

农业新质生产力对农业碳排放的影响机制分析

郑骏川, 贾扬平

重庆师范大学 重庆

【摘要】实现农业的低碳绿色转型,是达成“双碳”目标的重要途径。本文基于 2012-2022 年中国省级面板数据,采用 GMM 模型、中介效应模型和空间杜宾模型实证检验了农业新质生产力对农业碳排放的影响及作用机制。研究表明:农业新质生产力显著降低了农业碳排放,在考虑内生性和其他稳健性检验的情况下得出结论仍然成立;农业土地规模经营、农业科技创新和农业产业结构高级化在农业新质生产力影响农业碳排放的过程中起部分中介作用;农业新生产力在不同功能分区下都显著降低了农业碳排放;空间计量模型的回归结果表明:农业新质生产力对农业碳排放具有正向空间溢出效应,且随着农业新质生产力发展水平的逐步提高,其碳减排效应不断增强。

【关键词】农业新质生产力; 农业碳排放总量; 中介效应; 空间杜宾模型

【收稿日期】2025 年 5 月 14 日 **【出刊日期】**2025 年 6 月 19 日 **【DOI】**10.12208/j.jafs.20250007

Analysis of the impact mechanism of new-quality agricultural productivity on agricultural carbon emissions

Junchuan Zheng, Yangping Jia

Chongqing Normal University, Chongqing

【Abstract】Achieving a low-carbon and green transformation in agriculture is a crucial pathway to realizing China's "dual carbon" goals. Based on provincial panel data from 2012 to 2022, this paper empirically examines the impact and mechanism of new-quality agricultural productivity on agricultural carbon emissions using the GMM model, mediation effect model, and spatial Durbin model. The results show that new-quality agricultural productivity significantly reduces agricultural carbon emissions, and the conclusion remains robust after addressing endogeneity and conducting various robustness tests. Land scale management, agricultural technological innovation, and the upgrading of agricultural industrial structure play partial mediating roles in this relationship. The productivity effect remains significant across different functional zones. Moreover, the spatial econometric model indicates a positive spatial spillover effect, with the emission-reduction impact intensifying as the level of new-quality agricultural productivity improves.

【Keywords】New-quality agricultural productivity; The total amount of agricultural carbon emissions; Mediation effect; Spatial Durbin model

1 引言

近年来,全球气候变暖问题加剧而倍受国际社会的高度重视。IPCC 报告中明确指出农业占全球温室气体排放约 20%左右。我国作为农业生产大国,控制农业碳排放方面压力较大。具体来看,农业碳排放主要来源于化肥和农药的大量施用、畜禽养殖过程中产生的排放物以及农业用水的浪费等因素。这些碳源不仅对生态系统造成负担,也成为制约我国农业可持续发展的重要瓶颈。

为有效控制农业碳排放,我国近年来持续推进相关政策措施。从 2015 年实施的“一控两减三基本”政策^[1],到 2022 年农业农村部与国家发展改革委联合印发的《农业农村减排固碳实施方案》^[2],再到 2023 年习总书记在实地考察中首次提出“新质生产力”概念^[3]。作为“新质生产力”理念在农业领域的具体体现,农业新质生产力强调以科技创新为引领,通过提升农业劳动力素质、优化生产要素配置、拓展农业发展空间,助力农业生产模式实现质的飞跃。

因此, 深入探讨农业新质生产力在抑制农业碳排放过程中的作用机制, 不仅有助于把握农业绿色发展路径, 也为制定差异化减排政策提供理论支撑。本文从理论与实证两个维度出发, 探索农业新质生产力对农业碳排放的作用逻辑与机制, 以期为实现“双碳”目标提供有益参考^[4]。

2 相关综述

当前关于农业新质生产力的学术研究主要聚焦于三个方面。首先, 在理论内涵构建上, 研究普遍认为, 农业新质生产力是一种依托科技创新、融合绿色发展理念与数字化技术的新型生产力形态, 是推动农业高质量发展的关键驱动^[3]。其次, 在测度方法方面, 有学者从马克思主义生产力三要素出发建立指标体系^[5], 也有研究者借助农业全要素生产率模型开展量化分析, 测度维度涵盖科技水平、生态环保与数字要素等多个方面^[6]。再次, 在作用机制分析中, 已有研究表明, 农业新质生产力不仅有助于推动农业产业结构优化与农民收入提升, 也在农业绿色转型中发挥着内在牵引作用^[4]。

近年来, 农业碳排放的核算与其驱动机制研究不断深化。一些学者围绕种植业与畜牧业两个核心环节, 初步构建了涵盖能源使用、化肥农药投入以及畜禽粪污排放等多维度的碳排放核算体系^[7]。在碳排放效率评估方法方面, 除碳生产率等传统测度方式外, 近年来也逐步引入了如 SBM-DEA 模型等较为先进的分析工具, 以增强效率测算的科学性和准确性^[8]。关于碳排放影响因素的研究, 宏观层面多采用 KAYA 恒等式与 LMDI 分解法, 探讨结构转型、能源利用效率与人口因素的作用路径^[9]; 而微观层面则关注农业保险普及、农业社会化服务供给、技术推广与土地制度变革等政策与市场因素对减排绩效的具体影响^[10]。

尽管相关研究在农业绿色发展与碳减排领域取得了一定进展^[13], 但针对农业新质生产力与农业碳排放强度之间的关联仍缺乏系统性分析^[3]。目前已有文献多将二者分别处理, 缺少在统一理论框架下对其作用机制的系统构建与实证验证^[11]。此外, 现有研究往往聚焦于技术维度, 对于生产关系层面所涉及的要 素重组、制度安排等影响新质生产力扩散与应用效率的机制探讨相对薄弱^[12]。因此, 本文基于中国 30 个省(不含港澳台和西藏)的 2012—2022

