

# 农民专业合作社发展对农业碳排放的影响研究

贾东水, 冯登魁

(河北工程大学 管理工程与商学院, 河北 邯郸 056038)

**[摘要]** 在“双碳”战略背景下, 农业碳排放减排路径的探讨已成为农业绿色转型的核心议题。农民专业合作社作为连接小农户与现代农业的重要载体, 其发展对农业碳排放的影响机制, 是值得深入探讨的重要问题。文章利用 2013—2023 年我国 30 个省份的面板数据, 运用双向固定效应模型与调节效应模型, 实证检验了农民专业合作社发展对农业碳排放的影响及作用机制。研究表明: 农民专业合作社发展对农业碳排放具有抑制作用, 且经过一系列稳健性检验后结论仍成立; 财政支农强度会削弱农民专业合作社对农业碳排放的抑制效果, 具有负向调节作用; 区域异质性分析表明, 农民专业合作社的碳减排效应在非粮食主产区及东、西部地区显著, 而在粮食主产区与中部地区未通过显著性检验。据此, 文章提出优化农业专业合作社绿色转型路径、调整财政支农政策方向及实施差异化区域治理的建议, 以期协同推进农业碳减排与高质量发展提供决策依据。

**[关键词]** 农民专业合作社发展; 农业碳排放; 财政支农强度; 双向固定效应模型

doi:10.3969/j.issn.1673-9477.2026.02.003

**[中图分类号]** F323

**[文献标识码]** A

**[文章编号]** 1673-9477(2026)02-0021-08

习近平总书记在看望参加 2024 年政协会议的民革科技界环境资源界委员时强调:“全面准确落实精准治污、科学治污、依法治污方针, 推动经济社会发展绿色化、低碳化, 加强资源节约集约循环利用, 拓展生态产品价值实现路径, 积极稳妥推进碳达峰碳中和, 为高质量发展注入新动能、塑造新优势。”近年来, 我国农业经济高速发展, 正加速向农业强国迈进, 然而农业温室气体排放量约占全国总量的 17%<sup>[1]</sup>, 农业高质量发展任重而道远。2024 年 12 月 26 日, 《农业农村部关于加快农业发展全面绿色转型促进乡村生态振兴的指导意见》提出:“引导农户、农民合作社、家庭农场、农业企业等经营主体树立绿色发展理念, 促进绿色生产方式广泛应用。”农民专业合作社作为新型农业经营体系中的生产主体之一, 其高质量发展可通过优化生产效率和推动农业绿色技术进步, 显著提升农业绿色生产率。<sup>[2]</sup> 农业绿色生产率的提升意味着产量增长的同时碳排放强度降低, 其是实现农业源头减碳与过程降碳的关键路径。

农民专业合作社是在农村土地家庭承包经营基础上, 由同类农产品的生产经营者或者同类农业生产经营服务的提供者、利用者, 自愿联合、民主管理的互助性经济组织。农民专业合作社通过组织化协

作与绿色技术推广, 成为引领农业绿色转型, 实现乡村生态振兴的引擎。因此, 研究农民专业合作社发展可以破解农业经济低质发展问题, 帮助农业绿色发展。基于“双碳”战略目标, 研究农民专业合作社发展对农业碳排放的影响具有重要理论价值与实践意义。

## 一、文献回顾

### (一) 关于农业碳排放的研究

在农业绿色转型的背景下, 学术界对农业碳排放问题的研究日益深入, 其中重点关注减少温室气体排放和低碳农业发展。已有研究围绕农业碳排放形成了多维度的分析框架。在测算方法层面, 学术界已构建起涵盖化肥、农药、农膜、柴油、翻耕及农业灌溉 6 大核心碳源的全口径核算体系<sup>[3]</sup>, 后续研究进一步拓展了该框架, 将稻田甲烷排放和牲畜肠道发酵等新型碳源纳入全生命周期评价<sup>[4]</sup>, 并通过引入超效率 SBM 模型测算农业源碳排放效率<sup>[5]</sup>; 在机理探究层面, 研究范式呈现出多模型协同创新态势, 通过地理加权回归模型剖析农业碳排放影响因素,<sup>[6-7]</sup> 运用 LMDI 分解技术对农业碳排放进行影响因素分解,<sup>[8-9]</sup> 结合 Tobit 模型识别关键制约因素<sup>[10]</sup>; 在研究视角选择层面, 农业生产性服务<sup>[11]</sup>、农

**[投稿日期]** 2025-04-23

**[基金项目]** 科技部创新方法工作专项项目(编号:2020IM030200)

**[作者简介]** 贾东水(1965—), 男, 河北辛集人, 硕士, 教授, 研究方向: 管理科学理论与方法、创新创业教育。

业现代化水平<sup>[12]</sup>、农业产业集聚<sup>[13]</sup>对农业碳排放的影响呈现出倒U型非线性关系,土地流转<sup>[14]</sup>、数字经济发展<sup>[15]</sup>和区域发展战略<sup>[16]</sup>对农业碳排放的影响表现出显著的线性抑制作用,农业机械化<sup>[17]</sup>对农业碳排放的影响体现为显著的线性促进作用。

