

新质生产力降低了农业碳排放强度吗?

郭少华

(郑州师范学院 社会服务与发展学院,河南 郑州 450044)

摘要:基于2012—2022年中国31个省份的面板数据,构建面板固定效应模型、二次项模型和中介效应模型,探究新质生产力对农业碳排放强度的直接影响及其非线性效应。实证结果显示,新质生产力能够显著降低农业碳排放强度,但其效应呈现倒U型关系,当新质生产力达到一定水平后,碳排放强度开始反弹。中介效应检验表明,农业劳动生产率通过中介效应显著影响新质生产力与碳排放强度之间的关系。异质性分析结果表明,财政支农力度、粮食主产区及长江经济带等因素显著影响了新质生产力的减排效果。财政支农力度较高的地区和粮食主产区的减排效果更为显著,而财政支农力度较低的地区甚至可能出现碳排放增加的现象。基于研究结论,建议加强财政支农力度,推动绿色技术创新,并制定差异化政策,以促进农业领域的碳减排。

关键词:新质生产力;农业碳排放;非线性效应;财政支农;异质性分析

中图分类号:F830.91 **文献标志码:**A **文章编号:**1672-6049(2024)06-0078-11

一、引言

随着全球气候变化问题的加剧,温室气体排放量持续上升,已成为全球各国政府和学术界高度关注的核心议题。农业作为温室气体排放的主要来源之一,其碳排放问题尤为突出。在农业生产过程中,广泛使用的化肥、农药和机械设备导致了大量二氧化碳及其他温室气体的排放^[1]。同时,农业作为保障全球人口粮食安全的关键产业,其生产效率和可持续发展对全球粮食供给具有重要影响。如何在保障粮食安全的前提下,有效降低农业碳排放强度,已成为当前亟待解决的重要问题^[2]。近年来,“新质生产力”作为提升农业生产效率和减少碳排放强度的概念逐渐进入农业领域,强调通过技术创新、资源高效配置及生产方式转型,推动农业的智能化、数字化及绿色技术应用^[3]。这一理念与环境库兹涅茨曲线理论相契合,认为随着经济发展达到一定水平后,碳排放强度将逐渐下降。因此,推动新质生产力不仅有助于提高农业生产的可持续性,还为实现农业绿色低碳转型提供重要路径。

习近平总书记在多个场合强调农业绿色发展的重要性,指出:“建设农业强国,利器在科技,关键靠改革。”推进农业绿色发展对保障国家粮食安全和生态安全,确保当代人福祉及子孙后代的可持续发展至关重要。《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》也明确提出:“加快经济社会发展全面绿色转型,健全生态环境治理体系,推进生态优先、节约集约、绿色低碳发展,促进

收稿日期:2024-10-28;修回日期:2024-11-28

基金项目:河南省哲学社会科学规划项目“新时代河南志愿服务高质量发展研究”(2023BSH024);河南省高等学校重点科研项目“中国式现代化语境下河南乡村振兴高质量发展研究”(24A630046);河南省教育系统党建创新项目“新时代河南省教育系统社会组织党建高质量发展路径研究”(2023-DJXM-068)

作者简介:郭少华(1980—),男,河南漯河人,法学博士,郑州师范学院社会服务与发展学院副教授,研究方向为乡村振兴与农业现代化。

人与自然和谐共生。”在此背景下,农业绿色发展成为经济社会绿色转型的重要组成部分。当前,发展新质生产力、实现高质量发展是农业领域亟待解决的现实问题之一。绿色发展是高质量发展的基础,而新质生产力则是绿色生产力的体现。推进农业绿色发展,逐步替代传统生产方式,采用生物饲料和可降解农膜等创新技术,将有效减少农业生产对生态环境的负面影响,提高全要素生产率。这种转型不仅能改造和提升传统农业,还能促进劳动资料的迭代升级,优化劳动者、劳动资料与劳动对象的组合,为农业高质量发展提供强劲动力。

现有研究为新质生产力的应用及其对农业碳减排的影响提供了理论依据。朱前涛和秦昊^[4]研究表明,土地生产率与农业碳排放之间存在倒U型关系,且这一关系在空间上具有显著溢出效应。何邦路等^[5]指出对外投资不仅促进了东道国的农业发展,还推动了其绿色转型。Li *et al.*^[6]研究了农场规模扩大对农业碳排放的非线性效应,发现随着农场规模扩大,初期碳排放强度有所增加,技术进步后碳排放强度逐渐下降。Tian *et al.*^[7]研究表明,不耕作管理措施在大规模农业生产中的应用有效降低了碳排放,尤其在粮食主产区,减排效果显著。田云和尹恣昊^[8]通过构建农业碳排放测算模型,发现技术进步对农业能源碳排放的抑制效应与回弹效应。庞洪伟等^[2]探讨物联网技术与科技创新在农业碳减排中的协同作用,发现物联网技术的应用显著降低了农业碳排放强度。高国生等^[3]通过数字普惠金融与农业碳排放的实证研究,揭示金融创新对农业绿色转型的促进作用。但现有研究存在两个不足:一是大多数文献关注传统生产要素对农业碳排放的影响,较少探讨新质生产力^[9];二是尽管已有研究探讨了技术进步与碳减排关系^[10],但缺乏对新质生产力在碳减排中的具体机制和效应的系统分析。基于此,本文旨在探讨新质生产力是否能够有效降低农业碳排放强度,主要聚焦以下三个问题:新质生产力的提升是否显著降低农业碳排放强度?农业碳排放强度的降低是否通过资源优化配置、技术进步等机制得以实现?新质生产力对碳排放强度的影响是否存在区域或产业差异?