年数据, 采用多元模型深入剖析农业新质生产力对农业碳排放的直接、间接与空间效应机制, 旨在填补现有研究空白, 丰富农业绿色发展理论体系。

3 理论分析与研究假设

3.1 农业新质生产力对农业碳排放的直接影响

在“科技引领+绿色转型”的背景下, 农业新质生产力在推动农业低碳转型中展现出明显的直接减排效应^[5]。

首先, 劳动者素质提升促使农户更积极采用绿色高效的生产方式^[14]。新型职业农民借助数字化技术实施精准施肥与病虫害绿色防控, 有效减少化肥和农药投入, 从而降低农业面源污染与氮氧化物排放^[15]。其次, 在劳动资料方面, 农业装备的智能化提升了资源使用效率。智能灌溉与水肥一体化系统通过传感监测与自动调控, 减少了灌溉能耗与碳排放^[16]。再次, 劳动对象优化推动了种植结构与生态系统调整。推广轮作休耕、高碳汇作物等措施增强了土壤固碳能力, 有助于从源头减缓温室气体排放^[17]。

据此, 提出如下假设:

H1: 农业新质生产力能够显著降低农业碳排放水平。

3.2 农业新质生产力对农业碳排放的间接影响

在农业绿色转型不断深化的背景下, 农业新质生产力通过资源配置优化、产业结构升级与技术创新等多重路径, 逐步显现出显著的间接减排效应^[3]。具体而言, 在土地资源利用方面, 农业新质生产力通过推动耕地集约化与数字化精细管理, 提高了土地投入产出效率, 显著降低了资源浪费与环境负担^[19]。与此同时, 农业生产方式加速向以科技和数据为核心驱动的现代化模式转型, 农业新质生产力在“种—养—加—销”全链条中发挥了整合与提效作用, 提升了农业系统整体运行效率, 进而带动单位产值碳排放强度的持续下降^[20]。此外, 随着物联网、生物育种、资源循环等绿色关键技术的不断融合与深化应用, 农业生产的能源消耗结构与排放特征得以持续优化, 有效缓解了温室气体排放带来的生态环境压力^[21]。这一过程不仅彰显了农业新质生产力在推动绿色发展中的功能定位, 也为实现农业低碳化转型提供了坚实支撑。

据此, 进一步提出如下假设:

H2: 农业新质生产力可通过优化土地资源配

置, 提高土地资源利用效率间接降低农业碳排放。

H3: 农业新质生产力可推动农业产业结构升级, 优化农业产业结构进而削弱农业碳排放强度。

H4: 农业新质生产力能够通过强化科技创新能力, 推动农业技术进步助力农业实现低碳转型。

3.3 农业新质生产力的空间溢出效应

在农业低碳转型过程中, 农业新质生产力的影响具有显著的空间外溢特征, 不仅在本地区直接发挥作用, 也能通过多元机制辐射至周边区域^[22]。其一, 从技术扩散机制看, 农业低碳技术在区域间的传播日益频繁, 通过农业科技人员流动、农技培训及合作示范等方式, 有效带动了邻近地区的技术水平提升与碳减排能力增强^[23]。其二, 在产业协同机制方面, 农业新质生产力通过推动农产品加工环节集聚发展, 实现了资源要素的跨区域高效配置^[24]。其三, 制度联动机制同样不可忽视, 在政策协同与绿色发展经验共享方面发挥了积极引导作用, 促进了区域间清洁生产模式的互联互通^[24]。可见, 农业新质生产力的区域溢出效应主要通过技术传导、产业联动与制度互动三大路径实现, 有助于推动更广范围的农业绿色升级与协同减排。基于此, 提出如下假设:

H5: 农业新质生产力具有显著的空间溢出效应, 可影响邻近地区农业碳排放水平。

4 实证策略、变量选取与描述性统计

4.1 计量模型设定

(1) 基准模型

本文通过严谨的 Hausman 检验流程, 确定了双向固定效应模型在本研究中的最优适用性。因此, 构建了如下的固定效应模型, 并将其确立为本文的基准分析框架:

$$Env_{it} = \alpha + \beta Prod_{it} + \beta_1 \sum Controls_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, i 代表不同的地区, t 代表特定的年份; Env_{it} 为被解释变量在 i 城市的第 t 年的农业碳排放水平; $Prod_{it}$ 为核心解释变量在 i 城市的第 t 年的农业新质生产力水平; α 为常数项; $Controls$ 代表一系列控制变量的集合; β, β_1 为待估参数; μ_i 代

表城市个体固定效应; μ_t 代表年份固定效应; ε_{it} 代表随机扰动项。

(2) 动态面板模型

根据研究, 农业碳排放不仅具有动态变化的特性, 而且其累积效应显著, 这意味着早期的碳排放水平会对当前的排放量产生持续的影响。因此, 将滞后期的农业碳排放变量纳入模型, 构建了以下动态面板模型:

$$Env_{it} = \alpha Env_{it-1} + \beta Prod_{it} + \beta_1 Controls_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中, Env_{it-1} 为农业碳排放一阶滞后项; 其他同上。通过引入农业碳排放的滞后项, 该模型旨在更准确地刻画农业碳排放的动态演变特征。

(3) 中介效应模型

为探究农业新质生产力通过何种机制影响农业碳排放, 本文借鉴温忠麟(2010)^[25]提出的三步回归法, 构建以下中介效应模型:

1) 中介变量回归:

$$Medi_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Prod_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

检验农业新质生产力($Prod$)对中介变量($Medi$)的影响, 即路径 a

2) 因变量回归(含中介变量):

$$Env_{it} = \beta_0 + \beta_1 Medi_{it} + \beta_2 Prod_{it} + \beta_3 Controls_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