## (二)关于农民专业合作社发展的研究

农民专业合作社作为连接小农户与现代农业的重要载体,其功能定位与发展路径在学术界引发了多维探讨。在推动共同富裕方面,合作社通过村社共建、产业化发展等模式整合资源,成为促进乡村均衡发展的重要引擎,其中规范化建设与联农机制设计被证明是核心要素<sup>[18]</sup>;而结构性增收效应则通过参与经营与要素入股两种路径实现,前者提升人力资本与就业机会,后者强化产权收益与资产积累。<sup>[19]</sup>然而,合作社发展面临异化困境,表现为资本集中取代成员民主控制、剩余索取权分配偏离惠顾原则<sup>[20]</sup>,这种异化既受到城乡关系演变下经济根基弱化的驱动,也源于政府政策倾斜与市场竞争压力的双重作用。实践中,合作社规范化问题突出,部分地区存在“空壳社”现象,需通过强化财务监管与政策精准扶持加以改善<sup>[21]</sup>。数字技术为破解融资约束提供了新路径,数字普惠金融不仅直接缓解合作社资金短缺,还通过空间溢出效应带动区域协同发展<sup>[22]</sup>。值得注意的是,合作社规模扩张具有双重性:适度扩张可提升市场竞争力,但过度扩张易引发治理失效,需在组织效率与成员权益间寻求平衡<sup>[23]</sup>。民族地区多为生态脆弱区,合作社作为协调生态保护与经济发展的有机载体,通过整合人力资源、推广生态种养模式,实现了生态保护与农户增收的双赢,为低碳农业发展提供了本土化实践经验<sup>[24]</sup>。

综上所述,已有文献分别对农业碳排放和农民专业合作社进行了大量研究且取得了丰硕成果,为本文的研究奠定坚实的理论基础。然而,已有研究尚未涉及农民专业合作社发展对农业碳排放的影响效果以及农民专业合作社发展和财政支农两者共同作用于农业碳排放的作用机理。因此,本文利用我国30个省份(不含西藏、港澳台,下同)2013—2023年面板数据,采用双向固定效应模型和调节效应模型实证分析农民专业合作社发展对农业碳排放的影响。

## 二、理论分析与研究假设的提出

### (一)农民专业合作社发展与农业碳排放

农民专业合作社通过集体行动机制,有效抑制

了农业碳排放。一方面,基于集体行动理论,农民专业合作社的发展有效克服了农户个体理性导致的“公地悲剧”现象;另一方面,农民专业合作社通过集中管理土地、农机和肥料的使用,有效抑制了个体农户的过度投入,从而显著降低了农业面源污染和碳排放。在三类新型农业经营主体中,农民专业合作社对于推动小农户生产绿色转型的积极作用尤为突出,此外,小农户与多种新型农业经营主体展开协同合作,对其生产的绿色转型起到了更为显著的促进作用<sup>[25]</sup>,进而抑制农业碳排放。

农民专业合作社通过循环经济模式,构建了农业碳减排机制。运用循环经济理论的“减量化、再利用、再循环”原则,农民专业合作社通过组织化生产构建农业碳减排机制,依托规模效应推广精准施肥技术,减少化肥过量施用产生的排放;建立种养循环体系,将秸秆、粪污转化为有机肥和生物质能源,实现碳元素闭环流动;运用权能共享模式强制实施保护性耕作,提升土壤固碳能力<sup>[26]</sup>。这种组织化运作模式通过生产环节再造和资源循环利用,形成源头减量、过程控制、末端利用的立体化碳减排路径,推动传统农业向低碳循环模式转型,进而抑制农业碳排放。

农民专业合作社通过制度创新,强化了农业碳减排的制度效能。应用制度创新理论,农民专业合作社通过构建多方协同的治理机制强化碳减排制度效能。在“三权分置”改革背景下,合作社依托土地经营权集中流转形成的组织化优势,将碳排放管控纳入集体决策议程,通过民主协商机制制定绿色生产规范<sup>[27]</sup>。地方政府通过引导合作社建立环境友好型生产标准体系,形成“政府规制+市场激励+主体自律”的复合治理模式。这种制度创新有效衔接了国家生态治理目标与微观主体行为,使合作社成为衔接政府环境规制与小农户生产实践的桥梁,通过组织化载体将碳减排要求转化为可操作的田间管理措施,进而构建起纵向贯通、横向联动的农业碳排放治理体系,显著提升乡村生态治理效能,进而对农业碳排放产生抑制作用。据此,本文提出假设1。

假设1:农民专业合作社发展会抑制农业碳排放。

### (二)财政支农强度的调节效应

财政支农强度会削弱农民专业合作社发展对农业碳排放的抑制作用。财政支农政策有效推动了农业技术的进步,多样化的支农财政补贴措施提升了低碳农药和化肥的使用率、废弃资源的回收利用率

