

# 长期高温风险对农民合作社形成的影响研究

钱泽森<sup>1</sup> 袁菱苒<sup>2</sup> 黄祖辉<sup>3</sup>

(1. 浙江农林大学 浙江省乡村振兴研究院, 浙江 杭州 311300; 2. 北京大学 现代农学院, 北京 100871;  
3. 浙江大学 中国农村发展研究院, 浙江 杭州 310058)

**[摘要]** 在气候变化加剧的背景下, 深入理解气候变化对农民生产行为, 尤其是合作生产行为的影响, 对构建现代化农业气候适应和治理体系具有重要意义。基于2007—2020年中国农民合作社工商注册信息的研究显示, 长期高温风险显著促进了农民合作社的形成, 且这种作用在市场化程度相对较低的地区更为显著。机制分析表明, 长期高温风险会催生农户的农业生产合作需求, 并推动土地规模经营, 从而促进合作社形成。进一步分析显示, 长期高温风险在促进合作社形成的同时, 也降低了合作社的规模和绩效, 而识别、清理空壳合作社并减少对空壳合作社的补贴能够有效缓解这种负面影响。上述发现不仅为气候变化下的农业生产组织创新提供了证据, 也为政府部门构建农业气候适应和治理体系提供了相应的政策启示。

**[关键词]** 长期高温风险; 农民合作社; 生产合作需求; 空壳合作社

## 一、引言

生产率提升和外生风险应对这两方面的需求, 被认为是催生农耕文明和推动农业技术创新的重要原因<sup>[1]</sup>。其中, 气候变化是外生风险中最为重要的类型之一。大量研究指出, 气候变化是定居农耕文明诞生和农业技术采纳、扩散的重要驱动因素。已有文献研究发现, 气温和降水的季节性差异扩大, 也即气候变化的加剧是各地农业革命发生的重要原因<sup>[2]</sup>。为规避气候变化加剧带来的生产风险, 各地区的生活方式开始由依赖天时的狩猎采集转向定居农耕, 并开发出驯化、种植、养殖和储存食物等农业新技术, 从而实现资源的跨期配置, 有效缓解了气候变化加剧带来的农业生产风险<sup>[3-5]</sup>。除此之外, 还有较多研究分析了气候变化对农村婚姻模式<sup>[6-7]</sup>、农业生产要素配置<sup>[8]</sup>、种业技术创新等方面的影响<sup>[9]</sup>。

**[收稿日期]** 2024-07-30

**[在线优先出版日期]** 2025-12-03

**[基金项目]** 国家自然科学基金青年项目(72503224); 国家社科基金重大项目(21&ZD092); 浙江农林大学科研发展基金项目(2034020172)

**[本刊网址·在线杂志]** <http://www.zjujournals.com/soc>

**[网络连续型出版物号]** CN 33-6000/C

**[作者简介]** 1. 钱泽森(<https://orcid.org/0009-0007-6858-2413>), 男, 浙江农林大学浙江省乡村振兴研究院讲师, 经济学博士, 主要从事农业技术经济和农村产业组织相关研究; 2. 袁菱苒(<https://orcid.org/0000-0001-6404-2793>), 男, 北京大学现代农学院中国农业政策研究中心助理研究员, 管理学博士, 主要从事农业经济理论与政策研究; 3. 黄祖辉(<https://orcid.org/0000-0003-0032-899X>) (通信作者), 男, 浙江大学中国农村发展研究院教授, 博士生导师, 主要从事农业经济管理研究。

尽管已有较多文献研究了气候变化对社会经济发展的影响,但目前鲜有研究关注气候变化对农业生产组织创新的影响。自2007年《中华人民共和国农民专业合作社法》正式实施以来,以农民合作社为代表的新型经营主体快速增长,推动了中国农业生产组织的创新。这种创新意味着中国自家庭联产承包责任制改革以来倾向于独立生产的家庭经营模式开始向农户间互助、合作经营的模式转变,极大地改变了家庭经营孤立、分散的特征。截至2022年,全国农民合作社数量达到222万家,辐射带动了近一半的农户,成为乡村振兴建设的重要力量<sup>①</sup>。农民合作社等新型经营主体的生产优势不仅体现在其自身,还表现在其对周边小农户的示范带动效应和帮扶功能上<sup>[10-12]</sup>,其资金和技术也具有较强的溢出效应,能够提高周边小农户的生产效率及经营能力<sup>[13]</sup>。因此,以农民合作社形成和发展为代表的农业生产组织创新是除了定居农耕诞生和重要农业技术创新以外,推动中国农业文明迈入新阶段的重要标志之一。那么,除了政策因素外,气候因素是否也是解释农业生产组织创新的重要原因之一?长期气候变化是否像促进定居农耕和农业技术创新那样,也推动了农业生产组织的转型和农民合作社的形成?这是已有文献尚未回答的问题。

实际上,研究长期气候变化对农民合作社形成的影响、机制及调节因素,对增强气候适应能力至关重要。21世纪以来,气候变化日益加剧,给中国农业生产带来了严峻的挑战,阻碍了农业高质量发展。应对气候变化已成为全球共识,中国政府亦高度重视,积极采取措施保障农业生产。2022年6月,《国家适应气候变化战略2035》发布,其中强调要增强经济社会系统气候韧性,尤其要以对气候变化影响敏感的关键领域为抓手<sup>②</sup>,而农业作为对气候变化最敏感的部门,其适应能力的提升至关重要。农民合作社等新型经营主体相较于小农户,在规模经营、生产要素引入和市场对接方面具有明显优势,在长期气候变化下具有更强的生存和适应能力。因此,随着政府对气候变化的重视程度日趋提升,农民合作社等新型经营主体已成为提升农业气候适应能力的重要载体。本文旨在深入分析长期气候变化对农民合作社形成的影响及机制,探索其中存在的局限和改进途径,为农民合作社等新型经营主体提升农业气候适应能力提供参考。

近几年来,全球极端气候变化事件频发,其中极端高温事件占据了较大比例,中国每年的高温天数呈现持续上涨的趋势,对农业生产造成了严重的影响。在气温持续上升的背景下,中国长期高温风险也显著加剧。据笔者计算<sup>③</sup>,在本文研究的样本期2007—2020年,2007年中国各区县在过去20年间33℃以上的极端高温暴露天数的年平均值为6.89天,到了2020年,这个数值已经达到8.39天,这意味着中国长期高温风险正持续加剧。同时,中国各区县之间长期高温风险也存在显著差异。2020年,中国各区县33℃以上的极端高温暴露天数的极差(最大值与最小值之差)已达到46.83天。上述数据证明,无论在时间维度还是空间维度,中国的长期高温风险都显示出大幅度的加剧趋势。在长期极端高温风险下,分散的小农户由于资金和经营规模有限、市场信息不对称等局限,难以对极端高温风险作出及时的调整 and 适应,这便催生了小农户向外寻求合作和帮助的行为。此时,正如前文所提及的,农民合作社在带动小农对接市场和提供生产服务等方面具有显著的优势。因此,在长期高温风险下具有较强合作需求的小农户,可能会通过自发组织或者自愿加入农民合作社的方式,期望获取更多的生产服务和市场信息,并增强其在市场上的谈判力量,从而降低长期高温风险下小农户生产的风险和不确定性,提升其调整和适应能力。因此,长期高温风险所催生

① 农业农村部新闻办公室《中国合作经济学会第六次会员代表大会在京召开》,2022年4月23日,http://www.moa.gov.cn/xw/zwdt/202204/t20220423\_6397455.htm,2025年5月18日。

② 《关于印发〈国家适应气候变化战略2035〉的通知》,2022年6月14日,https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2022-06/14/content\_5695555.htm,2025年5月18日。

