农业绿色技术创新在其中的作用机制。可能的边际贡献体现在:一是基于 Ghosh 投入产出模型,通过计算农业部门对数字经济要素的直接依赖程度来度量农业数字化水平,不仅为严谨评估农业数字化转型的碳减排效应提供了保障,也为该方面的后续研究提供了数据支撑;二是从绿色技术创新视角,揭示农业数字化促进碳减排的作用机制,在一定程度上深化了数字经济与碳排放关系的理论认识,并丰富了相关的经验证据;三是基于扩展的 STIRPAT 方程,从直接影响、门槛特征以及空间溢出性等多个角度对农业数字化的碳减排效应进行检验,拓展了已有文献。

一、理论分析与研究假说

1. 农业数字化对碳排放的影响及其机制

农业数字化就是把数字技术应用于农业改造和提升的过程^[19]。作为一种赋能技术,数字技术可以从直接和间接两方面对农业碳排放产生影响,如图 1 所示。就直接影响而言,一是提升生产要素使用效率。数字技术与劳动力、土地、资本等传统要素的深度融合,能够有效提升生产要素效能,在提高农业生产效率的同时,降低农业活动对环境的压力,推动单位农业产出的碳排放强度不断降低。二是减少“碳源”生产要素投入。一方面,借助云计算、大数据技术,通过收集和分析大量的农业数据,可以为农民提供科学的种植方案和决策支持,帮助农民选择适宜的作物品种和种植模式,制定最佳的农业生产计划,减少因盲目生产带来的资源浪费和碳排放增加。另一方面,利用物联网、人工智能、遥感监测等技术,能够实现对农业生产要素的精准测量和农业生产过程的实时监测及精细管理,减少不必要的农业能源投入和农用物资消耗导致的碳排放。三是加强碳汇管理。数字技术在农业减排固碳监测领

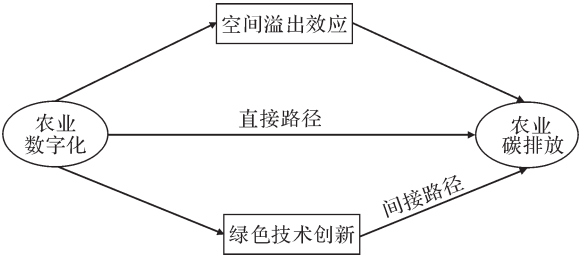


图 1 数字化促进农业碳减排路径框架

域的推广应用,能够有效加强农业生产中的碳足迹管理,精确测量和评估森林、草地、农田等生态系统中的碳储量和碳汇能力,为制定针对性的碳汇管理策略提供数据支持。

绿色技术创新是促进农业绿色低碳发展的核心动力,也是实现碳减排目标的重要工具。一方面,绿色技术的广泛使用可以助力农户进行无污染生产、清洁生产,同时促进有机废弃物的资源化利用,从生产端减少资源消耗和温室气体排放,实现碳排放的源头防控。另一方面,绿色技术创新能够为二氧化碳的捕集、运输、封存和综合利用提供技术支撑,从而有效降低脱碳成本,从环境治理端助力农业碳减排。数字经济作为一种创新驱动型经济,在整合创新资源、打通创新堵点上具有明显优势,能够通过促进农业绿色技术创新,助力农业低碳转型。首先,数字技术的嵌入能够打破农业绿色技术创新信息传递的时空限制,推动创新资源在更大范围内互通共享,从而提高农业绿色技术创新效率。其次,数字技术具备的开放性、共享性、平台性等特征,为跨部门协同创新创造了条件,有利于各类创新主体通过高水平合作来推动农业绿色技术创新。最后,数字技术的普及应用打破了信息流动的壁垒,可以帮助创新主体及时捕捉市场对绿色农产品的需求状态,从而有针对性地开展技术创新活动,提高创新的时效性和有效性。基于上述分析,本文提出以下假说:

H₁:农业数字化转型能够有效促进碳减排。

H₂:数字化通过促进农业绿色技术创新,进而减少碳排放。

2. 农业数字化对碳排放影响的门槛效应

已有研究表明,受梅特卡夫法则支配,数字经济对农业的影响具有边际效应递增的非线性特点^[20]。对于农业碳排放的影响也不例外。在数字农业发展的初期,由于数字技术与劳动、土地、资本等传统要素尚未实现深度融合,农业数字化转型动力不足,其减排效果也不甚明显。随着农业数字化转型的深入,数字技术逐渐深度融入农业生产的各个环节,数字技术不再是单独运作,而是与其他互补性要素不断组合迭代,从而不仅可以通过效率提升和技术革新促使碳排放减少,而且还能通过改善农业资源管理和决策制定,从污染源头和末端减少碳排放。当农业数字化程度进一步提高到一个新的水平,比如大多数农户都加入到数字化农业网络中,智能农机具、智能灌溉系统、遥感监测等数字技术已被广泛应用,数字技术与传统农业的融合壁垒被完全打破,此时在梅特卡夫法则的作用下,数字化对农业碳排放的影响将呈指数级变化,其带来的节能减排效果也会更加显著。这意味着,数字化对农业碳排放的影响很可能存在基于自身发展水平的门槛效应:当数字化水平低于该门槛值时,其减排效应较小甚至不明显;只有在数字化水平超过特定门槛值后,才能真正有效发挥其节能减排效应,出现显著的碳排放减少现象。基于上述分析,本文提出如下假说:

H₃:数字化对农业碳排放的影响存在门槛效应,只有当数字化水平达到某一临界点或门槛值后,才会产生显著的碳减排效应。

3. 农业数字化对碳排放影响的空间溢出效应

根据新经济地理学理论,所谓空间溢出效应是指某项经济活动对周边地区产生的间接影响。农业数字化对碳排放影响的空间溢出效应主要来自四个方面:一是数字化的发展打破了地理距离对经济活动的空间约束,提高了区域间的互联互通水平,在促进劳动、资本、技术等生产要素跨区域流动,优化地区间资源配置效率的同时,也会对各地区的农业生产布局和技术水平产生影响,进而影响地区农业碳排放。二是作为一种通用型技术,数字技术具有覆盖面广、渗透性强、可复制性等优势^[21],从而可以通过较为宽广的信息传播渠道实现更强的技术、知识扩散效应,促使农业绿色技术在更大范围内推广和应用,示范带动周边地区改进农业生产方式、提高能效和减排效果。三是数字农业发展能够通过供应链整合、市场一体化等形式,促使其他地区也加快数字化转型,进而推动整体农业生产的低碳发展。四是通过数字化平台,地区之间可以实现碳排放数据的共享和协同管理,从而更好地开展碳联合治理,共同提升碳生产率,降低整体碳排放强度。据此,本文提出如下研究假说:

H₄:数字化不仅能够降低本地区农业碳排放水平,而且还会通过空间溢出效应促进周边地区农业碳减排。

二、研究设计

1. 模型设定

在环境影响与社会经济发展关系问题的分析上,Dietz等提出的人口、富裕和技术的随机回归影响模型(STIRPAT)^[22]由于具有充分的生态学依据,且易于进行扩展而得到广泛应用。为检验农业数字化的碳减排效应,本文将数字技术从技术进步中分离出来,构造拓展的STIRPAT模型:

$$\ln I_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln P_{it} + \alpha_2 \ln A_{it} + \alpha_3 \ln T_{it} + \beta \text{Digital}_{it} + \delta X_{it} + \lambda_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,下标*i*和*t*分别表示省份和年份;*I*表示环境压力,即农业碳排放量;*P*、*A*、*T*分别表示人口规模、富裕程度和技术水平;*Digital*表示农业数字化水平,为本文关注的核心解释变量;*X*为其他控制变量; λ_i 和 γ_t 分别为省份固定效应和年份固定效应; α 、 β 、 δ 是待估计参数向量; ϵ_{it} 是随机误差项。

在此基础上,为检验数字化促进农业碳减排的作用机制,遵循江艇^[23]的研究建议,构建如下回归模型:

$$M_{it} = \alpha_0 + \phi \text{Digital}_{it} + \kappa Z_{it} + \lambda_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中, M_{it} 为机制变量, ϕ 为农业数字化对机制变量的影响系数;*Z*为包括STIRPAT模型基础变量在内的所有控制变量, κ 为各控制变量的待估计系数。根据江艇^[23]的研究,传统的三步法中介效应检验模型存在难以规避的缺陷,而如果机制变量和被解释变量的因果关系在理论上比较直观,直接考察政策变量对机制变量的影响,即可以视为达到了检验作用渠道的目的。

接着考虑到数字化对农业碳排放的影响可能存在基于自身发展水平的门槛效应,在式(1)基础上构建面板门槛模型进行检验:

$$\ln I_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{Digital} \times I(thr \leq \omega) + \beta_2 \text{Digital} \times I(thr > \omega) + \kappa Z_{it} + \lambda_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

式(3)中,*thr*为门槛变量,本文中门槛变量和门槛依赖变量均为农业数字化水平*Digital*; ω 为门槛值,由模型内生决定。式(3)为单门槛情形,可以根据门槛个数的检验结果扩充至多门槛情形。

最后考虑到数字化对农业碳排放的作用还会受到空间效应影响,而这种空间效应可能来自碳排放,也可能来自农业数字化以及两者的误差项,构建空间面板杜宾模型^①进行检验:

$$\ln I_{it} = \alpha_0 + \beta \text{Digital}_{it} + \kappa Z_{it} + \rho W \times \ln I_{it} + \theta_1 W \times \text{Digital}_{it} + \theta_2 W \times Z_{it} + \lambda_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)中,*W*为*n*×*n*阶的空间权重矩阵,为提高估计结果的稳健性,本文同时使用Rook空间邻接权重矩阵、地理距离权重矩阵和经济距离权重矩阵进行检验; ρ 为空间自回归系数; θ_1 和 θ_2 分别为农业数字化和控制变量空间滞后项的估计系数。本文采用广义空间两阶段最小二乘法对式(4)进行参数估计,相较于文献中普遍使用的极大似然法估计,该方法在处理模型内生性及异方差问题上更具优势^[25]。

2. 变量测度

(1)农业碳排放量,采用目前广泛使用的IPCC排放系数法进行测算。参考李波等^[26]、田云等^[27]、吴贤荣等^[28]文献并兼顾数据可获得性,本文从以下3个方面确定碳源因子及其所对应的碳排放系数(见表1):一是水稻生长过程中的甲烷排放和农地翻耕导致有机碳库被破坏而产生的氧化亚氮排放;二是化肥、农药、农膜等农用物资使用产生的碳排放,以及农业灌溉消耗电力、农业机械燃烧化石能源(主要是农用柴油)所造成的间接碳排放;三是猪、羊、牛三大主要牲畜养殖过程中因肠道发酵与粪便管理诱发的甲烷与氧化亚氮排放。依照上述确定的农业碳排放清单列表,将每一种碳源活动数据和所对应的碳排放系数相乘,得到农业碳排放量估算值。具体计算公式为:

$$C = \sum E_c \times \eta_c \quad (5)$$

式(5)中,*C*表示农业碳排放总量, E_c 表示各类碳源的具体活动数据, η_c 为各类碳源所对应的碳排放系数。

① 根据LeSage等^[24]的研究,作为空间计量模型的标准起点,空间杜宾模型不仅是研究空间溢出的有效工具,而且即便数据生成过程是其他空间计量模型(一般嵌套空间模型除外),选择空间杜宾模型也不会得到有偏的估计。

