

# 碳减排政策能促进农产品出口增长吗?

刘雪梅, 胡婧淑

(杭州师范大学阿里巴巴商学院, 杭州 310000)

**摘要:** 农业作为对气候变化最敏感的部门之一,其生产活动深受环境恶化的负面影响,碳减排政策将不可避免地影响到农业生产及出口贸易。通过选取 2000—2021 年的 HS 四分位的农产品对碳减排政策对农产品出口的影响进行研究。研究结果表明:碳减排政策实施会促进农产品的出口增长;碳减排政策实施对粮食类、油类的出口影响较大,对肉类出口的影响稍小;劳动力、政府支农及气候变化,均对碳减排政策促进农产品出口增长中发挥了正向作用。

**关键词:** 碳减排政策;农产品出口;气候变化;碳达峰;碳中和

**中图分类号:** F323 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2025)06-0149-09

近年来,温室气体的爆炸性增长引发了干旱、冰川消融等一系列负面环境问题。政府间气候变化专门委员会(IPCC)指出,2011—2020 年间最热日的气温比工业化前期高出 1.2 °C,二氧化碳浓度达到了至少两百万年以来的最高水平,气候变化随全球变暖程度增加更严重,极大地影响着农业生产要素时空格局及农业生产过程,进而威胁全球粮食安全<sup>[1]</sup>,人类生存环境受到极大威胁。长远来看,为了保障粮食安全和农业可持续发展,“碳达峰”和“碳中和”的碳减排政策应运而生。目前,世界各国正在承诺实现净零排放,碳减排政策已经成为各国应对气候变化的重要手段。根据 CLIMATEWATCH<sup>①</sup> 的数据表明,截至 2024 年 9 月,全球共有 100 个净零碳排放承诺的国家/地区,约占全球温室气体排放的 80.7%。其中,有 27 个国家/地区在法律上规定了净零目标,55 个国家/地区将净零目标写入政策文件中,另有 18 个国家/地区在政治承诺中提及净零目标,中国于 2020 年提出“30”“60”减排目标并将其列入“十四五”规划,美国于 2021 年宣布重新加入《巴黎协定》并承诺将在 2030 年将温室气体净排放量减少 50%~52%。总的来说,当前国际社会已就绿色转型形成共识并付诸行动,在此背景下,政府纷纷出台了一系列旨在减少碳排放、促进绿色发展的政策措施。这些政策的实施情况如何,对于应对气候变化、推动经济转型升级,特别是对农产品出口这一重要经济领域的影响,值得深入探讨。

## 1 典型事实、文献综述与研究假说

### 1.1 典型事实

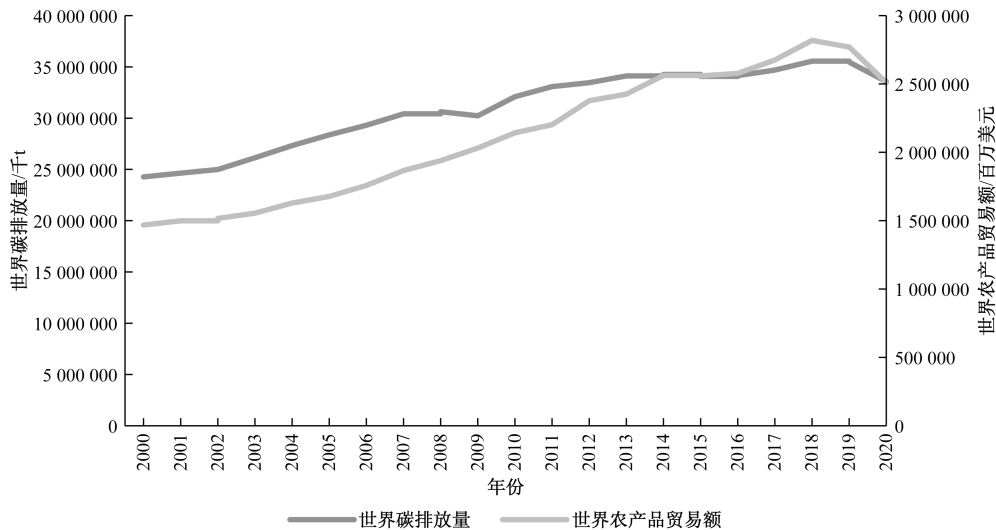
随着全球工业化进程的加速和人口的不断增长,二氧化碳等温室气体的排放量在过去几十年里急剧攀升,对全球气候系统构成了前所未有的挑战。图 1 展示了世界 2000—2020 年碳排放量与农产品贸易额的变化情况。可以看出,碳排放量从 2000—2020 年增长了约 38%。2000 年以后,全球经济快速发展,特别是以中国、印度等为代表的新兴经济体工业化进程加速,能源消费量大幅增加,导致碳排放量快速增长。尽管受金融危机的影响导致 2009 年的碳排放量有所下降,但是在随后的几年中,碳排放量依然保持着较快的增长速度,并在 2019 年达到了高峰;2020 年以后受新冠肺炎疫情的影响,经济活动放缓,全球能源需要也相应下降,减少出行导致交通领域的碳排放也大幅减少。世界农产品贸易额也呈现稳步上升趋势,从 2000—2020 年增长了约 71%。与碳排放量的波动相比,农产品贸易额的增长更为稳定。面对日益严峻的气候变化挑战,各国政府和国际社会已纷纷出台碳减排政策,旨在通过减少温室气体排放来减缓气候变暖的速度。农产品贸易作为全球经济的重要组成部分,也将受到碳减排政策和碳排放量趋势的深刻影响。

在全球应对气候变化的背景下,各国和地区在碳减排目标方面取得了显著进展。据世界资源研

**收稿日期:** 2024-10-09

**作者简介:** 刘雪梅(1990—),女,河南新乡人,博士,讲师,研究方向为国际贸易政策与贸易高质量发展、知识产权保护与数字贸易、全球价值链升级等;胡婧淑(1999—),女,河南漯河人,硕士,研究方向为农产品贸易。

① <https://www.wri.org/initiatives/climate-watch>.



