

DOI: 10.13718/j.cnki.xdzk.2025.03.008

李晓阳, 刘芮含, 周承绪. 农业农村数字化助力农业“双碳”目标实现 [J]. 西南大学学报(自然科学版), 2025, 47(3): 84-96.

农业农村数字化助力农业“双碳”目标实现

李晓阳^{1,2}, 刘芮含¹, 周承绪¹

1. 西南大学 经济管理学院, 重庆 400715; 2. 国家生猪技术创新中心, 重庆 402460

摘要: 实现农业“双碳”目标是应对全球气候变化挑战的关键举措。农业碳排放强度是衡量农业“双碳”目标实现程度的重要指标。农业农村数字化能否成为降低农业碳排放强度的关键驱动力? 选取 2011—2022 年中国 31 个省份(除港澳台外)的面板数据, 运用动态面板模型分析农业农村数字化对农业碳排放强度的影响, 并采用动态面板门槛模型分析该影响是否存在门槛效应, 为实现农业“双碳”目标提供理论依据和量化支持。研究发现: 农业农村数字化能显著降低农业碳排放强度; 随着农村人力资本水平和环境规制水平的提升, 农业农村数字化对农业碳排放强度的抑制作用逐渐增强; 农业农村数字化对农业碳排放强度的抑制作用在西部地区、非粮食主产区和 2016—2022 年尤为显著。

关键词: 农业农村数字化; 农业碳排放强度; 动态面板
门槛模型

中图分类号: F323.2

文献标志码: A

开放科学(资源服务)标识码(OSID):



文章编号: 1673-9868(2025)03-0084-13

Digitalization in Agriculture and Rural Areas Helps to Achieve the Goal of “Carbon Peaking and Carbon Neutrality” in Agriculture

LI Xiaoyang^{1,2}, LIU Ruihan¹, ZHOU Chengxu¹

1. College of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China;

2. National Center of Technology Innovation for Pigs, Chongqing 402460, China

Abstract: Achieving the “Carbon Peaking and Carbon Neutrality” goal of agriculture is a key measure to address the challenge of global climate change. Agricultural carbon emission intensity is an important index to measure the realization of agricultural “Carbon Peaking and Carbon Neutrality” goal. Can digitalization of agriculture and rural areas be an important engine for reducing agricultural carbon intensity? This paper selects the panel data of 31 provinces in China except Hong Kong, Macao and Taiwan from 2011 to 2022, uses the dynamic panel model to empirically test the impact of digitalization in agriculture and rural areas on agricultural carbon emission intensity. The dynamic panel threshold model was used to study

收稿日期: 2024-07-09

基金项目: 国家自然科学基金项目(71373215); 重庆市社会科学规划重点项目(2021NDZD08); 国家畜牧技术创新中心先导科技项目(NCTIP-XD/C18)。

作者简介: 李晓阳, 教授, 主要从事农业经济管理、战略规划与区域发展方面的研究。

whether the impact had a threshold effect. This will provide theoretical basis and quantitative support for how to realize the goal of “Carbon Peaking and Carbon Neutrality” in agriculture. The results show that digitalization in agriculture and rural areas can significantly reduce agricultural carbon emission intensity. With the improvement of rural human capital level and environmental regulation level, the inhibition effect of digitalization in agriculture and rural areas on agricultural carbon emission intensity is gradually enhanced. The inhibition effect of digitalization in agriculture and rural areas on agricultural carbon emission intensity is particularly significant in the western region, non-major grain producing areas and 2016—2022.

Key words: digitalization in agriculture and rural areas; agricultural carbon emission intensity; dynamic panel threshold model

近年来,二氧化碳和其他温室气体的大量排放正对全球气候变化造成严重影响,气候变化问题已成为 21 世纪人类发展面临的重大非传统安全挑战。在这种背景下,各国纷纷签署国际气候协议,制定并实施了一系列减排举措,减少碳排放已然成为全球共同面临的挑战和责任。中国作为世界上最大的发展中国家,也是全球最大的温室气体排放国。根据世界资源研究所(WRI)统计,中国的二氧化碳排放量在进入 21 世纪后显著增加,在 2004 年左右超过了美国成为世界最大的二氧化碳排放国^[1]。根据国际能源署(IEA)发布的《2022 年二氧化碳排放报告》,2022 年中国的二氧化碳排放量约为 114.77 亿 t,占全球碳排放总量的 27%以上。由此可见,应对碳减排不仅关系到中华民族的永续发展,也关乎人类的前途命运。2023 年《中共中央 国务院关于全面推进美丽中国建设的意见》中强调,推动能耗双控逐步转向碳排放总量和强度双控,加强碳排放双控基础能力和制度建设^[2]。由此可见,中国的碳减排问题迫在眉睫,探索中国实现碳减排目标的有效途径,无疑具有十分重要的现实意义。

随着工业化和城市化进程的加速推进,工业生产成为碳排放的主要来源,但农业作为温室气体排放的重要领域之一也不容忽视。据联合国粮食与农业组织(FAO)的统计,农业用地释放出的温室气体超过全球人为温室气体排放总量的 30%,相当于每年产生 150 亿 t 的二氧化碳^[3]。与此同时,中国的农业生产方式仍然以高排放的传统生产方式为主,农药、化肥、农膜的使用已成为农业生产经营者增产增收的重要手段^[4],严重威胁着农业的低碳转型和可持续发展。因此,为实现“双碳”目标,农业部门必须在碳减排上发挥更大作用。