表1 农业碳排放指标体系

碳源	活动数据	碳排放系数	来源
水稻生长	稻谷播种面积	3.136 g CE/(m ² ·天)	吴贤荣等 ^[28]
农地翻耕	农作物总播种面积	312.600 kg CE/km ²	中国农业大学农学与生物技术学院
化肥	农用作肥施用量	0.896 kg CE/kg	美国橡树岭国家实验室
农药	农药使用量	4.934 kg CE/kg	美国橡树岭国家实验室
农膜	农用塑料薄膜使用量	5.180 kg CE/kg	南京农业大学农业资源与生态环境研究所
农业灌溉	耕地灌溉面积	266.480 kg CE/hm ²	田云等 ^[27]
农用柴油	农用柴油使用量	0.593 kg CE/kg	联合国政府间气候变化专门委员会
猪	生猪年末存栏量	34.091 kg CE/(头·年)	联合国政府间气候变化专门委员会
牛	牛年末存栏量	415.910 kg CE/(头·年)	联合国政府间气候变化专门委员会
羊	羊年末存栏量	35.182 kg CE/(头·年)	联合国政府间气候变化专门委员会

注:水稻生长周期取其中位值130天。

(2)农业数字化,用农业数字经济增加值占农业总增加值比重表示。数字经济分为数字产业化和产业数字化两部分,从增加值核算的角度,产业数字化属于经济学中的“远距离”作用影响,并不形成新的数字产品和服务^[29],不宜直接纳入数字经济规模^[18]。因此,本文主要从数字产业化角度对农业数字经济增加值规模进行核算,即实际上测度的是农业增加值中依赖于数字产品和服务投入得到的部分。借鉴许宪春等^[30]的做法,本文首先根据各省级地区公布的投入产出表和国家统计局界定的数字经济行业分类,并引入数字经济调整系数对数字经济核心产业进行剥离和归并,得到包含数字经济的五部门简化投入产出表,其中数字经济调整系数等于数字经济子行业营业收入与其所属父行业营业收入之比;然后根据编制的数字经济投入产出表和各行业的增加值率^①,估算农业增加值中依赖于数字投入的部分,即农业数字经济增加值;最后将农业数字经济增加值占行业增加值比重作为农业数字化发展水平的测度。

(3)农业绿色技术创新,用农业绿色专利申请量衡量,包括绿色发明和绿色实用新型两类。根据国家知识产权局发布的《绿色技术专利分类体系》,本文从中国专利数据库中手工收集和整理了各省每年的农业绿色发明专利申请量和农业绿色实用新型专利申请量,将两者加总得到农业绿色专利申请量。在回归分析时,为消除规模效应,统一使用常住人口换算为人均指标。另外,考虑到专利申请数量为0值的样本较多以及为了排除异方差对估计结果的干扰,将换算后的人均专利指标加1取自然对数后再放入回归模型。

(4)控制变量。基于STIRPAT模型框架,同时参考已有研究成果^[31-32],选取以下变量作为控制变量。①人口规模,用年末常住总人口表示,取自然对数。②富裕程度,用人均地区生产总值及其平方(环境库兹涅茨曲线,即EKC)表示,取自然对数。③技术水平,用基于全局DEA-Malmquist指数模型测算的农业全要素生产率衡量^②,其中产出为农林牧渔业总产值,投入包括农作物播种总面积、农用作肥施用量、农业机械总动力和第一产业从业人员。④农业经济结构,用种植业产值占农林牧渔业总产值比重、粮食作物播种面积占农作物总播种面积比重反映。⑤城镇化率,用城镇常住人口占总人口比重表示。⑥财政支农力度,用农林水事务支出占地方一般公共预算支出的比重表示。⑦农业对外开放,用农产品进出口总额与农林牧渔业总产值之比衡量。⑧农业生产集聚,用各省农作物播种面积占全国农作物播种总面积比重表示。

3. 数据来源

本文选取2005—2022年中国31个省、自治区和直辖市(鉴于统计口径的一致性,此次未选择港澳台地区)的平衡面板数据展开实证分析。选择这一样本区间既是出于数据可得性的考虑,也是因

① 行业增加值率是指行业增加值与总产出(即总投入)的比率。
② 由于基于全局DEA-Malmquist指数测算的全要素生产率为相对值,为了克服动态指标无法直接进行回归和在0附近变化不显著而造成的计量不显著问题,本文以2005年为基期将其转换为累积形式,并经对数化处理后放入回归模型。

为自2005年中央一号文件首次提出“加强农业信息化建设”以来,我国农业数字化进入加快赶超阶段,对该时段数据进行分析更具有代表性。各指标数据来源如下:测算农业碳排放的基础数据来自历年《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》;农业数字经济增加值根据地区投入产出表核算得到,其中非编表年份的投入产出表使用何志强等^[33]提出的改进广义RAS平衡法产生;农业绿色专利申请量通过中国专利数据库手工搜集和整理获得;农产品进出口总额来自《中国农业年鉴》《中国农产品进出口统计月报(12月)》;第一产业从业人员数来自各省(区、市)统计年鉴;其他指标均来自国家统计局数据库。表2报告了本文所使用变量的定义、测算方法和描述性统计信息。

表2 变量定义与描述性统计

变量	变量定义或测量	均值	标准差
农业碳排放	利用IPCC排放系数法测算得到,取自然对数	6.459	1.039
农业数字化	农业数字经济增加值/农业总增加值	0.006	0.005
	每万人农业绿色专利申请量,加1取自然对数	0.033	0.037
农业绿色技术创新	每万人农业绿色发明专利申请量,加1取自然对数	0.030	0.035
	每万人农业绿色实用新型专利申请量,加1取自然对数	0.003	0.004
人口规模	年末常住人口,取自然对数	8.110	0.850
富裕程度	2005年不变价人均生产总值,取自然对数	1.053	0.609
技术水平	农业全要素生产率累积增长率,取自然对数	0.181	0.264
农业经济结构	种植业产值/农林牧渔业总产值	0.521	0.086
	粮食作物播种面积/农作物总播种面积	0.653	0.135
城镇化率	城镇常住人口/年末常住人口	0.554	0.147
财政支农力度	农林水支出/地方一般公共预算支出	0.106	0.037
农业对外开放	农产品进出口总额/农林牧渔业总产值	0.331	1.029
农业生产集聚	各省农作物播种面积/全国农作物总播种面积	0.032	0.023