数据来源于世界银行

图 1 1990—2020 世界碳排放量

究所(WRI)的统计数据显示,截至 2021 年全球已有 54 个国家和地区<sup>①</sup>已实现碳达峰,约占全球碳排放的 40%。表 1 为国家历史碳排量占世界历史碳排放总量 50% 以上的国家的碳达峰、碳中和时间汇总。其中,英国、法国、比利时等国家已于 1991 年实现碳达峰,美国的碳排放量于 2007 年达到峰值。由表 1 可知,美国从碳达峰迈向碳中和的时间跨度为 43 年,英国、法国为 59 年,而中国的“双碳”目标实现周期仅为 30 年,比发达国家缩小了近一半时间,意味着需要采取更为严格、有效的政策措施。

## 1.2 研究假说

农业的发展受到气候变化、化肥利用率、生产技术水平等各种因素的影响。其中,气候变化对农业的影响无疑是最为直接和显著的,短期主要通过改变农产品生产规律、影响农业生产潜力等影响农业供给侧,长期将会通过影响农作物种植制度、农业生产结构、地域分布等,进而威胁粮食安全<sup>[2]</sup>。在分析气候变化对农业生产影响的研究中,不同学者通过观测和实验提供了有价值的见解。陈怀亮和李树岩<sup>[3]</sup>通过对河南省夏玉米抽雄期的观测研究发现,有 30.1%~76.3% 的概率夏玉米可能会遭受高温热害,这强调了极端气温对农作物生产的风险。刘青珊等<sup>[4]</sup>聚焦于冬小麦,通过分析 2016—2023 年在栾城站的观测数据,提出在气候变暖、降水减少的趋势下,冬小麦的适宜播种期有所推迟。

表 1 世界部分国家碳达峰、碳中和实现时间表

国家	碳达峰时间	碳中和时间	“双碳”跨度
中国	2030 年	2060 年	30 年
美国	2007 年	2050 年	43 年
英国	1991 年	2050 年	59 年
法国	1991 年	2050 年	59 年
德国	1990 年	2045 年	55 年
意大利	2007 年	2050 年	43 年
加拿大	2007 年	2050 年	43 年
澳大利亚	2006 年	2050 年	44 年
日本	2013 年	2050 年	43 年
芬兰	1994 年	2035 年	41 年
西班牙	2007 年	2050 年	43 年

延迟播种可能会导致冬小麦生长加速,进而影响其生长和灌溉需求,最终可能引起产量下降。进一步地,陈帅<sup>[5]</sup>针对黄淮海平原小麦产量进行了深入分析。在排除了经济因素和人类行为的影响后,该研究估计气候变化导致的黄淮海平原小麦生产力每 10 年下降约为 0.68%。这一发现揭示了气候变化对区域农业产量的潜在负面影响。上述研究结果表明,随着全球气候模式的变化,农业生产面临着系列挑战。高温、降水模式的改变以及与之相关的农业生产实践的调整,都是需要农业科研和生产者关注的重要问题。由于农业生产的资源利用以及污染排放均具有外部不经济性,环境规制可以作为一种干预手段来协调经济与环境的和谐发展,确

①阿塞拜疆、白俄罗斯、保加利亚、捷克、挪威、罗马尼亚、俄罗斯、塞尔维亚、瑞士、英国、波兰、比利时、丹麦、荷兰、哥斯达黎加、摩纳哥、德国、匈牙利、哈萨克斯坦、澳大利亚、加拿大、美国、冰岛、希腊、卢森堡、奥地利、爱尔兰、塞浦路斯、意大利、瑞典、克罗地亚、乌克兰、巴西、葡萄牙等。

保粮食安全以及可持续发展<sup>[6]</sup>。根据“波特假说”<sup>[7]</sup>可知,实行严格碳减排约束的国家会激发区域内的企业进行低碳技术创新,从而使其在低碳技术和减排技术等方面优于其他国家,拥有领先优势。这种“绿色红利”不仅有助于提升农产品的国际竞争力,还可能促进农产品出口的增长。马永喜、孙亚丽<sup>[8]</sup>以浙江和江苏为例,模拟分析碳排放强度变化的综合影响,发现碳排放强度约束的不断增强会改变该区域内农作物的种植结构,农业能源总消耗和生产总成本也会下降。杨桔和祁春节<sup>[9]</sup>通过研究1995—2014年“一带一路”沿线国家碳排放和农产品贸易的双边关系发现,碳排放和农产品贸易之间存在双向因果关系,沿线国家的碳排放对他们与中国的农产品贸易存在显著的负向效应。碳排放越高,他们与中国的农产品贸易额就越低。由此,提出以下研究假设。