本文的研究贡献主要体现在以下几个方面。首先,本文将新质生产力引入农业碳排放研究领域,拓展现有关于农业碳减排的研究框架。新质生产力作为一种综合性生产力,涵盖技术创新、资源配置优化和生产方式转型等方面,但其在农业领域的应用尚未得到充分探讨。其次,本文通过构建面板固定效应模型、二次项模型和中介效应模型,系统探讨新质生产力对降低农业碳排放强度的影响效应以及农业全要素生产率的作用机制。最后,本文进一步分析新质生产力在不同地区和产业中的异质性效应。本文发现新质生产力在粮食主产区、长江经济带及财政支农力度较高的地区表现出显著的减排效果,而在财政支农力度较低的地区,甚至可能出现碳排放增加的现象。这一结果深化了对新质生产力与碳排放关系的理解,为区域性农业减排政策的制定提供参考。

二、理论机制与假说

新质生产力是习近平总书记在2023年9月黑龙江考察期间首次提出的概念,强调通过科技创新、绿色发展和数字化转型的协同作用,实现经济效益与环境可持续性的统一。在农业领域,新质生产力主要体现在以下几个方面:技术生产力,如农业技术创新和智能农机的应用,有效提升生产效率和资源利用率,降低碳排放;绿色生产力,推动低碳化肥、绿色农业技术和循环农业模式的普及,减少环境负面影响;数字生产力,如精准农业、智能灌溉和无人机施肥等技术,通过优化资源配置、减少浪费并提升碳排放治理能力^[11]。新质生产力的提升是推动农业高质量发展的关键,能够实现生产效率与环境保护的双赢,推动农业现代化和可持续发展。这一理念与当前的“双碳”目标高度契合^[12]。根据环境库兹涅茨曲线理论,经济增长初期碳排放随着生产活动的增加而上升,但当技术进步和生产力提升达到一定水平后,碳排放会逐渐下降。新质生产力通过减少资源浪费、提高能源效率并推广绿色与数字农业技术,为农业碳排放强度的降低提供了切实可行的路径^[13]。近年来,精准农业、智能农机和数字化技术的广泛应用显著提升了生产效率,减少对化肥、农药等高碳排放源的依赖,推动农业的绿色转型和集约化发展,有效应对气候变化的挑战^[14]。基于此,本文提出假说1。

假说1:新质生产力有助于减少农业碳排放。

农业劳动生产率是衡量农业生产效率的核心指标,也是新质生产力在农业领域的直接体现之一。

它不仅受技术进步的推动,还受到劳动力技能提升和生产方式转型的影响。农业劳动生产率的提升通常伴随着先进农业技术的推广、劳动力结构的优化和农业生产模式的现代化。这些因素共同作用,既能提高单位劳动力的生产效率,又有助于减少农业对环境的负面影响。新质生产力的核心特征——科技生产力、绿色生产力和数字生产力——在提升农业劳动生产率方面发挥重要作用。智能化农机的应用显著提升农业机械化和自动化水平,精准播种、无人驾驶拖拉机等技术提高单位时间内的产出效率,减少资源浪费和不必要的投入。自动化设备的推广进一步优化了农业资源配置,降低对传统高碳排放、劳动力密集型生产方式的依赖。例如,大型智能灌溉系统通过根据土壤湿度和作物需求精准供水,减少水资源浪费并降低了能源消耗。同时,劳动力再培训和技能提升是新质生产力的重要组成部分,技术培训帮助农民熟练掌握精准农业和绿色种植等新技术,显著提升资源利用效率,并推动农业生产方式的绿色转型。此外,精准农业技术通过大数据、传感器和人工智能优化生产资源配置,避免化肥过度使用对土壤和环境的破坏,同时精准灌溉技术有效减少水资源浪费和能源消耗。由此可见,新质生产力通过提升农业劳动生产率,不仅优化资源配置,减少环境负担,还为农业绿色发展和碳减排提供重要技术支撑。基于此,本文提出假说2。

假说2:新质生产力能够通过提高农业劳动生产率来促进农业碳减排。

尽管新质生产力的提升在降低农业碳排放方面具有显著效果,但该影响并非是线性的。在新质生产力水平较低时,随着技术进步和资源配置效率的提高,碳排放强度会显著下降。然而,当新质生产力达到一定水平后,技术的边际效应可能会递减,过度的技术投资和资源使用反而可能导致碳排放强度的反弹。经典的环境库兹涅茨曲线理论同样支持这一观点,即碳排放与经济增长之间存在倒U型关系:在生产力提升的早期阶段,碳排放显著减少,但随着经济发展和资源消耗的增加,碳排放强度可能会再次上升^[15]。前沿文献进一步探讨了这一非线性效应的来源,认为当农业新质生产力的提升进入高水平阶段时,过度依赖高技术手段可能导致更多的能源消耗。例如,自动化设备的大量使用可能增加电力和燃料的消耗,从而导致碳排放增加^[16]。因此,理解这一非线性效应对于制定平衡生产效率与环保目标的农业政策至关重要。基于此,本文提出假说3。