三、实证结果与分析

1. 基准回归结果

表3报告了本文的基准回归结果。其中,列(1)仅放入核心解释变量农业数字化,其估计系数在10%水平上显著为负,初步证实了数字化对农业碳排放具有一定的削减效应。列(2)在列(1)的基础上控制了人口规模、富裕程度和技术水平等STIRPAT模型基础变量,列(3)进一步加入其他控制变量,列(4)则同时控制了年份固定效应,即进行双向固定效应估计。所有回归结果均稳健地显示,数字化显著促进了农业碳减排。根据列(4)完整模型的估计,在控制其他因素影响的情况下,农业数字经济增加值占总增加值的比重提高1个百分点,农业碳排放量相应下降4.67%^①。从经济意义上来看,农业数字经济增加值占比每增加1个标准差,将使农业碳排放量下降2.44%个标准差^②,说明这一结果同时具有较强的经济显著性。这初步验证了前文的假说。

从列(4)控制变量的回归结果看,富裕程度的一次项系数不显著为正,而平方项系数在1%水平上显著为负,说明农业碳排放与经济增长之间的EKC关系较为脆弱。技术水平、种植业产值比重、农业对外开放的系数均在1%水平上显著为负,说明这些因素的增加有助于减少农业碳排放;而粮食作物种植比例、城镇化率、财政支农力度和农业生产集聚的系数分别至少在10%水平上显著为正,意味着这些因素的增加将会导致农业碳排放水平升高。

2. 工具变量回归

基准回归结果可能存在反向因果导致的内生性问题。比如,数字技术提高了农业生产的效率和

① 在半对数模型中,解释变量的回归系数乘以100后即解释变量变动1单位所导致的被解释变量变动的百分比。因本文中农业数字经济增加值占比介于0~1之间,其系数可以直接解释为解释变量变化1个百分点所导致的被解释变量百分比的变化。
② 经济显著性的计算方法为:(解释变量回归系数×解释变量标准差)/被解释变量标准差。

产量,导致更多的土地利用和农业扩张,进而增加碳排放。因此,那些碳排放量大的地区,可能本身数字化水平也高。本文使用工具变量法对此进行处理。借鉴黄群慧等^[34]的思路,本文选取各省1984年固定电话用户普及率(每百人固定电话用户数)作为农业数字化的工具变量。中国数字技术的发展始于固定电话的普及,因此,历史上固定电话用户普及率高的地区极有可能数字农业发展也较早,满足工具变量相关性的前提。但随着通信技术的更新换代,传统固定电话已基本退出历史舞台,其对于当前经济活动的影响正在消失,故在控制了时间效应后,该工具变量将同时满足排他性要求。由于各省1984年固定电话用户普及率为截面数据,无法直接用于面板模型估计,本文将其与上一年农业数字化水平(与时间有关)进行交互以生成面板工具变量。表4列(1)报告了面板两阶段最小二乘法回归结果。处理内生性后,农业数字化依旧在1%水平上表现出显著的碳减排效应,这证实了本文结论的稳健性。表4中列(2)第一阶段回归结果显示,工具变量在1%水平上正向显著,且一阶段 F 统计量远大于经验临界值10,表明不存在弱工具变量问题。此外,异方差稳健的DWH检验在5%的水平上拒绝农业数字化为外生变量的原假设,说明应该使用面板2SLS进行一致性估计。

传统工具变量估计要求必须满足排除性约束条件,但由于数据的限制往往很难找到严格外生的工具变量。为稳健起见,引入Lewbel^[35]提出的基于异方差构造工具变量的方法作为补充检验。该方法基于基准回归方程的残差所存在的较高异方差构造包括部分控制变量的工具变量,当传统工具变量无法完全满足假设时,可作为敏感性分析来使用。回归结果如表4列(3)和列(4)所示,其中列(3)为仅使用Lewbel工具变量的回归结果,列(4)为同时使用Lewbel工具变量和1984年固定电话用户普及率工具变量的回归结果。对残差异方差性进行的Breusch-Pagan检验拒绝同方差原假设,说明残差满足构造工具变量的异方差条件;过度识别Hansen J检验不能拒绝原假设,验证了工具变量的外生性。核心解释变量农业数字化的估计系数在两组回归中均在1%水平上显著为负,说明在使用Lewbel异方差工具变量法克服内生性后,数字化依旧显著促进了农业碳减排,本研究结论稳健。

3. 稳健性检验

为确保研究结论的可靠性,本文还进行以下稳健性检验。一是使用系统GMM方法进行估计。将被解释变量的一阶滞后项作为解释变量引入模型,并采用两步系统GMM方法对该动态面板模型进行估计。二是替换被解释变量为单位农业产值的碳排放强度(取自然对数),以剔除农业生产规模对碳排放的影响。三是构造数字经济指数衡量农业数字化水平。参考慕娟等^[36]的研究,本文选取农村互联网宽带普及率、农村电脑普及率、农村移动电话普及率、农村投递线路密度、农业气象观测业务站点个数、淘宝村个数和数字普惠金融指数7个指标,构建农业数字经济发展水平评价体系,运用

表3 基准回归结果				N=558
解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
农业数字化	-5.586* (2.878)	-5.316*** (1.877)	-3.076*** (1.154)	-4.669*** (1.180)
人口规模		0.563*** (0.126)	0.049 (0.100)	0.029 (0.116)
富裕程度		0.220*** (0.033)	0.033 (0.055)	0.098 (0.079)
富裕程度平方		-0.098*** (0.018)	-0.058*** (0.015)	-0.054*** (0.014)
技术水平		-0.017 (0.034)	-0.164*** (0.037)	-0.120*** (0.044)
种植业产值比重			-0.567*** (0.149)	-0.696*** (0.156)
粮食作物种植比例			0.572*** (0.141)	0.680*** (0.139)
城镇化率			1.021*** (0.136)	1.188*** (0.312)
财政支农力度			0.236 (0.248)	0.524* (0.309)
农业对外开放			-0.063*** (0.011)	-0.052*** (0.011)
农业生产集聚			21.453*** (2.341)	22.099*** (2.434)
截距项	6.495*** (0.018)	10.973*** (1.021)	5.619*** (0.917)	4.758*** (1.063)
省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	否	否	否	是
R ²	0.021	0.256	0.557	0.585