与此同时,云计算、大数据、人工智能等数字化产业快速崛起,数字经济已经成为中国经济增长的新动力^[5]。根据《数字中国发展报告(2022 年)》,2022 年中国数字经济的规模达 50.2 万亿元,占国内生产总值比重提升至 41.5%^[6]。数字经济在展现强大经济韧性的同时,也成为中国脱碳的宝贵机遇^[7]。数字经济的碳减排效果已经得到学者们的广泛证实^[8-10]。农业农村数字化作为数字经济在农业和农村领域的拓展和延伸,其数字技术不断渗透到农业农村生活和生产的各个方面,能够有效改善传统农业生产的地域性、碎片化、不确定性等特征,提高农业生产的准确性、可控性和稳定性,成为改造传统农业的重要工具^[11],逐渐展现出农业碳减排的潜能。因此,探讨农业农村数字化能否抑制农业碳排放,对助力中国实现碳达峰、碳中和战略目标有着十分重要的现实意义。

本研究以 2011—2022 年中国 31 个省份(除港澳台外)为研究样本,实证检验了农业农村数字化对农业碳排放强度的影响,以及农村人力资本水平和环境规制水平在其中存在的门槛效应,以期为促进农业“双碳”目标的实现提供理论参考和实践指引。

1 研究假设

农业农村数字化降低农业碳排放强度的理论逻辑如下:

首先,农业农村数字化能够促进农业经济的发展。第一,农业农村数字化能够提高农业生产效率,减少资源浪费和劳动成本,通过增加产出促进了农业经济的增长。第二,农业农村数字化拓展了农产品销售渠道,通过电子商务和数字化营销平台将农产品推向更广泛的市场,提升了农产品的市场份额和销售额,

促进农业经济的发展。

其次,农业农村数字化能够减少农业碳排放总量。农业农村数字化通过调整生产要素投入比例和提升生产要素的使用效率两条路径来实现农业减碳效果^[12]。第一,数字技术的应用使得农业生产更为精准和绿色,通过调整施肥、灌溉等生产要素投入比例,减少农业碳排放。例如精准农业能够对农资、农作实施精确控制,实现物资投入的最大节约,减少农业活动带来的碳排放问题。第二,数字技术能够促进农业生产要素的循环利用,提升生产要素的使用效率,实现碳减排目的。例如数字技术能够将农业废弃物转化为能源或有机肥料,实现农业废弃物的资源化利用,实现生产要素的高效利用,为农业碳减排目标的实现提供重要支持。由此,提出假设:

H₁: 农业农村数字化能显著降低农业碳排放强度。

农业农村数字化作用的发挥有赖于农业生产经营者的数字素养,而农业生产经营者的数字素养的高低取决于农村人力资本水平的高低^[13]。当农村人力资本水平较低时,农业生产经营者的数字素养往往较低,缺乏对农村数字资源和数字技术的应用能力,无法充分和有效地利用数字资源和现代农业技术,农业农村数字化发挥作用的空間较小,无法最大程度地降低碳排放强度。此外,低人力资本水平下的农村可能继续采用传统的耕种方式^[14],如粗放式农业管理和常规的农业生产,这些方法通常对数字技术的采用程度较低,农业农村数字化的农业碳减排效果受到限制。而随着农村人力资本水平提高,农业生产经营者能够有效使用数字设备和数字化技术,可以有效提高农业生产的效率和精准度,减少对化肥和农药的依赖,从而降低农业碳排放强度。此外,高人力资本水平的农业生产经营者能有机会利用直播、电商等数字化方式来拓宽农产品的销售渠道,提高农产品的经济效益。由此,提出以下假设:

H₂: 农村人力资本水平的提升有利于增强农业农村数字化对农业碳排放强度的抑制作用。

政策环境支持对农业农村数字化至关重要,农业农村数字化对农业碳排放强度的影响会因环境规制水平的不同而产生不同结果。当环境规制水平较低时,农业生产往往缺乏对碳排放的监管和限制,没有政策支持和约束的农业生产经营者往往更倾向于继续使用传统的农业方式,对数字技术的接受程度较低,限制了数字技术的应用,农业农村数字化对农业碳排放的抑制作用较弱。当环境规制水平较高时,政策和法规限制也更加严格,如采取限制化肥和农药的使用等环保措施,农业生产经营者和农业企业更愿意寻求更加环保和绿色的生产方式以规避政策的处罚^[15],农业农村数字化所带来的技术和管理优势能够帮助农业生产经营者和农业企业更好地适应这些规制,数字技术能够得到更好的利用,因此可以更好地降低农业碳排放强度。由此,提出如下假设:

H₃: 环境规制水平的提升有利于增强农业农村数字化对农业碳排放强度的抑制作用。

2 研究设计

2.1 变量选取

2.1.1 被解释变量

被解释变量为农业碳排放强度。本研究主要以狭义农业(种植业)生产过程中所产生的碳排放为研究对象。借鉴文献^[16]的研究成果,从化肥、农药、农膜、柴油、翻耕和农业灌溉6个方面对农业碳排放总量进行测算。农业碳排放总量估算公式如(1)式所示:

$$E = \sum E_i = \sum T_i \times \delta_i \quad (1)$$

其中: E 为农业生产过程中所产生的碳排放总量,等于各种碳源的碳排放量总和; E_i 为各种碳源的碳排放量, T_i 为各个农业投入要素的数量, δ_i 为各碳源的碳排放系数。各类碳源碳排放系数如表1所示。