检验农业新质生产力($Prod$)和中介变量($Medi$)对农业碳排放(Env)的共同影响, 其中 $Prod$ 的系数代表直接效应(路径 c'); $Medi$ 的系数代表间接效应(路径 b); 若 a, b 显著, 且 c' 相比总效应有所减弱, 则可认为存在部分中介效应; 若 c' 不显著, 则说明完全中介; 第三步为回归中再次验证直接效应(重复逻辑故省略), 其他含义同上。

(4) 空间效应模型

为了深入探究农业生产活动中农业碳排放的空间溢出效应, 构建相邻地区间农业碳排放潜在联系与影响, 参考高贵现的研究^[26], 构建以下空间杜宾模型。具体模型设定如下:

$$Env_{it} = \rho W Env_{it} + \beta_1 Prod_{it} + \theta_1 W Prod_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \theta_2 W Controls_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式(5)中, W 表示空间权重; ρ 代表空间滞后项系数; θ_1 为解释变量空间滞后项的系数; 反映农业

新质生产力的空间溢出效应; θ_2 为控制变量的空间滞后项系数; 其他同上。

4.2 变量选取

(1) 被解释变量

农业碳排放问题备受学界关注, 诸多学者从不同视角对其总量和强度展开深入测度。本研究参考高国生团队(2024年)^[27]、徐清华和张广胜(2022年)^[28]的研究成果, 将研究范围限定在狭义的农业种植业领域, 从化肥使用、农药投放、农膜覆盖、柴油消耗、作物种植面积、有效灌溉面积这六个关键维度, 综合剖析农业碳排放现状。依据 IPCC 的假定, 上述六大碳排放源的排放系数分别精确设定为: 化肥 0.896kg/kg、农药 4.934kg/kg、农膜 5.180kg/kg、农用柴油 0.593kg/kg、农作物播种面积 312.6kg/hm²、有效灌溉面积 266.48kg/hm², 具体内容见表 1。碳排放系数表示单位能源在燃烧或使用过程中产生的碳排放量, 一般视为固定值。本研究采用的具体测度方法为: 将各农业碳排放源的投入量与对应的排放系数相乘, 再进行加总, 就能得出碳排放总量。参照李波等人^[29]的方法, 农业碳排放总量计算公式为:

$$Env = \sum Env_i = \sum M_i N_i \quad (6)$$

式(6)中, Env 代表农业碳排放总量; Env_i 是第 i 类碳源的碳排放量; M_i 为第 i 类碳源的数量; N_i 表示第 i 类碳源的碳排放系数。

(2) 核心解释变量

农业新质生产力是融合新技术、先进知识与现代管理的综合能力, 推动农业向高效、智能、精准发展。参考朱迪和叶林祥(2024)^[5]的研究, 农业新质生产力是推动现代农业转型、升级的关键动力, 主要体现在: 一是农业生产要素创新升级, 像新型种子、化肥、农药的研发应用, 以及智能农机设备的普及; 二是生产方式变革, 数字化、网络化、智能化技

术深度融入农业全流程, 提升了作业精细化和自动化水平; 三是经营模式改变, 新型农业主体兴起, 农业产业链延伸融合, 规模化、品牌化、组织化生产提高了农业整体效率。农业新质生产力的发展, 既依靠技术创新, 也受从业者素质、政策支持和市场环境等因素影响。本文采用熵值法(详见表 2), 综合多个指标进行测算, 以此客观呈现其实际水平与未来趋势。

(3) 控制变量

综合现有文献^[30-33], 本研究选取了一系列控制变量。农业受灾率: 通过农业受灾面积占农作物总播种面积的比例衡量; 财政支农: 以财政对农林水事务的支出表示; 农业生产投入: 用农林牧渔固定资产投资来体现; 城镇化水平: 采用城镇化比率衡量; 对外开放水平: 通过农业进出口额与农林牧渔总产值的比值反映; 农业灌溉条件: 则是有效灌溉面积占农作物总播种面积的比重。

(4) 中介变量

农业土地规模化经营体现资源集约与规模生产, 有助于提效降碳。参考张立国等人^[34]的研究, 用家庭承包耕地流转面积占家庭承包耕地总面积的比例衡量其水平。

农业产业结构高级化是农业迈向高附加值、现代化的标志, 优化结构可减少碳排放。依据干春晖等人^[35]的研究, 从农业视角衡量该指标, 采用农林牧渔服务业产值占农林牧渔业总产值的比重。

农业科技创新是农业现代化与绿色转型的重要动力, 能提高生产效率、降低对传统能源依赖, 减少碳排放。考刘丽军等人(2012)^[36]的研究, 通过检索 2012-2022 年农业专利 IPC 号统计发明专利数量, 来衡量科技创新水平。

表 1 农业碳排放碳源及其系数

碳源	碳排放系数	参考来源
柴油	0.59kg/kg	IPCC2013
化肥	0.89kg/kg	美国橡树岭国家实验室
农药	4.93kg/kg	美国橡树岭国家实验室
农膜	5.18kg/kg	南京农业大学农业资源与生态环境研究所
灌溉	266.48kg/hm ²	段华平等(2011)
翻耕	312.60kg/hm ²	李波等(2011)

