

极端气温对长江经济带农业碳排放的影响研究:抑制还是促进?

覃朝晖¹, 潘昱辰^{1*}, 丁志国²

(1.三峡大学经济与管理学院,湖北宜昌443002;
2.吉林大学商学与管理学院,吉林长春130015)



摘要 气温作为影响农业生产的关键因素,探索极端气温与农业碳排放之间的关系,对加速实现“双碳”目标具有重要意义。基于2011-2021年长江经济带110个地级市的面板数据,在测算极端气温指数和农业碳排放的基础上,运用双向固定效应模型实证检验了极端气温对农业碳排放的影响、异质性以及作用渠道。研究表明:极端气温能够显著抑制长江经济带农业碳排放的增长,其中,极端低温影响农业碳排放的过程中存在环境污染程度单一门槛,即当可吸入细颗粒物年平均浓度高于45微克/立方米时,极端低温对农业碳排放的抑制作用呈现出边际递减的特征;采用替换被解释变量、解释变量与分样本检验等方式进行再估计,研究结论仍然稳健;异质性分析发现,极端气温对农业碳排放的抑制效应在长江经济带中游地区、农业发达和中等地区更加显著;进一步研究发现,农业技术进步是极端气温影响长江经济带农业碳排放的作用渠道。因此,需要以农业技术进步推进农业碳减排,减少农用化学品投入引致的碳排放,因地制宜发展特色低碳农业生产。

关键词 极端气温; 农业碳排放; 农业技术进步; 长江经济带

中图分类号:F323;X322;P467 **文献标识码**:A **文章编号**:1008-3456(2023)06-0070-13

DOI编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2023.06.007

《中国气候变化蓝皮书(2022)》显示,1951—2021年中国地表年平均气温的升温速率为0.26°C/10年,全球变暖仍在持续,并且高温、强降水等极端天气事件趋多、趋强,由极端气温加剧引起的“绿色低碳发展”成为各国面临的严峻挑战之一^①。中国作为传统农业大国,由农业生产活动产生的温室气体排放是碳排放的第二大重要来源^②,因此,农业绿色低碳发展关乎中国碳达峰碳中和目标的顺利达成,也是科学践行大食物观、保障老百姓粮食安全的重要前提。随着我国“双碳”战略的推进以及《农业农村减排固碳实施方案》的印发^③,气候变化、绿色发展、低碳发展等成为学术界热点^④。

现有研究分别从单一变量测算角度和多变量相互作用角度分析了气候因素对农业碳排放的影响。单一变量测算层面的文献主要研究了农业碳排放指标体系的构建与测算^⑤、农业碳排放效率与碳减排潜力^{⑥-⑦}、农作物碳足迹的核算与特征^⑧等方面。多变量相互作用层面的研究发现气候因素与碳排放的关系是双向的、循环的^⑨,一方面,工业革命以来人类活动包括人类生产、生活、对土地の利用、城市化等造成的二氧化碳等温室气体排放是加剧全球极端气温频发的主要原因^{⑩-⑫},已有研究表明农业活动可能加剧温室气体排放和气候变化^{⑬-⑭};另一方面,随着极端气温的持续增多,气候变化对二氧化碳排放的反馈效应日益显现^⑮,研究发现极端气温将对中国农业经济产生负向影响^{⑯-⑰}。然

收稿日期:2023-04-23

基金项目:国家社会科学基金青年项目“脱贫民族地区实现农业农村现代化的机制与路径研究”(23CMZ021);国家社会科学基金项目“脱贫民族地区要素配置与乡村产业振兴耦合机制研究”(21BMZ138)。

*为通讯作者。

① 参见中国气象局2022年8月3日发布的《中国气候变化蓝皮书(2022)》。

② 参见中华人民共和国农业农村部网站,http://www.moa.gov.cn/xw/zwdt/202206/t20220630_6403822.htm.

而,关于极端气温对中国农业碳排放的确切影响尚未有定论。基于此,本文提出问题:极端气温是否对中国农业碳排放存在影响?其影响效应是促进还是抑制?为此,科学分析极端气温与农业碳排放之间的关系,对中国实现农业绿色低碳循环发展,促进乡村全面振兴具有重要的现实意义。

与以往的文献比较,本文的边际贡献体现在以下两个方面:第一,不囿于全球变暖导致的极端高温的视角,而是以气候变化所引致的极端高温和极端低温分别为自变量,来判断极端气温将对农业碳排放产生何种影响,并引入国际气候诊断与指数小组(ETCDD-MI)定义的极端气候冷指数和极端气候暖指数替代年均气温。第二,本文基于长江经济带110个地级市数据进行了实证检验,明确了极端气温对农业碳排放的冲击方向、程度和异质性,为定性研究提供了经验证据;同时,提出了“极端气温——农业技术进步——抑制农业碳排放”的传导路径,有助于长江经济带农业碳减排政策的调整和完善。

一、理论分析与研究假说

本文基于农业经济学中的气候变化适应性行为理论,针对极端气温对长江经济带农业碳排放影响的机制进行理论分析。

1. 极端气温对农业碳排放影响的理论逻辑

极端气温会对长江经济带农业碳排放产生直接影响。根据适应性理论和农业领域相关文献可知,气候变化下的农业适应性行为主要指为应对气候变化对农业带来的显著影响,农业生产主体采取改变农业生产习惯、改良农业投入品、更换农作物品种等有效适应措施^[17-18]。由于气温是农业活动直接投入要素之一,而农业活动过程中释放出的甲烷、二氧化碳、一氧化二氮等温室气体贯穿了农业发展的全过程,因此气温会对农业碳排放产生直接影响。例如,有学者发现极端气温对农业生产效率具有显著的负向作用,但增加农业科研投入这一气候变化适应性行为能够降低极端气温对农业生产的负面影响^[19-20]。又如,极端气温使我国种植区和种植制度分界线北移,并导致农作物产量和品质的不稳定性增加^[18],但充分利用气温上升带来积温增加在长江流域和华南地区推广双季稻这一适应性行为能够增加该地区的水稻产量^[21]。

基于农业碳排放与农业活动密不可分的关联与气候变化适应性行为理论,极端气温对农业碳排放的影响也可以从两个方面进行分析。一方面,极端气温降低了农业生产效率,绝大多数农户为了减少气候变化带来的负向影响并保障农作物产量,可能选择增加化肥、农药、农膜等农用化学品投入的适应性行为^[22],进而导致农用物资引发的二氧化碳排放量的增加。另一方面,极端气温将在短期和中长期明显削减粮食产量^[23],尤其是高温热害对长江流域粮食主产区的水稻单产具有显著的负向影响^[24],农户为减少经济损失并实现收益最大化目标,可能选择减少水稻类农作物播种的适应性行为,进而减少水稻种植和土地翻耕导致的甲烷气体和氧化亚氮排放。基于上述分析,提出以下竞争性假说。