注:括号内为稳健标准误。***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。下表同。

表4 内生性检验结果				N=527
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	2SLS第二阶段	2SLS第一阶段	Lewbel-IV	标准IV+Lewbel-IV
农业数字化	-6.217*** (1.620)		-6.102*** (1.614)	-6.038*** (1.402)
IV:1984年固定电话用户普及率		0.691*** (0.060)		
控制变量	是	是	是	是
省份/年份固定效应	是	是	是	是
一阶段F统计量		134.030	6.973	34.902
DWH检验	p-val=0.035			
Breusch-pagan检验			p-al=0.000	p-val=0.000
Hansen J检验			p-val=0.982	p-val=0.987
R ²	0.612		0.613	0.613

注:控制变量包括表3中的所有控制变量,限于篇幅未报告回归系数。下表同。

变异系数法赋权合成农业数字经济指数。四是考虑到由于技术进步速度快,数字化对农业碳排放的影响可能存在滞后,将核心解释变量滞后一期重新进行回归。五是剔除新冠疫情影响。2020年初新冠疫情暴发对中国经济造成了巨大影响,为避免期间数据的异常变动对研究结论的干扰,剔除2020年及以后的样本观测值。从表5可以发现,在尝试各种稳健性检验之后,数字化依旧显著地促进了农业碳减排。

表5 稳健性检验结果					
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
农业数字化	-7.975** (3.695)	-6.808*** (1.211)			-3.677*** (1.420)
农业数字经济指数			-0.455*** (0.118)		
滞后1期农业数字化				-4.160*** (1.148)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
省份/年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
AR(2)检验	p-val=0.389				
Hansen J检验	p-val=0.657				
R ²		0.501	0.577	0.574	0.523
N	527	558	372	527	465

注:由于与数字经济相关的指标统计基本出现在2011年后,列(3)回归样本区间为2011—2022年。

4. 影响机制检验

理论分析指出,绿色技术创新在数字化促进农业碳减排中起到重要中介作用。为识别上述作用机制,遵循江艇^[23]的研究建议,本文将数字化直接对农业绿色技术创新进行回归,结果如表6所示。其中,列(1)~(3)为线性固定效应模型的回归结果,列(4)~(6)为固定效应泊松模型的回归结果。可以看到,在列(1)和列(4)以绿色创新总量为被解释变量的回归中,数字化的估计系数均在1%水平上显著为正,说明数字化能一般性地促进农业绿色技术创新,初步验证本文的假说2。进一步地,根据创新质量的不同,技术创新可以区分为实质性创新和策略性创新。本文将绿色发明专利视为实质性创新,而将绿色实用新型专利视为策略性创新。观察列(2)、(5)和列(3)、(6)的回归结果发现,细分绿色技术创新类别后,数字化仅能显著促进实质性绿色技术创新,而对策略性绿色技术创新无显著作用。这表明,数字化对农业碳排放的影响主要通过实质性绿色技术创新传导,而策略性绿色技术创新并不具有显著的中介作用。

5. 异质性讨论

(1)区域异质性。信息技术领域普遍存在着“数字鸿沟”现象^[37-38]。就国内数字农业发展而言,样本期东部地区农业数字化水平整体比中西部地区高出约5个百分点。不同区域之间存在的这种“数字鸿沟”,可能导致数字化对农业碳排放的影响相应呈现出区域异质性。为检验这一点,本文按

表 6 影响机制检验结果

N=558

变量	线性固定效应模型			固定效应泊松模型		
	(1)创新总量	(2)实质性创新	(3)策略性创新	(4)创新总量	(5)实质性创新	(6)策略性创新
农业数字化	0.745*** (0.269)	0.711*** (0.266)	0.040 (0.033)	20.710*** (6.821)	20.383*** (7.142)	-8.496 (12.758)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份/年份固定效应	是	是	是	是	是	是
R ²	0.097	0.089	0.163	0.114	0.117	0.086

注:列(1)~(3)中被解释变量为各类专利申请量加1的对数值;列(4)~(6)中被解释变量为各类专利申请量的原始值。

照地理区位将样本划分为东部和中西部两个子区域,然后引入数字化与区域虚拟变量的交互项^①进行组间异质性检验^[39]。从表 7 列(1)的回归结果可以看出,数字化显著降低了东部省份的农业碳排放水平,但对中西部省份的影响不显著,证实了农业数字化的碳减排效应具有区域异质性,也表明数字农业的非均衡发展会反过来扩大区域间的农业碳排放差距,从而不利于整体减排。

(2)人力资本异质性。人力资本水平的高低直接影响着农民对数字技术的接受和应用能力^[40]。当人力资本水平较低时,由于农民的数字意识和数字技术应用能力都相对较弱,难以充分挖掘和利用数字技术在精准生产、智慧管理等方面的优势,进而影响到农业数字化碳减排效应的发挥。本文以各省农村人口加权平均受教育年限作为人力资本的代理变量,将受教育年限小于等于 6 年的划为低人力资本地区,超过 6 年的划为高人力资本地区。表 7 列(2)的回归结果显示,对于高人力资本地区,数字化显著促进了当地农业碳减排;而对于低人力资本地区,该影响不显著,说明人力资本确实是影响农业数字化碳减排效果的一个重要因素,提高地区人力资本水平有助于放大数字化的碳减排作用。