③ 计算方法详见本文第三部分的“(二)变量设定与数据来源”。

的小农户的合作需求,可能极大地促进了农民合作社的形成和发展。然而,目前鲜有文献对此进行详细的理论和实证分析。另外,长期高温风险下农户合作需求所驱动形成的农民合作社,具有怎样的特征,其绩效如何?现有文献中也没有答案。鉴于此,本文以极端高温为例,考察长期气候变化对农民合作社形成和发展的影响,并探索其中可能存在的调节因素。相比于现有研究,本文主要贡献有以下三点。

第一,本文尝试提供长期高温风险影响农民合作社形成的证据。现有研究普遍从正式制度或非正式制度的视角出发,分析可能影响农民合作社等新型经营主体发展的因素,而本文探讨了气候变化对农民合作社形成和发展的影响,为相关研究提供了一个新的视角。在全球气候变化加剧和气候适应纳入国家战略的背景下,深入理解长期气候变化对农民合作社等新型经营主体的影响与机制,并探讨可能的改善途径,具有重要的现实和政策意义。

第二,本文基于长期气候变化视角进行分析,是对现有文献中短期气候冲击研究的重要补充。现有关于气候变化与各类经济变量之间关系的研究大多从短期视角出发,虽然近几年有部分文献关注在气候变化下农业生产的长期适应<sup>[14-16]</sup>,但仍鲜有研究关注地区长期气候变化对农户生产行为的影响。本文通过构建地区长期高温风险变量,探索了长期高温风险对农民合作生产行为的影响,对理解长期气候变化下农业生产行为的调整及提升农户的气候适应能力具有重要意义。

第三,本文通过全面分析长期高温风险对农民合作社发展的影响,为制定农业气候适应政策提供依据。本文从数量和质量两个视角出发,探讨了长期高温风险对农民合作社发展的影响,以及可能的改进途径,对提升农业气候变化适应能力、优化农业气候适应支持政策、培育农业现代化气候适应体系具有重要的意义。

## 二、理论分析与假说

本文以极端高温为例,聚焦农民合作社这一新型经营主体,考察长期气候变化如何影响农民合作社的形成和发展。

### (一)长期高温风险下的合作需求与农民合作社的形成

从组织发生学的视角来看,农民合作社的形成主要由三方面的因素决定:合作需求、合作策略及合作环境<sup>[17]</sup>。其中,合作需求是合作社产生的原始动力。在长期高温风险下,小农户具有较强的合作需求,因此会各自采取不同的合作策略,推动传统的小农生产经营模式向以农民合作社等新型经营主体为代表的合作经营模式转型。

长期高温对农业生产的负面影响巨大且显著。联合国政府间气候变化专门委员会(Intergovernmental Panel on Climate Change, IPCC)的预测数据显示,2030—2049年,全球气温上升带来的作物产量损失将超过25%<sup>①</sup>,这对以农业为主要谋生手段的小农户是一个相当严峻的挑战。基于中国数据的大量研究也表明,高温会对农业生产造成显著的负面影响<sup>[14,18]</sup>,极端高温所引起的旱灾也是中国受灾面积最高的灾害之一,2022年中国旱灾受灾面积比重达到了50.45%<sup>②</sup>。在高温给农业生产带来巨大负面影响的背景下,小农户由于缺乏针对高温进行调整、适应的能力,在农业生产的各个环节均面临较大挑战<sup>[19]</sup>,其在资金、经营规模、生产要素引入、市场对接等方面的局限也进一步暴露出来。首先,在农业生产资料供应和技术采纳方面,虽然现有文献对高

① IPCC, "Climate Change 2014 Synthesis Report," 2014-11-01, <https://www.ipcc.ch/report/ar5/syr/>, 2025-05-18。

② 数据来源:国家统计局, <https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>, 2025年5月18日。

温冲击会如何影响各类生产要素的投入尚无统一定论,但总体而言,为应对高温冲击带来的农业产量下降,农户可能会倾向于增加播种面积<sup>[19]</sup>和灌溉投入,并长期用机械替代农业劳动力<sup>[14]</sup>。除此之外,采纳针对性的农业种植技术,如保护性耕作技术,以及种植具有抗旱耐热等性状的作物,也被认为是应对气候变化和自然灾害的重要手段<sup>[9,20-21]</sup>。但是,农户普遍经营规模较小,资金有限,难以承担引入农业生产机械等生产要素和先进技术的高昂成本,且在家庭经营基础上的机械投入和技术采纳难以发挥规模效应。另外,小农户获取技术信息的渠道有限,虽然中国自上而下的五级农业技术推广体系在一定程度上缓解了技术推广的信息壁垒,但该体系的推广方式相对单一,难以针对各地区潜在的气候变化进行调整,且对农户的实际技术需求缺乏反馈机制,无法满足在长期高温风险下农户多样化的技术需求<sup>[22-23]</sup>。其次,在农产品供销及加工方面,长期高温风险相对较高的情况下,农业生产面临的不确定性显著增加,农户亏损的概率也随之提高。由于初级农产品市场属于买方市场,小农户在市场中处于弱势地位,议价能力相对较弱,这使得其市场收益具有很大的不确定性。同时,农户缺乏获取市场信息的渠道,也难以根据高温冲击下市场的供需变化及时进行生产调整。因此,一方面,农户期望通过组织化的方式,增强自身的市场谈判力量和议价能力;另一方面,也会寻求增加初级农产品附加值的途径,或者通过采纳先进技术和使用新设施,转型生产高附加值的农产品,从而提高农业生产的利润,降低高温带来的收益不确定性。

综上所述,在面临长期高温风险时,分散的家庭经营模式存在诸多局限,难以及时针对高温风险进行调整和适应。因此,小农户之间可能存在较强的合作需求,这便成为农民合作社形成的推力。与此同时,农民合作社在长期高温风险下的生产优势也随之凸显,这种独特的优势成为农民合作社形成的拉力。第一,农民合作社具有组织化的特征,通过集体行动降低了市场交易成本,并极大地改善了小农户在市场上的边缘化局面,增强了农户的市场谈判力<sup>[23]</sup>。第二,农民合作社产业化、规模化和专业化的经营模式能够通过延长产业链,对初级农产品进行加工,增加附加值,从而增强市场竞争力,使收益最大化。同时,相比于小农户,农民合作社具有更强的信息搜索能力和更多的社会资源,能够获取充足的市场信息,帮助农户作出更为科学、合理的生产决策,减少因信息不对称而导致的盲目生产行为,从而降低长期高温风险下农户生产收益的不确定性。第三,农民合作社,尤其是特定的服务型合作社,如农机合作社、测土配方施肥合作社、植保合作社等,能够为农户提供针对性、专业化的生产性服务<sup>[24]</sup>。这些农业生产性服务直接或间接地协助了农户生产的产前、产中和产后环节,有效降低了长期高温风险下农户生产的不确定性。

在上述推力和拉力的作用下,面对长期高温风险时,不同特征的农户受合作需求的驱动,会采取不同的合作策略。一方面,存在合作需求且具备一定经济实力和社会资本的农户,会扮演合作社发起人或者领办人的角色;另一方面,更多的普通农户会选择依附或加入发起人创办的合作社。在两种合作策略的共同作用下,原先分散的小农会形成农民合作社等新型经营主体,实现合作生产、应对长期高温风险的目标。综上所述,本文提出研究假说1。

假说1:长期高温风险可能会增强农户的合作需求,从而促进农民合作社的形成。

## (二)长期高温风险下的农机投入需求与农民合作社的形成与发展

在长期高温风险下,加大农业机械投入是应对高温负面影响的有效手段<sup>[14]</sup>。一方面,以农业机械替代农业劳动力避免了人力劳动在高温中效率低下的局限;另一方面,加大农业机械投入也能够有效应对高温冲击下的劳动力短缺问题。因此,在长期高温风险下,小农户具有较强的农机投入需求。但在中国,农机的推广存在各种局限。首先,中国的农户普遍经营规模较小,收入水平较低,资金有限,难以承担引入农机的高昂费用。其次,农机更适用于连片化经营或面积较大的土地,而小