表 2 农业新质生产力指标体系构建

一级	二级	测算说明	属性
劳动者	劳动生产率	农林牧渔占 GDP 比重	正
	劳动者就业理念	外出务工劳动力（万人）	负
	劳动者技能	农村平均受教育程度	正
	劳动生产率	农村居民可支配收入	正
	技术人才	农业技术培训/乡村总人口数（万人）	正
劳动对象	生态，污染治理	COD 污染排放	负
	绿色环保	森林覆盖率	正
	新质产业	第一产业增加值	正
	生态环境	废水中氨氮排放量（万吨）	负
	环境保护能力	环保支出占比	正
劳动资料		自然保护占比（自然保护区占辖区面积比重）	正
	现代化产业发展水平	农民专业合作社数量/第一产业从业人员数	正
	粮食综合生产能力	粮食年产量	正
	科技创新	R&D 经费	正
	数字基础设施	每平方光缆长度	正
	机械化水平	农业机械化总动力/耕地面积	正
	交通基础设施发展水平	乡村公里里程数/乡村人口数	正
	电气化水平	农村用电量/农村人口	正
	互联网普及率	农村居民家庭平均每百户移动电话拥有量	正
	农业气象检测状况	环境与农业气象观测站个数	正
		农村数字普惠金融投资指数	正
	数字化水平	农村数字普惠金融移动支付指数	正
		淘宝村数量	正

表 3 变量描述性统计

变量类型	变量名称	样本量	均值	方差	最小值	最大值
被解释变量	农业碳排放	330	0.336	0.228	0.014	0.996
核心解释变量	农业新质生产力	330	0.172	0.077	0.067	0.585
控制变量	对外开放水平	330	0.422	1.269	0.004	8.396
	城镇化水平	330	0.607	0.117	0.363	0.896
	财政支农	330	919.986	1006.334	98.603	7846.499
中介变量	农业生产投入	330	40.036	34.341	0.049	155.098
	农业受灾率	330	0.131	0.107	0.004	0.695
	农业灌溉条件	330	0.436	0.175	0.172	1.233
	农业土地规模	330	0.617	0.444	0.059	3.089
	农业产业结构高级化	330	0.044	0.02	0.013	0.131
	农科科技创新	330	3189.824	3156.7	52	16651

4.3 数据来源和描述性统计

表 3 中, 将 2012—2022 年中国 30 个省份作为研究对象。人力资本数据取自历年《中国人口与就业统计年鉴》, 数字金融发展水平数据来源于北京大学数字金融研究中心, 农村互联网普及率及农业气象观测站数量数据参考《中国第三产业统计年鉴》, 水土保持及生态环境保护项目数据来自《中国环境统计年鉴》, 六大农业碳排放源的数据则来源于历年《中国农村统计年鉴》以及《中国统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》等权威统计资料。此外, 中介变量的原始数据同样取自《中国农村统计年鉴》。其余数据则取自中经网统计数据库。对于个别年份缺失的数据, 采用插值法补齐, 变量的描述统计详见表 3。

4.4 实证分析

(1) 基准回归

根据 Hausman 检验结果, 本文选用双向固定效应模型开展回归分析, 以控制省份与年份的不变因素对结果的干扰, 从而提升模型的估计准确性。表 4 展示了基准回归的详细结果, 列 (1) 至列 (6) 分别表示未加入控制变量及逐步加入控制变量的回归情形。结果显示, 无论是否控制其他变量, 农业新质生产力对农业碳排放均表现出显著的负向影响。在未加入控制变量时, 其系数为-0.281, 且在 1%的显著性水平下成立, 说明农业新质生产力的提升有助于减少本地区农业碳排放。随着控制变量逐步引入, 估计系数在 1%水平上依然显著, 数值虽有小幅波动但趋势一致, 进一步验证了农业新质生产力对农业碳排放的抑制作用。据此, 假设 H1 获得初步支持。

表 4 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
农业新质生产力	-0.281*** (-6.114)	-0.276*** (-6.060)	-0.285*** (-6.256)	-0.274*** (-5.711)	-0.269*** (-5.625)	-0.282*** (-5.912)
对外开放水平		0.006*** (2.662)	0.002 (0.794)	0.003 (0.984)	0.004 (1.104)	0.003 (1.083)
城镇化水平			-0.206* (-1.844)	-0.222* (-1.948)	-0.241** (-2.127)	-0.285** (-2.505)
财政支农				-0.000 (-0.716)	-0.000 (-0.823)	0.000 (0.014)
农业生产投入					0.000** (2.472)	0.000** (2.350)
农业受灾率					-0.015 (-0.928)	-0.019 (-1.194)
农业灌溉条件						-0.073** (-2.404)
_cons	0.379*** (52.611)	0.377*** (52.386)	0.491*** (7.883)	0.500*** (7.869)	0.504*** (7.997)	0.558*** (8.401)
N	330	330	330	330	330	330
R ²	0.477	0.490	0.496	0.497	0.509	0.518
F	23.991	23.045	21.711	20.162	18.373	17.923

***p<0.01", ***p", "0.05", "*p<0.10

注: *、**、***分别代表显著性水平为 10%、5%、和 1%的情况; 括号中列出的是相应估计系数 t 值, 下同。

(2) 稳健性检验

1) 内生性检验

为缓解潜在内生性问题对基准回归结果的干扰,本研究采用工具变量法进行再估计。选取农业新质生产力滞后一期作为工具变量,该选择基于以下考量:滞后项与当期值存在显著相关性(相关系数0.982, $p<0.01$),满足工具变量相关性要求。同时参照李明贤(2023)^[44]的研究,引入省级移动互联网接入流量作为替代工具变量。估计结果显示:第一阶段回归中,两类工具变量的系数均通过1%水平显著性检验,Cragg-Donald Wald F 统计量均大于10%临界值,排除弱工具变量可能;第二阶段估计中,农业新质生产力系数保持显著负向($\beta=-0.048$ 和 -0.051 , $p<0.05$),与基准回归结论一致。进一步采用系统GMM方法控制动态面板偏差,估计结果显示:农业新质生产力系数为 -0.052 ($p<0.05$),滞后一期农业碳排放系数达1.00 ($p<0.01$),Arellano-Bond 检验证实扰动项无二阶自相关($AR(2)=0.296$),Hansen 过度识别检验支持工具变量有效性($\chi^2(13)=19.24$, $p=0.116$)。多重检验结果共同证实核心结论的稳健性,汇总结果见表5。