相比农业碳排放总量,农业碳排放强度考虑了各地区的经济规模,更具有可比性^[11]。参照文献^[11]的做法,将各省农业碳排放总量除以各省农业总产值,得到各省农业碳排放强度,如(2)式所示:

$$Lntensity = E / AGDP \quad (2)$$

其中: $Lntensity$ 为各省农业碳排放强度, E 为各省农业碳排放总量, $AGDP$ 为各省农业总产值。

表 1 农业碳排放碳源、系数及参考来源

碳源	碳排放系数	参考来源
化肥投入	0.895 6	文献[17]、美国橡树岭国家实验室
农药施用	4.934 1	美国橡树岭国家实验室
农膜覆盖	5.180 0	南京农业大学农业资源与生态环境研究所
机械耗能	0.592 7	IPCC 联合国政府间气候变化专门委员会
土地翻耕	312.600 0	中国农业大学生物与技术学院
农业灌溉	18.225 0	文献[18]

注：农业灌溉的碳排放系数本为 25，但考虑到仅火力发电对化石燃料的需求才导致间接的碳排放，故在 25 的基础上乘以了火电系数(即火力发电量占中国总发电量之比)，依据 2011—2022 年《中国统计年鉴》数据，计算出的平均火电系数为 0.729，最终农业灌溉实取系数为 18.225 0。

2.1.2 核心解释变量

核心解释变量为农业农村数字化水平指标。参考文献[19-20]的研究，从多个维度构建农业农村数字化水平指标体系，并借鉴文献[21]的研究，运用客观组合赋权法进行权重赋值。

目前学术界对农业农村数字化这一概念尚未形成统一定义。在国内研究中，对农业农村数字化的表述还常见诸如数字乡村、数字农业、农业数字化转型、农村数字经济等不同表述，其表达内涵大致相同^[22]。本研究认为农业农村数字化是指利用现代信息技术，将数字技术与农业生产、农村生活等方面融合，实现农业生产过程的智能化、自动化，农村生活的便捷化、智能化的过程^[23]。

农业农村数字化是一个多因素、多维度、综合性的任务，难以用单一指标来衡量。参考文献[19-20]的研究，从数字基础设施建设、农业数字化和农村数字服务水平 3 个维度构建农业农村数字化指标体系，选取了农村宽带接入户数、农业气象观测站数量等 17 个指标。具体指标设定和数据来源如表 2 所示。其中，农产品网络销售额用实物商品网上零售额来衡量^[24]；农村数字普惠金融指数用北京大学数字普惠金融指数中不同县域指数的均值来衡量^[20]；农村居民家庭全年用智能设备、软件等各类生活化数字产品和服务应用的消费支出占比则是用农村恩格尔系数来衡量^[25]。

在权重赋值方法方面，CRITIC 赋权法未能考虑数据的离散性，而熵值法能够有效地反映数据的离散程度，将两种赋权法组合能够有效弥补彼此的短板^[21]。因此，本研究参考文献[21]的研究，采用 CRITIC 法和熵值法的客观组合赋值法，计算出各省农业农村数字化水平。

表 2 中国农业农村数字化评价指标体系

一级指标	二级指标	二级指标解释及属性	数据来源
数字基础设施建设	农村地区互联网普及率	农村宽带接入户数/万户，正	《中国统计年鉴》
	农村智能气象站数量	区域农业气象观测站数量/个，正	《中国统计年鉴》
	农村地区智能手机普及率	农村居民每百户年末移动电话拥有量/部，正	《中国统计年鉴》
	固定数字设备可访问性	农村居民每百户年末计算机拥有量/台，正	《中国统计年鉴》
	广播电视普及率	农村有线广播电视入户率/%，正	《中国统计年鉴》
	通讯传输距离	光缆线路长度/km，正	《中国统计年鉴》
	物联网等信息技术应用的服务范围	农村投递路线长度/km，正	《中国统计年鉴》
农业数字化	数字基地	淘宝村数量/个，正	阿里研究院
	数字交易水平	电子商务销售额/亿元，正	《中国统计年鉴》
	农村流通数字化	邮政业务总量/亿元，正	《中国统计年鉴》
	农产品数字化交易	农产品网络销售额/亿元，正	《中国网络零售市场数据报告》

续表2

一级指标	二级指标	二级指标解释及属性	数据来源
农村数字服务水平	网络支付水平	农村数字普惠金融指数,正	北京大学数字金融研究中心
	数字服务消费水平	农村居民家庭人均交通、通信消费支出/元,正	《中国统计年鉴》
	信息服务业规模	信息技术服务收入/万元,正	《中国统计年鉴》
	农村电商服务水平	农村每周平均投递次数/次,正	《中国第三产业统计年鉴》
	信息技术服务水平	邮政网点平均服务人口/万人,负	《中国统计年鉴》
	数字产品服务与消费水平	农村居民家庭全年用于智能设备、软件等各类生活化数字产品和服务应用的消费支出占农村居民家庭全年消费支出的比例/%,负	《中国统计年鉴》

2.1.3 控制变量

为缓解遗漏变量带来的内生性问题,参考文献[26-27]的设定,选取财政支农强度、农业种植结构、耕地集约利用程度、农业化学品投入强度、城乡居民收入差距、交通状况、农业机械化水平作为控制变量。

2.1.4 门槛变量

门槛变量为农村人力资本水平和环境规制水平。本研究采用农村人均受教育年限的对数代表农村人力资本水平,设定小学、初中、高中或中专、大专及以上教育程度的平均受教育年限分别为6年、9年、12年和16年。农村人力资本水平=农村小学教育程度人口所占比例 $\times 6$ +农村初中教育程度人口所占比例 $\times 9$ +农村高中或中专教育程度人口所占比例 $\times 12$ +农村大专及以上学历教育程度人口所占比例 $\times 16$ 。