农户普遍为小规模、碎片化经营的模式,这种模式增加了引入农机的潜在成本。在此背景下,农民合作社作为农业社会化服务,尤其是农机社会化服务的重要载体<sup>[25-26]</sup>,能够满足小农户的农业机械投入需求。相比于小农户,农民合作社具有更强的资金实力和投资能力,在长期高温风险下,能够为周边农户提供相对便利的农机购买和租赁等服务<sup>[11-12,27]</sup>。因此,为了满足长期高温风险下的农机投入需求,小农户可能会自愿组织成立合作社或者加入合作社,尤其是加入以农机服务为主的农机合作社,从而获取农机社会化服务,这极大地推动了农民合作社的形成和发展。据此,本文提出研究假说2。

假说2:长期高温风险下,为应对高温的负面影响,农户的农机投入需求增加,可能促进能够提供各类社会服务,尤其是农机社会化服务的农民合作社的形成与发展。

### (三)长期高温风险下的土地规模经营需求与农民合作社的形成

在长期高温风险下,调整农地经营策略也是农户经常采用的一种适应策略<sup>[28]</sup>,而不同经营规模的农户由于资源禀赋和退出门槛的不同,在长期高温风险下选择的农地经营策略可能存在差异<sup>[8]</sup>。这种策略选择的差异也导致了不同类型农户之间合作需求的产生,推动了农户间的土地流转或托管,从而在一定程度上推动了土地规模经营。

具体而言,正如前文所指出的,在长期高温风险下,加大农机等生产要素投入、采纳针对性的新技术、使用具有抗旱耐热性状的种子都是可能的调整措施,但众多独立生产的小规模农户面临的资金约束和流动性约束相对较强,引入新技术和新要素的壁垒相对较高,并且难以获得加大要素投入和采纳新技术的规模效应。因此,在长期高温风险下,小规模农户具有相对较强的转出或托管农地的需求,进一步缩小了土地经营规模,逐步从农业生产经营转向非农部门就业,以规避长期高温风险给农业生产带来的风险。相反,少部分规模相对较大的农户具有更好的资金和社会资本禀赋,流动性约束相对较弱,其引入新技术和新要素的壁垒相对较低<sup>[29]</sup>,且能够充分发挥引入后的规模效应。同时,规模经营农户的资产专用性程度相对较高,使得其退出农业生产会具有较高的沉没成本<sup>[30]</sup>,因此,规模经营农户在长期高温风险下更倾向引入新技术,加大农机投入,并流转土地以进一步发挥引入新技术新要素的规模效应,从而适应长期高温风险。

综上所述,这两种不同的应对策略将加强两类农户之间的合作需求,进而促进土地资源的重新配置,土地更多地流向规模经营农户,增加了土地规模经营的比例。土地规模经营比例的提升,可能为农民合作社的形成和发展提供良好的基础。农民合作社的形成需要租用大量土地以满足其规模经营需求<sup>[31]</sup>,而用于农业生产的土地稀缺是阻碍农民合作社发展的重要因素之一<sup>[32]</sup>。长期高温风险下小农户与规模经营农户之间的农地重新配置,为农民合作社的形成和发展提供了良好的土地规模经营基础。据此,本文提出研究假说3。

假说3:长期高温风险下,农户可能会采取不同的农地经营策略,这加强农户间的合作需求,推动农地重新配置和规模经营,从而促进农民合作社的形成。

## 三、模型、变量与数据来源

### (一)模型构建

为分析长期高温风险对农民合作社形成的影响,本文使用移动平均模型进行分析,这是现有研究长期气候变化影响的文献中最为常用的方法之一<sup>[16,33]</sup>。在移动平均模型中,核心解释变量是各类天气变量在样本年之前若干年内(30年、20年或10年)的平均值。通过计算气候变量长期平均值,可有效消除年度间天气波动的影响,更好地考察气候条件的长期效应。在这种设定下用于识别

气候变量系数的变异主要来源于横截面的长期气候差异<sup>[33-34]</sup>。另外,本文使用面板数据来估计移动平均模型,因此也利用了当地气候条件随时间逐渐发生的变化,特别是在最近几年气候急剧变化的背景下,长期气候条件随时间的变动趋势是显著存在的<sup>[16,35]</sup>。因此,基于面板数据估计的移动平均模型能够从空间和时间两个层面,较好地估计长期气候条件变化对被解释变量的影响。具体模型设定如下所示:

$$PerCoop_{ct} = \beta_0 + \beta_1 \overline{GDD}_{ct, 33^\circ C; \infty} + \eta \tilde{X}_{ct} + \omega_t + \varphi_c + \mu_{ct} \quad (1)$$

式(1)中, $c$ 和 $t$ 分别代表区县和年份, $PerCoop_{ct}$ 代表区县 $c$ 在 $t$ 年的人均农民合作社数量(取对数); $\overline{GDD}_{ct, 33^\circ C; \infty}$ 为气温常态变量,也即长期高温风险变量,用于衡量该区县在第 $t$ 年之前的移动平均高温天数。具体而言,本文计算积温变量 $GDD_{ct, 33^\circ C; \infty}$ 在第 $t$ 年之前一定年份范围内的平均值以得到 $\overline{GDD}_{ct, 33^\circ C; \infty}$ 。在主回归中,本文将年份范围设定为20年,比如, $X$ 县在2008年的长期高温风险变量 $\overline{GDD}_{x, 2008, 33^\circ C; \infty}$ 即为 $X$ 县在1988—2007年积温变量 $GDD_{ct, 33^\circ C; \infty}$ 的平均值,长期高温风险变量 $\overline{GDD}_{ct, 33^\circ C; \infty}$ 较好地捕捉了区县 $c$ 在 $t$ 年之前发生极端高温事件的风险大小。 $\beta_1$ 为式(1)的核心系数,若 $\beta_1$ 显著为正,说明长期平均高温天数的增加,也即极端高温风险的增加,会显著促进农民合作社形成。同理, $\tilde{X}_{ct}$ 为由其他天气控制变量 $X_{ct}$ 计算得到的气候常态变量,即各类天气控制变量 $X_{ct}$ 在第 $t$ 年之前20年的平均值。 $\omega_t$ 和 $\varphi_c$ 分别为年份固定效应和地区固定效应, $\mu_{ct}$ 为随机误差项。

随后,本文使用长期差分模型进行稳健性检验<sup>[14,35]</sup>。和常规的长期差分模型类似,本文使用样本期中最早5年(2007—2011年)和最晚5年(2016—2020年)两个时期来计算差分变量,具体模型如下所示:

$$\Delta \overline{PerCoop}_c = \phi_1^{LD} \Delta \overline{GDD}_{c, 33^\circ C; \infty} + \Delta \tilde{X}_c \gamma + \Delta \bar{\mu}_{ct} \quad (2)$$