H_{1a}:极端气温对长江经济带农业碳排放存在显著促进效应。

H_{1b}:极端气温对长江经济带农业碳排放存在显著抑制效应。

2. 环境污染程度下极端气温对农业碳排放影响的门槛效应理论逻辑

随着我国农村经济的快速发展和城镇化规模的不断扩大,农村生态环境问题日益突出^[25],环境污染正在通过作用于极端气温而对农业碳排放产生影响。在环境资源形势严峻的时代背景下,环境污染成为影响全球气候变化的关键因素^[26-27]。人类在进行焚烧秸秆、燃烧化学燃料、排放工业废气和交通尾气等环境污染活动时,产生了大量的温室气体和气溶胶颗粒物等大气污染物,它们是引发全球变暖和极端气温出现的主要原因之一。长江经济带是我国重要的生态安全屏障,也是环境污染治理工作开展的重点区域。2017年7月,环境保护部、发展改革委、水利部会同有关部门编制《长江经济带生态环境保护规划》。2022年8月,为深入贯彻习近平总书记关于推动长江经济带发展系列重要讲话和指示批示精神,生态环境部、国家发展改革委等17个部门和单位联合印发了《深入打好长江保护修

复攻坚战行动方案》。总体而言,虽然政府引导层面的环境保护意识不断提升,但由于长江经济带各地级市的环境规制水平不一致,极端气温对农业碳排放的影响可能存在差异。具体来说,当地区环境污染程度较高时,极端气温的频发将会增加农业生产难度,导致农业机械、农用化学品等的投入增加,从而加剧农业碳排放情况;当地区环境污染程度较低时,一定程度上表明该地区的环境保护危机意识较弱,一旦面临极端气温的发生可能缺乏快速反应机制,也会对农业生产的各个环节造成不利影响,严重时可能导致农作物减产,进而影响农业碳排放。因此有必要将环境污染程度引入极端气温对农业碳排放的影响范畴,进一步验证不同环境污染程度下极端气温对农业碳排放的非线性影响。由此,提出假说2。

H₂: 极端气温对长江经济带农业碳排放的影响存在环境污染程度门槛。

二、极端气温对长江经济带农业碳排放影响的实证分析

1. 研究区域

长江经济带在我国区域发展总体格局中具有关键的战略地位,它不仅是全国除沿海开放地区以外经济密度最大的区域,也是我国农产品主要产区之一,更是我国重要的粮食生产基地。因此,研究长江经济带极端气温与农业碳排放之间的关系,有助于保障我国粮食安全、推动长江沿线地区绿色低碳高质量发展。长江经济带流域面积广阔,沿江覆盖上海等11个省市。本文考虑到上海、重庆直辖市的数据规模和体量与其他地级市可能在量级上存在一定差异,故将研究区域缩小至长江经济带沿江9省份,分别是江苏、浙江、安徽、江西、湖北、湖南、四川、云南和贵州,并在此基础上,选择代表性强、数据完整度高的110个地级市作为最终研究样本。

2. 变量与数据

(1)被解释变量与数据。被解释变量为农业碳排放(*TACE*),用农业碳排放总量表示。测算时,综合参考现有文献与研究区域农业生产情况,从农用物资投入、土地翻耕和牲畜养殖三个方面测算农业碳排放^[5-6]。农用物资投入为化肥、农药、农用塑料薄膜、农用柴油实际使用量;土地翻耕导致的碳排放以农作物实际播种面积来衡量;牲畜养殖方面重点考虑猪、牛、羊等主要牲畜的养殖数量,上述数据来源于长江经济带110个地级市2012—2022年的城市统计年鉴。参考吴贤荣等方法^[28],确定农业碳排放计算公式以及各类碳源碳排放系数:

$$c = \sum C_i = \sum e_i \times \epsilon_i \quad (1)$$

式(1)中,*c*为农业碳排放总量,*C_i*为第*i*类碳源的碳排放量,*e_i*为第*i*类碳源的投入量,*ε_i*为各碳源碳排放系数。其中,化肥、农药的碳排放系数参考美国橡树岭国家实验室(ORNL)的标准,分别为0.8956和4.9341;农用塑料薄膜的碳排放系数参考南京农业大学农业资源与生态环境研究所(IREEA)的标准,数值为5.1800;农作物播种面积的碳排放系数参考中国农业大学农学与生物技术学院(IABCAU)的标准,数值为312.6000;余下的农用柴油、猪、牛、羊的碳排放系数均参考联合国政府间气候变化专门委员会(IPCC)的标准,分别为0.5927、34.0910、415.9100和35.1819。

(2)解释变量与数据。解释变量为极端气温(*EXTEM*),具体分为极端高温与极端低温。不少文献将全球气候变暖视为研究背景,并以全球变暖和极端高温为研究对象^[29-31],然而,TCFD(气候相关财务信息披露工作组)指出,除全球变暖和自然灾害以外,极端天气等气候因素也将对生产、经济、社会等领域产生慢性影响,尤其是极端高温和极端低温^[32-33],所以极端气温不仅涉及高温还应涵盖低温。本文的极端气温采用国际气候诊断与指数小组(ETCDD—MI)定义的极端温度指数表示,该指标已被广泛应用至气象学和生态学研究^[34-35]。其中,极端高温选取极端温度暖指数中的暖夜日数(*TN90p*)表示,其含义为日最低气温>90%分位数的日数;极端低温选取极端温度冷指数中的冷昼日数(*TX10p*)表示,其含义为日最高气温<10%分位数的日数。测算时,首先采用ERA5(欧洲中期天气预报中心对1950年1月至今全球气候的第五代大气再分析数据集)2012—2022年的逐小时再分析气象数据,然后确定研究区域内110个气象站点,接着利用各站点的经纬度提取其逐小时气温数据,

最后使用Python程序完成计算。

(3)控制变量与数据。为消除其他因素对回归结果的不利影响,借鉴杨晨等^[36]的处理方法,在计量模型中加入可能影响农业碳排放的控制变量。本文选取了8个控制变量,分别是城市化水平(*UL*)、农业机械化水平(*AML*)、农地规模经营(*ALS*)、农业财政支持(*AFS*)、农田水利发展条件(*IWC*)、社会发展水平(*SDL*)、基础设施条件(*IC*)以及复种指数(*MCI*)。数据均来自2012—2022年城市统计年鉴,变量的具体定义方式如表1所示。