2) 稳健性检验

为确保研究结论的可靠性,本文采用多种方法对基准回归结果进行稳健性检验,具体包括样本调整、

异常值处理、变量重构以及特殊时期数据剔除等策略。

①样本调整检验

考虑到北京、天津、上海三个直辖市的农业经济规模显著低于其他省份(2012-2022 年均农业产值占比分别为1.22%、3.30%和1.00%)^[30],其样本特征可能影响模型的一般性。因此,本研究剔除这三个地区后重新回归。结果显示(表6列(1)),农业新质生产力的系数仍显著为负($\beta=-0.409$, $p<0.01$),表明核心结论不受特殊样本影响。

②异常值处理

针对极端值的干扰,对连续变量进行1%水平双边缩尾处理,回归结果(列2)显示农业新质生产力系数依然显著为负($\beta=-0.304$, $p<0.01$),说明异常值未对结论造成实质性影响。

③变量测度方法替换

为降低主观赋权对变量构造的影响,采用主成分分析法重构农业新质生产力指标(列3),结果同样显示其对碳排放的负向影响显著($\beta=-0.027$, $p<0.01$),验证了测度方法上的稳健性。

④特殊时期样本剔除

考虑到疫情可能带来的干扰效应,剔除2020—2022 年样本后再次估计模型列(4),结果仍表明农业新质生产力具有显著的减排作用($\beta=-0.173$, $p<0.01$),进一步说明研究结论具备较强的稳健性。

表5 内生性检验

变量名称	2sls 模型 (1)		2sls 模型 (2)		GMM 模型 (3)
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	农业碳排放
农业新质生产力	农业新质生产力	农业碳排放	农业新质生产力	农业碳排放	农业碳排放
		-0.266** (-2.08)		-0.510*** (-2.82)	-.052** (0.022)
农业新质生产力一阶滞后	0.982*** (65.60)				
移动互联网接入流量			0.000*** (5.71)		
农业碳排放一阶滞后					1*** (0.013)
Cragg-Donald Wald F statistic	2296.565		266.560		
Arellano-Bond test for AR (2)					0.296
Hansen test of overid. restrictions: $\chi^2(13)$					0.116
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份控制	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份控制	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	300	300	330	330	330
Number of id	30	30	30	30	30

表 6 稳健性检验

	剔除北京, 上海, 天津数据 (1)	缩尾 (2)	替换 X 主成分分析 (3)	剔除疫情 (4)
农业新质生产力	农业碳排放 -0.409*** (-6.699)	农业碳排放 -0.304*** (-6.003)	农业碳排放 -0.027*** (-5.182)	农业碳排放 -0.173*** (-2.963)
_cons	0.626*** (8.150)	0.581*** (8.474)	0.493*** (7.423)	0.534*** (7.509)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes
N	297	330	330	240
R ²	0.551	0.525	0.506	0.382

从表 6 可以看出, 无论是通过剔除特定样本、执行 1%水平的双侧缩尾处理, 还是采用变量替代与定义调整等策略, 农业新质生产力对农业碳排放的抑制效应始终显著为负, 且显著性充分体现出模型结果的高度稳健性。

(3) 异质性分析

为全面探究农业新质生产力在不同地理区域和功能分区内的碳减排效果, 本文从机械化程度和功能分区两个维度进行深入异质性分析, 揭示区域间碳减排效果的差异性。

1) 机械化程度的异质性分析

依据机械总动力中位数划分地区后发现, 在机械化发达地区, 农业新质生产力对农业碳排放具有显著抑制作用, 回归系数为负且通过 1%显著性检验, 表明其在技术基础较强地区能与现代机械协同, 提升效率并减少排放。而在机械化滞后地区, 虽同样

呈负向关系, 但效应较弱且显著性不足, 可能因传统生产方式占主导, 新质生产力难以充分发挥作用。

2) 农业功能分区的异质性分析

依据农业功能分区, 将样本划分为主产区、主销区和平衡区后发现, 农业新质生产力在主产区和主销区均显著抑制农业碳排放, 且在 1%显著性水平下成立。其中, 主产区回归系数为-0.711, 减排效应最为显著, 可能得益于其农业基础良好、技术接受能力强。主销区虽也表现出负向效应(系数为-0.119), 但作用相对较弱。相比之下, 粮食平衡区回归系数为正(系数为 0.079), 且不显著, 表明新质生产力在该区域的碳减排作用尚未显现。这可能源于其面临的多元化生产任务和土地人口双重压力, 使绿色技术推广路径不清晰; 同时, 该区域在政策扶持、农户认知和技术渗透等方面存在短板, 制约了农业新质生产力的减排潜力。

表 7 异质性检验

	(1) 机械总动力较发达	(2) 机械总动力欠发达	(3) 粮食主产区	(4) 粮食主销区	(5) 粮食平衡区
农业新质生产力	农业碳排放 -0.426*** (-5.276)	农业碳排放 -0.102** (-2.574)	农业碳排放 -0.711*** (-6.209)	农业碳排放 -0.119*** (-5.415)	农业碳排放 0.079 (0.310)
_cons	1.274*** (12.989)	0.128** (2.221)	0.690*** (5.026)	0.125** (2.143)	0.459*** (3.960)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份控制	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份控制	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	154	176	143	77	110
R ²	0.799	0.434	0.798	0.900	0.484
F	28.674	6.462	26.282	28.089	4.573