H1:碳减排政策的实施会促进该国农产品出口增长。

光、温、水、热等气候资源条件作为农业尤其是粮食生产的基本条件,气候变化不仅直接影响积温带、湿润指数、生长期长度等改变作物物候<sup>[10]</sup>,还会影响生态系统的平衡关系,导致农业病虫害频发,作物减产<sup>[11]</sup>。气候变化对农业病虫害流行暴发也有很大影响,气候变暖将有利于许多昆虫安全越冬,并且安全越冬的范围持续扩大<sup>[12]</sup>。一定区域、时段的降水偏少、高温干旱有利于部分害虫的繁殖加快、种群数量增长,降水量、雨日偏多有利于部分病害发生程度和害虫迁入数量的明显增加,病虫害危害损失加重<sup>[13]</sup>。并且,由于农地的光温水热等气候资源条件有所变化,农田土壤有机质、土壤微生物以及土壤肥力也深受其影响,加速了农业生物灾害以及气候灾害的形成与发展<sup>[14]</sup>。气候变化加剧了病虫害对农作物的威胁,并对粮食安全和环境构成越来越大的威胁<sup>①</sup>。在国际贸易中,农产品病虫害等方面的标准壁垒较为突出<sup>[15]</sup>,大大提高了农产品出口难度和成本。由此,提出以下研究假设。

H2:碳减排政策促进农产品出口增长,主要是通过降低极端天气事件和农业生物灾害发生的概率,改善了农业生产外部环境。

基于上述研究,为了应对气候变化对农业生产的这些影响,并确保农产品的稳定出口,实施碳减排政策显得尤为关键。李秀珍与林基<sup>[16]</sup>通过划

分环境规制对污染密集型部门与非污染密集型部门的影响,研究认为,随着环境规制的加强,生产要素将从高碳排放强度的部门流向碳排放强度较低的部门,提升其产出和出口竞争力。辛冲冲和陈志勇<sup>[17]</sup>选取31个省份的农业GDP和财政支农水平,研究得出财政支农支出的活动效应对农业经济增长的总效应的贡献最大,整体上与农业经济增长呈正相关关系。经验分析表明,尽管产出中资本积累的作用非常关键,但劳动力的质量则直接影响产出的增长<sup>[18]</sup>。Pennock和Andrew<sup>[19]</sup>通过研究得出相似结论,认为劳动力的转移不仅会夹带知识转移引发技术创新,还是发挥人力资本积累效用,推动产业结构升级的催化剂。由此,提出以下研究假设。

H3:受碳减排政策的“要素挤出效应”影响,原本用于高碳部门的劳动力和资本可能会流向农业部门,提高农业技术和生产效率,促进农产品出口。

## 2 实证方法和数据说明

### 2.1 计量模型设定

为了验证上述假说,通过构建普通面板模型对碳减排政策的提出对农产品出口是否存在影响的效果进行研究,并采用双重差分模型(differences-in-differences, DID),该实证模型能够控制不随时间变化的未观测因素,从而减少遗漏变量偏误,是评估政策结果的有效工具。计算公式为

$$\begin{aligned} \ln \text{Exp}_{ij} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{Treat}_j \times \text{POST}_t + \alpha_2 \text{CO}_{2ij} + \\ & \alpha_3 \text{Fer}_{ij} + \alpha_4 \text{Urban}_{ij} + \alpha_5 \text{land}_{ij} + \alpha_6 \text{Agr}_{ij} + \\ & \alpha_7 \text{GDP}_{ij} + \alpha_8 \text{perGDP}_{ij} + \alpha_9 \text{dist}_{ij} + \\ & \alpha_{10} \text{contig}_{ij} + \alpha_{11} \text{colony}_{ij} + \\ & \alpha_{12} \text{comlang}_{ij} + \epsilon_{ij} \end{aligned} \quad (1)$$

式中: $i$ 为HS01-24四分位产品类别; $t$ 为时间; $j$ 为贸易国;模型中被解释变量 $\ln \text{Exp}_{ij}$ 为实行碳减排政策的国家在 $t$ 时间内向 $j$ 国出售 $i$ 类产品的贸易额; $\text{Treat}_j \times \text{POST}_t$ 为核心解释变量虚拟变量的交互项; $\text{Treat}_j$ 为0~1虚拟变量,取1时代表该国实施碳减排政策,取0时代表该国未实施碳减排政策; $\text{POST}_t$ 为0~1虚拟变量,取1时代表所选择时间为实施国采取碳减排政策年份之后,取0时代表所选择时间为实施国采取碳减排政策年份之前;控制变量包括碳排放量( $\text{CO}_{2ij}$ )、化肥使用量( $\text{Fer}_{ij}$ )、城镇化水平( $\text{Urban}_{ij}$ )、农业用地占比( $\text{land}_{ij}$ )、农业增加值( $\text{Agr}_{ij}$ )以及贸易引力模型相关变量:国内

①<https://news.un.org/zh/story/2021/06/1085232>。

生产总值( $GDP_{ij}$ )、人均国内生产总值( $perGDP_{ij}$ )、地理距离( $dist_{ij}$ )、共同边界( $contig_{ij}$ )、共同殖民地历史( $colony_{ij}$ )、共同语言( $comlang_{ij}$ );  $\epsilon_{ij}$  为误差项。

为了控制年份、个体类别层面的不可观测因素,在模型(1)的基础上加入年份固定效应  $v_t$ 、个体固定效应  $u_j$ ,以控制某些随个体、年份变化的因素,加入各类固定效应后的模型为

$$\begin{aligned} \ln Exp_{ij} = & \alpha_0 + \alpha_1 Treat_j \times POST_t + \alpha_2 CO_{2ij} + \\ & \alpha_3 Fer_{ij} + \alpha_4 Urban_{ij} + \alpha_5 land_{ij} + \alpha_6 Agr_{ij} + \\ & \alpha_7 GDP_{ij} + \alpha_8 perGDP_{ij} + \alpha_9 dist_{ij} + \\ & \alpha_{10} contig_{ij} + \alpha_{11} colony_{ij} + \alpha_{12} comlang_{ij} + \\ & \epsilon_{ij} + v_t + u_j + \epsilon_{ij} \end{aligned} \quad (2)$$