表1 变量定义与描述性统计

N=1210

| 类别 | 变量名称 | 变量定义 | 平均值 | 标准差 | 最大值 | 最小值 |
|-------|------------------------|-----------------------|------------|------------|-------------|-----------|
| 被解释变量 | 农业碳排放情况(<i>TACE</i>) | 根据公式计算得出农业碳排放总量/吨碳 | 416266.612 | 254677.353 | 1702415.681 | 25542.602 |
| 解释变量 | 极端高温(<i>TN90p</i>) | 日最低气温>90%分位数的日数 | 36.545 | 12.566 | 67.000 | 10.000 |
| | 极端低温(<i>TX10p</i>) | 日最高气温<10%分位数的日数 | 36.545 | 14.129 | 78.000 | 11.000 |
| 控制变量 | 城市化水平(<i>UL</i>) | 城市人口占总人口的百分比/% | 54.466 | 12.287 | 86.900 | 22.590 |
| | 农业机械化水平(<i>AML</i>) | 农业机械总动力与农作物播种面积之比 | 7.205 | 8.306 | 118.491 | 1.345 |
| | 农地规模经营(<i>ALS</i>) | 农作物播种面积与第一产业从业人数之比 | 0.707 | 0.337 | 2.399 | 0.126 |
| | 农业财政支持(<i>AFS</i>) | 农林水事务支出与农林牧渔总产值之比 | 0.145 | 0.081 | 1.763 | 0.036 |
| | 农田水利发展条件(<i>IWC</i>) | 水利、环境和公共设施管理业从业人员数/万人 | 0.718 | 0.666 | 5.843 | 0.001 |
| | 社会发展水平(<i>SDL</i>) | 人均地区生产总值/元 | 53820.898 | 32740.394 | 199017.000 | 8877.000 |
| | 基础设施条件(<i>IC</i>) | 公路货运量/万吨 | 12765.045 | 15737.721 | 292426.000 | 499.000 |
| | 复种指数(<i>MCI</i>) | 农作物播种总面积与耕地面积之比 | 2.708 | 4.882 | 65.537 | 0.069 |
| 门槛变量 | 环境污染程度(<i>EP</i>) | 可吸入细颗粒物年平均浓度/(微克/立方米) | 47.625 | 21.391 | 194.000 | 12.000 |
| 机制变量 | 农业技术进步(<i>TC</i>) | 由农业全要素生产率指数分解得出 | 1.089 | 0.133 | 3.416 | 0.356 |

(4)门槛变量与数据。门槛变量为环境污染程度(*EP*),借鉴相关研究^[37-38],本文使用可吸入细颗粒物年平均浓度(微克/立方米)表征环境污染程度。数据来源于《中国城市统计年鉴》和各地级市《国民经济和社会发展统计公报》。

3. 实证模型

(1)基准回归模型。为检验极端气温对农业碳排放的影响,首先,结合样本数据进行Hausman检验,结果表明固定效应模型优于随机效应模型。其次,参照丁宇刚等^[15]构建城市、年份双向固定效应模型,理由是城市固定效应可以降低内生性问题对回归结果的影响,年份固定效应可以吸收地区共同趋势和波动的影响。最后,使用聚类稳健的标准误,以消除异方差对模型的影响。

$$TACE_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 EXTEM_{it} + \alpha_2 X_{it} + \lambda_{city} + \lambda_{year} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中, $TACE_{it}$ 表示*i*地区第*t*年的农业碳排放情况; $EXTEM_{it}$ 表示*i*地区第*t*年的极端气温,它包含了极端高温($TN90p_{it}$)与极端低温($TX10p_{it}$); X_{it} 表示一系列与农业碳排放相关的控制变量; λ_{city} 、 λ_{year} 分别为城市固定效应和年份固定效应; ϵ_{it} 为随机扰动项, α_0 为模型截距项, α_1 和 α_2 分别为极端气温与控制变量对应的系数。

(2) 门槛效应模型。由于自然因素的波动和人为因素的变化会导致极端气温可能处于不同区间内,因此极端高温与极端低温可能对农业碳排放的影响也呈现出不同的特征,即两者之间可能存在非线性关系。为了验证极端气温与长江经济带农业碳排放之间是否存在非线性关系,采用 Hansen 于 1999 年提出的面板门槛模型进行检验^[39]。根据基准回归模型,设定面板门槛模型:

$$TACE_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 EXTEM_{it} \times I(EP_{it} \leq \gamma) + \varphi_2 EXTEM_{it} \times I(EP_{it} > \gamma) + \pi_i X_{it} + \rho_{it} \quad (3)$$

式(3)中,采用 $EXTEM_{it}$ 极端气温为解释变量,分别包含极端高温($TN90p_{it}$)与极端低温($TX10p_{it}$);采用 EP_{it} 环境污染为门槛变量, γ 为未知门槛值; $I(\cdot)$ 代表示性函数,满足括号内条件为 1, 否则为 0。根据门槛变量是否大于门槛值,将样本数据划分为两个区间,不同样本区间内的斜率值 φ_1 与 φ_2 存在差异,其他变量定义同式(2)。

4. 实证分析

(1) 基准回归结果。基准回归结果如表 2 所示。在第(1)~(2)列和第(3)~(4)列中,本文分别用暖夜日数($TN90p_{it}$)和冷昼日数($TX10p_{it}$)刻画极端气温。由列(1)、列(3)可知,极端高温的估计系数为 -0.064,极端低温的估计系数为 -0.043,均在 1% 统计水平上显著;这说明极端高温和极端低温发生都会显著降低农业碳排放总量。在列(2)和列(4)中加入其他控制变量后, $TN90p_{it}$ 的估计系数为 -0.022, $TX10p_{it}$ 的估计系数为 -0.031,依然均在 1% 统计水平上显著;这一结果表明假说 H_{1b} 得以验证,即极端气温对农业碳排放存在显著抑制效应。在控制变量中,随着农地规模经营、农业财政支持、社会发展水平的提升,农业碳排放总量显著降低;而随着农业机械化水平和复种指数的提高,农业碳排放总量则显著增加。可能的解释是,农地规模经营水平的推进,农业财政支持力度的增加以及社会发展水平的提升是发展现代农业的关键,代表着农业生产效率的提高,能够有效减少农业生产活动中对资源的浪费和对环境的破坏,降低农业碳排放。而农业机械化水平和复种指数的提高将大幅度增加农作物产量,进而增加甲烷等温室气体的排放,同时还将增加农业生产环节中化肥、农膜、农药等农用化学物质的投入,进而增加氧化亚氮等温室气体的排放。

(2) 门槛回归结果。经过 Bootstrap 自抽样法,反复抽样 1000 次后从而得出检验统计量对应的 P 值,以判断是否存在门槛效应。门槛回归结果如表 3 所示,在极端气温作为解释变量、环境污染作为门槛变量的前提下, $TX10p_{it}$ 通过了单一门槛检验,在 10% 的显著性水平上显著,且未通过双重门槛和三重门槛检验; $TN90p_{it}$ 未通过门槛检验。图 1 反映了当似然比统计量 $Likelihood Ratio$ 趋近于 0 时对应的 γ 值,即 $Likelihood Ratio$ 统计量最低点对应的值为真实门槛值。门槛模型检验结果显示,极端低温对长江经济带农业碳排放的影响存在非线性特征,而极端高温不存在。具体来说,当环境污染程度较低,即可吸入细颗粒物年平均浓度低于 45 微克/立方米时,极端低温对长江经济带农业碳排放影