(4) 中介机制检验

为进一步探究农业新质生产力的减排路径，本文选取农业土地规模经营、产业结构高级化和农业科技创新作为中介变量进行三步法回归。结果表明，农业新质生产力显著提升了土地规模经营水平（系数为 1.4348， $p<0.01$ ），在引入该变量后，对农业碳排放的影响仍为显著负向（系数为-0.3378），表明其存在中介机制。列 3 显示，农业新质生产力显著促进了农业产业结构优化（系数为 0.0870， $p<0.01$ ），在控制该变量后，其对农业碳排放的回归系数为-0.2186，依旧显著，说明其可通过结构升级实现减排。同时，农业新质生产力对农业科技创新亦具有显著正向影响，引入该变量后，其对碳排放的影响为-0.1886，且显著。为进一步验证中介效应的稳健性，本文采用 Bootstrap 方法（重复抽样 1000 次）检验，三条中介路径的置信区间均不包含 0，说明中介效应显著。因此，农业新质生产力可通过提升农业土地规模经营、农业产业结构优化和农业科技创新三条路径发挥减排作用。据此，H2、H3、H4 均得到验证。

5 进一步研究

5.1 空间效应检验

为深入分析农业新质生产力对农业碳排放影响的作用机制，本文从空间自相关性和空间计量模型两个维度展开研究，旨在明确其在空间层面的具体效应。

(1) 空间自相关性分析

为探究农业新质生产力是否对周边地区碳排放产生空间溢出效应，本文引入空间邻接矩阵，计算全局莫兰指数（Moran's I），以评估农业碳排放与农业新质生产力在空间维度上的分布特征。

从计算结果来看，2012 - 2022 年间，农业碳排放与农业新质生产力的全局莫兰指数 I 均为正值，且 p-value 小于 0.05，通过了显著性检验。这表明农业碳排放和农业新质生产力在空间分布上存在显著的正向自相关关系，即农业碳排放高（低）的地区往往与农业碳排放高（低）的地区相邻，农业新质生产力高（低）的地区也倾向于聚集分布，初步验证了两者在空间维度上具有集聚特征和潜在的空间溢出效应。

表 8 中介效应检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	农业土地规模经营	农业碳排放	农业产业结构高级化	农业碳排放	农业科技专利	农业碳排放
农业新质生产力	1.4348*** (0.0000)	-0.3378*** (0.0000)	0.0870*** (0.0000)	-0.2186*** (0.0000)	2.7e+04*** (0.0000)	-0.1886*** (0.0009)
农业土地规模经营		0.0388*** (0.0009)				
农业产业结构高级化				-0.7304*** (0.0000)		
农业科技专利						-0.0000*** (0.0023)
_cons	-0.1370 (0.7164)	0.5878*** (0.0000)	0.0212 (0.4413)	0.5980*** (0.0000)	-4.3e+03 (0.2623)	0.5674*** (0.0000)
bootstrap (1000) 检验置信区间[0.0086417, 0.1026265]			[-0.1117776, -0.1117776]		[-0.1746156, -0.0125116]	
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份控制	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份控制	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	330	330	330	330	330	330
adj. R ²	0.9412	0.9916	0.8494	0.9919	0.8806	0.9915

表 9 全局莫兰

年份	农业碳排放			农业新质生产力		
	I	z	p-value*	I	z	p-value*
2012	0.248	2.586	0.005	0.171	1.886	0.030
2013	0.240	2.506	0.006	0.198	2.149	0.016
2014	0.218	2.302	0.011	0.182	2.006	0.022
2015	0.207	2.204	0.014	0.251	2.686	0.004
2016	0.199	2.128	0.017	0.263	2.822	0.002
2017	0.195	2.091	0.018	0.259	2.886	0.002
2018	0.192	2.067	0.019	0.259	2.927	0.002
2019	0.187	2.015	0.022	0.237	2.738	0.003
2020	0.189	2.036	0.021	0.242	2.772	0.003
2021	0.182	1.963	0.025	0.253	2.782	0.003
2022	0.166	1.821	0.034	0.220	2.496	0.006

为了进一步分析农业新质生产力与农业碳排放的局部空间自相关性,本研究还采用了局部 Moran’s I 指数进行局域相关性分析,并结合了关于中国农业碳排放空间分布特征的研究成果,得到了 2022 年莫兰指数的散点图,见图 1 所示。

基于 2022 年省级数据的空间自相关分析表明,我国农业新质生产力与农业碳排放具有显著的空间关联特征。农业碳排放呈现明显的空间集聚现象,多数省份集中在高-高或低-低集聚象限,显示出强烈的空间正相关性,反映出区域间碳排放水平存在协同效应。而农业新质生产力虽然同样具有显著的集聚特征,但高值主要集中在东部沿海发达地区,西部地区则表现出低值集聚,说明技术发展存在区域差异与溢出效应。局部莫兰分析显示,长三角和珠三角等区域形成高-高集聚核心区,西部地区则以低-低集聚为主,中部部分省份呈现异质性格局。这些结果表明,应通过区域协同机制促进技术扩散,高

值区强化引领,低值区加强技术支持,异质区则推动跨区域合作。本研究采用邻接的空间权重矩阵,所有分析均具统计显著性,为后续空间计量模型分析提供依据。

(2) 空间计量模型结果分析

基于 LM 和 LR 检验结果,本文确认空间杜宾模型 (SDM) 最适用于分析农业新质生产力的空间效应,并排除了将其简化为 SAR 或 SEM 模型的可能性。回归结果显示,农业新质生产力对农业碳排放具有显著的直接效应、间接效应与总效应:一是直接效应显著为负(系数分别为-0.272 和-0.231),说明农业新质生产力的提升有效降低本地碳排放;二是间接效应亦为负(系数分别为-0.262 和-0.233),表明其通过资源流动和生产外包等机制,对周边地区碳排放也产生抑制作用;三是总效应系数分别为-0.534 和 -0.464,结果显著,表明农业新质生产力整体上对农业碳排放具有明显的抑制作用,验证了 H5 假设。