式(2)中, $\Delta \overline{PerCoop}_c = \overline{PerCoop}_{cb} - \overline{PerCoop}_{ca}$ , $\overline{PerCoop}_{cb}$ 代表时期 $b$ 中的人均新型经营主体数量(具体而言,如果时期 $b$ 包含 $n$ 年,则 $\overline{PerCoop}_{cb} = (\sum_{t \in b} PerCoop_{ct})/n$ ), $\overline{PerCoop}_{ca}$ 代表在时期 $a$ 中的人均新型经营主体数量。在本文的设定中,时期 $a$ 为2007—2011年,时期 $b$ 为2016—2020年。同理, $\Delta \overline{GDD}_{c, 33^\circ C; \infty} = \overline{GDD}_{c, 2016} - \overline{GDD}_{c, 2007}$ ;  $\Delta \tilde{X}_c = \tilde{X}_{c, 2016} - \tilde{X}_{c, 2007}$ 。值得注意的是,由于本文分析的是长期高温变化对农民合作社发展的影响,因此和常规长期差分模型相比,本文的一个区别在于使用的是气候常态变量的长期差分而非特定时期内天气变量平均值的长期差分<sup>[16]</sup>。在式(2)中, $\Delta \overline{PerCoop}_c$ 反映了区县 $c$ 的人均农民合作社数量在时期 $a$ 和时期 $b$ 之间的长期变化;同理, $\Delta \overline{GDD}_{c, 33^\circ C; \infty}$ 反映了区县 $c$ 的长期高温变量 $\overline{GDD}_{c, 33^\circ C; \infty}$ 在时期 $a$ 和时期 $b$ 之间的长期变化。因此,通过估计式(2),本文可以分析长期高温风险的变化对农民合作社发展的影响。

## (二)变量设定与数据来源

### 1. 被解释变量

本文的被解释变量为人均农民合作社数量,即当年区县农民合作社数量除以区县乡村人口数量。为避免零值损失,各区县人均农民合作社数量统一加1后再取对数。另外,本文也使用各区县每年的农民合作社总量作为被解释变量进行稳健性检验。由于在2007年之前,中国新型经营主体的注册体系并不规范,且新型经营主体的成立缺乏完善的法规和制度,工商注册信息无法反映真实的合作社发展情况,直到2007年《中华人民共和国农民专业合作社法》实施后,这种现象才得以改善。因此,本文选取的样本范围为2007—2020年。

### 2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为长期高温风险变量,由历史极端高温变量构建。要衡量长期高温风险

变量,首先需要计算历史极端高温情况。已有研究大多使用积温的概念来衡量极端高温<sup>[19,35-36]</sup>,积温是指处于给定温度区间的时间(天数),因此能够从强度和作用时间两方面来衡量气温变化对农业生产的影响<sup>[37]</sup>。本文首先使用每天的气温分布来计算区县*i*每天处于给定气温区间的比例,也即每天介于该气温区间的积温水平,再将每天的积温加总,即可得到每年位于该区间的积温水平。本文将气温分为两个区间 $[l_0, l_1)$ 和 $[l_1, +\infty)$ ,并使用上述方法分别计算两个区间的积温,其中,当气温超过 $l_1$ 时,将对农业生产造成不利影响。因此,本文将 $[l_1, +\infty)$ 区间的积温水平设定为有害积温,也即本文所关注的高温变量。而 $[l_0, l_1)$ 区间的积温水平为农业生产中的正常气温,也在回归中一并控制。计算积温的一个关键点在于气温上下限 $l_0, l_1$ 的确定。在农学领域,通常认为 $10\text{ }^\circ\text{C}$ 以上的积温为活动积温,即 $10\text{ }^\circ\text{C}$ 以上的积温才对农业生产有利<sup>[38-39]</sup>。因此,本文将气温区间的下限 $l_0$ 设定为 $10\text{ }^\circ\text{C}$ 。同时,借鉴已有文献,本文将高温门槛 $l_1$ 设定为 $33\text{ }^\circ\text{C}$ ,超过 $33\text{ }^\circ\text{C}$ 后,气温上升将对农业生产造成负面影响<sup>[14,19]</sup>。综上所述,本文将分别计算 $[10\text{ }^\circ\text{C}, 33\text{ }^\circ\text{C})$ 和 $[33\text{ }^\circ\text{C}, +\infty)$ 两个区间的积温,前者为正常积温水平,后者为有害积温,也即本文所关注的极端高温变量 $GDD_{ct, 33^\circ\text{C}; \infty}$ 。在稳健性检验中,本文也检验了在不同高温门槛( $31\text{ }^\circ\text{C}$ — $34\text{ }^\circ\text{C}$ )下计算积温是否会对本文的结论产生影响。

在计算得到各区县每年的极端高温变量 $GDD_{ct, 33^\circ\text{C}; \infty}$ 后,本文进一步计算了前20年的平均值或差分值,从而得到式(1)和式(2)中的长期高温变量,也即长期高温变量 $\widetilde{GDD}_{ct, 33^\circ\text{C}; \infty}$ 和长期高温差分变量 $\Delta \widetilde{GDD}_{ct, 33^\circ\text{C}; \infty}$ 。

### 3. 控制变量

本文还控制了其他可能会影响农业生产率的气候变量,包括正常积温、降水总量、年降水总量二次项、年日照时长、年日照时长二次项、年平均风力、年平均风力二次项等。值得注意的是,在主回归中,和大多数研究气候变化对农业生产的文献一致,本文没有加入太多的控制变量。原因在于:第一,本文的核心解释变量长期高温风险是较为外生的变量。第二,诸如产业结构、乡村人口数量、农业产值、市场化程度等社会经济变量可能是地区农民合作社发展的结果,在回归中控制这些变量可能会导致“坏”控制变量的问题,并且对避免潜在的遗漏变量问题没有很大帮助。在稳健性检验中,本文进一步纳入这些社会经济变量以检验结论的稳健性。参考相关研究,本文选取了一系列可能会影响农民合作社的变量,包括地方农业发展水平、产业结构、市场化程度等。其中,农业发展水平用人均农林牧渔总产值表示,产业结构用农林牧渔总产值占GDP的比重表示,市场化程度使用来自中国分省份市场化指数数据库的市场化指数来衡量。该数据来源于北京国民经济研究所,用指数的形式衡量了1997年以来中国各省和直辖市的市场化进程,包含了要素市场发育、产品市场发育等5个一级指标体系和18个基础指标体系。

### 4. 数据来源

本文的农民专业合作社数据来源于浙大卡特—企研中国涉农研究数据库(CCAD)。本文先根据新型经营主体全量工商注册信息中各农民专业合作社的地址、注册时间和当前状态,识别出每年存续的农民专业合作社及其所在的区县。随后,加总各区县每年的农民专业合作社数量,并除以各区县的乡村人口数,便得到人均农民专业合作社数量。计算极端高温风险变量的气温数据以及其他气候相关变量的数据均来源于中国国家气象信息中心的国家气象科学数据共享平台。该数据包括了全国820个气象观测站记录的每日气象数据,包括最高气温、最低气温、平均气温、降水量和日照时长等。本文使用反距离加权法将气象数据匹配到各个区县上。具体而言,本文计算了每个区县质心100 km内所有观测站气象观测值的加权平均值,从而得到每个区县对应的日度气象观测值,实现气象数据从气象观测点层面向区县层面的转化,并在此基础上估算出中国各区县每年的平均气温、最高气温和最低

气温,以及其他气候变量。该方法也是处理气候或者污染数据的常用方法<sup>[40-41]</sup>。稳健性检验中使用的各类社会经济变量数据来源于各省市县的统计年鉴或统计网站。表1展示了主回归中使用变量的描述性统计。

表1 主要变量描述性统计

变量名	变量定义或赋值	样本量	均值	标准差
人均农民合作社数量	合作社数量除以人口数量(家/万人,取对数)	27 329	2.295	1.957
长期高温风险变量	年均极端高温过去20年的移动平均值/天	27 329	7.437	6.411
正常积温常态变量	年均正常积温过去20年的移动平均值/天	27 329	234.480	56.131
降水常态变量	年均降水量过去20年的移动平均值/mm	27 329	931.189	420.607
湿度常态变量	年均湿度过去20年的移动平均值/%	27 329	68.252	9.665
风速常态变量	年均风速过去20年的移动平均值/(m·s <sup>-1</sup> )	27 329	2.111	0.656
降水常态变量二次项	降水常态变量的二次方	27 329	1 044 016.700	871 066.590
湿度常态变量二次项	湿度常态变量的二次方	27 329	4 751.746	1 264.702
风速常态变量二次项	风速常态变量的二次方	27 329	4.885	3.225