政府环境规制的手段多样,既包括增加治理工业污染投资额等经济手段,又包含制定环境保护条例、颁布环境保护法规等法律法规手段。使用政府工作报告中与环境相关词汇的出现频数更能全面地反映政府环境治理政策的全貌^[28]。因此,借鉴文献[28]的研究,选取政府工作报告中与环境相关词汇的出现频数的对数作为环境规制水平的代理变量。

为缓解异方差带来的估计结果不准确问题,本研究对所有变量做取对数处理。具体变量定义和衡量指数如表3所示。

表3 变量设定及衡量标准

变量类别	衡量指标	变量符号	计算方式
被解释变量	农业碳排放强度	<i>lnintensity</i>	农业碳排放总量/农业总产值,取对数
核心解释变量	农业农村数字化水平	<i>lndigital</i>	构建指标体系,运用客观组合赋权法计算得出,转换成百分数后取对数
控制变量	财政支农强度	<i>lngovern</i>	(农林水事务支出/地方公共财政收入) $\times 100\%$,取对数
	农业种植结构	<i>lngrain</i>	粮食作物播种面积/农作物总播种面积,取对数
	耕地集约利用程度	<i>lnuse</i>	农作物总播种面积/第一产业从业人员,取对数
	农业化学品投入强度	<i>lnchemical</i>	(农用化肥施用折纯量/农作物总播种面积) $\times 100\%$,取对数
	城乡居民收入差距	<i>lndisparity</i>	(城镇居民人均可支配收入/农村居民人均可支配收入) $\times 100\%$,取对数
控制变量	交通状况	<i>lntraffic</i>	(铁路营业里程/公路里程) $\times 100\%$,取对数
	农业机械化水平	<i>lnmachine</i>	农业机械总动力/农作物总播种面积,取对数
	门槛变量	农村人力资本水平	<i>lnhuman</i>
门槛变量	环境规制水平	<i>lnenvironment</i>	采用政府工作报告中与环境相关词汇的出现频数,取对数

2.2 模型设定

2.2.1 动态面板计量模型

本研究旨在探究农业农村数字化对农业碳排放强度的影响。由于农业生产中的要素投入具有路径依赖特性,如化肥、农药、农膜等要素的使用具有刚性,农业生产经营者习惯性地使用这些要素,形成一种固定的生产方式,难以轻易改变。这种路径依赖会导致农业生产中碳排放具有较强的时间延续性^[29],本期的农业碳排放强度往往受到上一期农业碳排放强度的影响。为解决遗漏变量导致的内生性问题,参考文献[30]的设定,构建如下动态面板模型:

$$\ln intensity_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln intensity_{i(t-1)} + \beta_2 \ln digital_{it} + \beta_3 \ln control_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中: i 表示地区, t 表示年份, $\ln intensity_{it}$ 为被解释变量农业碳排放强度, $\ln intensity_{i(t-1)}$ 为农业碳排放强度的滞后一期, $\ln digital_{it}$ 表示农业农村数字化水平, $\ln control_{it}$ 为控制变量, μ_i 为省份固定效应, γ_t 为时间固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。 β_j 为各变量的回归系数。

2.2.2 动态面板门槛回归模型

目前国内关于门槛效应的检验大多基于 Hansen 于 1999 年提出的门槛效应面板估计模型,但 Hansen 提出的面板门槛模型是为非动态面板所设计的,且其固定效应要求协变量是严格外生变量,否则会形成有偏估计。而在实际运用中协变量严格的外生性往往很难实现。

在此基础上,文献[31]运用文献[32]提出的正向正交偏差变换,将文献[33]的横截面门槛模型的工具变量估计方法与文献[34]的面板门槛模型结合起来,构建了动态面板门槛模型。在动态面板门槛模型中,解释变量的内生性问题将得到解决。

为了验证假设 H_2 和 H_3 ,构建如下动态面板门槛模型:

$$\ln intensity_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln intensity_{i(t-1)} + \beta_2 \ln digital_{it} \cdot I(\ln human_{it} \leq q) + \beta_3 \ln digital_{it} \cdot I(\ln human_{it} > q) + \beta_4 \ln control_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\ln intensity_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln intensity_{i(t-1)} + \beta_2 \ln digital_{it} \cdot I(\ln environment_{it} \leq q) + \beta_3 \ln digital_{it} \cdot I(\ln environment_{it} > q) + \beta_4 \ln control_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中: $\ln human_{it}$ 表示农村人力资本水平, $\ln environment_{it}$ 表示环境规制水平, q 表示具体门槛值; $I(\cdot)$ 为指示函数,当括号中的条件满足时,该函数的值取 1,否则取 0。其余变量符号与(3)式保持一致。

2.3 数据来源与描述性统计

相关数据来源于相应年份的《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国农业年鉴》以及国家统计局和相关研究报告等。各变量的描述性结果如表 4 所示。

表 4 变量描述性统计分析结果

变量	样本数	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
$\ln intensity$	372	0.153	0.057	0.031	0.031	0.348
$\ln digital$	372	0.247	0.120	0.044	0.044	0.718
$\ln govern$	372	0.340	0.318	0.044	0.044	2.311
$\ln grain$	372	0.660	0.146	0.355	0.355	0.971
$\ln use$	372	7.271	4.236	2.089	2.089	2.936
$\ln chemical$	372	0.036	0.014	0.008	0.008	0.080
$\ln disparity$	372	2.561	0.382	1.827	1.827	3.672
$\ln traffic$	372	0.031	0.015	0.007	0.007	0.086
$\ln machine$	372	0.703	0.364	0.252	0.252	2.698
$\ln human$	372	7.757	0.838	3.819	3.819	10.110
$\ln environment$	372	58.150	19.380	6	6	124