## 2.2 变量和数据

### 2.2.1 被解释变量

农产品出口额(Exp)。本文涉及的农产品出口额数据为 2000—2021 年,农产品出口额相关数据来源于 UNCOMTRADE<sup>①</sup>,涉及农产品 HS CODE 01-24 类别共 200 种四分位产品,选取将减碳目标列入国家政策文件的 55 个国家向世界其他国家出口的农产品数据。

### 2.2.2 核心解释变量

“碳减排政策”相关变量。具体而言:①是否为“碳减排政策”实施国家( $Treat_j$ )。根据 CLIMATEWATCH 的数据,选取将减碳目标列入国家政策文件的 55 个国家。②是否为“碳减排政策”发生后( $POST_t$ ),根据每个国家第一次将减排目标写入本国政策文件中的时间确定。各国提出碳减排政策的时间来源于 IEA<sup>③</sup>和 CLIMATE WATCH 的数据汇总。

### 2.2.3 控制变量

(1)化肥用量(Fer)。化肥用量用以衡量耕地中使用的植物营养素数量。化肥产品包括氮肥、钾肥和磷肥(包括磷矿粉肥),传统动物性肥料和植物性肥料除外。

(2)城镇化水平(Urban)。采用城镇人口与地区常住人口的比值表征。

(3)农业用地占土地面积的百分比(land)。农业用地指耕地、永久性作物和永久性牧场用地的比例。联合国粮农组织定义的耕地包括短期作物用地(种植双季作物的土地只计算一次)、供割草或放牧的短期草场、供应市场的菜园和自用菜园,以及暂时休闲的土地。因转换耕作方式而休闲的土地不包括在内。

(4)二氧化碳排放量( $CO_2$ )。是化石燃料燃烧和水泥生产过程中产生的排放。它们包括在消费固态、液态和气态燃料以及天然气燃烧时产生的二氧化碳。

(5)农业增加值(Agr)。农业增加值为所有产出相加再减去中间投入得出的部门的净产出,这种计算方法未扣除装配式资产的折旧或自然资源的损耗和退化。

(6)地理距离(dist)、国内生产总值(GDP)、是否共同边界(contig)、共同殖民地历史(colony)、是否共同语言(comlang)等加入作为模型的控制变量。

地理距离选用两国之间的加权地理距离衡量,国内生产总值可以用来衡量国家的经济发展规模,均是国际贸易引力模型中的经典变量。在相关变量的原始数据来源方面,农业用地、农业增加值、化肥使用量,二氧化碳排放量、国内生产总值、城镇化水平等原始数据来源于世界银行<sup>④</sup>和联合国粮农组织数据库<sup>⑤</sup>;贸易引力模型中的变量地理距离等数据来源于 CEPII<sup>⑥</sup>。具体变量的描述性统计如表 2 所示。

## 3 实证结果分析

### 3.1 平行趋势检验

平行趋势检验是渐进双重差分模型成立的关键前提,也即在“碳减排政策”实施前,将“减碳”目标列入国家政策文件中的国家与未列入的国家的变化趋势应该是平行的。选取政策实施前 6 年为基期,以各国碳减排政策实施年份为 0,研究到政策实施后第 9 年,如图 2 所示。平行趋势检验结果表明,

①<https://comtradeplus.un.org/>。

②中国、美国、澳大利亚、加拿大、日本、冰岛、韩国、巴西、新西兰、新加坡、墨西哥、哥斯达黎加、智利、阿根廷、乌克兰、俄罗斯、泰国、挪威、马来西亚、土耳其、印度、越南、南非、哥伦比亚、尼日利亚、印度尼西亚、英国、法国、德国、西班牙、芬兰、意大利、瑞士、丹麦、爱尔兰、拉脱维亚、荷兰、波兰、斯洛文尼亚、瑞典、斯洛伐克、卢森堡、爱沙尼亚、匈牙利、葡萄牙、捷克、奥地利、比利时、立陶宛、罗马尼亚、克罗地亚、保加利亚、塞浦路斯、马耳他、希腊。

③<https://www.iea.org/data-and-statistics/data-tools/greenhouse-gas-emissions-from-energy-data-explorer>。

④<https://data.worldbank.org.cn/>。

⑤<https://www.fao.org/home/zh>。

⑥<http://www.cepii.fr/CEPII/en/welcome.asp>。

表 2 变量的描述性统计

变量符号	变量名称	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
lnExp	农产品出口额	8 076 385	10.267	3.469	0.000	24.085
DID	双重差分项	8 078 814	0.254	0.435	0.000	1.000
Treat	个体虚拟变量	8 078 814	0.671	0.470	0.000	1.000
Post	时间虚拟变量	8 078 814	0.427	0.495	0.000	1.000
Year	年份	8 081 966	2 010.620	6.702	2 000	2 021
lnFer	化肥使用量	7 434 490	4.941	1.352	-8.673	12.122
lnUrban	城镇化水平	7 455 351	4.181	0.350	2.110	4.605
lnLand	农业用地	7 448 149	3.522	0.826	-0.801	4.448
lnCO <sub>2</sub>	碳排放量	7 350 643	11.803	2.055	1.887	17.387
lnDist	地理距离	7 606 292	8.985	0.457	-4.734	9.892
lnGDP	国内生产总值	7 428 321	26.600	2.106	16.452	32.201
lnPerGDP	人均国内生产总值	7 441 541	9.420	1.303	4.705	12.392
lnAgr	农业增加值	7 400 535	23.193	1.961	12.206	29.107
lncontig	共同边界	7 614 636	0.003	0.059	0.000	1.000
lncomlang	共同语言	7 614 636	0.249	0.432	0.000	1.000
lncolony	殖民地	7 614 636	0.030	0.170	0.000	1.000