注：数据来源于浙大卡特一企研中国涉农研究数据库(CCAD)和中国国家气象信息中心的国家气象科学数据共享平台。

## 四、实证结果分析

### (一)基准回归

本文首先基于式(1)中的移动平均模型,分析了长期高温风险对农民合作社发展的影响,表2列(1)展示了回归结果,回归中同时控制了各类天气常态变量、区县固定效应和年份固定效应。结果显示,过去20年间的年均高温天数每增加1天,就会导致人均农民合作社数量增加14.0%。这意味着地区的长期高温风险会显著促进农民合作社数量的增长。表2列(2)进一步使用过去10年间的年均高温天数来衡量地区的长期高温风险情况,结果显示,长期高温风险显著促进农民合作社数量增长的结论依然保持不变。

在基准回归中,本文使用了20年间的极端高温移动平均值进行分析,从而捕捉地区长期高温风险情况,以及其随时间推移所发生的缓慢变化。但一个潜在问题是,使用移动平均法所得到的估计结果可能是由最近几年极端高温的影响所主导的。因此,本文也在式(1)的基础上进一步控制滞后一期的极端高温变量  $GDD_{ct-1; 33^{\circ}\text{C}; \infty}$ ,通过这一方法,可以检验在识别长期高温风险的影响时,回归结果是否会受到最近一年的高温冲击的影响。表2的列(3)和列(4)分别展示了在使用20年平均气候常态变量和10年平均气候常态变量的回归中进一步控制滞后项  $GDD_{ct-1; 33^{\circ}\text{C}; \infty}$  的结果,结果显示,在加入极端高温变量滞后项后,系数大小和显著性均未发生明显改变。上述结果进一步排除了近期高温对长期高温风险影响效应估计的干扰,证明了本文结论的稳健性。

表2 长期高温风险对农民合作社形成的影响——移动平均模型

被解释变量	人均农民合作社数量			
	(1)	(2)	(3)	(4)
长期高温变量	0.140*** (0.054)	0.148*** (0.026)	0.141** (0.057)	0.144*** (0.028)
观测值	27 329	27 329	27 329	27 329

续表2

被解释变量	人均农民专业合作社数量			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$R^2$	0.712	0.718	0.712	0.718
长期高温变量滞后项	否	否	是	是
控制变量	是	是	是	是
区县固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是

注：列(1)和列(3)中使用的是20年平均气候常态变量,列(2)和列(4)中使用的是10年平均气候常态变量。为避免零值损失,合作社相关变量均加1后再取对数。\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平上显著,括号内为稳健标准误,标准误聚类到区县一级,下同。

## (二)其他稳健性检验

### 1.来自长期差分模型的证据

上文主要使用移动平均模型考察地区长期高温对农民专业合作社形成的影响,以下将使用长期分析的另一种常用方法——长期差分模型(式2)来分析长期高温风险的影响。表3列(1)展示了基于20年平均气候常态变量的长期差分模型回归结果。结果显示,高温差分变量的系数显著为正,表明地区长期高温风险的增加会促进农民专业合作社数量的增长,这与基准回归中的结论是一致的。

表3 长期差分模型和年均气温移动平均模型的回归结果

被解释变量	人均农民专业合作社差分变量	人均农民专业合作社数量	
	(1)	(2)	(3)
高温差分变量	0.015*** (0.006)		
平均气温常态变量		0.043*** (0.016)	0.423*** (0.084)
观测值	2 063	27 329	27 329
$R^2$	0.101	0.906	0.904
控制变量	是	是	是
区县固定效应	否	是	是
年份固定效应	否	是	是

### 2.来自气温移动平均模型的证据

在前文的基准回归中,使用的核心解释变量是高温变量  $GDD_{ct, 33^{\circ}\text{C}, \infty}$  在  $t$  年前20年的平均值,而非气温变量的平均值。前文不直接使用气温计算平均值的原因是,积温变量所衡量的极端高温更能够反映地区的实际高温情况,在此基础上计算的前20年平均值也能够更好地反映地区的长期高温风险情况。为检验主回归结论的稳健性,本文进一步使用年平均气温来计算前20年的气温常态变量,替换基准回归中的长期高温风险变量后重新估计移动平均模型,表3列(2)报告了回归结果。同时,本文也计算了前10年的气温常态变量,表3列(3)报告了使用前10年气温常态变量的移动平均模型回归结果。结果显示,基于气温常态变量的移动平均模型结果和基准回归类似。具体而言,长期平均气温每增加  $1^{\circ}\text{C}$ ,人均农民专业合作社数量会增加4.3%左右。这意味着随着长期平均气温的上升,农民专业合作社数量会持续增加。值得注意的是,使用前10年气温常态变量的移动平均模型中,平均气温常态变量的系数值急剧上升,这意味着使用气温常态变量进行回归时,结果会受近期高温

的影响。这也进一步证明主回归使用极端高温变量计算平均值,而非使用年平均气温计算平均值的合理性。

### 3. 替换被解释变量

在前文的基准回归中,使用的被解释变量是人均农民合作社数量,本小节进一步使用各区县的总农民合作社数量作为被解释变量进行回归。表4报告了回归结果,列(1)对应式(1)的回归结果,列(2)为使用10年平均气候常态变量进行回归的结果,列(3)和列(4)则分别在列(1)和列(2)的基础上控制长期高温风险变量的滞后项。结果显示,替换被解释变量后的结论和基准回归基本一致,即长期高温风险会促进农民合作社的形成。

表4 长期高温风险对农民合作社形成的影响——替换被解释变量

被解释变量	农民合作社数量			
	(1)	(2)	(3)	(4)
长期高温风险	0.109*** (0.020)	0.067*** (0.012)	0.114*** (0.020)	0.069*** (0.013)
观测值	38 108	38 108	38 108	38 108
R <sup>2</sup>	0.928	0.929	0.928	0.929
长期高温风险滞后项	否	否	是	是
控制变量	是	是	是	是
区县固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是

注:列(1)和列(3)使用的是20年平均气候常态变量,列(2)和列(4)使用的是10年平均气候常态变量。合作社相关变量为避免零值损失,均加1后再取对数。列(3)和列(4)分别在列(1)和列(2)的基础上控制长期高温风险变量的滞后项。

### 4. 替换高温门槛

在基准回归中,本文参考已有文献的普遍做法,设定33℃为计算高温冲击变量的气温门槛,即计算[33℃,+∞)区间的积温水平以衡量极端高温。在本小节中,本文将高温阈值依次替换为31℃、32℃、33℃和34℃,以检验结论的稳健性。表5报告了替换高温门槛后的回归结果。结果显示,不管如何替换高温门槛值,长期高温风险变量系数始终显著为正,进一步证明了基准回归结论的稳健性。

表5 长期高温风险对农民合作社形成的影响——替换高温门槛

被解释变量	人均农民合作社数量			
	(1)	(2)	(3)	(4)
长期高温风险	0.097*** (0.033)	0.114*** (0.039)	0.124*** (0.046)	0.153*** (0.063)
观测值	27 329	27 329	27 329	27 329
R <sup>2</sup>	0.712	0.712	0.712	0.712
控制变量	是	是	是	是
区县固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是

注:列(1)~列(4)将高温门槛依次替换为31℃、32℃、33℃和34℃。

### 5. 排除社会经济变量、历史条件、地理因素及省级相关政策的影响

首先,正如前文所提及的,为避免“坏”控制变量问题,除了各类气候变量以外,基准回归中没有

加入其他社会经济变量。此外,由于高温变量是一个外生的变量,社会经济控制变量的加入与否对本文识别的准确性影响不大。为了进一步验证结论的稳健性,本文控制了一系列社会经济变量,包括人均农林牧渔总产值、农林牧渔总产值占比、市场化程度等。