假说3:新质生产力与农业碳排放之间存在非线性效应。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文的研究范围覆盖2012—2022年中国31个省份(不含港澳台地区),数据主要来源于《中国农村统计年鉴》《中国文化及相关产业统计年鉴》《中国农业年鉴》、各省份统计年鉴、国家统计局官网和EPS数据库。为确保数据的全面性与准确性,本文对个别年份的缺失数据与异常值进行处理,具体来说:首先,对于一些省份统计年鉴中未公布的数据,本文通过相邻年份的插值法进行数据补齐;其次,对于一些存在异常波动的指标(如农业碳排放强度或农业产值),本文结合经济逻辑和历史数据趋势,使用灰色预测法进行修正,使数据更加符合农业生产实际情况;最后,本文根据样本年份内的政策变动及经济环境的变化,剔除一些极端数据点。

(二) 计量模型构建

为考察新质生产力对农业碳排放强度的影响,本文首先采用面板固定效应模型进行实证分析,具体模型设定为:

$$Carbon_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 new_quality_forces_{it} + \beta X_{it} + \mu_i + \nu_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $Carbon_{it}$ 表示第*i*省份在*t*年份的农业碳排放强度, $new_quality_forces_{it}$ 表示新质生产力, X_{it} 为控制变量, μ_i 为个体效应, ν_t 为时间效应, ϵ_{it} 为随机误差项。

其次,为了进一步探讨新质生产力的非线性影响,本文在固定效应模型中加入了新质生产力的二次项,构建如下模型:

$$Carbon_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 new_quality_forces_{it} + \alpha_2 new_quality_forces_{it}^2 + \beta X_{it} + \mu_i + \nu_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

最后,借鉴温忠麟和叶宝娟^[17]的研究构建中介效应模型,探讨农业劳动生产率在新质生产力与

农业碳排放强度之间的中介机制。具体模型设定如下：

$$LP_farm_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 new_quality_forces_{it} + \beta X_{it} + \mu_i + \nu_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

$$Carbon_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 new_quality_forces_{it} + \alpha_2 LP_farm_{it} + \beta X_{it} + \mu_i + \nu_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

其中, LP_farm_{it} 为农业劳动生产率,其他变量与前述模型一致。

(三) 变量测算

1. 核心解释变量:新质生产力($new_quality_forces$)

参考卢江等^[18]的做法,从科技生产力、绿色生产力和数字生产力三个方面测算新质生产力,构建新质生产力指标体系,具体见表1。本文采用熵值法对表1中多个指标进行权重分配,计算新质生产力的综合指数。

2. 被解释变量:农业碳排放($carbon$)

参考吉雪强等^[19]、高国生等^[3]的研究,碳排放的测算主要包括化肥、农药、农膜、农用柴油、农作物播种面积和有效灌溉面积,并采用排放系数法^①,将各碳源的消耗量与相应的碳排放系数相乘后加总,得到各省份的碳排放总量。碳排放强度则为碳排放总量与农业总产值之比。

3. 机制变量:农业劳动生产率(LP_farm)

农业劳动生产率是衡量农业生产效率的重要指标,反映了单位劳动投入所创造的农业产出。在实际测算中,农业劳动生产率通过第一产业增加值与第一产业从业人员之比进行计算。具体而言,第一产业增加值是指农业、林业、牧业和渔业的总产出,而第一产业从业人员则指在该领域工作的劳动力数量。

4. 控制变量

控制变量^②包括经济发展水平($economy$)、种植结构($plant$)、产业结构($structure$)、农业机械化水平($machine$)、固定资产水平($asset$)、农业规模经营($scale$)和农村家庭规模($family$)。其中,经济发展水平使用地区人均可支配收入的自然对数来衡量;种植结构的衡量指标为非粮食作物种植面积与农作物播种面积之比;产业结构采用第一产业产值与地区生产总值之比测算产业结构;农业机械化水平通过各地区农业机械总动力的对数值来衡量;固定资产水平通过全社会固定资产投资额与GDP之比来衡量;农业规模经营通过农作物播种面积与第一产业就业人数之比来衡量;本文使用农村家庭人口数与农村户数之比来衡量农村家庭规模。

四、实证检验与结果分析

(一) 基准回归

表2展示了新质生产力对农业碳排放强度的基准回归结果。其中列(1)和列(2)不包括省份和年份的固定效应,列(3)和列(4)控制了省份和年份固定效应。调整后的R²值从0.021到0.931不等,表明不同模型对碳排放强度的解释能力存在差异,尤其是在控制固定效应后,模型的解释力大幅提升。

表1 新质生产力指标体系

一级指标	二级指标	基础指标及测算	
科技生产力		分地区授权专利数(个)	
		高技术产业业务收入(千元)	
		规上工业企业产业创新经费(万元)	
		规上工业企业 R&D 人员全时当量(h)	
	绿色生产力		能源消费量/国内生产总值(%)
			工业用水量/国内生产总值(%)
		工业废水排放/国内生产总值(%)	
新质生产力		工业固体废物综合利用量/产生量(%)	
		工业 SO ₂ 排放/国内生产总值(%)	
		集成电路产量	
数字生产力		电信业务总量(亿元)	
		互联网宽带接入端口数(万个)	
		软件业务收入(万元)	
		光缆线路长度/地区面积	
		电子商务销售额(万元)	

注:作者整理。

①化肥、农药、农膜、农用柴油、农作物播种面积和有效灌溉面积六大碳排放源的排放系数分别为 0.89kg/kg、4.93kg/kg、5.18kg/kg、0.59kg/kg、312.60kg/km² 和 266.48kg/hm²。