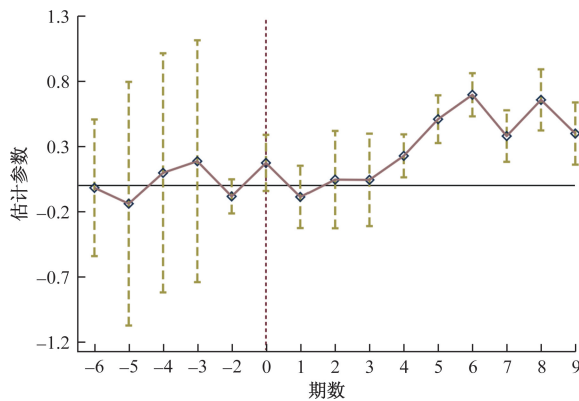


图 2 平行趋势检验

碳减排政策实施前各期的系数估计值均不显著,政策实施后第 4 年开始显著,说明碳减排政策的实施存在滞后性,研究样本通过了平行趋势检验。

### 3.2 基准回归

表 3 的被解释变量为农产品出口额的对数,通过逐步加入控制变量进行回归,并且控制了这些变量的线性以及非线性时间趋势。表 3(1) 列为不添加任何控制变量的基准回归结果,代表“碳减排政策”实施的虚拟变量双重差分交互项的系数估计值为 0.501 在 1% 的水平上通过了显著性检验。在逐步加入控制变量之后,系数略小于列(1),说明在控制变量中存在影响农产品出口的因素。在考虑国家-年份固定效应和控制变量后,理论上对于“碳减排政策”的实施影响农产品出口额的估计更加准确。以上估计结果表明,“碳减排政策”的实施显著提高了农产品的出口情况。

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
双重差分交互项	0.501*** (0.158)	0.501*** (0.169)	0.488*** (0.170)
时间虚拟变量	0.678*** (0.097)	0.581*** (0.088)	0.594*** (0.091)
化肥使用量		-0.023 (0.052)	0.014 (0.052)
城镇化水平		0.340 (0.777)	-0.114 (0.991)
农业用地		-0.423 (0.389)	-0.552 (0.348)
碳排放量		0.022 (0.128)	0.052 (0.136)
地理距离		0.000 4 (0.017)	0.003 (0.021)
国内生产总值			-0.021 (0.451)
人均国内生产总值			0.370 (0.371)
农业增加值			-0.114 (0.237)
共同边界			0.060 (0.088)
共同语言			0.012 (0.039)
殖民地			-0.117 (0.141)
常数项	9.848*** (0.037)	10.170*** (3.650)	11.390*** (7.057)
年份固定效应	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES
观测值	7 610 851	6 126 285	6 067 469
R <sup>2</sup>	0.065	0.060	0.060

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平;括号内为稳健标准误。

### 3.3 安慰剂检验

安慰剂检验是评估因果关系稳健性的一种重要工具,通过改变政策发生时间、随机生成实验组、替换样本或变量等方式进行。这些方法有助于验证研究中的关键假设和结论的稳健性,为基准回归的结果提供支撑。借鉴 Cai 等<sup>[20]</sup>的研究方法,通过从样本中随机抽取碳减排政策实施国家作为伪处理组对文章的主要结果进行安慰剂检验,同时,为了避免其他小概率事件对估计结果的干扰,重复 180 次上述过程进行回归分析。图 3 为汇报了 180 次随机生成处理组的估计系数核密度的分布,可以发现,回归系数的均值接近于 0,综合来看,估计结果并没有因为遗漏变量导致严重偏误。证明研究结论是稳健的,进一步佐证了基准回归的有效性。

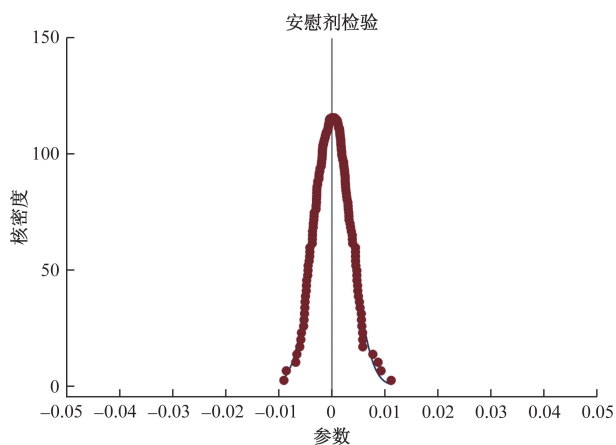


图 3 安慰剂检验

### 3.4 异质性分析

异质性分析是实证研究中的关键步骤,通过细致考察不同子群体间效应的变异性,揭示潜在的模式和差异,从而深化对研究现象的理解,增强因果推断的准确性,并为制定差异化的政策提供理论依据。根据《中国农产品贸易发展报告(2014)》有关农产品分类和统计口径的产品类别<sup>①</sup>(表 4),将农产品分为粮食类、油类(植物油类、油籽类)、肉类(水产品类、畜产品类)、其他类(棉麻丝类、调味类、园艺作物类、水果坚果类、其他农产品类),进行异质性分析,旨在了解碳减排政策实施对不同类别农产品的出口贸易影响,检验结果如表 5 所示。