表 2 极端气温对农业碳排放的影响 $N=1210$

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| $TN90p$ | -0.064*** (0.014) | -0.022*** (0.008) | | |
| $TX10p$ | | | -0.043*** (0.014) | -0.031*** (0.009) |
| UL | | -0.069 (0.087) | | -0.110 (0.087) |
| AML | | 0.150*** (0.024) | | 0.148*** (0.024) |
| ALS | | -0.041** (0.020) | | -0.053** (0.021) |
| AFS | | -0.049*** (0.008) | | -0.048*** (0.008) |
| IWC | | 0.007 (0.010) | | 0.007 (0.010) |
| SDL | | -0.202*** (0.028) | | -0.206*** (0.028) |
| IC | | -0.007 (0.009) | | -0.008 (0.009) |
| MCI | | 0.792*** (0.021) | | 0.794*** (0.021) |
| _cons | 19.874*** (0.050) | 21.245*** (0.192) | 23.380*** (0.268) | 21.506*** (0.208) |
| 城市固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| R^2 | 0.049 | 0.663 | 0.172 | 0.664 |

注:***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著,括号里是标准误,下同。

响的估计系数为-0.035,且在1%显著性水平上显著;当环境污染程度加重,即可吸入细颗粒物年平均浓度高于45微克/立方米时,极端低温对长江经济带农业碳排放影响的估计系数为-0.020,且在5%的水平上显著。这说明当环境污染程度在长江经济带地区加重时,极端低温对农业碳排放的抑制作用呈现出边际递减特征。由此, H_2 得到验证。随着人类活动的扩大与加剧,环境污染逐渐成为影响极端气温形成的主要因素,若对环境污染不加以控制与防止,将不利于农业绿色低碳循环发展。

5. 稳健性检验

(1) 替换被解释变量度量方式。首先,使用长江经济带农业碳排放强度(千克/万元)来衡量长江经济带农业碳排放情况,计算方式为农业碳排放总量与地区生产总值之比。然后,使用长江经济带人均农业碳排放(千克/万人)来衡量农业碳排放情况,计算方式为农业碳排放总量与第一产业从业人员数之比。在表4第(1)、(2)列中被解释变量为农业碳排放强度,结果显示极端高温和极端低温都对农业碳排放强度产生了抑制作用;第(3)、(4)列中被解释变量为人均农业碳排放量,结果表明极端高温与极端低温均会降低人均农业碳排放量。在对长江经济带农业碳排放情况进行重新衡量后,本部分得到了与基准回归一致的结论。

(2) 替换解释变量度量方式。采用极端温度暖指数中的热夜日数(TR)来表示极端高温,其含义为日最低气温 $>20^{\circ}C$ 的日数;采用极端温度冷指数中的冰冻日数(ID)来表示极端低温,其含义为日最高气温 $<0^{\circ}C$ 的日数,以此作为刻画极端气温的核心解释变量。表4中,第(5)、(6)列分别是以 TR 和 ID 为核心解释变量的回归结果, TR 的估计系数为-0.045,在1%水平上显著, ID 的估计系数为-0.038,在1%水平上显著。稳健性检验表明,采用不同的极端气温衡量方式并不会影响基准回归结果。

(3) 按照碳素来源的不同类型进行分样本检验。依据前文介绍,农业碳排放的碳素来源分为三种,分别是农用物资投入、土地翻耕和牲畜养殖。在此基础上,本部分将长江经济带农业碳排放总量分为三组,进行稳健性检验。结果如表4中第(7)~(12)列所示, $TN90p$ 和 $TX10p$ 对三组来自不同碳源的农业碳排放量都呈现出显著的约束作用,对农用物资投入导致的碳排放抑制效应最明显。在上述三种情形下极端气温均显著抑制了长江经济带农业碳排放,由此证明本文得到的回归结论是稳健的。

三、极端气温对长江经济带农业碳排放影响的异质性分析

长江经济带上、中、下游城市之间不仅在地形地貌、气候特征等自然环境方面差异较大,还在资源禀赋、区位条件等农业发展条件方面存在不小的差异。因此,为进一步分析极端气温对长江经济带农业碳排放的影响是否存在地域差异,本部分将研究样本按照两种不同分类方法进行分组回归。

1. 不同河段地区之间的异质性

首先,检验极端气温对农业碳排放的影响在上、中、下游地区之间的差异。本部分依据上海社会科学院长三角与长江经济带研究中心公布的划分标准,将长江经济带沿线110个地级市按照其所属省份,从西至东依次划分为上游地区(四川、贵州、云南)、中游地区(江西、湖北、湖南)及下游地区(江苏、浙江、安徽),估计结果见表5。总体而言,相较于上游地区和下游地区, $TN90p$ 和 $TX10p$ 在第

表3 极端低温影响长江经济带农业碳排放的门槛效应估计结果

| 统计量 | 结果 |
|--|-------------------|
| 解释变量 | $TX10p_{it}$ |
| 门槛变量 | EP_{it} |
| 门槛个数 | 单一门槛 |
| 门槛值 θ | 45.000 |
| $TX10p_{it} \times I(EP_{it} \leq \gamma)$ | -0.035*** (0.009) |
| $TX10p_{it} \times I(EP_{it} > \gamma)$ | -0.020** (0.009) |
| 单一门槛 P 值 | 0.073 |
| 观测值 | 1210 |
| F 值 | 174.54 |

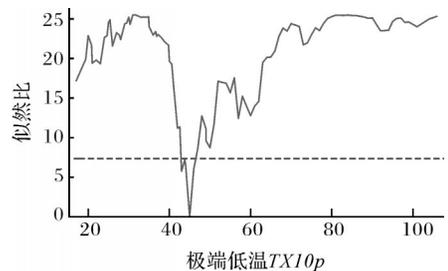


图1 极端低温单一门槛值似然比

表4 稳健性检验结果

N=1210

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|--------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| <i>TN90p</i> | -0.055*** (0.011) | | -0.056*** (0.011) | | | |
| <i>TX10p</i> | | -0.051** (0.023) | | -0.049*** (0.015) | | |
| <i>TR</i> | | | | | -0.045*** (0.016) | |
| <i>ID</i> | | | | | | -0.038*** (0.010) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| R^2 | 0.710 | 0.650 | 0.788 | 0.746 | 0.301 | 0.758 |
| 变量 | (7) | (8) | (9) | (10) | (11) | (12) |
| <i>TN90p</i> | -0.016** (0.008) | -0.022** (0.012) | -0.045** (0.022) | | | |
| <i>TX10p</i> | | | | -0.030*** (0.009) | -0.023* (0.013) | -0.049** (0.024) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| R^2 | 0.624 | 0.494 | 0.388 | 0.626 | 0.510 | 0.375 |