(3)数字基础设施异质性。宽带网络等数字基础设施建设是实施农业数字化转型的先决条件^[41]。为检验数字化对农业碳排放的影响在不同数字基础设施水平地区之间是否存在差异,本文以各省每平方公里长途光缆线路长度作为数字基础设施建设水平的衡量指标,并按其中位数将样本划分为高数字基建水平地区和低数字基建水平地区。观察表 7 列(3)的回归结果发现,农业数字化的碳减排效果在高数字基建水平地区更为显著,这表明农业数字化碳减排效应的发挥还有赖于当地数字基础设施建设,当数字基础设施更为完善时,将更有利于发挥数字化对农业碳排放的负向抑制作用。

表 7 异质性检验结果

N=558

变量	(1)	(2)	(3)
农业数字化×东部地区	-6.585*** (1.366)		
农业数字化×中西部地区	-0.125 (2.117)		
农业数字化×低人力资本地区		-1.074 (5.975)	
农业数字化×高人力资本地区		-4.776*** (1.185)	
农业数字化×低数字基建水平地区			-0.666 (1.957)
农业数字化×高数字基建水平地区			-5.075*** (1.171)
控制变量	是	是	是
省份/年份固定效应	是	是	是
R ²	0.590	0.585	0.589

注:根据国家统计局划分标准,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;其余省份划为中西部地区。

四、扩展性分析

1. 门槛效应检验

在门槛回归前,使用 Bootstrap 法反复抽样 500 次对门槛效应的存在性及门槛个数进行检验。结

① 由于样本量较小,直接划分子样本进行分组回归将会损失自由度,故采用虚拟变量区分不同区域。具体做法是:当省份位于东部时赋值为 1,其他省份统一赋值为 0;中西部按此赋值方法进行。对于不同人力资本地区、不同数字基建水平地区,均按此方法进行赋值。

果显示,农业数字化门槛变量显著通过了双门槛检验,而未通过三重门槛检验,故选择双门槛模型进行分析。从表8报告的双重面板门槛模型回归结果可以看出,当数字化水平低于第一个门槛值0.007时,数字化对农业碳排放的影响为正且不显著;当数字化水平介于两个门槛值之间时,数字化对农业碳排放的影响转为负值,但仍不显著;当数字化水平跨过第二个门槛值0.015后,数字化对农业碳排放的负向影响开始变得显著,且影响系数绝对值有所增加。这验证了数字化对农业碳排放的影响具有边际效应递增的非线性特征,说明数字技术的梅特卡夫法则在农业碳排放领域同样成立。进一步考察发现,截至2022年,已有北京、天津、山西、辽宁、上海、江苏、浙江、安徽、福建、山东、湖北、广东、海南、四川等14个省份越过第一个门槛值,但只有北京和上海跨过第二个门槛值。这意味着,当前绝大部分省份正处于农业数字化的碳减排效应由不显著向显著转变的关键阶段。另外对比各省跨越第一个门槛值的时间发现,该时间节点基本都在2015年后,这与中国数字农业的发展实际相吻合。2015年以来,在一系列政府政策推动下中国农业数字化发展水平上升较快^[18],农业数字化的碳减排效应也随之加速释放^[40]。

2. 空间溢出效应分析

在进行空间计量分析之前,采用Moran指数检验研究变量是否存在空间自相关性。表9报告了基于地理距离权重矩阵计算的农业数字化和农业碳排放各年度全局Moran指数及其双侧检验Z统计量。结果显示,2005—2022年农业碳排放的Moran指数均在1%水平上显著为负,说明样本期间中国农业碳排放水平存在负向空间自相关,即表现为高值与低值相邻。农业数字化的Moran指数在不同年份有正有负,说明过去10多年里中国农业数字化发展呈现出集聚与分散并存的空间特征。但注意到,自2017年以来农业数字化的Moran指数由负值转为正值,且逐渐增大、显著性不断提高,表明到后期阶段中国农业数字化发展的空间集聚性开始有所加强。因此,有必要从空间维度进一步探究二者的关系。

表9 农业数字化与碳排放空间Moran指数

年份	农业碳排放		农业数字化		年份	农业碳排放		农业数字化	
	Moran's I	Z值	Moran's I	Z值		Moran's I	Z值	Moran's I	Z值
2005	-0.054***	2.632	-0.008	1.065	2014	-0.055***	2.680	0.025*	1.930
2006	-0.056***	2.709	-0.006	1.521	2015	-0.056***	2.717	-0.035	-0.040
2007	-0.054***	2.650	-0.003*	1.758	2016	-0.056***	2.712	-0.003	0.936
2008	-0.057***	2.729	-0.001*	1.832	2017	-0.057***	2.767	0.026*	1.821
2009	-0.059***	2.786	0.010**	2.005	2018	-0.059***	2.847	0.038**	2.193
2010	-0.058***	2.767	-0.007	0.830	2019	-0.058***	2.849	0.059***	2.880
2011	-0.057***	2.748	-0.006	0.872	2020	-0.059***	2.860	0.063***	3.073
2012	-0.056***	2.712	-0.003	0.982	2021	-0.055***	2.746	0.065***	3.176
2013	-0.056***	2.715	-0.002	1.044	2022	-0.064***	2.993	0.070***	3.147

在存在空间相关性的情况下,本文进一步采用Wald检验、Hausman检验和LR检验确定空间计量模型的具体估计形式。结果发现,时空双向固定效应的空间杜宾模型为最优选择。表10为面板空间杜宾模型的回归结果。可以看到,无论采用何种空间权重矩阵,空间自回归系数 ρ 始终在1%水平上显著为负,说明中国省际农业碳排放确实存在着显著的负向空间依赖性。由于空间计量模型中解释变量的回归系数并不直接代表其边际影响,本文进行偏微分分解得到农业数字化的直接效应和间接效应(即空间溢出效应)。结果显示,在所有回归中农业数字化的直接效应系数均在1%水平上显著为负,这与非空间计量模型的估计结果一致;而间接效应的系数仅在空间邻接矩阵和地理距离矩

阵下显著为负,而在经济距离矩阵下不显著。这一方面证实了数字化不仅有助于促进本地区农业碳减排,而且还会通过空间溢出效应降低邻近地区的农业碳排放水平;另一方面也反映出数字化的空间溢出效应具有“近水楼台先得月”的特征,即位置相邻和地理距离相近的地区间更容易发生溢出。