其次,合作社的形成与发展不仅会受到长期气候变化的影响,也可能会受到地区历史条件的制约。在本小节中,本文试图排除其他历史因素的潜在影响。第一,由于合作社的形成和发展需要充足的经济资源,在历史经济条件良好的地区更可能形成合作社。本文将进一步控制历史经济发展情况,用1990年各区县人均生产总值来进行衡量。具体而言,本文根据1990年各区县人均生产总值的中位数构建虚拟变量,若高于中位数,则取值为1,反之则取值为0。随后,在回归中加入该虚拟变量和年份固定效应的交互项,从而在一定程度上排除初始经济水平不同带来的合作社发展差异。第二,合作社在某种程度上被认为是一种基于社会资本形成的组织,合作社的资本由全体成员共享。因此,社会资本的强度在合作社发展过程中扮演了重要的角色<sup>[42-43]</sup>,在历史社会资本强度较高的地区,更可能形成合作社,本文将进一步排除历史社会资本强度的潜在干扰。具体而言,本文将使用宗族文化来衡量地区社会资本的强度。社会资本是社会组织中的任何特征,包括网络、规范和信任,可促进协调和合作以实现互利<sup>[44]</sup>,而宗族文化是中国农耕文明中历史最为悠久、影响范围最广的文化形式之一。宗族文化在几千年的发展历史中形成了相对成熟的社会规范,基于血缘关系形成的宗族也拥有相对较强的社会网络和社会信任水平,同时延伸出了婚丧嫁娶、基础教育、成员奖惩、救灾援助、创业贷款等丰富的社会功能,被认为是中国农村社会资本发挥作用的重要社会组织基础之一。因此,宗族文化是衡量社会资本强度的一个理想变量<sup>[45]</sup>。本文采用上海古籍出版社出版的《中国家谱总目》中的家谱数据来衡量宗族文化。为排除20世纪90年代中国人口大量流动的影响,用清朝至1990年各区县的族谱卷数除以1990年各区县常住人口,计算得到1990年每万人族谱卷数<sup>[46-48]</sup>。随后,使用虚拟变量来衡量地区宗族文化强度,即该区县的族谱密度是否高于中位数,是则取值为1,否则取值为0<sup>[45]</sup>。本文在回归中加入该虚拟变量和年份固定效应的交互项,从而在一定程度上排除历史社会资本强度不同带来的合作社发展差异。

最后,本文也进一步尝试排除地理因素及省级相关政策的影响。第一,南北地区差异对回归结果可能造成混淆。由于合作社发展情况和气温变化在南北地区之间均存在较大差异,为了排除南北地区差异带来的混淆,在稳健性检验中,本文在回归分析中加入一个南北地区虚拟变量(按照秦岭—淮河线进行划分,处于南方地区的区县取值为1,其他地区取值为0)与年份变量的交互项,加入这个交互项能够在一定程度上排除南北地区差异可能造成的混淆。第二,合作社省级相关政策及省份—年份层面的其他冲击对回归结果可能造成混淆。部分可能影响农民合作社发展的相关政策是在省份层面统一制定并实施的,为排除省份层面相关政策对长期高温风险影响识别的潜在混淆,本文进一步控制了省份×年份的固定效应。这意味着我们仅对比同一省份内部的变异,从而排除省份层面相关政策以及省份—年份共同冲击的影响。在控制了省份×年份的固定效应后,仅比较同一省份内部的变异,也在一定程度上缓解了南北地区之间的差异带来的混淆。

表6报告了加入上述变量后的回归结果,列(1)—列(5)依次加入各类社会经济变量,包括初始地区人均生产总值虚拟变量×年份、宗族文化虚拟变量×年份、南北地区虚拟变量×年份、省份×年份固定效应等变量。由于部分社会经济变量存在缺失值,因此加入这些变量后回归样本量会减少。结果显示,加入上述变量后,长期高温风险变量的系数依然显著为正,这证明了基准回归结果的稳健性。

表6 排除社会经济变量、历史条件、地理因素及省级相关政策的影响

被解释变量	人均农民合作社数量				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
长期高温风险	0.132** (0.056)	0.155** (0.060)	0.136** (0.053)	0.188*** (0.054)	0.158*** (0.034)
观测值	26 711	25 460	27 329	27 329	27 329
R <sup>2</sup>	0.710	0.710	0.712	0.717	0.871
社会经济变量	是	否	否	否	否
初始地区人均生产总值虚拟变量×年份	否	是	否	否	否
宗族文化虚拟变量×年份	否	否	是	否	否
南北地区虚拟变量×年份	否	否	否	是	否
省份×年份	否	否	否	否	是
控制变量	是	是	是	是	是
区县固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是

注：列(1)—列(5)依次加入社会经济变量、初始地区人均生产总值虚拟变量×年份、宗族文化虚拟变量×年份、南北地区虚拟变量×年份和省份×年份固定效应等变量。由于部分变量存在缺失值，加入后回归样本量会减少。

### (三)异质性分析：市场化程度

前文的回归结果已经证明，在长期高温风险较高的地区，会形成更多的农民合作社。接下来，本文进一步基于市场化程度，探讨长期高温风险对农民合作社形成的异质性影响。农民合作社在联结市场和小农的过程中扮演了重要的角色，市场化程度可能对长期高温风险下农民合作社的形成有重要的影响。本文进一步检验了在不同市场化程度的地区，长期高温风险对农民合作社形成的影响差异。本文使用两种指标来衡量市场化程度：第一，东部地区虚拟变量。东部地区的市场机制普遍比中西部地区更完善，因此，我们用区县是否属于东部地区的虚拟变量来衡量该区县的市场化程度，属于东部地区则取值为1，反之则取值为0。第二，市场化程度指标。本文使用来自中国分省份市场化指数数据库的市场化指数来衡量市场化程度。本文在式(1)的基础上分别加入上述指标与长期高温风险变量的交互项，以考察在不同市场化程度的地区长期高温风险的影响差异。其中，东部地区虚拟变量会被区县固定效应所吸收，回归分析中不再控制东部地区虚拟变量单项。而分省份市场化指数是随时间变化的变量，回归中同时控制了分省份市场化指数单项。表7列(1)—列(2)报告了回归结果，其中列(1)使用东部地区虚拟变量衡量市场化程度，列(2)使用分省份市场化指数衡量市场化程度。结果显示，市场化程度和长期高温风险变量的交互项均显著为负，说明在市场化程度较高的地区，长期高温风险对农民合作社形成的促进作用会显著降低。这意味着农民合作社可能仍然存在市场竞争力相对较弱的缺陷，因此在市场化程度较高的地区，长期高温风险对农民合作社形成的促进作用会受到相对激烈的市场竞争的限制。

表7 不同市场化程度下长期高温风险的影响差异

被解释变量	人均农民合作社数量	
	(1)	(2)
长期高温风险	0.277*** (0.066)	0.268*** (0.057)
长期高温风险×市场化	-0.515*** (0.063)	-0.012*** (0.003)

续表 7

被解释变量	人均农民专业合作社数量	
	(1)	(2)
市场化程度		0.133*** (0.024)
观测值	27 329	27 329
$R^2$	0.716	0.713
控制变量	是	是
区县固定效应	是	是
年份固定效应	是	是

注：列(1)—列(2)分别加入了两种市场化程度代理指标与长期高温变量的交互项。

## 五、机制分析结果

理论分析部分表明,长期高温风险下农户的合作需求可能促进了农民专业合作社的形成,同时,长期高温风险下不同规模农户之间土地的重新配置也可能为农民专业合作社形成提供了良好的土地规模经营基础,本文对这些机制分别进行实证分析。