3 实证结果与分析

3.1 基准回归结果

由于模型中存在被解释变量的滞后一期,仅使用 OLS 方法会导致偏误和不一致的估计结果^[30],即使组内估计量(FE)也是不一致的。因此,本研究采用系统 GMM 方法进行估计,该方法在动态面板模型中被广泛使用。具体回归结果如表 5 所示。由表 5 可知,普通最小二乘回归与双向固定效应回归结果调整后的 R^2 均大于 0.9,说明模型整体的拟合优度较好。差分 GMM 方法和系统 GMM 方法的 AR(1) p 值分别为 0.010 和 0.004,均小于 0.1,AR(2) p 值分别为 0.454 和 0.334,均大于 0.1,表明模型中的扰动项 ε_{it} 不存在高阶自相关问题。Sargan 检验值分别为 0.613 和 0.360,均大于 0.1,说明工具变量不存在过度识别的问题,工具变量的选择是有效的。并且系统 GMM 方法对被解释变量滞后一期的估计系数介于 OLS 估计结果和 FE 估计结果之间,表明系统 GMM 方法的估计结果是有效的。总体来说,系统 GMM 估计方法通过前提条件的检验,模型选择合适,本研究重点关注系统 GMM 方法表 5(4)列的估计结果。

表 5 农业农村数字化对农业碳排放强度的影响效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	普通最小二乘回归	双向固定效应回归	差分 GMM 方法	系统 GMM 方法
<i>L.lntensity</i>	0.994*** (0.018)	0.695*** (0.058)	0.748*** (0.126)	0.821*** (0.124)
<i>lndigital</i>	-0.027** (0.012)	-0.184*** (0.066)	-0.367*** (0.116)	-0.382*** (0.084)
<i>lngovern</i>	-0.012 (0.010)	-0.025 (0.037)	-0.055 (0.122)	-0.118** (0.047)
<i>lngrain</i>	0.012 (0.026)	0.009 (0.106)	-0.530 (0.436)	-0.019 (0.185)
<i>lnuse</i>	0.060*** (0.016)	0.069 (0.046)	0.232 (0.147)	0.230*** (0.084)
<i>lnchemical</i>	0.049** (0.021)	0.267*** (0.059)	0.158 (0.189)	0.078 (0.161)
<i>lndisparity</i>	0.096* (0.050)	0.613** (0.289)	1.640*** (0.629)	0.194 (0.343)
<i>lntraffic</i>	-0.003 (0.011)	-0.032 (0.042)	-0.138 (0.102)	-0.062 (0.048)
<i>lnmachine</i>	0.032* (0.018)	0.047 (0.041)	0.091 (0.074)	0.110 (0.082)
常数项	-0.478* (0.282)	-2.675 (1.674)		0.004 (2.523)
时间固定效应	否	是	是	是
省份固定效应	否	是	是	是
N	341	341	310	341
adj. R^2	0.956	0.960		
AR(1) p 值			0.010	0.004
AR(2) p 值			0.454	0.334
Sargan 检验值			0.613	0.360

注: *、**、*** 分别表示在 $p=0.1$ 、 $p=0.05$ 、 $p=0.01$ 水平有统计学意义,括号内为稳健标准误。

系统 GMM 方法估计结果表明, 农业碳排放强度的一阶滞后项在 $p=0.01$ 的显著性水平上为正, 表明农业碳排放强度具有明显的时间持续性与路径依赖性, 会受上一期农业碳排放强度的影响。农业农村数字化水平的回归系数为 -0.382 , 且在 $p=0.01$ 的水平有统计学意义, 充分印证了农业农村数字化的农业碳减排效应, 假设 H_1 成立。就控制变量而言, 耕地集约利用程度对农业碳排放强度产生的正向影响有统计学意义, 财政支农强度对农业碳排放强度产生的负向影响有统计学意义。

3.2 稳健性检验

3.2.1 替换被解释变量

考虑到不同学者对农业碳排放总量的测算方式不同, 借鉴文献[35]的方法重新测算农业碳排放总量, 回归结果如表 6 的(1)列所示, 可以看出, 农业农村数字化水平对农业碳排放强度的负向影响有统计学意义。

3.2.2 剔除直辖市城市

考虑到直辖市城市直接受中央政府管辖, 其政治、经济和文化等方面具有明显优势^[36]。为了缓解这一制度因素对回归结果的影响, 剔除直辖市城市(北京、天津、上海和重庆)的样本, 使用剩余的样本进行回归。由表 6(2)列可以看到, 农业农村数字化水平的回归系数值仍然在 $p=0.01$ 的置信水平上为负, 表明假设 H_1 仍然成立。

3.2.3 排除政策因素干扰

中国农业碳排放总量在 2015 年达到最大值, 2015 年也成为农业碳排放总量由增长转为下降的转折点^[37]。可能的原因是 2015 年中国共产党第十八届中央委员会第五次全体会议通过了《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十三个五年规划的建议》, 强调坚持绿色发展, 着力改善生态环境。因此, 为排除政策因素对农业碳排放强度的影响, 在基准回归中加入政策的虚拟变量并再次进行回归, 回归结果如表 6(3)列所示, 可以看出, 农业农村数字化对农业碳排放的抑制作用有统计学意义。