②限于篇幅,本文未展示变量描述性统计结果,留存备索。

回归结果显示,新质生产力对农业碳排放强度有显著的负向影响。列(1)中的系数为 -0.0462 ,且在1%的显著性水平下显著;当加入固定效应后,列(3)和列(4)的系数分别为 -0.0415 和 -0.0595 ,仍然在5%和1%的水平下显著。这表明新质生产力的提升能够有效减少碳排放强度,验证了假说1,即新质生产力有助于降低农业碳排放。其经济意义在于,随着农业生产方式的现代化,创新技术和绿色生产方式的引入使得农业生产过程中的资源消耗减少,碳排放强度随之下降。农业生产力的提升不仅带来了经济效益,还通过优化资源利用降低了环境成本^[20-21]。

(二) 内生性检验

由于新质生产力与碳排放强度之间可能存在双向因果关系,碳排放的变化可能反过来影响新质生产力,因此存在内生性问题。为了克服这一问题,本文采用了工具变量法(IV),参考李占平和王辉^[22]的研究,利用新质生产力的滞后项(*new_quality_forces_after1*)作为工具变量,进行两阶段最小二乘法(2SLS)回归,结果见表3。在第一阶段回归中,新质生产力的滞后项显著影响当前新质生产力,第一阶段的Kleibergen-Paap rk LM统计量和Kleibergen-Paap rk Wald F统计量结果显示,工具变量有效。第二阶段结果显示,新质生产力对碳排放强度的负向影响依然显著,进一步验证了新质生产力能够显著减少农业碳排放强度,表明基准回归结果具有稳健性。

表3 内生性问题检验结果

变量	first	second	first	second
	<i>new_quality_forces</i> (1)	<i>carbon</i> (2)	<i>new_quality_forces</i> (3)	<i>carbon</i> (4)
<i>new_quality_forces_after1</i>	1.0117*** (0.0096)		0.9969*** (0.0172)	
<i>new_quality_forces</i>		-0.0371*** (0.0094)		-0.0938*** (0.0155)
<i>constants</i>	0.0086*** (0.0023)	0.1930*** (0.0072)	-0.0470 (0.1063)	-0.0030 (0.1242)
<i>controls</i>	NO	NO	YES	YES
Kleibergen-Paap rk LM statistic	50.835		51.931	
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic	11000		3347.717	
N	310	310	279	279
R ²		0.378		0.490

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号中报告的是年份层面的聚类标准误。

(三) 稳健性检验

1. 替换被解释变量与增加控制变量

本文进行了两种稳健性检验,结果见表4。第一种是替换被解释变量,将碳排放强度替换为碳排放总量,以确保不同解释变量下的新质生产力效应仍然成立;第二种是增加控制变量,进一步排除其他潜在影响因素对农业碳排放的干扰,特别是加入了财政支出(*fiscal*)和城市化水平(*urban*)等额外的

控制变量,以增强模型的解释力。从稳健性检验结果来看,无论是使用碳排放总量还是碳排放强度作为被解释变量,新质生产力对农业碳排放的负向影响仍然成立,验证了基准回归结果的稳健性。此外,增加了控制变量后核心解释变量的系数仍显著为负,与基准回归结果一致。

2. 调整回归样本

为了排除特定地区和时间段对回归结果的影响,本文进行了两项稳健性检验:第一项是剔除中国的四个直辖市(北京、上海、重庆、天津),以避免这些经济较发达、特殊的行政区划对整体分析结果的干扰;第二项是调整样本区间,基准回归结果是以2011—2022年为样本区间,但由于新冠疫情的暴发,从2020年开始,我国经济运行受到较大冲击,为排除重大突发公共卫生事件对研究结果的影响,本文剔除2020年、2021年、2022年的数据,将样本区间调整为2011—2019年,并重新进行回归分析。表5结果显示,无论数据样本如何变化,新质生产力对碳排放强度的负向影响是稳健的。

(四) 异质性分析

1. 是否位于粮食主产区

中国的粮食主产区与非粮食主产区在农业生产方式、资源禀赋和政策扶持等方面存在显著差异,可能导致新质生产力在这两类地区的减排效应不同。表6展示了关于粮食主产区和非粮食主产区的异质性分析结果。从结果来看,新质生产力对碳排放强度的负向影响在粮食主产区和非粮食主产区均有所体现,但影响程度不同。在粮食主产区列(1)和列(2)中,新质生产力的系数为-0.0891和-0.1572,至少通过了10%的显

表4 稳健性检验:替换被解释变量与增加控制变量

变量	替换被解释变量		增加控制变量	
	carbon (1)	carbon (2)	carbon (3)	carbon (4)
<i>new_quality_forces</i>	-56.0502** (21.3613)	-129.6458*** (37.5282)	-0.0415** (0.0145)	-0.0705*** (0.0149)
<i>fiscal</i>				-0.0129 (0.1224)
<i>urban</i>				-0.2189*** (0.0655)
<i>constants</i>	285.0955*** (4.2516)	-673.6165* (322.7488)	0.1573*** (0.0029)	1.1603** (0.4513)
<i>controls</i>	NO	YES	NO	YES
N	341	310	341	310
adj. R ²	0.987	0.990	0.910	0.933
<i>Year_FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Province_FE</i>	YES	YES	YES	YES