### (一)长期高温风险下的合作需求:来自水稻种植的间接证据

理论分析已经指出,长期高温风险可能会加强农户的合作需求,进而促使农民专业合作社形成。如果这一机制成立,在潜在合作需求和合作意识越强的地区,长期高温风险增加农户合作需求的作用将更为显著,可促进更多农民专业合作社的形成。因此,为验证这一机制,本文选取水稻种植适宜度和水稻种植比例两种指标来衡量地区合作需求和协作意识的强度。选取这一指标的理由是,相比于中国另一种常见的作物小麦,种植水稻需要大量的劳动力和完善的灌溉系统,这促使农户相互依赖并寻求合作;而小麦种植不需要人工灌溉,所需的工作量也远远小于水稻种植,其种植过程中的合作需求相对较弱。根据这一特征,相关研究提出了水稻理论,他们的研究发现在水稻种植地区更容易产生集体主义文化、合作意识和整体性思维方式,而在小麦种植区则更容易产生个人主义文化和分析性思维方式<sup>[49]</sup>。随后,学者又分别利用来自咖啡店的实验和“上山下乡”运动这一准自然实验的数据进一步证明了水稻理论<sup>[50-51]</sup>。另外,也有文献证明,水稻种植比例较高的地区更容易形成基于亲友近邻间的短半径信任模式<sup>[52]</sup>。综上所述,水稻种植区将具有更高的信任水平、更强的潜在合作需求和协作意识。因此,如果理论分析中的假说1成立,在水稻种植占比较高的地区,长期高温风险将催生更强的农户合作需求,其促进农民专业合作社形成的作用也将更为显著。

本文所使用的水稻种植适宜度的数据来源于国际应用系统分析研究所(IIASA)和联合国粮农组织(FAO)联合开发的全球农业生态区划数据库。该数据库提供了全球各地区 10 km×10 km 网格单元的各类作物种植适宜度指数,综合考虑了降水、气温、土壤、坡度和其他农业生产的相关条件,也是目前已有文献中用来衡量水稻种植条件及地区农业生产潜力的常用指标<sup>[53-54]</sup>。本文根据各县水稻种植适宜度指数的中位数构建了一个水稻种植适宜度虚拟变量,即当区县水稻种植适宜度高于中位数时,虚拟变量取值为1,反之则取值为0。虽然水稻种植适宜度这一指标较好地反映了各地区种植水稻的适宜度和潜力,但可能无法精准地反映各地区水稻种植的实际情况。因此,本文使用水稻种植面积占粮食种植面积的比例来衡量地区的水稻种植情况,相关种植面积的数据来源于原农业部种植业管理司的中国种植业信息网县级农作物数据库,以及各市县的统计年鉴。表8的列(1)—列(2)报告了在式(1)的基础上加入长期高温风险变量×水稻种植适宜度虚拟变量

后的回归结果。列(3)—列(4)列则报告了加入长期高温风险变量×水稻种植比例后的回归结果,并同时控制水稻种植比例变量单项。由于部分区县的指标数据缺失,回归样本量会有所减少。结果显示,在水稻种植适宜度或水稻种植比例较高的地区,长期高温风险促进农民合作社形成的作用更为显著。这给长期高温风险通过加强农民合作需求,促进农民合作社形成这一机制提供了间接的证据,证明了假说1。

表8 不同水稻种植比例地区间长期高温风险的影响差异

被解释变量	人均合作社数量			
	(1)	(2)	(3)	(4)
长期高温风险	0.140*** (0.054)	0.050 (0.050)	0.346*** (0.075)	0.296*** (0.073)
长期高温风险×水稻种植		0.112** (0.056)		0.083*** (0.017)
水稻种植				-0.302 (0.204)
观测值	27 289	27 289	17 773	17 773
R <sup>2</sup>	0.712	0.712	0.728	0.729
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
区县固定效应	是	是	是	是

注：列(1)—列(2)为在式(1)的基础上加入长期高温风险×水稻种植适宜度虚拟变量后的回归结果。列(3)—列(4)为在式(1)的基础上加入长期高温风险×水稻种植比例后的回归结果。

## (二)长期高温风险下的农机投入需求

以上通过对水稻种植的讨论间接证明了假说1。接下来,本文将进一步证明理论分析中提出的假说2,即长期高温风险下农户农机投入需求的增加,可能促进能够提供农机社会化服务的农民合作社的形成与发展。正如理论分析中所指出的,在长期高温风险下,农户将倾向于使用农机替代劳动力<sup>[14]</sup>,具有较强的农机投入需求,但受限于自身的经营规模和资本,小农无法承担购置农机的成本,会依托农民合作社等组织加大农机的投入。因此,本文将进一步检验长期高温风险是否增加了农户的农机投入需求。本文使用两类指标来衡量农机投入需求:第一,各区县的实际农机投入数量,分别使用各区县农机总动力(单位:万kWh,取对数)和每公顷播种面积使用的农机总动力(单位:万kWh/hm<sup>2</sup>,取对数)两个指标来衡量,相关数据来源于原农业部种植业管理司的中国种植业信息网县级农作物数据库,以及各市县的统计年鉴。本文将式(1)中的被解释变量替换为上述两个指标后进行回归,其余变量设定和式(1)一致。第二,各区县农机总动力更多的是反映农机投入的实际情况,因此,本文进一步使用各区县申请补贴的农机数量以及补贴金额来衡量农机购置需求。CCAD数据库收集了2021—2023年各省农业机械管理局公示的农机购置补贴信息,其中包含了政府部门对农民和农业生产经营组织购买国家支持推广的农业机械的补贴情况。本文在计算2021—2023年各区县政府补贴的总量和农机购置补贴总金额后,进一步检验地区长期高温风险对农机购置需求的影响。具体模型如下式所示:

$$Subsidy_c = \beta_0 + \beta_1 \widetilde{GDD}_{c, 33^{\circ}\text{C}, \infty} + \eta \widetilde{X}_c + \theta_p + \mu_c \quad (3)$$

其中,  $Subsidy_c$  为各区县  $c$  在 2021—2023 年补贴的农机数量(单位:台,取对数)或者补贴金额(单位:万元,取对数),  $\widetilde{GDD}_{c, 33^{\circ}\text{C}, \infty}$  为 2020 年各地区的长期高温风险变量,  $\widetilde{X}_c$  为 2020 年各地区的其他气候

常态变量,  $\theta_p$  为城市固定效应,  $\mu_c$  为随机扰动项。表 9 列(1)—列(4)报告了回归结果, 被解释变量依次为区县农机总动力、每公顷播种面积的农机总动力、区县农机补贴数量和区县农机补贴金额。结果显示, 长期高温风险显著增加了各区县的农机总动力、农机补贴数量和金额, 表明地区长期高温风险增加了农户农机投入的合作需求, 促进了农民合作社的形成, 进一步证明了假说 2。

表 9 长期高温风险对农机投入需求和土地规模经营的影响

被解释变量	农机总动力 (1)	每公顷农机总动力 (2)	农机补贴数量 (3)	农机补贴金额 (4)	土地规模经营比例 (5)
长期高温风险	0.049*** (0.012)	0.054*** (0.012)	0.042*** (0.014)	0.052*** (0.014)	0.015** (0.007)
观测值	26 569	22 779	2 722	2 722	3 652
$R^2$	0.950	0.892	0.819	0.804	0.490
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	否	否	是
村庄固定效应	否	否	否	否	是
区县固定效应	是	是	否	否	否
城市固定效应	否	否	是	是	否

注: 列(1)—列(5)被解释变量依次为区县农机总动力、每公顷播种面积的农机总动力、区县农机补贴数量、区县农机补贴金额和村庄土地规模经营比例。列(1)、列(2)和列(5)的标准误均聚类到区县一级, 列(3)和列(4)的标准误聚类到城市一级。