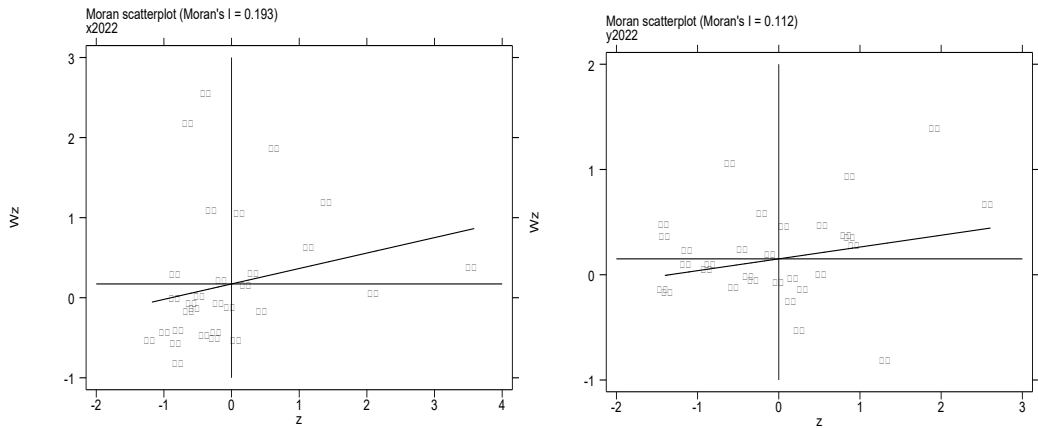


图 1 2022 年各省农业新质生产力(左)和农业碳排放(右)的莫兰指数散点图

表 10 空间杜宾模型回归

	距离矩阵	邻接矩阵
变量名	农业碳排放	农业碳排放
农业新质生产力	-0.275*** (-5.449)	-0.221*** (-4.784)
对外开放水平	0.004 (1.375)	0.004 (1.394)
城镇化水平	-0.576*** (-4.485)	-0.516*** (-4.298)
财政支农	-0.000 (-0.077)	-0.000 (-0.219)
农业生产投入	0.000** (2.048)	0.000 (1.479)
农业受灾率	-0.013 (-0.891)	-0.007 (-0.458)
农业灌溉条件	-0.056** (-2.011)	-0.046* (-1.661)
W*农业新质生产力	-0.279** (-2.524)	-0.130* (-1.837)
W*对外开放水平	0.013** (2.231)	0.007 (1.079)
W*城镇化水平	0.778*** (2.928)	0.257 (1.231)
W*财政支农	0.000* (1.671)	0.000** (2.425)
W*农业生产投入	0.001*** (2.678)	0.000*** (3.063)
W*农业受灾率	0.045 (1.240)	-0.024 (-0.838)
农业灌溉条件	-0.151** (-2.385)	-0.125** (-2.315)
rho	-0.034 (-0.300)	0.247*** (3.358)
直接效应	-0.272*** (-5.165)	-0.231*** (-4.817)
间接效应	-0.262** (-2.483)	-0.233*** (-2.637)
总效应	-0.534*** (-4.587)	-0.464*** (-4.356)
Observations	330	330
R-squared	0.143	0.084

6 总结与建议

为充分释放农业新质生产力在绿色低碳转型中的潜能,亟需从政策层面进行系统优化与引导。

第一,强化科技创新支持机制,构建多元投入体系,设立农业低碳技术专项基金,完善产学研协同平台,重点突破精准农业、智慧灌溉等绿色技术瓶颈,并通过税收减免、财政补贴等手段激励农业主体采纳新质技术。

第二,推进土地适度规模经营,在保障农村基本经营制度前提下深化土地制度改革,规范土地流转、完善土地市场机制,同时加强农田基础设施建设,为农业绿色发展提供硬件支撑。

第三,推动区域协调联动,构建跨区域农业技术推广网络,促进优质资源有序流动,完善农产品流通体系,提升资源配置效率;针对中西部等发展滞后地区,实施差异化扶持政策,加大技术、人才和资金支持力度。

第四,健全农业碳排放治理体系,建立全产业链碳排放监测网络,统一碳核算标准,提升碳排放管理水平,并引入第三方绩效评估机制,为政策制定提供数据支撑。

提升农民低碳技术应用能力,将绿色农业内容纳入职业培训体系,依托田间课堂、示范基地和线上教育等手段强化技能培训,同时完善县乡两级技术服务体系,提供全过程指导,促进新质生产力有效落地。