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号中报告的是年份层面的聚类标准误。

表5 稳健性检验:调整回归样本

变量	剔除直辖市 (北京、上海、重庆、天津)		调整样本时期 (2011—2019)	
	carbon (1)	carbon (2)	carbon (3)	carbon (4)
<i>new_quality_forces</i>	-0.0807*** (0.0105)	-0.1194*** (0.0133)	-0.0577*** (0.0150)	-0.0767*** (0.0121)
<i>constants</i>	0.1659*** (0.0020)	1.2866** (0.4547)	0.1777*** (0.0030)	3.2080*** (0.2352)
<i>controls</i>	NO	YES	NO	YES
N	297	270	248	217
adj. R ²	0.928	0.950	0.898	0.937
<i>Year_FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Province_FE</i>	YES	YES	YES	YES

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号中报告的是年份层面的聚类标准误。

表6 异质性分析—是否为粮食主产区

变量	粮食主产区		非粮食主产区	
	carbon (1)	carbon (2)	carbon (3)	carbon (4)
<i>new_quality_forces</i>	-0.0891** (0.0317)	-0.1572* (0.0699)	-0.0333* (0.0153)	-0.0275 (0.0190)
<i>constants</i>	0.1767*** (0.0065)	-0.2242 (1.3226)	0.1487*** (0.0030)	1.0886* (0.5149)
<i>controls</i>	NO	YES	NO	YES
N	143	130	198	180
adj. R ²	0.933	0.958	0.892	0.915
<i>Year_FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Province_FE</i>	YES	YES	YES	YES

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号中报告的是年份层面的聚类标准误。全国共13个粮食主产区,分别为黑龙江、河南、山东、四川、江苏、河北、吉林、安徽、湖南、湖北、内蒙古、江西、辽宁。

著性水平,这表明新质生产力在这些地区能够显著减少农业碳排放强度。在非粮食主产区列(3)和列(4)中,新质生产力的负向影响较弱,其中只有列(3)在10%的水平下显著,列(4)则不显著。这表明,新质生产力在非粮食主产区的减排效果相对较小或不显著。这可能是因为粮食主产区通常具备较强的农业生产能力和较高的机械化水平,这些地区在推动农业现代化、引入新质生产力方面的政策支持力度较大^[23]。因此,新质生产力在这些地区的实施效果更为显著,有助于提升生产效率和减少资源浪费,从而降低碳排放强度。而在非粮食主产区,农业生产活动相对分散,且对新质生产力的应用较少,导致其对碳排放强度的影响有限。

2. 是否位于长江经济带

长江经济带作为中国重要的经济区域,具有独特的经济发展模式、资源禀赋和政策支持。该地区在推动新质生产力方面的政策力度和技术应用水平可能与其他地区存在显著差异。表7结果显示,新质生产力在长江经济带地区对碳排放强度的影响较为复杂。列(1)和列(2)的结果显示,新质生产力的系数为正,且在列(2)中通过了5%的显著性水平检验,表明在长江经济带地区,新质生产力对农业碳排放强度的影响并不显著,甚至可能具有轻微的正向效应。

这一结果与预期不符,说明长江经济带在推动新质生产力的同时,可能存在资源高消耗和能源密集型农业技术的使用,导致碳排放强度上升。相比之下,非长江经济带地区的列(3)和列(4)中,新质生产力的系数均显著为负,这表明在非长江经济带地区,新质生产力显著减少了农业碳排放强度。产生以上结果可能是因为长江经济带是中国经济发展较快的区域,农业现代化和技术创新的推进速度较快,导致新质生产力的投入较多。然而,这些投入可能更多集中在高能耗的农业技术或机械设备上,从而抵消了新质生产力对碳排放的减排效果。而非长江经济带地区的农业生产相对分散,现代化程度较低,因此新质生产力的引入更加集中于节能减排的技术,进而有效减少了碳排放。

3. 财政支农水平差异

财政支农是推动农业技术进步和生产方式转型的重要政策手段。由于不同地区的财政支农力度存在差异,这可能影响新质生产力在碳排放减排中的作用。从表8来看,财政支农力度高的地区列(1)和列(2)中,新质生产力对农业碳排放强度的影响显著为负,这表明在财政支农力度较高的地区,新质生产力能够显著降低农业碳排放强度。这一结果与政策预期一致,说明财政支农促进了农业新质生产力的发展,通过技术创新和

表7 异质性分析 - 是否为长江经济带

变量	长江经济带		非长江经济带	
	carbon (1)	carbon (2)	carbon (3)	carbon (4)
<i>new_quality_forces</i>	0.153 0 (0.091 1)	0.163 3** (0.069 8)	-0.064 8*** (0.011 8)	-0.050 4*** (0.015 0)
<i>constants</i>	0.097 2*** (0.022 8)	0.030 3 (0.609 9)	0.167 6*** (0.002 0)	1.594 7*** (0.297 4)
<i>controls</i>	NO	YES	NO	YES
N	121	110	220	200
adj. R ²	0.924	0.947	0.902	0.928
<i>Year_FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Province_FE</i>	YES	YES	YES	YES

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号中报告的是年份层面的聚类标准误。长江经济带覆盖上海、江苏、浙江、安徽、江西、湖北、湖南、重庆、四川、云南、贵州等11个省市。