(3)~(4)列中的估计系数分别为-0.047和-0.062,且均在1%水平上显著,说明极端气温对农业碳排放的抑制效应在长江经济带中游地区更加显著。具体来说,上游地区和下游地区相比,极端高温对上游地区样本的农业碳排放存在一定程度影响,对下游地区样本的影响则不显著。可能的解释是:长江经济带中游地区覆盖江汉平原、洞庭湖平原及鄱阳湖平原,没有较多的山脉和森林等自然障碍物遮挡,使极端气温带来的影响更容易扩散,并且根据气候变化适应性行为理论,长江经济带中游地区的农户为减少极端气温对农业生产造成的不利影响,发展智慧农业等低碳生产模式,在节水灌溉、农药和化肥的喷洒等方面通过无人机等科技设备实现精准量化,大幅度减少农用物资投入导致的碳排放;而长江经济带上游地区地形复杂,四川盆地、滇池盆地、涟江盆地等四周高中间低的格局将热量聚集在地表空气中,更容易受到极端高温的影响。

表5 极端气温对农业碳排放的影响在上、中、下游地区之间的差异

N=1210

| 变量 | 上游地区 | | 中游地区 | | 下游地区 | |
|--------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>TN90p</i> | -0.025* (0.015) | | -0.047*** (0.011) | | -0.038 (0.030) | |
| <i>TX10p</i> | | -0.007 (0.013) | | -0.062*** (0.012) | | -0.046 (0.038) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| _cons | 21.484*** (0.246) | 21.526*** (0.263) | 24.906*** (0.383) | 25.583*** (0.399) | 24.392*** (0.855) | 24.888*** (0.975) |
| R^2 | 0.362 | 0.357 | 0.576 | 0.584 | 0.259 | 0.252 |

2. 不同农业经济发展水平地区之间的异质性

本部分将进一步检验极端气温对农业碳排放的影响在不同农业经济发展水平地区之间的差异。借鉴孙学涛等^[40]的研究方法,农业经济发展水平采用各地区2011年的第一产业增加值表示,并以此为标准依次对地级市进行排序。第一产业增加值在前37位的城市定义为农业发达地区,后37位的城市定义为农业落后地区,其余城市定义为农业中等地区,估计结果见表6。农业发达地区和农业中等地区样本的极端气温对农业碳排放的影响均显著为负,将这两个地区*TN90p*和*TX10p*的估计系数对比发现,*TX10p*的估计系数绝对值更大;农业落后地区样本的极端高温对农业碳排放的影响不显

著,但极端低温的回归系数为负,且在5%统计水平上显著。这说明极端气温更能抑制农业发达地区和农业中等地区的农业碳排放,在相同农业经济发展水平下,极端低温对长江经济带农业碳排放的影响可能更强。可能的解释是:首先,农业发达地区和农业中等地区是长江经济带主要的粮食产区,在农用物资投入、土地翻耕面积和牲畜养殖规模等方面大于农业落后地区,产生的农业碳排放总量更大、受到的碳减排影响更显著,并且农业经济水平较高的地区往往拥有更加高产、低耗的农业生产体系和较高转化效率的农业生态系统,因此能够合理利用农业资源、减少碳排放;其次,由于长江流域水资源丰沛,所以极端高温可能引致的干旱天气与极端低温可能引致的低温冻害相比对农业生产造成的破坏性相对较小。

表6 极端气温对农业碳排放的影响在农业发达、中等、落后地区之间的差异

N=1210

| 变量 | 农业发达地区 | | 农业中等地区 | | 农业落后地区 | |
|----------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| TN90p | -0.073*** (0.027) | | -0.031** (0.014) | | -0.027 (0.023) | |
| TX10p | | -0.087*** (0.030) | | -0.035** (0.016) | | -0.052** (0.023) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| _cons | 22.448*** (0.736) | 22.279*** (0.764) | 21.828*** (0.356) | 20.037*** (0.425) | 22.545*** (0.448) | 20.516*** (0.522) |
| R ² | 0.236 | 0.298 | 0.470 | 0.506 | 0.337 | 0.404 |

四、进一步研究:极端气温对长江经济带农业碳排放影响的作用渠道

由基准回归结果可知,极端气温对长江经济带农业主产区的农业碳排放具有显著的抑制效应,可能的解释是极端气温增加了病虫害发生的频次、改变了耕种的时间规律,导致农作物减产。然而,根据江苏、浙江等长江经济带九省份2012—2022年《统计年鉴》的数据计算发现,主要农产品产量(包含粮食作物、经济作物、肉类、奶类、禽蛋类和水产品产量)在2011—2021年间呈现波动上升的趋势(图2),从2011年的31042.62万吨增长到2021年的34219.81万吨,总体涨幅为10.23%,年平均增速为1.64%。可见,极端气温对农业碳排放带来的抑制效应并非由农作物减产所致。那么,极端气温是通过何种渠道作用于农业碳排放?

极端气温可以通过促进农业技术进步影响农业碳排放。根据诱致性技术变迁理论,如果将气候

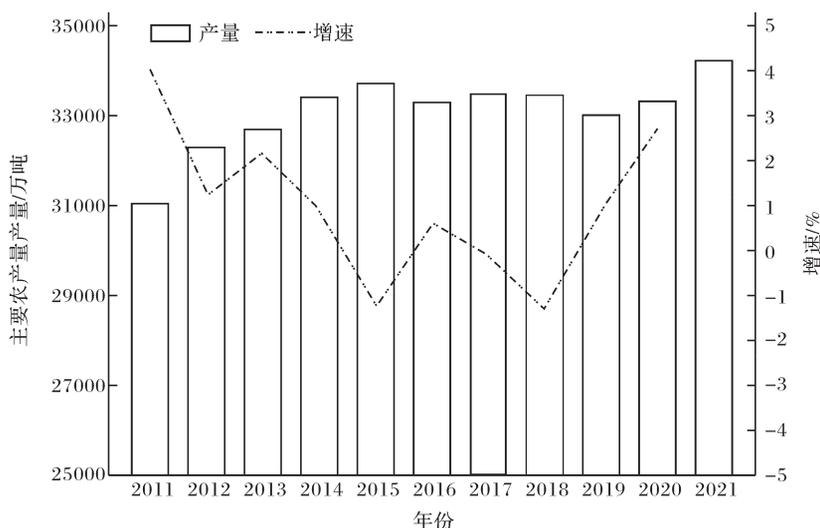


图2 2011—2021年长江经济带主要农产品产量变化

条件视为农业发展的资源禀赋,那么资源禀赋的改变会对技术变革产生诱致性作用^[41]。极端气温这种资源禀赋变化引起了技术进步偏向变化,极端气温频发对农业活动影响深远,在增加农业生产不确定性的同时,也促使农业生产转型升级从而适应气候变化,最终催生了农业技术进步。有证据表明,中国要完成农业的转型升级,应将重点放在探索如何解除“技术锁定”上,农业技术的更新是中国农业实现由“高耗能、高污染”的生产方式向“高产低碳”的现代化绿色生产方式转型的关键因素^[42]。并且,已有不少文献指出技术进步是抑制农业碳排放的传导路径,农业技术进步对农业绿色低碳发展具有显著的正向影响^[43-44];不仅如此,还有学者研究发现,农业技术进步不仅能够抑制本地区农业碳排放量的增加,而且由于“学习效应”和“涓滴效应”带来的区域间农业技术扩散,还能促进邻近地区农业碳排放总量的减少^[45-46]。这些研究证明,农业技术进步有利于农业绿色低碳发展,是促进农业碳减排的重要驱动力之一。鉴于此,在量化分析极端气温对长江经济带农业碳排放的冲击方向、程度和异质性基础上,参考以往研究^[47-48]关于中介效应的建议和做法,从农业技术进步视角进一步探究极端气温对农业碳排放的作用渠道。