表 6 稳健性检验回归结果

变量	(1) 替换被解释变量	(2) 剔除直辖市城市	(4) 排除政策因素干扰
<i>L.lnintensity</i>	0.753*** (0.162)	0.719*** (0.115)	0.883*** (0.089)
<i>lndigital</i>	-0.162*** (0.062)	-0.372*** (0.124)	-0.079*** (0.024)
常数项	-0.579 (1.297)	1.045 (1.511)	-8.287*** (1.924)
政策虚拟变量	否	否	是
控制变量	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
<i>N</i>	341	297	341
AR(1) <i>p</i> 值	0.020	0.006	0.020
AR(2) <i>p</i> 值	0.606	0.284	0.634
Sargan 检验值	0.288	0.377	0.280

注: *、**、*** 分别表示在 $p=0.1$ 、 $p=0.05$ 、 $p=0.01$ 水平有统计学意义, 括号内为稳健标准误。

3.3 异质性分析

3.3.1 地理区域异质性

不同地理区域农业发展的要素禀赋和发展基础存在较大差异,这可能会造成农业农村数字化对农业碳排放强度影响的差异。为此,根据《中国数字乡村发展报告(2022年)》的划分标准,将中国31个省份(除港澳台外)中11个划分为东部地区,8个划分为中部地区,12个划分为西部地区分别进行回归,回归结果如表7的(1)列至(3)列所示。在西部地区,农业农村数字化水平对农业碳排放强度的回归系数在 $p=0.01$ 水平上有统计学意义,而在中东部地区该影响无统计学意义。可能的原因是,西部地区农业生产的粗放特征明显,机械化率和资源利用率较低,数字化技术的引入能够明显改善传统生产模式,产生明显的边际改进效应。相比之下,中东部地区农业现代化水平较高,技术体系相对成熟,数字化改造面临技术锁定效应和较高的边际减排成本,其减排潜力相对有限。

3.3.2 农业生产功能异质性

不同粮食生产功能区在农业生产结构、农业生产方式等方面有其不同特点,农业农村数字化对农业碳排放强度的影响在不同的粮食生产功能区可能并不相同。为此,分别检验粮食主产区和非粮食主产区的农业农村数字化对农业碳排放强度产生影响的差异,回归结果如表8所示。表8(1)列和(2)列表明,在非粮食主产区,农业农村数字化对农业碳排放强度的负向影响有统计学意义,而在粮食主产区该影响无统计学意义。可能的原因是,在粮食主产区,农业生产更专注于种植大面积的单一作物从而导致土壤退化等问题,农业农村数字化对减少碳排放的作用较小;在非粮食主产区更多地种植蔬菜、水果等多样化的农产品,土地利用和管理方式更灵活,农业农村数字化发挥减少碳排放的作用更大。

3.3.3 时间异质性

2015年成为农业碳排放总量由增转降的转折点。2015年前后,中国农业碳排放的情况明显不同,农业农村数字化对农业碳排放强度的影响在不同时间范围内也表现出异质性。按2011—2015年和2016—2022年两个阶段对样本进行回归,回归结果如表8的(3)—(4)列所示。回归结果表明,在第一阶段农业农村数字化对农业碳排放强度的影响无统计学意义,而在第二阶段其负向影响有统计学意义。可能的原因是,自2015年起,中国加大了对环境保护的重视程度,在绿色发展的背景下,中国农业产业也经历了从传统生产向现代化、智能化生产的转变。农业农村数字化促使农业生产方式更加智能、高效,减少了对碳源的消耗,从而对农业碳排放强度产生的负向影响有统计学意义。

表7 异质性检验回归结果1

变量	(1)	(2)	(3)
	东部地区	中部地区	西部地区
<i>L.lnintensity</i>	1.260*** (0.301)	0.894*** (0.053)	0.738*** (0.135)
<i>lndigital</i>	0.155 (0.191)	-0.080 (0.079)	-0.266*** (0.068)
控制变量	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
N	121	88	132
AR(1) <i>p</i> 值	0.029	0.022	0.077
AR(2) <i>p</i> 值	0.377	0.984	0.206
Sargan 检验值	0.911	0.592	0.148

注: *、**、*** 分别表示在 $p=0.1$ 、 $p=0.05$ 、 $p=0.01$ 水平有统计学意义,括号内为稳健标准误。

表 8 异质性检验回归结果 2

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	粮食主产区	非粮食主产区	2011—2015 年	2016—2022 年
<i>L. lnintensity</i>	1.030*** (0.047)	1.229*** (0.299)	0.990*** (0.254)	0.534*** (0.171)
<i>lndigital</i>	0.055 (0.038)	-0.675*** (0.209)	-0.180 (0.138)	-0.317** (0.161)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
N	143	198	124	217
AR(1) <i>p</i> 值	0.022	0.017	0.081	0.053
AR(2) <i>p</i> 值	0.170	0.730	0.472	0.446
Sargan 检验值	0.038	0.650	0.797	0.145

注：*、**、*** 分别表示在 $p=0.1$ 、 $p=0.05$ 、 $p=0.01$ 水平有统计学意义，括号内为稳健标准误。

4 进一步分析动态面板门槛回归结果

农业农村数字化作用的发挥不仅依赖于数字基础设施的建设，也受到人的认知水平和数字素养的影响^[38]，同时政府环境规制水平将直接影响农业生产者的行为和决策，进而影响数字技术在农业碳排放管理中的应用和效果。

为检验不同农村人力资本水平和环境规制水平下农业农村数字化对农业碳排放强度的影响效果，运用动态面板门槛回归模型，分别以农村人力资本水平和环境规制水平作为门槛变量，探究农业农村数字化对农业碳排放强度的动态门槛效应。