以及绿色生产效率,这在一定程度上改善了农业生产的粗放状态,并有效地降低了农业碳排放,然而,财政支农资金通过合作社向社员提供的农机购置补贴,却在不经意间形成了“政策引致性扭曲”下的高碳技术锁定效应,这种补贴降低了柴油农机的使用成本,实质上为高碳技术提供了价格优势,从而压缩了低碳替代技术的市场发展空间。在碳排放足迹优惠政策的刺激下,合作社往往倾向于采取“要素挤兑”策略<sup>[28]</sup>,将财政资金集中投入到那些虽然短期增产效果显著,但碳排放强度较高的生产要素上,进而增加农业碳排放。据此,本文提出假设2。

假设2:财政支农强度在农民专业合作社发展对农业碳排放的影响中具有显著的调节效应。

### 三、研究设计

#### (一)变量定义

##### 1. 被解释变量

本文选取农业碳排放( $A_{ce}$ )作为被解释变量,选取广义农业作为研究对象,借助相关研究,采用IPCC系数法<sup>[29]</sup>对农业生产过程中6种碳源汇总计算农业碳排放量,具体公式见式(1)。

$$A_{ce} = \sum A_{ce_i} = \sum (N_i \times K_i) \quad (1)$$

式(1)中, $A_{ce}$ 为农业碳排放量; $A_{ce_i}$ 代表第*i*个碳源的碳排放量; $N_i$ 表示第*i*个碳源排放量; $K_i$ 表示第*i*个碳源的碳排放系数;*i*分别为化肥、农药、农膜、柴油、灌溉和翻耕,其碳排放系数分别为0.89 kg/kg、4.93 kg/kg、5.18 kg/kg、0.59 kg/kg、266.48 kg/hm<sup>2</sup>、312.60 kg/km<sup>2</sup>。

##### 2. 解释变量

本文的解释变量为农民专业合作社发展水平(FPCs),采用“被认定为县级及以上示范社的农民专业合作社数量”进行衡量。该指标依据《国家农民专业合作社示范社评定及监测暂行办法》(农经发[2013]10号)及后续修订的《国家农民专业合作社

示范社评定及监测办法》(农经发[2019]5号)中关于示范社的认定标准,从组织运行、民主管理、服务能力、产品质量、绿色生产等维度综合评定产生。示范社在经营服务、民主管理和农产品质量安全建设等方面明显优于非示范社,具有显著的典型示范效应<sup>[30]</sup>。采用示范社数量作为核心解释变量,能够有效反映农民专业合作社的发展质量及其在绿色技术推广中的引领作用<sup>[31]</sup>。现有文献对农民专业合作社发展水平的衡量指标主要分为三类:一是采用合作社总数<sup>[22]</sup>,侧重反映数量规模但无法体现发展质量;二是采用入社农户数<sup>[19]</sup>,侧重反映覆盖范围但易受地区人口基数影响;三是采用示范社数量<sup>[30-31]</sup>,能够同时体现合作社的规范化程度与引领能力。本文选择县级及以上示范社数量作为核心解释变量,相较于前两类指标,其优势在于以下方面:第一,示范社评定明确将“推行标准化生产、发展绿色农业”作为核心指标,与本文研究的“碳减排”主题高度契合;第二,剔除了“空壳社”“挂牌社”等无效样本,更能真实反映合作社的实际发展质量;第三,数据来源于《中国农村合作经济统计年报》,具有全国统一的统计口径,保证了跨省份比较的可靠性。

##### 3. 调节变量

调节变量为财政支农强度( $A_{fin}$ ),反映财政支农最直观的方法为计算农林水支出占一般公共支出的比例,但因为各地区经济发展情况不同,因此该变量采用各地区农林水支出占第一产业增加值的比例衡量财政支农强度。

##### 4. 控制变量

除了农民专业合作社发展对农业碳排放有影响外,农业碳排放还受到多种因素的外生干扰,参考已有研究<sup>[32-35]</sup>,选择产业结构升级水平( $I_{su}$ )、土地规模化水平( $L_{sm}$ )、技术进步水平( $A_{tech}$ )、人力资本水平( $A_{hc}$ )和经济发展水平( $LnGDP$ )作为本文的控制变量。各变量的计算方法见表1。

表1 变量定义表

| 变量类型  | 变量名称                                       | 符号         | 变量说明                   |
|-------|--------------------------------------------|------------|------------------------|
| 被解释变量 | 农业碳排放( $\times 10^4$ t)                    | $A_{ce}$   | 6种农业碳源碳排放总量            |
| 解释变量  | 农民专业合作社发展(个)                               | FPCs       | 被评为示范社的农民专业合作社数量       |
| 调节变量  | 财政支农强度                                     | $A_{fin}$  | 农林水支出/第一产业增加值          |
|       | 产业结构升级水平                                   | $I_{su}$   | 第二产业增加值/第三产业增加值        |
|       | 土地规模化水平( $\times 10^5$ hm <sup>2</sup> )   | $L_{sm}$   | 农作物播种面积                |
| 控制变量  | 技术进步水平( $\times 10^4$ kW)                  | $A_{tech}$ | 农业机械总动力                |
|       | 人力资本水平(个)                                  | $A_{hc}$   | 农业科技活动人员数              |
|       | 经济发展水平(亿元/ $\times 10^3$ hm <sup>2</sup> ) | $LnGDP$    | 农林牧渔年产值/农作物播种面积(取自然对数) |