首先,参考杨青林等^[49],构建农业全要素生产率投入与产出指标体系(表7);接着,借鉴孔令池等^[50]的做法,通过数据包络方法中的Malmquist指数测算长江经济带110个地级市的农业全要素生产率指数(ATFP);最后,从ATFP指数中分解出农业技术进步指数(TC)。具体过程是,设定 (x^t, y^t) 和 (x^{t+1}, y^{t+1}) 分别为 t 期与 $t+1$ 期的投入产出向量组合, D^t 和 D^{t+1} 为各期的产出距离函数;以此为基准,相邻两时期的ATFP—Malmquist生产率指数为以下几何平均值:

$$\begin{aligned} ATFP(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t) &= \sqrt{\left(\frac{D^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D^t(x^t, y^t)}\right) \times \left(\frac{D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D^{t+1}(x^t, y^t)}\right)} \\ &= \frac{D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D^t(x^t, y^t)} \times \sqrt{\left(\frac{D^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}\right) \times \left(\frac{D^t(x^t, y^t)}{D^{t+1}(x^t, y^t)}\right)} \\ &= TEC \times TC \end{aligned} \quad (4)$$

式(4)中,TEC为技术效率变动指数(technology efficiency change),TEC为技术进步指数,指的是技术前沿从 t 期到 $t+1$ 期之间的移动。

表7 长江经济带农业全要素生产率投入与产出指标

| 指标类型 | 指标名称 | 指标描述 |
|------|--------------|----------------------|
| 投入指标 | 单位面积化肥投入 | 化肥使用量与农作物播种面积之比 |
| | 单位面积农药投入 | 农药使用量与农作物播种面积之比 |
| | 单位面积农用柴油投入 | 农用柴油使用量与农作物播种面积之比 |
| | 单位面积农业机械投入 | 农业机械总动力与农作物播种面积之比 |
| | 单位面积劳动力投入 | 农林牧渔业从业人员数与农作物播种面积之比 |
| | 农作物播种面积 | 农作物播种总面积/公顷 |
| 产出指标 | 单位面积农林牧渔业总产值 | 农林牧渔总产值与农作物播种面积之比 |

为了识别极端气温对农业技术进步的影响,设定以下计量模型:

$$TC_{it} = \beta_0 + \beta_1 EXTEM_{it} + \beta_2 X_{it} + \vartheta_{city} + \vartheta_{year} + \mu_{it} \quad (5)$$

式(5)中, TC_{it} 表示 i 地区第 t 年的农业技术进步; $EXTEM_{it}$ 表示 i 地区第 t 年的极端气温,包含极端高温($TN90p_{it}$)与极端低温($TX10p_{it}$); X_{it} 表示一系列控制变量; ϑ_{city} 、 ϑ_{year} 分别为城市固定效应和年份固定效应; μ_{it} 为随机扰动项, β_0 为模型截距项, β_1 和 β_2 分别为极端气温与控制变量对应的系数。

表8报告了极端气温对农业技术进步的估计结果,结果显示 $TN90p$ 和 $TX10p$ 的估计系数为0.022和0.013,加入控制变量后估计系数均为0.021,且分别在1%和5%统计水平上显著,这说明极端气温对农业技术进步具有显著的正向影响。可能的解释是:出于农业对气候变化的高度敏感性和

依赖性,随着极端气温的频发,中国传统农业模式急需摆脱“靠天吃饭”的困境。在这种趋利避害的思路下,中国农业模式正在悄然发生转变,例如数字农业、智慧农业、农业区块链等新模式的出现,对优化要素投入、完善农业要素配置和提高农业全要素生产率等方面促进效果明显,成为农业技术进步的代表之举。极端气温上升促使农业技术进步,根据前文分析,农业技术进步是促进农业碳减排的重要驱动力之一,因此,极端气温可以通过促进农业技术进步抑制农业碳排放。

五、结论与建议

1. 结论

本文以长江经济带的农业碳排放为研究对象,基于2011—2021年长江经济带110个地级市的气象数据,通过测算极端温度指数,从高温和低温两个维度衡量极端气温,同时利用农业相关的面板数据,定量评估极端气温对农业碳排放的抑制效应;并在此基础上,进一步考察极端气温对长江经济带农业碳排放影响的异质性和作用渠道,得到如下结论:

第一,极端气温显著抑制了长江经济带农业碳排放。具体来说,极端高温和极端低温对长江经济带农业碳排放总量和强度都产生了约束效果。门槛效应估计结果表明,极端低温对长江经济带农业碳排放的影响存在非线性特征,而极端高温不存在。当环境污染程度加重,即可吸入细颗粒物年平均浓度高于45微克/立方米时,极端低温对农业碳排放的抑制作用呈现出边际递减特征。稳健性检验显示,极端气温对农业碳排放强度和人均农业碳排放均有抑制效应,尤其对农用物资投入所导致的碳排放影响更为明显。

第二,极端气温对长江经济带农业碳排放的影响存在异质性。从自然区位来看,极端气温对农业碳排放的抑制效应在长江经济带中游地区更加显著;从农业发展程度来看,极端气温更能抑制农业发达地区和农业中等地区的农业碳排放,并且在相同农业经济发展水平下,极端低温带来的影响可能更大。

第三,农业技术进步是极端气温抑制长江经济带农业碳排放的作用渠道。在全球极端气温频发的大环境下,传统农业模式为改变“靠天吃饭”的局面,积极推动农业技术升级,提高现代农业科技含量;与此同时,农业技术的更新是中国农业实现绿色低碳生产方式转型的关键因素,因此极端气温能够通过促进农业技术进步抑制农业碳排放。

2. 建议

根据上述研究结论,提出如下建议:

一是要以农业技术进步引领农业碳减排。农业碳减排从来不是以农产品减产为代价,而是要在保障粮食安全、提高粮食质量的前提下,达成农业绿色低碳循环发展的目标。习近平总书记的“大食物观”是对“减排增产”的双向要求,即以农业技术进步促进粮食安全与低碳减排协同发展的机制。