五、结论与政策建议

农业数字化转型是中国式农业现代化的前进方向与制高点,也是农业提质增效和实现绿色可持续发展的重要驱动力。本文使用农业数字经济增加值占总增加值的比重测度农业数字化转型程度,基于扩展的STIRPAT模型和2005—2022年省级面板数据,实证检验数字化对农业碳排放的影响效应及其作用机制,并进一步考察该影响的门槛特征和空间溢出性,得出结论如下:

- (1)农业数字化转型具有显著的碳减排效应,该结论在处理内生性和经过一系列稳健性检验后依然成立。
- (2)机制检验发现,农业绿色技术创新是数字化促进农业碳减排的一个重要机制,并且主要是实质性绿色技术创新起到显著的中介作用。
- (3)农业数字化的碳减排效果具有区域异质性、人力资本异质性和数字基础设施建设水平异质性,在东部地区、人力资本水平较高和数字基础设施较发达的省份,其减排效应更为显著。
- (4)数字化对农业碳排放的影响存在基于自身发展水平的双重门槛效应,当前只有个别省份越过第二个门槛值,绝大部分省份仍处于数字化的碳减排效应由不显著向显著转变的阶段。
- (5)数字化不仅有助于促进本地区农业碳减排,而且还会通过空间溢出效应降低周边地区尤其是位置相邻和地理距离相近地区的农业碳排放,从而有助于形成地区间协调推进的农业碳减排格局。

基于上述发现,本文提出如下政策建议:一是加快推动农业数字化转型。持续加强农村数字基础设施建设,加快农田水利、电力、物流等传统基础设施的数字化改造升级^[42]。建立农业数字技术培训体系,针对边远地区、老年农民开展数字技能普及,提升农民数字素养和数字技术应用能力。二是加强农业绿色技术创新尤其是高质量的实质性创新,促进农业数字化与绿色化深度融合。持续加大对新型农业绿色技术创新资源的投入,鼓励科研院所围绕生物肥料、生物农药等技术含量高的农业绿色低碳关键技术开展联合攻关。整合各类农业资源数据,构建农业生态大数据平台,为农业绿色技术创新提供决策依据和服务支持。三是因地制宜实施差异化的农业数字化转型策略。对于东部地区,应拓宽数字技术在农业领域的运用场景,积极推动数字技术和农业产业的深度融合,为更好地释放数字技术减碳潜力提供条件;而对于中西部地区,应紧抓“东数西算”“东数西存”等战略机遇,大力推进并完善宽带网络等数字基础设施建设,尽快融入数字时代。四是加强区域空间重塑,充分发挥数字化的空间溢出效应。对于位置相邻和地理距离相近的地区,应克服本位主义,扎实推进数字跨区域协作,共建数字农业服务体系,以充分释放数字化促进农业碳减排的空间贡献能力,形成地区间协调推进的碳减排格局。而对地理位置相距较远的地区,可通过重新配置要素资源、调整区域空间组合等空间重塑方式,改善与数字农业发达地区之间的经济关联度,以充分利用数字化的溢出效应与辐射效应,助力农业碳减排。

表 10 空间面板杜宾模型回归结果 N=558

变量	(1) 空间邻接	(2) 地理距离	(3) 经济距离
农业数字化	-4.667*** (1.004)	-4.050*** (1.086)	-4.636*** (1.070)
W×农业数字化	-9.022*** (2.285)	-10.297 (8.384)	-0.425 (1.849)
ρ	-0.371*** (0.073)	-1.819*** (0.220)	-0.271*** (0.055)
直接效应	-4.116*** (1.046)	-5.015*** (1.138)	-4.702*** (1.102)
间接效应	-5.694*** (1.882)	-7.230** (3.280)	0.722 (1.604)
控制变量及其空间项	控制	控制	控制
省份/年份固定效应	控制	控制	控制
R ²	0.241	0.614	0.503