(二) 模型设计

1. 基准模型

基于前文分析,为验证农民专业合作社对农业碳排放的影响,构建基准模型,见式(2)。

$$A_{ce_{i,t}} = \alpha_0 + \alpha_1 FPCs_{i,t} + X \sum control + \varphi_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

式(2)中,  $\sum control$  为系列控制变量; $\alpha_0$  为常数项; $\alpha_1$  为解释变量; $X$  为各控制变量系数; $\varphi_t$  表示时间固定效应; $\mu_i$  表示个体固定效应; $\varepsilon_{i,t}$  为随机干扰项。

2. 调节效应模型

为验证农民专业合作社发展对农业碳排放的影响是否受到财政支农强度的调节作用,在基准模型基础上加入农民专业合作社发展与财政支农强度的交互项( $FPCs \times A\_fin$ ),构建调节效应模型,见式(3)。

$$A_{ce_{i,t}} = \alpha_0 + \alpha_1 FPCs_{i,t} + \alpha_2 A\_fin_{i,t} + \alpha_3 FPCs_{i,t} \times A\_fin_{i,t} + X \sum control + \varphi_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

式(3)中, $\alpha_2$  为财政支农强度系数; $\alpha_3$  为交互项系数。

(三) 数据来源

本文选取 2013—2023 年我国 30 个省份的省级面板数据作为研究样本,原始数据来源于历年中国统计年鉴、中国科技统计年鉴、《中国农村经营管理统计年报》《中国农村合作经济统计年报》以及各省份统计年鉴,缺失数据使用线性插值法填补。其中,农业科技活动人员数<sup>[36]</sup> = R&D 人员数×(地区农林牧渔业总产值/地区生产总值),相关变量的描述性统计见表 2。对变量进行多重共线性分析,得到方差膨胀因子(VIF)均小于 10 且平均 VIF 为 3.65,可见变量之间不存在严重多重共线性问题。

表 2 主要变量描述性统计

| 符号        | 样本数 | 平均值       | 标准差       | 最小值     | 最大值        |
|-----------|-----|-----------|-----------|---------|------------|
| $A_{ce}$  | 330 | 333.585   | 226.002   | 14.112  | 995.753    |
| $FPCs$    | 330 | 5163.976  | 4062.430  | 179.000 | 20065.000  |
| $A\_fin$  | 330 | 0.564     | 0.920     | 0.127   | 5.142      |
| $Isu$     | 330 | 0.862     | 0.287     | 0.176   | 1.748      |
| $Lsm$     | 330 | 5564.946  | 3872.888  | 88.600  | 15304.220  |
| $A\_tech$ | 330 | 3497.443  | 2931.336  | 94.000  | 13353.000  |
| $A\_hc$   | 330 | 26885.450 | 22382.823 | 881.693 | 107999.924 |
| $LnGDP$   | 330 | -0.221    | 0.526     | -1.176  | 1.233      |

四、实证分析

(一) 基准模型分析

进行 F 检验,  $F(29, 284) = 197.38$  且  $Prob > F =$

0.0000, 小于 0.05, F 检验通过;进行 Hausman 检验,  $chi2(5) = 60.16$  且  $Prob > chi2 = 0.0000$ , 小于 0.05, Hausman 检验通过,因此选择固定效应模型。表 3 列(1)—列(3)均控制地区和时间,表 3 列(1)中未包含控制变量时,农民专业合作社发展( $FPCs$ )的系数为-0.005,且在 1%水平下显著;表 3 列(2)在未包含农民专业合作社发展( $FPCs$ )时,控制变量结果均显著;表 3 列(3)展示了在包含控制变量时,农民专业合作社发展( $FPCs$ )的系数为-0.003,且显著性水平为 1%。这说明农民专业合作社的发展会抑制农业碳排放,假设 1 得到验证。

表 3 基准回归分析

| 变量        | (1)<br>$A_{ce}$        | (2)<br>$A_{ce}$        | (3)<br>$A_{ce}$        |
|-----------|------------------------|------------------------|------------------------|
| $FPCs$    | -0.005***<br>(-5.378)  |                        | -0.003***<br>(-4.319)  |
| $Isu$     |                        | 49.281***<br>(4.958)   | 33.253***<br>(3.218)   |
| $Lsm$     |                        | 0.017***<br>(4.615)    | 0.018***<br>(4.822)    |
| $A\_tech$ |                        | 0.017***<br>(7.122)    | 0.018***<br>(7.420)    |
| $A\_hc$   |                        | -0.002***<br>(-10.335) | -0.002***<br>(-10.068) |
| $LnGDP$   |                        | 27.522***<br>(2.723)   | 35.357***<br>(3.544)   |
| $\_cons$  | 361.888***<br>(73.876) | 192.774***<br>(8.052)  | 220.785***<br>(9.153)  |
| 地区效应      | Yes                    | Yes                    | Yes                    |
| 时间效应      | Yes                    | Yes                    | Yes                    |
| $N$       | 330                    | 330                    | 330                    |
| $R^2$     | 0.450                  | 0.683                  | 0.703                  |