表8 极端气温与农业技术进步 $N=1210$

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---------|---------------------|--------------------|----------------------|----------------------|
| $TN90p$ | 0.022*** (0.008) | | 0.021*** (0.008) | |
| $TX10p$ | | 0.013** (0.008) | | 0.021** (0.009) |
| UL | | | -0.022 (0.081) | -0.001 (0.081) |
| AML | | | 0.021 (0.023) | 0.023 (0.022) |
| ALS | | | 0.027 (0.019) | 0.031 (0.019) |
| AFS | | | 0.001 (0.008) | 0.001 (0.008) |
| IWC | | | -0.028*** (0.010) | -0.029*** (0.009) |
| SDL | | | 0.002 (0.026) | 0.005 (0.026) |
| IC | | | -0.007 (0.008) | -0.002 (0.008) |
| MCI | | | 0.005 (0.020) | 0.004 (0.020) |
| 城市固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| R^2 | 0.021 | 0.037 | 0.049 | 0.040 |

对于长江经济带而言,“减排增产”就是要攻克“卡脖子”的核心农业技术难题。例如,水稻作物在生产过程中易遭受高温、低温、洪涝三种胁迫性灾害,这是长江经济带农业技术更新的重点和难点之一。为此,一方面要重视农业科技创新平台的建设,完善农业领域科研支持机制、维持良好的科研环境;另一方面要重视农业现代化高水平人才的培养,扶持政策向关系到国家农业重大战略的学科倾斜。

二是要减少农用化学品投入引致的碳排放。推动农业装备技术进步,加快推进农业机械化、数字化转型,尤其要在农业经济水平欠发达地区大力推进装备升级,借助现代科学技术,如卫星遥感技术、无人机播种技术、图像识别技术等,实现农机装备的智能化、精准化,这将有效减少农药、化肥等农用化学品的施用量,提高农业节能减排效率。具体来说,种植业可以提高数字化农药喷洒技术、采用现代化生物防治技术来减少农药的施用,同时充分利用秸秆还田、有机肥、农家肥等方式来减少化肥的施用;另外,牲畜养殖业可以通过精准化改良饲料配方、智能化加强禽畜粪便管理、机械化提高科学养殖效率来减少二氧化碳的排放。

三是要因地制宜发展特色低碳农业生产。针对上、中、下游地区不同的地理区位应采取不同的减排措施。中游地区地形平坦开阔,极端高温和极端低温的影响都较为明显,虽然极端气温能促使农业技术进步,但也需要防范其对农业生产带来的不利影响。因此,应提高农业现代化和机械化水平,打造农产品主产区和优质区,重点推进高标准农田建设,实现耕地系统增汇减排。上游地区是长江流域的生态保护屏障,由于地形复杂受极端高温影响较大。因此,应重点巩固农业生态韧性,发展绿色生态农业,尤其是大力研发高温热害防控技术。下游地区地势低平不利于聚热,对极端低温更加敏感。长江以南的下游地带作为中国水稻和水产品主产区之一,应主要推广低温冻害防控技术、稻田低碳生产技术和水产养殖尾水减排技术。

参 考 文 献

- [1] 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.
- [2] OLABI A G, ABDELKAREEM M A. Renewable energy and climate change[J]. Renewable and sustainable energy reviews, 2022,158:112-111.
- [3] 李云燕,张硕,张玉泽.绿色金融视角下中国省域碳排放的时空演变及减排研究[J/OL].软科学:1-15[2023-03-31].<http://kns.cnki.net/kcms/detail/51.1268.G3.20230313.1137.006.html>.
- [4] 崔许锋,王雨菲,张光宏.面向低碳发展的农业生态效率测度与时空演变分析——基于SBM-ESDA模型[J].农业经济问题,2022,513(9):47-61.
- [5] 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,2022,447(3):104-127.
- [6] 胡剑波,王楷文.中国省域碳排放效率时空差异及空间收敛性研究[J].管理学报,2022,35(4):36-52.
- [7] 韦玉琼,龙飞,岳欣冉.乡村振兴背景下农村碳排放变动及减排策略[J].农业经济问题,2022,513(9):62-73.
- [8] 张明洁,张京红,李文韬,等.中国农作物碳足迹核算研究概述[J].中国农业资源与区划,2023,44(5):148-154.
- [9] HAO Y, CHEN H, WEI Y M, et al. The influence of climate change on CO₂ (carbon dioxide) emissions: an empirical estimation based on Chinese provincial panel data[J]. Journal of cleaner production, 2016, 131:667-677.
- [10] SHEN M, HUANG W, CHEN M, et al. (Micro) plastic crisis: un-ignorable contribution to global greenhouse gas emissions and climate change[J]. Journal of cleaner production, 2020, 254.
- [11] TRENBERTH K E, MILLER K, MEARNES L, et al. Effects of changing climate on weather and human activities[M]. Sausalito, CA: University Science Books, 2000.
- [12] TRENBERTH K E. Climate change caused by human activities is happening and it already has major consequences[J]. Journal of energy & natural resources law, 2018, 36(4):463-481.
- [13] 毛慧琴,延晓冬,熊喆.土地利用变化对气候影响的研究进展[J].气候与环境研究,2011,16(4):513-524.
- [14] 张露,张俊彪,童庆蒙.农业对气候变化响应研究的进展与前瞻:以水稻为例[J].中国农业大学学报,2016,21(8):150-158.
- [15] 丁宇刚,孙祁祥.气候风险对中国农业经济发展的影响——异质性及机制分析[J].金融研究,2022,507(9):111-131.
- [16] MALHI G S, KAUR M, KAUSHIK P. Impact of climate change on agriculture and its mitigation strategies: a review[J]. Sustain-