表 5 展示了“碳减排政策”的实施对于不同类别的农产品出口影响的估计结果。粮食类、油类、肉类农产品的双重差分交互项的系数估计值为 0.899、0.427、0.293,分别在 1%、5%、10%的水平上通过了显著性检验;其他类农产品的双重差分交互项系数估计值为 0.478,在 1%的水平上显著。这说明碳减排政策于不同类别农产品出口额的影响存在差异,相比较来看,“碳减排政策”对于粮食类农产品的促进作用更明显。

### 3.5 机制分析

为深入揭示碳减排政策对农产品出口贸易的作用机理,借鉴彭倩妮等<sup>[21]</sup>、陈宇斌等<sup>[22]</sup>的方法,选用农业从业人员、政府支农水平、气候变化来探讨上述要素在碳减排政策对农产品出口影响效果的调节作用,在模型(1)中分别加入农业从业人员( $worker_{ij}$ )、政府支农水平( $gov_{ij}$ )、气候变化( $temp_{ij}$ )(均用  $X_{ij}$  表示)及其与碳减排政策( $DID_{ij}$ )的交乘项,并加入固定效应后的模型为

表 4 农产品分类

产品类别	产品编号
粮食类	1001-1008, 1101-1104, 1904, 2304, 2306, 0713, 1106, 1107-1109, 1902-1905, 0714, 1105
棉麻丝类	1404, 5201-5203, 5001-5003, 5301-5305
油籽类	1201, 1202, 1204-1208, 2008, 1207, 1208
植物油类	1507-1512, 1514, 1515, 1513
调味类	1209, 1212, 1701-1704, 0910-0903, 1801-1806, 2101, 2201-2206, 2209, 0905-0910, 3301
园艺作物类	0701-0712, 0714, 0904, 0910, 1209, 1212, 2001-2005, 2009, 2103, 0601-0604
水果坚果类	0801, 0803-0814, 1203, 2006-2009, 2106, 2204, 0801, 0802, 0811, 1212, 2008
水产品类	0106, 0208, 0210, 0301-0307, 0508, 0511, 1212, 1504, 1603-1605, 2008, 2301, 2801, 3913, 7101
畜产品类	0101-0106, 0201-0210, 0401-0410, 0502-0507, 0510, 0511, 1501-1503, 1505, 1506, 1601, 1602, 2301, 4101-4103, 4301, 5101-5103
其他农产品类	1211, 0501, 0511, 0602, 1106, 1108, 1209-1214, 1301, 1302, 1401-1404, 1516-1522, 1901, 2008, 2101-2106, 2302, 2303, 2307-2309, 2401-2403, 2905, 3501-3505, 3809, 3823, 3913

①分类依据:《广东对外贸易发展研究报告(2014—2015)》中根据《中国农产品贸易发展报告(2014)》第 185~186 页有关农产品分类和统计口径的产品类别,并结合农产品的最终用途和要素密集度进行整理。

$$\ln y_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Treat}_j \times \text{POST}_t + \alpha_2 X_{ij} + \alpha_3 X_{ij} \times \text{DID}_{ij} + \alpha_4 \text{CO}_{2ij} + \alpha_5 \text{Fer}_{ij} + \alpha_6 \text{Urban}_{ij} + \alpha_7 \text{land}_{ij} + \alpha_8 \text{Agr}_{ij} + \alpha_9 \text{GDP}_{ij} + \alpha_{10} \text{perGDP}_{ij} + \alpha_{11} \text{dist}_{ij} + \alpha_{12} \text{contig}_{ij} + \alpha_{13} \text{colony}_{ij} + \alpha_{14} \text{comlang}_{ij} + v_i + u_j + \epsilon_{ij} \quad (3)$$

表6为检验了碳减排政策实施后劳动力资源也即农业从业人员的调节效应回归结果,可以发现碳减排政策实施的双重差分交互项与农业从业人员的交互项为在1%的水平上显著为正,说明农业从业人员正向调节碳减排政策实施对农产品出口的影响。这一发现表明,劳动力资源的充足性对于实现碳减排目标和促进农产品出口具有重要作用。一方面,这可能与劳动力在采用新技术、改进生产流

表5 异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	粮食类	油类	肉类	其他
双重差分交互项	0.899*** (4.799)	0.427** (1.991)	0.293* (1.756)	0.478*** (2.717)
时间虚拟变量	-0.024 (-0.267)	0.737*** (5.947)	0.829*** (8.648)	0.361*** (3.596)
化肥使用量	0.423** (2.550)	-0.042 (-0.227)	-0.267* (-1.868)	-0.069 (-0.843)
城镇化水平	0.385 (0.116)	-3.455 (-1.110)	-1.006 (-0.476)	-1.002 (-0.624)
农业用地	0.126 (0.075)	0.138 (0.094)	-2.411* (-1.872)	-0.576 (-0.396)
碳排放量	-0.303 (-0.780)	-0.441 (-0.592)	-0.075 (-0.214)	-0.215 (-0.757)
政府支农水平	0.251 (0.697)	-0.520 (-1.270)	0.245 (1.060)	-0.296 (-1.445)
地理距离	1.517 (1.219)	1.801** (2.459)	-1.170 (-1.330)	0.495 (0.559)
国内生产总值	-3.159* (-1.698)	2.463 (1.105)	1.580 (1.321)	1.110 (1.032)
人均国内生产总值	3.760** (2.193)	-0.832 (-0.438)	-1.042 (-1.055)	-1.222 (-1.285)
农业增加值	0.672 (0.764)	-1.426 (-1.199)	-0.243 (-0.462)	-0.069 (-0.135)
共同边界	0.164 (0.526)	-0.305 (-1.238)	0.119 (0.593)	-0.244 (-1.481)
共同语言	-0.037 (-0.144)	0.218 (0.863)	-0.005 (-0.031)	0.115 (0.908)
殖民地	0.114 (0.125)	-0.435 (-0.447)	0.498 (0.983)	-0.559 (-0.760)
常数项	40.324 (1.311)	10.087 (0.297)	-3.707 (-0.225)	6.111 (0.346)
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
观测值	642 535	444 255	1 176 063	1 234 622
R <sup>2</sup>	0.066	0.094	0.074	0.069