参考文献

- [1] 山娜,李斌.守护土壤健康,地膜当仁不让——怡农全生物降解地膜助力“一控两减三基本”[J].长江蔬菜,2018,(12):6-7.
- [2] 李丽颖.中国农业以较低的碳强度支撑稳产保供和粮食安全[N].农民日报,2023-04-14(006).
- [3] 冯英杰,任歆钰.农业新质生产力对农业碳排放强度的影响机制研究[J].郑州航空工业管理学院学报(社会科学版),2025,44(01):29-39.
- [4] 林珊,于法稳.新质生产力驱动农业绿色发展的路径研究[J].东北农业大学学报(社会科学版),2024,22(05):13-19.
- [5] 朱迪,叶林祥.中国农业新质生产力:水平测度与动态演变[J].统计与决策,2024,40(09):24-30.
- [6] 王钢,钱龙.新质生产力赋能农业高质量发展的实证研究——基于绿色全要素生产率视角[J].改革与战略,2024,40(06):175-186.
- [7] 秦硕璞,李婷,张雅京,等.中国农业源非CO₂温室气体排放核算[J].生态学报,2024,44(17):7536-7551.
- [8] 李皓闻,王华纯,张捷泓.中国31省农业碳排放效率测算和时空特征分析——基于SBM-DEA模型的实证研究[J].商展经济,2024,(15):156-159.
- [9] 张晓娇,毛昭庆,万思琦,等.云南省农业碳排放特征及驱动因素分析——基于Kaya恒等式扩展与LMDI指数分解方法[J].农学学报,2025,15(03):101-108.
- [10] 王韧,熊志文,胡俞妃.中国农业保险对农业碳排放作用机制及空间溢出效应分析[J].云南财经大学学报,2024,40(11):32-47.
- [11] 邓悦.农业绿色技术进步对碳排放影响研究[D].西北农林科技大学,2022.
- [12] 吕添贵,付舒斐,胡晗,等.农业绿色转型约束下耕地绿色利用效率动态演进及其收敛特征研究——以长江中游粮食主产区为例[J].中国土地科学,2023,37(04):107-118.
- [13] 覃朝晖,潘昱辰,丁志国.长江经济带农业碳排放多情景预测与减排路径模拟[J/OL].长江流域资源与环境,1-21[2025-05-06].
- [14] 卫玉华.新时代新型职业农民培育研究[D].东北师范大学,2023.
- [15] 龙云,陈飞.农户绿色生产行为驱动因素的研究进展[J].江西农业学报,2025,37(01):117-125.
- [16] 耿慧.设施农业水肥一体化技术推广探讨[J].农机市场,2024,(09):59-60.
- [17] 韩冰,王效科,欧阳志云.中国农田生态系统土壤碳库的饱和水平及其固碳潜力[J].农村生态环境,2005,(04):6-11.
- [18] 薛蕾.农业现代化视角下农业碳减排的主要形势、面临困境与实现路径——以成渝地区为例[J].西南金融,2023,(05):70-82.
- [19] 吕指臣.完善价格机制促进新质生产力发展[J].价格理论与实践,2024,(12):35-40.
- [20] 刘华军,张一辰.新时代10年中国绿色金融发展之路:历

- 程回顾、成效评估与路径展望[J].中国软科学,2023,(12):16-27.
- [21] 蔡承天.基于云平台打造低成本智慧农场解决方案研究[J].智慧农业导刊,2024,4(06):1-4.
- [22] 温涛,孙鹏翔,张林.中国农业碳排放的动态演进与区域格局[J].经济地理,2024,44(10):165-175.
- [23] 王进富.生态工业园共生网络的构建研究[J].科技信息,2010,(23):5.
- [24] 苏红键.以区位导向政策促进全域共同富裕:基于流动、集聚、均衡的分析框架[J].区域经济评论,2024,(03):8-18.
- [25] 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(05):731-745.
- [26] 高贵现.新质生产力驱动农业产业链供应链现代化:理论机制与实证检验[J].统计与决策,2024,40(17):18-23.
- [27] 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,(01):57-65.
- [28] 徐清华,张广胜.农业机械化对农业碳排放强度影响的空间溢出效应——基于 282 个城市面板数据的实证[J].中国人口·资源与环境,2022,32(04):23-33.
- [29] 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(08):80-86.
- [30] 乔均,台德进,邱玉琢.农业新质生产力赋能农业碳减排的机理与效应[J].当代经济管理,2024,46(12):42-55.
- [31] 刘景政,穆月英.农业保险发展的碳减排效应——理论机制与实证检验[J].中国农业资源与区划,1-14.
- [32] 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,(04):153-163.
- [33] 钱力,金雨婷,程明.土地流转与农业碳排放:理论机制与实证检验[J].华东经济管理,1-12.
- [34] 张利国,冷浪平,杨胜苏,林曦,陈苏,李国民.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(04):181-189+240.
- [35] 干春晖,郑若谷,余典范.中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J].经济研究,2011,46(05):4-16+31.
- [36] 刘丽军,宋敏.中国农业专利的质量:基于不同申请时期、申请主体和技术领域的比较[J].中国农业科学,2012,45(17):3617-3623.
- [37] 田云,吴海涛.产业结构视角下的中国粮食主产区农业碳排放公平性研究[J].农业经济问题,2020(1):84-93.
- [38] 孔祥智,谢东东.农业新质生产力的理论内涵、主要特征与培育路径[J].中国农业大学学报(社会科学版),2024,41(4):1-10.
- [39] 罗必良.论农业新质生产力[J].农业经济问题,2024(3):4-12.
- [40] 周荣,喻登科,金恩涛.农户间知识共享、农业技术扩散与农业科技成果转化作用关系——一个研究框架[J].农业图书情报学刊,2024,36(3):45-51.
- [41] 陈香云.农村劳动力转移对种植业农地利用碳排放的影响研究[D].华中农业大学,2022.
- [42] 何艳秋,王鸿春,刘云强.产业集聚视角下农业碳排放的空间效应[J].资源科学,2022,44(12):2428-2439.
- [43] 朱美荣,王淦秋,向文凯,尚杰.农业社会化服务对农业碳排放的影响及其空间特征[J].中国生态农业学报(中英文),2024,32(8):1288-1301.
- [44] 李明贤,彭晏琳.金融科技促进了农民增收吗?[J].南京农业大学学报(社会科学版),2023,23(06):24-39.

版权声明: ©2025 作者与开放获取期刊研究中心(OAJRC)所有。本文章按照知识共享署名许可条款发表。

<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



OPEN ACCESS