注:限于篇幅,各控制变量及其空间项系数的估计结果未列出。

参 考 文 献

- [1] 史丹,史可寒.中国绿色低碳发展的目标研判、特征事实与影响因素分析[J].世界社会科学,2023(4):95-120.
- [2] 覃朝晖,潘昱辰,丁志国.极端气温对长江经济带农业碳排放的影响研究:抑制还是促进?[J].华中农业大学学报(社会科学版),2023(6):70-82.
- [3] 赵敏娟,石锐,姚柳杨.中国农业碳中和目标分析与实现路径[J].农业经济问题,2022(9):24-34.
- [4] 夏显力,陈哲,张慧利,等.农业高质量发展:数字赋能与实现路径[J].中国农村经济,2019(12):2-15.
- [5] 王菲,孙淑惠,刘天军.数字经济发展推进了农业生产方式变革吗——来自黄河流域地级市的证据[J].中国农村经济,2023(9):122-143.
- [6] 马述忠,贺歌,郭继文.数字农业的福利效应——基于价值再创造与再分配视角的解构[J].农业经济问题,2022(5):10-26.
- [7] KAMILARIS A, KARTAKOULLIS A, PRENAFETA-BOLDÚ F X. A review on the practice of big data analysis in agriculture [J]. Computers and electronics in agriculture, 2017, 143: 23-37.
- [8] KHANNA M, ATALLAH S S, KAR S, et al. Digital transformation for a sustainable agriculture in the United States: opportunities and challenges[J]. Agricultural economics, 2022, 53(6): 924-937.
- [9] BALOGUN O A. Decolonising power: a critique of majoritarian democracy in Africa[J]. South African journal of philosophy, 2022, 41(2): 195-204.
- [10] 张柏杨,刘佳颖,朱睿博.数字农业发展:国际经验、减排效应与金融支持——基于成都的案例研究[J].西南金融,2022(1):28-39.
- [11] 黄晓慧,聂凤英.数字化驱动农户农业绿色低碳转型的机制研究[J].西北农林科技大学学报(社会科学版),2023,23(1):30-37.
- [12] 田红宇,关洪浪.数字经济对粮食生产碳排放的影响研究——来自长江经济带108个地级市的经验证据[J].中国农业资源与区划,2023,44(8):145-157.
- [13] LI C H, LIN Y M. Research on the carbon reduction effect of digital transformation of agriculture in China[J]. Polish journal of environmental studies, 2023, 32(6): 5659-5675.
- [14] XU Y B, LI C X, WANG X Y, et al. Digitalization, resource misallocation and low-carbon agricultural production: evidence from China[J]. Frontiers in environmental science, 2023(11): 1117086.
- [15] 刘震,张晓星,魏威岗.农村数字经济发展对农业碳排放的影响——基于29个省份的面板数据分析[J].江苏大学学报(社会科学版),2023,25(3):20-32.
- [16] 陈中伟,汤灿.数字经济发展对农业碳排放的影响及其时空效应[J].科技管理研究,2023,43(12):137-146.
- [17] 赵丽平,饶希,丁士军.乡村数字化可以促进农业碳减排吗?[J].华中农业大学学报(社会科学版),2023(5):42-52.
- [18] 高一铭.农业数字化发展水平测度及时空特征分析——基于省级时间序列投入产出表[J].金融经济,2023(6):59-72.
- [19] 王定祥,彭政钦,李伶俐.中国数字经济与农业融合发展水平测度与评价[J].中国农村经济,2023(6):48-71.
- [20] 傅华楠,李晓春.数字经济驱动中国农业现代化的机制与效应[J].华南农业大学学报(社会科学版),2023,22(3):18-31.
- [21] 冯兰刚,阳文丽,王忠,等.中国数字经济与城市碳排放强度:时空演化与作用机制[J].中国人口·资源与环境,2023,33(1):150-160.
- [22] DIETZ T, ROSA E A. Rethinking the environmental impacts of population, affluence and technology[J]. Human ecology review, 1994, 1(2): 277-300.
- [23] 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.
- [24] LESAGE J, PACE R K. Introduction to spatial econometrics[M]. London: CRC Press, 2009.
- [25] 邵帅,范美婷,杨莉莉.经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展——基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察[J].管理世界,2022,38(2):46-69.
- [26] 李波,张俊飏,李海鹏.中国农业碳排放时空特征及影响因素分解[J].中国人口·资源与环境,2011,21(8):80-86.
- [27] 田云,张俊飏,尹朝静,等.中国农业碳排放分布动态与趋势演进——基于31个省(市、区)2002—2011年的面板数据分析[J].中国人口·资源与环境,2014,24(7):91-98.
- [28] 吴贤荣,张俊飏,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.
- [29] 关会娟,许宪春,张美慧,等.中国数字经济产业统计分类问题研究[J].统计研究,2020,37(12):3-16.
- [30] 许宪春,张美慧.中国数字经济规模测算研究——基于国际比较的视角[J].中国工业经济,2020(5):23-41.
- [31] 张广胜,王珊珊.中国农业碳排放的结构、效率及其决定机制[J].农业经济问题,2014,35(7):18-26.
- [32] 魏梦升,颜廷武,罗斯炫.规模经营与技术进步对农业绿色低碳发展的影响——基于设立粮食主产区的准自然实验[J].中国农村经济,2023(2):41-65.
- [33] 何志强,刘兰娟.GRAS方法的改进及对比研究——基于社会核算矩阵调平和投入产出表更新[J].数量经济技术经济研究,2018,35(11):142-161.

- [34] 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.
- [35] LEWBEL A.Using heteroscedasticity to identify and estimate mismeasured and endogenous regressor models[J].Journal of business & economic statistics,2012,30(1):67-80.
- [36] 慕娟,马立平.中国农业农村数字经济发展指数测度与区域差异[J].华南农业大学学报(社会科学版),2021,20(4):90-98.
- [37] 史常亮.数字乡村建设赋能农民增收:直接影响与空间溢出[J].湖南社会科学,2023(1):67-76.
- [38] 任晓红,郭依凡.数字经济对交通运输碳排放的影响研究[J].国土资源科技管理,2024,40(6):1-12.
- [39] 闫庆武,陈宇涵,移明昊,等.东北地区土地利用碳排放演变及影响因素研究[J].国土资源科技管理,2024,41(3):39-48.
- [40] 刘子玉,罗明忠.数字技术使用对农户共同富裕的影响:“鸿沟”还是“桥梁”?[J].华中农业大学学报(社会科学版),2023(1):23-33.
- [41] 温涛,陈一明.数字经济与农业农村经济融合发展:实践模式、现实障碍与突破路径[J].农业经济问题,2020(7):118-129.
- [42] 宋虹桥,张夏恒.数字化赋能新质生产力的内在逻辑与实现路径[J].湖湘论坛,2024,37(3):48-63.

Carbon Emission Reduction Effects of Agricultural Digitization: Theoretical Analysis and Empirical Evidence

SHI Changliang

Abstract Based on the measurement of the level of agricultural digital transformation in each province, this paper uses the extended STIRPAT model and provincial panel data from 2005—2022 to test the carbon emission reduction effect of agricultural digitization and its action mechanism. It was found that agricultural digitalization has significantly promoted carbon emission reduction, with green technological innovation—particularly substantive green innovation—serving as a key mechanism. Heterogeneity analysis reveals that the carbon reduction effects of agricultural digitalization are more pronounced in eastern regions, provinces with high levels of human capital, and those with advanced digital infrastructure. The results from panel threshold regression indicate a double-threshold effect based on the level of digitalization: only when agricultural digitalization surpasses certain threshold levels does its carbon reduction effect fully manifest. The study also found that the carbon emission reduction effect of agricultural digitization exhibits significant spatial spillover effects, which are more likely to occur between geographically proximate or adjacent regions.

Key words agricultural digitalization; carbon emission; green technology innovation; threshold effect; spatial spillover effect

(责任编辑:陈万红)