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;括号内为稳健标准误。

程以及提高资源利用效率方面的积极参与有关;另一方面,劳动力回流农村后,会提高农业的产出效率、农民劳动生产率和收入,同时促进农业技术的改进和新生产技能的传播,实现农村和农业生产的全面发展<sup>[23]</sup>。

表7为检验了碳减排政策实施后资本也即政府支农水平的调节效应回归结果,可以发现碳减排政策实施的双重差分交互项与政府支农水平的交互项在1%的水平上显著为正,说明政府支农水平正向调节碳减排政策实施对农产品出口的影响。政府对农业的支持,包括财政补贴、技术指导和市场准入等,能够为农业部门提供必要的资源和激励,从而增强碳减排政策的实施效果。

综上所述,劳动力和资本要素在碳减排政策实施对农产品出口的调节效应是显著的,H3得到证明。

表6 调节效应-农业从业人员

变量	农产品出口额
双重差分交互项	1.298*** (0.003)
农业从业人员	0.045*** (0.002)
$X_{ij} \times \text{DID}_{ij}$	0.031*** (0.004)
年份固定效应	Yes
个体固定效应	Yes
控制变量	Yes
常数项	9.961*** (0.002)
观测值	7 396 838
调整后 R <sup>2</sup>	0.027

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;括号内为稳健标准误。

表7 调节效应-政府支农水平

变量	农产品出口额
双重差分交互项	1.144*** (0.003)
政府支农水平	-0.001*** (0.002)
$X_{ij} \times \text{DID}_{ij}$	0.028*** (0.007)
年份固定效应	YES
个体固定效应	YES
控制变量	YES
常数项	10.022*** (0.002)
观测值	5 693 671
调整后 R <sup>2</sup>	0.024

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;括号内为稳健标准误。

表 8 检验了气候变化的调节效应,可以发现碳减排政策实施的双重差分交互项与气候变化的交互项在 1% 的水平上显著为正,说明气候变化显著增强了碳减排政策实施对农产品出口的影响。一方面,这表明在气候变化影响加剧的背景下,碳减排政策的实施可能更加迫切和有效;另一方面,碳减排政策的实施可能通过减少高温天气产生的劳动率折损,带来显著的劳动效益,即使不考虑其他收益,仅通过降低高温相关劳动生产率损失,便可获得显著的健康和经济收益<sup>[24]</sup>。H2 得到证明。

表 8 调节效应-气候变化

变量	农产品出口额
双重差分交互项	1.197*** (0.003)
气候变化	-0.088*** (0.003)
$X_{ij} \times DID_{ij}$	0.112*** (0.005)
年份固定效应	Yes
个体固定效应	Yes
控制变量	Yes
常数项	9.930*** (0.002)
样本量	6 696 095
调整后 $R^2$	0.023

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平;括号内为稳健标准误。

#### 4 结论与建议

本文采用 2000—2021 年 UNCOMTRADE 农产品 HS01-24 四分位农产品出口数据,利用 DID 模型实证检验碳减排政策,即碳减排政策实施对农产品出口的影响效应。研究结果发现:①碳减排政策的实施对农产品出口起到促进作用。本文的研究结论支持了波特假说,发现碳减排政策实施显著促进了农产品出口数量的提升。②进一步的异质性分析揭示了碳减排政策对不同农产品出口影响的差异性。研究表明,碳减排政策的实施显著促进了粮食和油类作物的出口增长,这可能归因于这些作物在生产过程中对环境友好型技术的适应性和改进。③机制分析结果强调了劳动力、政府支农水平以及气候变化在碳减排政策中的正向调节作用。

根据以上结论提供以下政策建议:第一,相关政策和优惠措施比如提供财政补贴、税收减免、技术支持等,可以激励农户采用节能减排的农业技术。同时,通过教育和培训提高农户对低碳农业的认识,确保在保障粮食安全的前提下,实现农业生

产的绿色转型。第二,建议实施碳减排政策时,考虑不同农产品的碳排放特性和生产技术特点。对于粮食和油类作物,继续推广低碳生产技术和优化供应链管理,以维持出口竞争力。对于肉类产业,开发和应用更为先进的减排技术,以减少对环境的影响。第三,有效的碳减排政策不仅需要直接针对农业生产过程,考虑劳动力的培训和政府对农业的支持力度。包括对农业劳动力的专业培训,提高其对低碳技术的掌握和应用能力。同时,增加对农业技术创新和可持续发展实践的资金支持,以促进低碳农业技术的广泛应用。