表8 异质性分析 - 财政支农高低

变量	财政支农高		财政支农低	
	carbon (1)	carbon (2)	carbon (3)	carbon (4)
<i>new_quality_forces</i>	-0.505 6*** (0.069 7)	-0.198 1* (0.092 3)	0.060 4*** (0.006 5)	0.043 3* (0.022 6)
<i>constants</i>	0.200 1*** (0.006 6)	0.825 0 (0.489 1)	0.126 2*** (0.002 0)	-0.450 1 (0.405 3)
<i>controls</i>	NO	YES	NO	YES
N	169	154	166	150
adj. R ²	0.927	0.951	0.904	0.947
<i>Year_FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Province_FE</i>	YES	YES	YES	YES

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号中报告的是年份层面的聚类标准误。

资源优化配置,有效减少了农业生产中的碳排放。相比之下,财政支农力度低的地区列(3)和列(4)中,新质生产力对碳排放强度的影响却为显著为正,这表明在财政支农力度较低的地区,新质生产力的引入反而可能增加了碳排放强度。结合实际来看,在财政支农力度较高的地区,政府投入更多的资金用于支持农业现代化和技术升级,新质生产力得到更好地应用与推广^[24]。在财政支农力度较低的地区,农业生产方式可能仍以高碳排放的传统农业模式为主,而新质生产力可能包括更为集约化的生产方式或高能耗的设备,这在没有足够政策支持的情况下,导致能效提升未必能有效减少碳排放,甚至会因生产方式变化导致短期内碳排放强度上升^[25]。

五、进一步分析

(一) 中介效应检验

根据前文理论分析,新质生产力不仅能够直接降低农业碳排放,还可能通过提高农业劳动生产率间接减少碳排放。本文引入农业劳动生产率作为中介变量,检验其是否在新质生产力与碳排放强度之间发挥了中介效应。表9展示了机制检验结果。在列(1)、列(3)、列(4)和列(6)中,新质生产力的回归系数都为负,且至少通过5%的显著性水平,验证了新质生产力能够显著降低农业碳排放强度。在列(2)和列(5)中,新质生产力对农业劳动生产率的正向影响显著,表明新质生产力显著提升了农业劳动生产率。考虑到列(3)和列(6)中的农业劳动生产率对碳排放强度的影响并不显著,参考Hayes^[26]的研究,进一步进行了bootstrap法检验,结果显示中介效应显著。因此,农业劳动生产率是新质生产力降低农业碳排放的中介渠道之一,验证了假说2。新质生产力的目的在于依托创新技术与高效管理提升整体生产效率^[27]。农业劳动生产率的提高意味着单位劳动投入能够产出更多的农业产品,这通常伴随着技术的进步和生产方式的改进。通过先进技术的推广,农业劳动生产率的提升减少了对传统生产方式的依赖,降低了化肥、农药等高碳排放投入品的使用。这些技术的应用在新质生产力的推动下,不仅提升了农业产出,还降低了碳排放强度^[28]。

表9 农业劳动生产率的机制检验

变量	carbon (1)	LP_farm (2)	carbon (3)	carbon (4)	LP_farm (5)	carbon (6)
<i>new_quality_forces</i>	-0.041 5 ** (0.014 5)	3.649 2 *** (0.630 7)	-0.036 2 ** (0.014 0)	-0.059 5 *** (0.015 0)	3.681 4 *** (0.950 4)	-0.060 7 *** (0.011 3)
<i>LP_farm</i>			-0.001 4 (0.001 9)			0.000 3 (0.001 5)
<i>constants</i>	0.157 3 *** (0.002 9)	2.684 6 *** (0.125 5)	0.161 2 *** (0.006 8)	1.557 0 *** (0.403 1)	19.222 4 (18.904 3)	1.550 4 *** (0.424 3)
<i>controls</i>	NO	NO	NO	YES	YES	YES
N	341	341	341	310	310	310
adj. R ²	0.910	0.863	0.910	0.931	0.877	0.931
<i>Year_FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Province_FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号中报告的是年份层面的聚类标准误。

(二) 非线性效应分析

表10通过加入新质生产力的二次项(*new_quality_forces2*)来探讨其对碳排放强度的非线性效应。从结果来看,列(1)和列(2)未控制固定效应时,新质生产力及其二次项对碳排放强度的影响不显著,这可能是由于未考虑地区差异和年份变化带来的干扰。在列(3)和列(4)中,控制省份和年份固定效应后,新质生产力的二次项系数至少通过了10%的显著性水平,显示出新质生产力与碳排放强度之间存在显著的非线性效应。这表明,新质生产力在初期能够显著降低农业碳排放强度,但当新质生产力达到一定水平后,进一步的提升可能带来碳排放强度的反弹,验证了假说3。随着新质生产力的提升,农业现代化和技术创新有助于减少碳排放。然而,当新质生产力达到较高水平后,农业生产中可能出

现对高能耗设备和技术的过度依赖,特别是在农业机械化程度较高的地区,能源消耗可能会随之增加,抵消前期的减排效果^[29]。

图1进一步展示了新质生产力对农业碳排放强度的非线性关系。该图形说明了新质生产力与碳排放强度之间呈现出U型关系。从图1中可以看出,转折点为0.58,表明当新质生产力指数达到0.58时,其对碳排放强度的抑制作用达到最大效应,随后碳排放强度随着新质生产力的进一步提高而有所上升。这一发现与表10中的二次项回归结果一致,支持假说3,说明在制定农业政策时,不仅要推动新质生产力的发展,还需警惕高能耗技术的潜在负面影响,避免碳排放的反弹效应^[30]。