表 9 报告了农村人力资本水平和环境规制水平的门槛值估计结果，门槛值分别为 1.966 和 3.784。表 10(1)列和(2)列分别表示以农村人力资本水平和环境规制水平为门槛变量的动态面板门槛模型回归结果。可以看出，上期农业碳排放强度对本期农业碳排放强度的回归系数分别为 0.358 和 0.289，且均在 $p=0.01$ 水平上有统计学意义，表明上期农业碳排放强度会明显正向影响本期农业碳排放强度，进一步印证其持续性特点。由表 10(1)列可知，当农村人力资本水平低于门槛值时，农业农村数字化对农业碳排放强度的估计系数为 -0.134，且在 $p=0.01$ 水平上有统计学意义；当农村人力资本水平高于门槛值时，农业农村数字化对农业碳排放强度的负向影响提高到 -0.158，且在 $p=0.01$ 水平上有统计学意义。这表明，随着农村人力资本水平的提高，农业农村数字化对农业碳排放强度的负向影响逐渐加强， H_2 成立。同理，随着环境规制水平的上升，农业农村数字化对农业碳排放强度的抑制系数从 -0.144 提高到 -0.161。这说明环境规制水平的提升有利于增强农业农村数字化对农业碳排放强度的负向影响， H_3 得到证实。

表 9 门槛值估计结果

门槛变量	门槛值	90%置信下限	90%置信上限
<i>lnhuman</i>	1.966	1.947	2.145
<i>lnenvironment</i>	3.784	3.611	4.001

表 10 动态面板门槛模型估计结果

变量	(1)	(2)
	门槛变量: 农村人力资本水平	门槛变量: 环境规制水平
<i>L.lntensity</i>	0.358*** (0.111)	0.289*** (0.064)
<i>Indigital(lnhuman ≤ 1.966)</i>	-0.134*** (0.050)	
<i>Indigital(lnhuman > 1.966)</i>	-0.158*** (0.041)	
<i>Indigital(lnenvironment ≤ 3.784)</i>		-0.144** (0.064)
<i>Indigital(lnenvironment > 3.784)</i>		-0.161*** (0.060)
<i>Ingovern</i>	0.152* (0.086)	0.066 (0.091)
<i>Ingrain</i>	0.531* (0.298)	0.410 (0.343)
<i>lnuse</i>	0.168** (0.076)	0.160** (0.070)
<i>lnchemical</i>	0.919*** (0.216)	1.040*** (0.246)
<i>Indisparity</i>	1.537** (0.676)	1.801*** (0.537)
<i>Intraffic</i>	-0.025 (0.185)	0.115 (0.183)
<i>lnmachine</i>	0.126 (0.120)	0.060 (0.146)
常数项	-9.128** (4.395)	-9.676*** (3.307)
N	341	341

注: *、**、*** 分别表示在 $p=0.1$ 、 $p=0.05$ 、 $p=0.01$ 水平有统计学意义, 括号内为稳健标准误。

5 结论与建议

本研究基于 2011—2022 年中国 31 个省份(除港澳台外)的面板数据, 利用动态面板模型分析了农业农村数字化对农业碳排放强度的影响, 并检验了农村人力资本水平和环境规制水平的动态门槛效应。结论如下: 1) 农业农村数字化能显著降低农业碳排放强度; 2) 农村人力资本水平和环境规制水平的提升有利于增强农业农村数字化对农业碳排放的抑制作用; 3) 农业农村数字化对农业碳排放的抑制作用在西部地区、非粮食主产区和 2016—2022 年尤为显著。

据此,提出如下建议:

第一,完善农业农村数字化建设的政策体系,实现农业碳减排效果。农业农村数字化建设是乡村振兴的战略方向,也是实现农业碳减排的关键举措。目前中国农业农村数字化建设尚处于早期探索阶段,整体发展水平还不高,政策体系仍不健全。中央政府应加强对农业农村数字化建设的顶层设计,坚持全国一盘棋,制定自上而下的整体规划设计。制定全国性的农业农村数字化建设发展规划,统一各省级层面标准体系和思想共识,统筹协调多部门协同工作,确立完善的政策实施体系,助力农业碳减排目标实现。

第二,提升农村人力资本水平,助推农业农村数字化。农村人力资本水平的提高,有助于增强农业农村数字化的农业碳减排效果。目前中国农村居民的数字素养总体偏低,对数字技术的了解和运用能力不足。应加强农村教育和技能培训,积极举办培训讲座、学习交流等活动,建立健全培训机制和资源支持体系,提升农村居民的数字素养和技能水平。同时,鼓励农村人才返乡创业,推进农村居民年轻化、专业化进程,通过年轻人带老年人的方式提升老年人对农业农村数字化的认知程度,着力提高农村人力资本水平。

第三,加大环境规制力度,营造良好外部环境。农业农村数字化作为现代农村发展的新模式,外部环境的好坏直接影响农业农村数字化的农业碳减排效果,环境规制力度是农业农村数字化实现碳减排效果的重要引擎。继续完善环境保护的相关法律法规,制定更加规范统一的农业生产标准;建立健全农业生产的环境监测体系,实现农业碳排放管理的有的放矢;同时建立跨部门的环境保护协调机制,形成合力,共同推动农业碳减排工作。

参考文献:

- [1] WANG F J, SUN J Q, LIU Y S. Institutional Pressure, Ultimate Ownership, and Corporate Carbon Reduction Engagement: Evidence from China [J]. *Journal of Business Research*, 2019, 104: 14-26.
- [2] 中共中央 国务院. 关于全面推进美丽中国建设的意见 [EB/OL]. (2023-12-27) [2024-12-02]. https://www.gov.cn/gongbao/2024/issue_11126/202401/content_6928805.html.
- [3] 李宽, 张弘, 史磊. 农业科技进步对农业碳排放空间溢出效应的实证检验 [J]. *统计与决策*, 2023, 39(21): 52-57.
- [4] CHAI C Q, ZHANG B B, LI Y Y, et al. A New Multi-Dimensional Framework Considering Environmental Impacts to Assess Green Development Level of Cultivated Land During 1990 to 2018 in China [J]. *Environmental Impact Assessment Review*, 2023, 98: 106927.
- [5] 李晓阳, 王文明. 数字金融赋能农产品出口质量的作用机制 [J]. *华南农业大学学报(社会科学版)*, 2024, 23(2): 55-67.
- [6] 中央网络安全和信息化委员会办公室 中华人民共和国国家互联网信息办公室. 数字中国发展报告(2022年) [EB/OL]. (2023-05-23) [2024-12-02]. https://www.cac.gov.cn/2023-05/22/c_1686402318492248.htm.
- [7] HE K, LI F L, WANG H, et al. A Low-Carbon Future for China's Tech Industry [J]. *Science*, 2022, 377(6614): 1498-1499.
- [8] 刘婧玲, 陈艳莹. 数字技术发展、时空动态效应与区域碳排放 [J]. *科学学研究*, 2023, 41(5): 841-853.
- [9] 张元庆, 刘烁, 齐平. 数字产业协同创新发展对碳排放强度影响研究 [J]. *西南大学学报(社会科学版)*, 2023, 49(3): 114-128.
- [10] 赵萱, 魏晓博. 数字经济赋能区域绿色发展的效应与机制研究——基于技术创新和产业升级的中介效应 [J]. *西南大学学报(自然科学版)*, 2023, 45(8): 21-30.
- [11] ZHAO L P, RAO X, LIN Q W. Study of the Impact of Digitization on the Carbon Emission Intensity of Agricultural Production in China [J]. *Science of the Total Environment*, 2023, 903: 166544.
- [12] 李薇. 数字经济对农业碳排放的影响研究——以长江经济带为例 [D]. 荆州: 长江大学, 2023.
- [13] LIO M, LIU M C. ICT and Agricultural Productivity: Evidence from Cross-Country Data [J]. *Agricultural Economics*, 2006, 34(3): 221-228.
- [14] REN J, LEI H, REN H. Livelihood Capital, Ecological Cognition, and Farmers' Green Production Behavior [J]. *Sustainability*, 2022, 14(24): 16671.

- [15] 高鹏,白福臣,郑沃林. 环境规制、数字化信息渠道与农户亲环境行为 [J]. 生态经济, 2024, 40(4): 129-135.
- [16] 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.
- [17] WEST T O, MARLAND G. A Synthesis of Carbon Sequestration, Carbon Emissions, and Net Carbon Flux in Agriculture: Comparing Tillage Practices in the United States [J]. Agriculture, Ecosystems & Environment, 2002, 91(1/3): 217-232.
- [18] DUBEY A, LAL R. Carbon Footprint and Sustainability of Agricultural Production Systems in Punjab, India, and Ohio, USA [J]. Journal of Crop Improvement, 2009, 23(4): 332-350.
- [19] 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, 47.
- [20] 朱红根,陈晖. 中国数字乡村发展的水平测度、时空演变及推进路径 [J]. 农业经济问题, 2023, 44(3): 21-33.
- [21] 刘松林,王坦,戚琳琳. 基于客观组合赋权的就业质量测度与评价 [J]. 统计与决策, 2023, 39(20): 168-173.
- [22] 王凤婷,王浩,孔凡斌. 农村数字化发展对农业全要素碳生产率的提升效应 [J]. 中国人口·资源与环境, 2024, 34(3): 79-90.
- [23] 张世贵,许玉久,秦国伟. 农业农村数字化畅通城乡经济循环:作用机理与政策建议 [J]. 改革, 2023(7): 116-125.
- [24] 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.
- [25] 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.
- [26] 尹恣昊,田云,卢奕亨. 中国农业碳排放区域差异及其空间分异机理 [J]. 改革, 2023(10): 130-145.
- [27] 杨雪,王永平,王静. 数字乡村发展对农业碳排放强度的影响效应及作用机制检验 [J]. 统计与决策, 2023, 39(11): 66-71.
- [28] 陈诗一,陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展 [J]. 经济研究, 2018, 53(2): 20-34.
- [29] 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.
- [30] 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.
- [31] KREMER S, BICK A, NAUTZ D. Inflation and Growth: New Evidence from a Dynamic Panel Threshold Analysis [J]. Empirical Economics, 2013, 44(2): 861-878.
- [32] ARELLANO M, BOVER O. Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models [J]. Journal of Econometrics, 1995, 68(1): 29-51.
- [33] CANER M, HANSEN B E. Instrumental Variable Estimation of a Threshold Model [J]. Econometric Theory, 2004, 20(5): 813-843.
- [34] HANSEN B E. Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference [J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2): 345-368.
- [35] 丁宝根,赵玉,邓俊红. 中国种植业碳排放的测度、脱钩特征及驱动因素研究 [J]. 中国农业资源与区划, 2022, 43(5): 1-11.
- [36] HAO A M, HOU Y R, TAN J Y. How Does Digital Village Construction Influences Carbon Emission? The Case of China [J]. PLoS One, 2022, 17(12): e0278533.
- [37] LI J, SUN Z C, ZHOU J, et al. The Impact of the Digital Economy on Carbon Emissions from Cultivated Land Use [J]. Land, 2023, 12(3): 665.
- [38] 金绍荣,任赞杰. 乡村数字化对农业绿色全要素生产率的影响 [J]. 改革, 2022(12): 102-118.