注:括号内为标准误,\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10%的水平上显著。

(二) 稳健性检验

1. 滞后一期检验

农民专业合作社发展在一定时间内难以对农业碳排放产生影响,其对后者的影响可能存在滞后效应。为了排除这种影响,本文将核心解释变量和控制变量分别进行滞后一期处理后,将核心解释变量滞后一期和控制变量滞后一期分别代替原核心解释变量和原控制变量代入基准模型,进行检验,具体结果见表 4。表 4 列(1)展示了核心解释变量滞后一期的回归结果,显示滞后一期的农民专业合作社发展( $FPCs$ )系数为-0.003,且在 1%水平下显著;表 4

列(2)展示了控制变量滞后一期的回归结果,显示农民专业合作社发展(*FPCs*)系数为-0.003,仍在1%水平下显著,说明考虑影响的时滞性后,假设1仍然成立。

## 2. 缩小样本区间

2020年经济社会各行各业都受到极大冲击,为了消除经济下行影响,表4列(3)展示了删除2020年份数据后重新进行基准回归的结果,结果显示农民专业合作社发展(*FPCs*)系数为-0.003,且在1%水平下显著;我国直辖市城市化水平高,农业在经济中的比重相对较低,可能使得在农业数据上与其他

省份存在差异,造成偏差,为了消除偏差影响,表4列(4)展示了删除直辖市样本数据后重新进行基准回归的结果,结果显示农民专业合作社发展(*FPCs*)系数为-0.003,且在1%水平下显著,假设1再次得到验证。

## 3. 缩尾处理

对整体数据进行上下5%的缩尾处理后再次进行基准回归,结果在表4中列(5)所示,在进行缩尾处理后,农民专业合作社发展(*FPCs*)系数为-0.003,在1%水平下显著,假设1的验证结果仍稳健可靠。

表4 稳健性检验

| 变量                    | (1)<br><i>A_ce</i>    | (2)<br><i>A_ce</i>     | (3)<br><i>A_ce</i>    | (4)<br><i>A_ce</i>    | (5)<br><i>A_ce</i>     |
|-----------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|
| <i>L. FPCs</i>        | -0.003***<br>(-4.285) |                        |                       |                       |                        |
| <i>FPCs</i>           |                       | -0.003***<br>(-3.574)  | -0.003***<br>(-3.809) | -0.003***<br>(-3.852) | -0.003***<br>(-4.057)  |
| 控制变量                  | 控制                    | 控制                     | 控制                    | 控制                    | 控制                     |
| <i>_cons</i>          | 228.679***<br>(9.247) | 258.575***<br>(10.209) | 217.537***<br>(9.466) | 239.721***<br>(8.492) | 331.597***<br>(29.421) |
| 地区效应                  | Yes                   | Yes                    | Yes                   | Yes                   | Yes                    |
| 时间效应                  | Yes                   | Yes                    | Yes                   | Yes                   | Yes                    |
| <i>N</i>              | 300                   | 300                    | 300                   | 286                   | 330                    |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.723                 | 0.707                  | 0.706                 | 0.721                 | 0.427                  |

注:括号内为标准误,\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

## (三)调节效应分析

为了验证农民专业合作社发展对农业碳排放的影响是否会受到财政支农强度的调节作用影响,在基准模型基础上,加入农民专业合作社发展与财政支农强度交互项进行回归分析,结果见表5。

由表5列(1)可知,在不考虑财政支农的情况下,农民专业合作社发展回归系数为-0.003,在1%水平下显著,其对农业碳排放有显著抑制作用,合作社通过规模化经营、技术推广或资源集约化减少了碳排放,财政支农强度回归系数不显著,单纯的财政投入未直接推动减排;由表5列(2)可知,在加入交互项后,农民专业合作社发展回归系数不显著,但财政支农强度回归系数为47.057,在1%水平下显著,财政支农可能被用于高碳排放的农业活动,财政投入扩大农业生产规模,短期内可能增加碳排放,交互项回归系数0.011,在1%水平下显著,表明财政支农强度会削弱农民专业合作社发展的减排效果,甚至可能逆转其作用方向,财政支农若优先支持产量而非低碳技术,合作社可能在资金驱动下选择高碳生