六、结论与建议

随着全球气候变化问题日益严峻,如何减少农业碳排放成为各国政府和学术界关注的焦点。农业作为重要的碳排放源之一,面临着减少资源消耗、提升生产效率以及实现绿色转型的双重挑战。在此背景下,推动农业新质生产力的发展,提升农业技术创新水平,成为减少农业碳排放强度的关键途径。本文采用中国31个省份(不含港澳台)2012—2022年的面板数据,通过构建面板固定

效应模型和二次项模型,探讨了新质生产力对农业碳排放强度的直接影响及其非线性效应。本文还结合农业劳动生产率中介效应以及不同地区的异质性特征,讨论新质生产力在不同条件下的减排效果。研究发现:(1)新质生产力能够显著降低农业碳排放强度,这一结论与稳健性检验结果一致。(2)农业劳动生产率通过中介效应显著影响新质生产力与碳排放强度之间的关系。(3)异质性分析结果显示,新质生产力在粮食主产区、非长江经济带和财政支农力度较高的地区减排效果更为显著,而在财政支农力度较低的地区,甚至可能出现碳排放增加的现象。(4)二次项机制检验结果进一步证实了新质生产力与碳排放强度之间的U型关系,当新质生产力达到一定水平后,碳排放强度开始反弹,说明过度依赖高能耗技术可能削弱新质生产力的减排效果。

基于以上研究结论,本文提出以下政策建议:(1)政府应加大对新质生产力的支持力度,特别是在技术研发和推广方面,推动农业领域的绿色技术应用,以降低农业碳排放强度,助力农业绿色转型和可持续发展。(2)应根据各地区的实际情况实施差异化的政策措施。在粮食主产区和财政支农力度较高的地区,政府应继续加强对农业技术创新的投入,并确保合理使用高效、节能的生产技术,避免高能耗设备的滥用。而在财政支农力度较低的地区,政策制定者应加大对农业基础设施的投资,改善技术推广和应用条件,减少新质生产力引入后的负面效应。(3)政策设计应重点关注新质生产力提升与碳减排目标之间的平衡,确保技术进步不会带来碳排放反弹。最为重要的是,政府应将农业绿色技术推广与乡村振兴战略结合,实现农业生产的低碳转型,同时助力乡村经济振兴,促进农村可持续发展。

表10 二次项的机制检验

变量	carbon (1)	carbon (2)	carbon (3)	carbon (4)
<i>new_quality_forces</i>	-0.006 2 (0.053 4)	0.020 9 (0.066 6)	-0.147 4 *** (0.035 3)	-0.158 6 *** (0.046 5)
<i>new_quality_forces2</i>	-0.054 2 (0.069 1)	-0.068 7 (0.073 2)	0.145 1 *** (0.041 7)	0.121 8 * (0.053 9)
<i>constants</i>	0.154 2 *** (0.006 7)	1.007 3 *** (0.093 5)	0.167 9 *** (0.004 5)	1.119 7 ** (0.442 6)
<i>controls</i>	NO	YES	NO	YES
N	341	310	341	310
adj. R ²	0.020	0.380	0.912	0.933
<i>Year_FE</i>	NO	NO	YES	YES
<i>Province_FE</i>	NO	NO	YES	YES

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号中报告的是年份层面的聚类标准误。

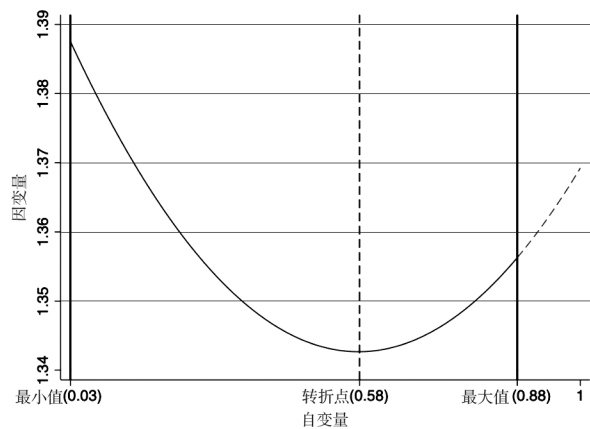


图1 新质生产力对农业碳排放强度的非线性检验结果

参考文献:

- [1] 胡莉莉,孙晓娟,刘凤楠. 中国区域农业生产用能、农业经济增长及农业能源碳排放关系研究——基于绿色全要素生产率视角[J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2024,24(3):174-186.
- [2] 庞洪伟,刘鑫雨,巩艳红,等. 物联网发展、科技创新与农业碳排放强度[J]. 经济问题,2024(2):77-83.
- [3] 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.
- [4] 朱前涛,秦昊. 土地生产率与农业碳排放:非线性关系及空间溢出[J]. 农林经济管理学报,2023,22(6):770-779.
- [5] 何邦路,雷志樱,吴秀敏. 绿色投资还是污染制造:中国对外农业直接投资与东道国农业碳排放[J]. 中国农业资源与区划,2024,45(8):71-82.
- [6] LI Y L, YI F J, YUAN C J. Influences of large-scale farming on carbon emissions from cropping: evidence from China [J]. Journal of integrative agriculture,2023,22(10):3209-3219.
- [7] TIAN Y, PU C X, WU G H. New evidence on the impact of no-tillage management on agricultural carbon emissions. [J]. Environmental science and pollution research international,2023,30(48):105856-105872.
- [8] 田云,尹恣昊. 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.
- [9] 展进涛,杨雨,熊航. 环境规制、绿色创新与农业碳生产率[J]. 科学学与科学技术管理,2024,45(8):72-90.
- [10] 黄晓慧,杨飞,陆迁. 粮食主产区农业碳排放回弹效应研究[J]. 长江流域资源与环境,2022,31(12):2780-2788.
- [11] 杨珊珊,董锋. 高质量发展背景下“双碳”实现的逻辑与渠道——以发展新质生产力为视角[J]. 中国矿业大学学报(社会科学版),2024,26(4):63-74.
- [12] 林伯强,滕瑜强. 新质生产力与“双碳”目标的关联和挑战——基于能源低碳转型的视角[J]. 四川大学学报(哲学社会科学版),2024(5):35-46+208-209.
- [13] 吴昌南,田达峰. 数字经济、碳全要素生产率与城市低碳发展[J]. 当代财经,2024(9):111-125.
- [14] 李杰,徐楠. 新质生产力视域下碳排放权交易对绿色高质量发展的影响研究[J]. 科技管理研究,2024,44(14):214-223.
- [15] 徐政,张姣玉,李宗尧. 新质生产力赋能碳达峰碳中和:内在逻辑与实践方略[J]. 青海社会科学,2023(6):30-39.
- [16] 胡汉辉,申杰. 数字经济、绿色创新与“双碳”目标——“减排”和“增效”视角[J]. 南京财经大学学报,2023(4):79-88.
- [17] 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
- [18] 卢江,郭子昂,王煜萍. 新质生产力发展水平、区域差异与提升路径[J]. 重庆大学学报(社会科学版),2024,30(3):1-17.
- [19] 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]. 中国土地科学,2023,37(2):51-61.
- [20] 唐菁,易露. 中国绿色农业技术创新的碳减排效应研究[J/OL]. 农林经济管理学报,2024:1-13[2024-10-18]http://kns.cnki.net/kcms/details/36.1328.F.20240716.0941.004.html.
- [21] 李宽,史磊,张弘. 我国新型农业经营主体发展对农业碳排放强度的影响:“减碳效应”或“增碳效应”[J]. 农业技术经济,2024(11):51-73.
- [22] 李占平,王辉. 数字新质生产力与实体经济高质量发展:理论分析与实证检验[J]. 统计与决策,2024,40(10):12-16.
- [23] 顾莉丽,郭庆海. 中国粮食主产区的演变与发展研究[J]. 农业经济问题,2011,32(8):4-9+110.
- [24] 黄伟华,祁春节,黄炎忠,等. 财政支农投入提升了农业碳生产率吗?——基于种植结构与机械化水平的中介效应[J]. 长江流域资源与环境,2022,31(10):2318-2332.
- [25] 薛妮,魏桂杰. 助推农业高质量发展的财政支农政策研究[J]. 学习与探索,2022(7):138-142.
- [26] HAYES A F. Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: a regression-based approach. [M]. New York: Guilford, 2017.
- [27] 张辉,唐琦. 新质生产力形成的条件、方向及着力点[J]. 学习与探索,2024(1):82-91.
- [28] RAIHAN A, ALMAGUL T. Dynamic impacts of economic growth, energy use, urbanization, agricultural productivity,

and forested area on carbon emissions: new insights from Kazakhstan [J]. *World development sustainability*, 2022, 1:100019.

[29] 李丽纯. 后现代农业视角下的中国农业现代化效益水平测评[J]. *农业经济问题*, 2013, 34(12): 7 - 14 + 110.

[30] 田云, 尹恣昊. 技术进步促进了农业能源碳减排吗? ——基于回弹效应与空间溢出效应的检验[J]. *改革*, 2021(12): 45 - 58.

(责任编辑: 陈 春; 英文校对: 谈书墨)

Does New Quality Productivity Reduce Agricultural Carbon Emission Intensity?

GUO Shaohua

(School of Social Service and Development, Zhengzhou Normal University, Zhengzhou 450044, China)

Abstract: Based on the panel data of 31 provinces in China from 2012 to 2022, this paper constructs a panel fixed-effects model, a quadratic term model, and a mediated-effects model to investigate the direct effect of new quality productivity on agricultural carbon emission intensity and its nonlinear effect. The empirical results show that the new quality productivity can significantly reduce the intensity of agricultural carbon emissions. However, this effect shows an inverted U-shaped relationship, and when the new quality productivity reaches a certain level, the intensity of carbon emissions begins to rebound. Additional testing shows that agricultural labor productivity significantly affects the relationship between new quality productivity and carbon emission intensity through the mediation effect. Heterogeneity analysis shows that factors such as financial support for agriculture, the main grain-producing areas, and the Yangtze River Economic Belt significantly affect the emission reduction effect of the new quality productivity. Regions with higher financial support for agriculture and the main grain-producing areas have more significant emission reduction effects, while regions with lower financial support for agriculture may even experience an increase in carbon emissions. Based on the findings of the study, strengthening financial support for agriculture, promoting green technology innovation, and formulating differentiated policies to promote carbon emission reduction in agriculture are recommended.

Key words: new quality productivity; agricultural carbon emission; nonlinear effect; financial support to agriculture; heterogeneity analysis