#### 参考文献

- [1] 高江波, 刘路路, 郭灵辉, 等. 气候变化和物候变动对东北黑土区农业生产的协同作用及未来粮食生产风险[J]. 地理学报, 2022(7): 1681-1700.
- [2] 丑洁明, 董文杰, 徐洪. 气候变化影响中国粮食安全研究的新思路[J]. 气候与环境研究, 2022, 27(1): 206-216.
- [3] 陈怀亮, 李树岩. 气候变暖背景下河南省夏玉米花期高温灾害风险预估[J]. 中国生态农业学报(中英文), 2020, 28(3): 337-348.
- [4] 刘青姗, 刘娜, 邵立威, 等. 气候变化背景下有限供水冬小麦的适宜播期研究[J/OL]. 中国生态农业学报(中英文): 1-15[2024-09-24]. <https://kns.cnki.net/kcms/detail/13.1432.S.20240914.1451.001.html>.
- [5] 陈帅. 气候变化对中国小麦生产力的影响——基于黄淮海平原的实证分析[J]. 中国农村经济, 2015(7): 4-16.
- [6] 展进涛, 徐钰娇. 环境规制、农业绿色生产率与粮食安全[J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(3): 167-176.
- [7] PORTER, VANDER L. A new conception of the environment competitiveness relationship[J]. Journal of Economic Perspective, 1995, 9(4): 97-118.
- [8] 马永喜, 孙亚丽. 碳减排约束下区域农业生产投入及其环境效应——基于价格内生局部均衡模型的模拟[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2021, 22(5): 15-23.
- [9] 杨桔, 祁春节. “一带一路”国家与中国农产品贸易与碳排放的关系实证分析[J]. 中国农业资源与区划, 2021, 42(1): 135-144.
- [10] 汤绪, 杨续超, 田展. 气候变化对中国农业气候资源的影响[J]. 资源科学, 2011, 33(10): 1962-1968.
- [11] 覃志豪, 唐华俊, 李文娟. 气候变化对我国粮食生产系统影响的研究前沿[J]. 中国农业资源与区划, 2015, 36(1): 1-8.
- [12] JHORAR O P, MATHAUDA S S, SINGH G. Relationship between climate variables and Ascochyta blight disease of chickpea in Punjab, India[J]. Agricultural and Forest Meteorology, 1998, 87(2/3): 171-177.
- [13] 霍治国, 李茂松, 王丽, 等. 气候变暖对中国农作物病虫害的影响[J]. 中国农业科学, 2012, 45(10): 1926-1934.

- [14] 覃志豪,唐华俊,李文娟. 气候变化对我国粮食生产系统影响的研究前沿[J]. 中国农业资源与区划, 2015, 36(1): 1-8.
- [15] 刘钦阳. 农业标准化对农产品国际贸易的影响[J]. Advances in Social Sciences, 2023(8): 4375.
- [16] 李秀珍,林基. 基于要素流动的环境规制贸易效应与政策研究——TPP《环境合作协议》的启示[J]. 上海财经大学学报, 2014, 16(3): 103-112.
- [17] 辛冲冲,陈志勇. 我国财政支农支出与农业经济增长——基于LMDI分解法的研究[J]. 上海经济研究, 2017(3): 78-86.
- [18] LIMAM Y R, MILLER S M. Explaining economic growth: factor accumulation, total factor productivity growth and production efficiency improvement [R]. Storrs Town, Mansfield, Connecticut, USA: University of Connecticut, Department of Economics, Working Papers, 2004.
- [19] PENNOCK, ANDREW. The political economy of domestic labor mobility: specific factors, landowners and education[J]. Economics & Politics, 2014, 26(1): 38-55.
- [20] CAI X Q, LU Y, WU M Q, et al. Does environmental regulation drive away inbound foreign direct investment? Evidence from a quasi-natural experiment in China[J]. Journal of Development Economics, 2016, 123: 73-85.
- [21] 彭倩妮,王川,马天平. 气候变化、碳减排与全要素生产率[J]. 统计与决策, 2022, 38(18): 87-91.
- [22] 陈宇斌,王森,陆杉. 农产品贸易对农业碳排放的影响——兼议数字乡村发展的门槛效应[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2022(6): 45-57.
- [23] 石智雷,杨云彦. 外出务工对农村劳动力能力发展的影响及政策含义[J]. 管理世界, 2011(12): 40-54.
- [24] ZHAO M Z, HUANG X D, TORD K, et al. Labour productivity and economic impacts of carbon mitigation: a modelling study and benefit-cost analysis[J]. The Lancet Planetary Health, 2022, 6(12): 941-948.

## Does the Carbon Reduction Policy Promote the Growth of Agricultural Product Exports?

LIU Xuemei, HU Jingshu

(Alibaba Business College, Hangzhou Normal University, Hangzhou 310000, China)

**Abstract:** As one of the sectors most sensitive to climate change, agricultural production activities are deeply affected by the negative impacts of environmental degradation. The implementation of “carbon peaking” and “carbon neutrality” policies will inevitably affect agricultural production methods and export trade. The impact of carbon emission reduction policies on agricultural exports was studied by selecting HS four-digit agricultural products from 2000 to 2021, using the Difference-in-Differences (DID) method for empirical analysis, and the mechanism of how carbon emission reduction policies affect agricultural export growth was explored. The research findings are as follows. The implementation of carbon emission reduction policies promotes agricultural export growth. In terms of heterogeneity, the implementation of carbon emission reduction policies has a relatively significant impact on the exports of grain and oil products, while the impact on meat exports is slightly smaller. In terms of moderating effects, labor, government support for agriculture, and climate change all play a positive role in promoting agricultural export growth through carbon emission reduction policies. Based on these conclusions, insights and suggestions are provided for the changes in China’s agricultural exports in the global agricultural market under the “dual carbon” goals.

**Keywords:** carbon emission reduction policy; agricultural exports; climate change; carbon peaking; carbon neutrality