产方式,财政补贴可能使合作社依赖外部资金,忽视内生性减排技术创新,因此,假设2得到验证。

表5 调节效应分析

| 变量                         | (1)<br><i>A_ce</i>   | (2)<br><i>A_ce</i>    |
|----------------------------|----------------------|-----------------------|
| <i>FPCs</i>                | -0.003***<br>(0.001) | -0.001<br>(0.001)     |
| <i>A_fin</i>               | 0.287<br>(3.518)     | 47.057***<br>(10.878) |
| <i>FPCs</i> × <i>A_fin</i> |                      | 0.011***<br>(0.002)   |
| 控制变量                       | 控制                   | 控制                    |
| <i>_cons</i>               | -15.179<br>(15.697)  | -40.052**<br>(16.147) |
| 地区效应                       | Yes                  | Yes                   |
| 时间效应                       | Yes                  | Yes                   |
| <i>N</i>                   | 330                  | 330                   |
| <i>R</i> <sup>2</sup>      | 0.703                | 0.723                 |

注:括号内为标准误,\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

(四) 区域异质性分析

1. 农业生产功能定位的差异

考虑到农业生产功能的差异,将我国划分为粮食主产区和非粮食主产区,表6列(1)、列(2)中分别为粮食主产区和非粮食主产区的回归结果。由表6列(1)回归结果可知,粮食主产区农民专业合作社发展回归系数为-0.000,但不显著,农民专业合作社对农业碳排放的抑制作用在粮食主产区未通过显著性检验,具有减排效果但统计意义不足,可能粮食主产区

承担国家粮食安全任务,合作社更依赖高碳技术以保障产量,碳排放可能被增产需求抵消,倾向于支持传统高碳生产方式,合作社缺乏低碳转型动力;表6列(2)回归结果可知,非粮食主产区农民专业合作社发展回归系数为-0.002,在1%水平下显著,农民专业合作社显著降低了非粮食主产区的农业碳排放,减排效果明显,非主产区农业以经济作物、畜牧业为主,合作社可通过种养循环减少碳排放,生态保护压力较小,合作社更易尝试低碳技术,且受粮食安全目标束缚较小。

表6 异质性检验

| 变量                    | (1)<br><i>A<sub>ce</sub></i><br>粮食主产区 | (2)<br><i>A<sub>ce</sub></i><br>非粮食主产区 | (3)<br><i>A<sub>ce</sub></i><br>东部地区 | (4)<br><i>A<sub>ce</sub></i><br>中部地区 | (5)<br><i>A<sub>ce</sub></i><br>西部地区 |
|-----------------------|---------------------------------------|----------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| <i>FPCs</i>           | -0.000<br>(-0.273)                    | -0.002***<br>(-3.561)                  | -0.006***<br>(-5.299)                | -0.001<br>(-0.626)                   | -0.004***<br>(-3.924)                |
| 控制变量                  | 控制                                    | 控制                                     | 控制                                   | 控制                                   | 控制                                   |
| <i>_cons</i>          | 311.836***<br>(6.219)                 | 43.559**<br>(2.095)                    | 110.861**<br>(2.138)                 | 408.313**<br>(2.082)                 | 46.410<br>(1.405)                    |
| 地区效应                  | Yes                                   | Yes                                    | Yes                                  | Yes                                  | Yes                                  |
| 时间效应                  | Yes                                   | Yes                                    | Yes                                  | Yes                                  | Yes                                  |
| <i>N</i>              | 143                                   | 187                                    | 121                                  | 66                                   | 121                                  |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.807                                 | 0.690                                  | 0.869                                | 0.837                                | 0.701                                |

注:括号内为标准误,\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

2. 地区间经济发展水平的差异

考虑到地区间经济水平差异,将我国划分为东部、中部和西部三个地区,表6列(3)、列(4)和列(5)分别为东部地区、中部地区和西部地区的回归结果。由表6列(3)回归结果可知,东部地区农民专业合作社发展回归系数为-0.006,在1%水平下显著,东部地区合作社对农业碳排放的抑制作用最强,东部经济发达,合作社易获得低碳技术,并通过规模化应用降低边际减排成本,其环境政策倒逼合作社主动减排,避免高碳生产导致的合规风险;由表6列(4)回归结果可知,中部地区农民专业合作社发展回归系数为-0.001,与粮食主产区一样不显著,中部以小麦、玉米等大宗作物为主,合作社依赖柴油农机和化肥投入,碳排放强度高,地方政府更倾向于补贴产量而非低碳技术,合作社缺乏资金升级减排设施;由表6列(5)回归结果可知,西部地区农民专业合作社发展回归系数为-0.004,在1%水平下显著,西部地区合作社显著抑制碳排放,但效果弱于东部,西部生态脆弱区受退耕还林、水土保持政策约束,合作社被迫减少高碳耕作,水资源稀缺,合作社优先采用节水灌溉技术,间接降低能源消耗和碳排放。