- ability, 2021, 13(3).
- [17] BURKE M, EMERICK K. Adaptation to climate change: evidence from US agriculture[J]. *American economic journal: economic policy*, 2016, 8(3): 106-140.
- [18] 钱凤魁,王文涛,刘燕华. 农业领域应对气候变化的适应措施与对策[J]. *中国人口·资源与环境*, 2014, 24(5): 19-24.
- [19] 尹朝静,李谷成,范丽霞,等. 气候变化、科技存量与农业生产率增长[J]. *中国农村经济*, 2016, 377(5): 16-28.
- [20] 雷泽奎,祁春节,王刘坤. 数字乡村建设能驱动农业经济高质量增长吗?[J]. *华中农业大学学报(社会科学版)*, 2023(3): 54-66.
- [21] 周曙东,周文魁,林光华,等. 未来气候变化对我国粮食安全的影响[J]. *南京农业大学学报(社会科学版)*, 2013, 13(1): 56-65.
- [22] 周洁红,刘青,王煜. 气候变化对水稻质量安全的影响——基于水稻主产区1063个农户的调查[J]. *浙江大学学报(人文社会科学版)*, 2017, 47(2): 148-160.
- [23] HOSPIDO A, MEMBRE J M. Evaluation of climate change effects on food sustainability, safety and quality[J]. *Trends in food science & technology*, 2022, 126: 205-206.
- [24] 尹朝静,李谷成,高雪. 气候因素对水稻单产影响的实证分析——基于湖北农户层面的分层模型[J]. *自然资源学报*, 2017, 32(8): 1433-1444.
- [25] 马威. 重归劳动:乡村环境与社会治理的同步实践[J]. *华中农业大学学报(社会科学版)*, 2023(2): 121-130.
- [26] 张华. 大气污染与气候变化[J]. *气象*, 2022, 48(4): 532.
- [27] RAVINDRA K, RATTAN P, MOR S, et al. Generalized additive models: building evidence of air pollution, climate change and human health[J]. *Environment international*, 2019, 132: 104987.
- [28] 吴贤荣,张俊飏,田云,等. 中国省域农业碳排放:测算、效率变动及影响因素研究——基于DEA-Malmquist指数分解方法与Tobit模型运用[J]. *资源科学*, 2014, 36(1): 129-138.
- [29] 金刚,沈坤荣,孙雨亭. 气候变化的经济后果真的“亲贫”吗[J]. *中国工业经济*, 2020, 390(9): 42-60.
- [30] 蓝海涛. 聚焦农业绿色发展,助力“双碳”目标实现——评《中国农业碳减排路径研究》[J]. *农业经济问题*, 2022, 513(9): 144.
- [31] 李文婷,段宏波. 全球变暖对中国的经济影响研究:区域与产业视角[J]. *中国地质大学学报(社会科学版)*, 2022, 22(4): 128-141.
- [32] STOTT P. How climate change affects extreme weather events[J]. *Science*, 2016, 352(6293): 1517-1518.
- [33] BARNES E A. Revisiting the evidence linking Arctic amplification to extreme weather in midlatitudes[J]. *Geophysical research letters*, 2013, 40(17): 4734-4739.
- [34] SILLMANN J, KHARIN V V, ZWIERS F W, et al. Climate extremes indices in the CMIP5 multimodel ensemble: Part 2. Future climate projections[J]. *Journal of geophysical research: atmospheres*, 2013, 118(6): 2473-2493.
- [35] GUO E, ZHANG J, WANG Y, et al. Spatiotemporal variations of extreme climate events in Northeast China during 1960-2014[J]. *Ecological indicators*, 2019, 96: 669-683.
- [36] 杨晨,胡珮琪,刁贝娣,等. 粮食主产区政策的环境绩效:基于农业碳排放视角[J]. *中国人口·资源与环境*, 2021, 31(12): 35-44.
- [37] 张帆,姚树洁,汪锋. 高速铁路与城市环境污染——基于中国285个城市面板数据的分析[J]. *重庆大学学报(社会科学版)*, 2023, 29(1): 24-37.
- [38] 朱向东,朱晟君,黄永源,等. 绿色金融如何影响中国城市环境污染? ——以雾霾污染为例[J]. *热带地理*, 2021, 41(1): 55-66.
- [39] HANSEN B E. Threshold effect in non-dynamic panels: estimation, testing and inference[J]. *Journal of econometrics*, 1999, 93(2): 345-368.
- [40] 孙学涛,于婷,于法稳. 数字普惠金融对农业机械化的影响——来自中国1869个县域的证据[J]. *中国农村经济*, 2022, 446(2): 76-93.
- [41] 郑旭媛,徐志刚. 资源禀赋约束、要素替代与诱致性技术变迁——以中国粮食生产的机械化为例[J]. *经济学(季刊)*, 2017, 16(1): 45-66.
- [42] 周洁红,唐利群,李凯. 应对气候变化的农业生产转型研究进展[J]. *中国农村观察*, 2015, 123(3): 74-86.
- [43] 魏梦升,颜廷武,罗斯炫. 规模经营与技术进步对农业绿色低碳发展的影响——基于设立粮食主产区的准自然实验[J]. *中国农村经济*, 2023(2): 41-65.
- [44] 张壮,田云,陈池波. 政策性农业保险能引导农业碳减排吗?[J]. *湖南农业大学学报(社会科学版)*, 2023, 24(2): 29-38.
- [45] 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.
- [46] 何艳秋,成雪莹,王芳. 技术扩散视角下农业碳排放区域溢出效应研究[J]. *农业技术经济*, 2022, 324(4): 132-144.
- [47] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. *中国工业经济*, 2022, 410(5): 100-120.
- [48] 张川川,张文杰,李楠,等. 清末开埠通商的长期影响:外商投资与进出口贸易[J]. *世界经济*, 2021, 44(11): 27-48.
- [49] 杨青林,赵荣钦,赵涛,等. 县域尺度农业碳排放效率与粮食安全的关系[J]. *中国农业资源与区划*, 2023, 44(2): 156-169.
- [50] 孔令池,高波. 长三角城市生产率地区差异及收敛性研究[J]. *长江流域资源与环境*, 2022, 31(11): 2393-2403.

The Impact of Extreme Temperature on Agricultural Carbon Emissions in the Yangtze River Economic Belt: Promoting or Inhibiting?

QIN Zhaohui, PAN Yuchen, DING Zhiguo

Abstract Temperature is a key factor affecting agricultural production. Exploring the relationship between extreme temperature and agricultural carbon emissions is of great significance for accelerating the achievement of emission peak and carbon neutrality and sustainable development. Based on the panel data of 110 prefecture—level cities in the Yangtze River Economic Belt, the bidirectional fixed effect model was used to empirically test the impact, heterogeneity and functionary channel of extreme temperature on agricultural carbon emissions on the basis of measuring the extreme temperature index and the total amount of agricultural carbon emissions. The results shows that extreme temperature can significantly inhibit the growth of agricultural carbon emissions in the Yangtze River Economic Belt. There is a single threshold for environmental pollution in the process of extreme low temperature affecting agricultural carbon emissions, where the inhibitory effect of extreme cold on agricultural carbon emissions presents a marginal decline when the annual average concentration of inhalable particulate matter is higher than 45 micrograms per cubic meter. The research conclusions remain robust when using methods such as replacing explained variables, explaining variables and sub—sample test for re—estimation. Heterogeneity analysis reveals that the inhibitory effect of extreme temperature on agricultural carbon emissions was more significant in the middle reaches of the Yangtze River Economic Belt, as well as in regions with developed and medium agriculture. Further research finds that agricultural technology progress is the functionary channel through which extreme temperature affects agricultural carbon emissions in the Yangtze River Economic Belt. Therefore, it is necessary to promote agricultural carbon emission reduction through agricultural technological progress, reduce carbon emissions caused by agricultural chemical input, and develop characteristic low—carbon agricultural production according to local conditions.

Key words extreme temperature; agricultural carbon emissions; agricultural technology progress; Yangtze River economic belt

(责任编辑:王 薇)