五、研究结论与启示

(一) 研究结论

为厘清农民专业合作社作为新型农业经营主体的农业碳减排载体功能,揭示财政支农强度与农业专业合作社减排效应的协同机制,弥补现有研究对二者交互作用关注不足的理论缺口。本文基于我国30个省份2013—2023年的农业面板数据,实证检验了农民专业合作社发展对农业碳排放的影响,以及财政支农强度在其中发挥的调节作用。研究结果显示:第一,农民专业合作社发展对农业碳排放具有抑制作用,农民专业合作社发展程度越高,对农业碳减排的促进作用越强;第二,财政支农强度会削弱农民专业合作社发展对农业碳排放的抑制作用;第三,农民专业合作社发展减少了粮食主产区的农业碳排放,但不显著,在非粮食主产区其结果为显著抑制农业碳排放;东西部农业专业合作社发展会显著抑制农业碳排放,但对于中部地区其抑制效果不显著。

(二) 启示

一是推动农民专业合作社绿色转型,发挥其在

农业减排中的组织引领作用。应深化农业专业合作社与低碳发展的协同机制,通过政策引导和技术支持强化其减排功能,促进农业生产方式向绿色集约化转变。重点加强农业专业合作社在绿色技术推广、资源循环利用等环节的核心作用,构建覆盖生产、流通、加工全链条的低碳管理体系。完善绿色转型激励机制,将减排目标纳入农业专业合作社规范化建设标准,通过示范带动与考核约束,形成组织化、规模化的农业碳减排路径,增强绿色转型的内生动力。

二是优化财政支农政策导向,平衡农业生产与低碳目标。政府需调整财政支农资金的使用方向,注重低碳技术补贴与高碳投入约束的协同,避免政策激励与减排目标脱节。动态优化补贴结构,优先支持节水节肥、土壤固碳等绿色技术应用,同时探索对化肥农药过量使用的反向约束机制。强化财政资金的杠杆效应,引导社会资本参与低碳农业项目,构建以减排成效为导向的政策评估体系,推动农业生产与生态效益的长期均衡发展。

三是因地制宜制定区域碳减排路径,强化分类施策。结合粮食主产区与非主产区、不同经济水平地区的农业功能定位,设计差异化的农业专业合作社发展与碳减排政策。粮食主产区需统筹稳产保供与减排增效,侧重推广资源高效型技术;生态脆弱区应强化农业专业合作社在生态保护与低碳循环中的纽带作用。政府建立区域间协同碳减排机制,通过政策梯度支持与跨区域合作平台,实现粮食安全、生态保护与低碳转型的多目标动态平衡,避免“一刀切”治理模式。

## 参考文献

- [1] 孟庆雷,殷宇翔,王煜昊.我国农业碳排放的时空演化、脱钩效应及绩效评估[J].中国农业科学,2023,56(20):4049-4066.
- [2] 高静,周吉.合作社高质量发展促进农业绿色生产率提高的机理与实效[J].中国农业资源与区划,2024,45(5):44-52.
- [3] 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(8):80-86.
- [4] 田云,张俊飏,李波.中国农业碳排放研究:测算、时空比较及脱钩效应[J].资源科学,2012,34(11):2097-2105.
- [5] 仝昊天,夏恩君,孙聪,等.设施农业发展对农业碳排放效率的影响[J].中国环境科学,2024,44(12):7079-7094.
- [6] 马海清,陈强强.甘肃省农业碳排放时空分异特征及影响因素[J].干旱区地理,2025,48(5):879-892.
- [7] 李梦冉,徐小任,王梁,等.黄河流域农业碳排放时空变化特征及影响因素分析[J].干旱区地理,2025,48(5):854-865.
- [8] 葛晓华,朱宇恩,张铭昊,等.山西省农业领域碳排放影响因素及碳达峰预测研究[J].山西农业大学学报(自然科学版),2025,45(2):128-140.
- [9] 张小蓉,杨燕.山西省农业碳排放演化趋势及影响因素研究[J/OL].中国农业资源与区划,1-15[2025-03-27].  
<https://link.cnki.net/urlid/11.3513.S.20250313.1426.016>.
- [10] 许悦,许紫浩.河北省农业碳排放效率与影响因素[J].中国生态农业学报(中英文),2024,32(12):1981-1993.
- [11] 黄书苑,章语嫣,张冰冰,等.中国农业生产性服务与农业碳排放的非线性分析[J].中国农业资源与区划,2025,46(7):24-38.
- [12] 程欣,程铁军.农业现代化水平对农业碳排放的影响研究[J].中国物价,2024(8):43-48.
- [13] 张红凤,丁相江,于法稳,等.农业产业集聚对农业碳排放的影响——基于环境规制的调节效应研究[J].生态经济,2024,40(3):112-120.
- [14] 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,2025,39(2):60-68.
- [15] 孟维福,石可敬,李建英.数字经济发展对农业碳排放的影响及作用机制[J].农村金融研究,2024(7):16-27.
- [16] 李华旭.长江经济带发展战略对沿江地区农业碳排放的影响研究[J].经济纵横,2024(10):110-120.
- [17] 贾伊龙,徐辉.农业机械化、环境规制与农业碳排放的关系研究[J].中国农机化学报,2024,45(12):208-215.
- [18] 张俊,黄杰,李崇光.农民专业合作社引领乡村共同富裕的经验透视与创新路径——基于湖北省农民专业合作社的调查[J].农业经济与管理,2024(2):66-77.
- [19] 平卫英,张谊瑞.农民专业合作社与农户结构性增收:影响效应与机制检验[J].农村经济,2023(12):82-92.
- [20] 王颜齐,何洋.城乡关系演变视域下的农民专业合作社异化:表现属性、底层逻辑与矫正路径[J].现代经济探讨,2023(9):86-97.
- [21] 史新文,孙军,王雪莹.关于农民专业合作社发展不规范问题的思考——以辽宁省农民专业合作社为例[J].农业经济,2024(7):99-100.
- [22] 张思檬,吴东立.数字普惠金融能否促进农民专业合作社高质量发展——基于省级面板数据的空间计量分析[J].武汉金融,2024(11):31-39.
- [23] 任大鹏,陈吉平.馅饼与陷阱:农民专业合作社的规模扩张及其限度[J].农村经济,2024(11):111-123.
- [24] 高永久,杨龙文.中国式现代化进程中民族地区乡村振兴的现实问题与实践机理——基于农民专业合作社建设的思考[J].民族学刊,2024,15(3):28-38.
- [25] 黄炜虹,杨彩艳,闵锐.新型农业经营主体能够带动小农户生产绿色转型吗——基于454份小农户调查数据的分析[J].干旱区资源与环境,2024,38(5):69-78.
- [26] 黄昕,楚德江.权能共享:绿色农业时代农民专业合作社

- 的组织创新[J].农村经济,2022(1):79-88.
- [27]洪霓,于冷.新型农业经营主体参与乡村治理:发生机制、历史逻辑与提升路径[J].农业经济问题,2023(12):60-71.
- [28]朱前涛,秦昊.财政支农强度、农业碳排放及空间溢出效应[J].天津商业大学学报,2023,43(6):10-18.
- [29]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.
- [30]王军,苑鹏,马旺林.农民专业合作社示范社的示范效应分析——基于8省12县市614家农民专业合作社的比较研究[J].学习与实践,2021(1):29-41.
- [31]马兆良,仇俊艳.农民专业合作社发展水平对农业碳排放效率的影响效应及机制研究[J].农业现代化研究,2026,47(1):173-186.
- [32]黄伟华,祁春节,聂飞.财政支农、技术溢出与农业碳排放[J].软科学,2023,37(2):93-102.
- [33]黄进,常溟,田野,等.土地细碎化、农业生产效率与农业碳排放[J].中国生态农业学报(中英文),2025,33(6):1195-1206.
- [34]陈宇科,张圣卿,张文卿.长江经济带发展战略对长江流域农业碳排放的影响研究[J].重庆社会科学,2025(6):104-117.
- [35]胡之阔,张洋,吴成亮.农业新质生产力对农业碳排放的影响效应研究[J].农林经济管理学报,2025,24(5):685-695.
- [36]陈振,郑锐,李佩华,等.河南省农业科技创新效率评价与分析[J].河南农业大学学报,2018,52(3):464-469.
- [责任编辑 李 新]

## The Impact of Farmers' Specialized Cooperatives on Agricultural Carbon Emissions

JIA Dongshui, FENG Dengkui

(School of Management Engineering and Business, Hebei University of Engineering, Handan, Hebei 056038, China)

**Abstract:** Agricultural carbon emission has been one of the major sources of greenhouse gases in China. In this sense, the exploration of carbon emissions reduction in agriculture has become a core issue in the process of China's agricultural green transformations. Farmers' specialized cooperatives are a key organization bridging smallholder farmers and modern agriculture, and the influence of its development on carbon emission reduction is a noteworthy question. In the context of the dual-carbon strategy, this paper, based on the panel data of 30 provinces spanning 2013 to 2023, builds a two-way fixed effect model and a moderating-effect model to empirically test the impact of farmers' specialized cooperatives on agricultural carbon emissions and the mechanism behind it. The research finds that farmers' specialized cooperatives have an inhibitory effect on agricultural carbon emissions, and the conclusion is still valid after a series of robustness tests. It is also found that the intensity of financial support for agriculture will weaken the inhibitory effect of farmers' specialized cooperatives on agricultural carbon emissions, thus having a negative regulatory effect. Besides, regional heterogeneity shows that the emission reduction effect of cooperatives is significant in non-major grain-producing areas, and the eastern and western regions, but it fails in the significance test in major grain-producing areas and the central regions. Accordingly, this paper proposes some suggestions to optimize the green-transformation pathway for farmers' specialized cooperatives, to adjust the fiscal-support policy for agriculture, and to implement differentiated regional governance. In this vein, this paper expects to provide a decision-making basis for reducing agricultural carbon emission and promoting high-quality agricultural development.

**Key Words:** farmers' specialized cooperatives; agricultural carbon emissions; intensity of financial support for agriculture; two-way fixed effects model