### (三)长期高温风险下的土地规模经营

理论分析部分指出, 长期高温风险可能促进土地资源的重新配置, 提高土地规模经营的比例, 为农民合作社的形成奠定良好的土地规模经营基础。本文进一步使用土地规模经营的数据证明了这一假说。农业农村部农村固定观察点的村庄数据库提供了各村庄的耕地经营模式, 包括集体统一经营、农户家庭经营、企业经营、合伙承包经营、经济联合体经营等, 其中除了农户家庭经营以外, 其他经营模式均通过土地流转, 在一定程度上实现了土地规模化经营。因此, 本文使用除农户家庭经营以外其他规模经营模式的耕地面积除以总耕地面积来衡量村庄的土地规模经营程度。随后, 将式(3)中的被解释变量替换为土地规模经营程度, 城市固定效应  $\theta_p$  替换为村庄固定效应, 并进一步控制年份固定效应, 以考察长期高温风险对村庄土地规模经营程度的影响。表 9 列(5)报告了回归结果, 结果显示, 长期高温风险显著促进了土地规模经营, 为农民合作社的形成提供了良好的土地基础, 证明了假说 3。

## 六、进一步讨论: 长期高温风险对合作社规模和绩效的影响

虽然前文已经证明了长期高温风险对农民合作社形成的促进作用, 但是, 在农民合作社发展的过程中, 不仅需要关注农民合作社的数量, 也需要考察长期高温风险下基于合作需求形成的农民合作社的质量。实际上, 根据行为经济学中所定义的“损失厌恶”现象, 人们获得 100 元的幸福感增量要远低于损失 100 元的悲哀感增量<sup>[1]</sup>。同理, 在面对相对较高的长期高温风险时, 小农户和各农民合作社的生产经营行为更倾向于降低未来风险, 而非提高当前的生产效率, 这种行为模式可能会降低合作社经营效率和绩效。因此, 本小节从农民合作社规模和绩效两方面出发, 考察长期高温风险如何影响农民合作社的发展质量, 并基于空壳合作社识别的视角, 探讨可能缓解长期高温风险负面影响的方案。

### (一) 长期高温风险对合作社规模和绩效的影响

本小节主要考察了长期高温风险对农民合作社规模和绩效的影响。在合作社规模方面,本小节使用区县各农民合作社成员数量的平均值来衡量合作社的平均规模;在合作社绩效方面,本小节使用区县各农民合作社人均盈余的平均值来衡量合作社的平均绩效。上述变量均取对数,数据来源于CCAD数据库中的《合作社年报基本信息表》。由于CCAD数据库中的《合作社年报基本信息表》仅包含了2014—2020年的数据,因此,本小节的回归样本范围为2014—2020年。本小节将式(1)的被解释变量依次替换为各区县农民合作社数量平均值和各区县农民合作社人均利润的平均值后进行回归分析,其余设定均与式(1)一致。表10报告了回归结果,其中,列(1)—列(2)被解释变量为各区县农民合作社成员数量的平均值,列(3)—列(4)被解释变量为各区县农民合作社人均盈余的平均值。结果显示,长期高温风险变量的系数均显著为负。这表明,虽然地区的长期高温风险显著促进了农民合作社数量的增长,但这种数量增长的代价是合作社发展质量的降低,即合作社规模的收缩和收益的降低。因此,亟须探讨能够缓解长期高温风险对合作社发展产生负面影响的因素,从而加强农民合作社在高温冲击下帮助小农应对风险的能力。

表10 长期高温风险对农民合作社规模和绩效的影响

被解释变量	合作社成员数量		合作社人均盈余	
	(1)	(2)	(3)	(4)
长期高温风险	-0.033*** (0.008)	-0.041*** (0.009)	-0.084*** (0.029)	-0.061** (0.031)
观测值	17 285	17 285	17 285	17 285
R <sup>2</sup>	0.920	0.921	0.646	0.648
控制变量	否	是	否	是
区县固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是

注: 列(1)—列(2)被解释变量为各区县农民合作社成员数量的平均值,列(3)—列(4)被解释变量为各区县农民合作社人均盈余的平均值。

### (二) 可能的解决方案: 识别空壳合作社

在农民合作社发展的过程中,由于监管机制不够健全、合作社内部治理不规范等问题,产生了一批“有名无实”的空壳合作社。2019年,农业农村部公布了《开展农民专业合作社“空壳社”专项清理工作方案》(以下简称《清理工作方案》),要求清理无农民成员实际参与、无实质性生产经营活动、因经营不善停止运行、涉嫌以合作社名义骗取套取国家财政奖补和项目扶持资金、群众举报的违法违规线索和从事非法金融活动等的合作社。这部分空壳合作社可能侵占了其他合作社的发展空间和财政资源,同时也无益于农民在长期高温风险下的合作与生存,因此,本文从样本中进一步剔除空壳合作社后重新分析。具体而言,根据前文的《清理工作方案》,并借鉴相关研究的识别方法<sup>[55]</sup>,本文基于以下三个标准识别出空壳合作社:(1)未正常开业或从事经营活动的合作社;(2)登记的住所无法取得联系的合作社;(3)销售额和盈余总额均为0的合作社。上述识别条件中使用的相关信息依次来源于CCAD数据库提供的《农民专业合作社行政处罚信息表》《合作社经营异常信息表》和《合作社年报基本信息表》。由于数据库中仅提供2014年以后的信息表,因此,剔除空壳合作社后的样本范围进一步缩小到2014—2020年。这些空壳合作社的存在可能产生了“劣币驱逐良币”的效应。本节将进一步考察提高对空壳合作社的识别率、及时清理空壳合作社并减少对空壳合作社的财政补贴,是否能够缓解长期高温风险对合作社规模和绩效的负面影响。本节使用两个指

标来分别衡量空壳合作社的清理情况,以及对空壳合作社的识别及补贴情况:第一,非空壳合作社率。使用区县非空壳合作社占总合作社数量的比例来衡量,该指标反映了各地区空壳合作社的清理情况。第二,非空壳合作社的补贴比例。使用各区县非空壳合作社获得的政府补贴占总补贴金额的比例来衡量,该指标反映了各地区对非空壳合作社的识别及补贴情况,也间接衡量了空壳合作社对正常合作社的政府财政支持的挤出程度。

表11报告了回归结果,其中,列(1)—列(2)的被解释变量为合作社成员数量,列(3)—列(4)的被解释变量为合作社人均盈余。列(1)和列(3)考察了非空壳率对长期高温风险影响的调节作用,列(2)和列(4)则考察了非空壳合作社所获取补贴金额的比例对长期高温风险影响的调节作用。结果显示,除列(3)以外,交互项均显著为正,这表明识别与清理空壳合作社、减少对空壳合作社的补贴能够有效缓解空壳合作社对正常合作社的挤出效应,进而缓解长期高温风险对合作社规模及绩效的负面影响。

表11 非空壳合作社数量占比和补贴占比对长期高温风险影响的调节作用

被解释变量	合作社成员数量		合作社人均盈余	
	(1)	(2)	(3)	(4)
长期高温风险	-0.042*** (0.009)	-0.042*** (0.009)	-0.061** (0.031)	-0.067** (0.031)
长期高温风险×非空壳率	0.011*** (0.002)		0.002 (0.008)	
非空壳率	-0.021 (0.030)		0.118 (0.099)	
长期高温风险×非空壳补贴比例		0.002** (0.001)		0.006** (0.003)
非空壳补贴比例		-0.019** (0.008)		-0.020 (0.031)
观测值	17 285	17 285	17 285	17 285
R <sup>2</sup>	0.921	0.921	0.648	0.648
控制变量	是	是	是	是
区县固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是

注:列(1)—列(2)的被解释变量为合作社成员数量,列(3)—列(4)的被解释变量为合作社人均盈余,其余变量设定均与式(1)一致。

## 七、结论与启示

气候变化对社会经济的发展产生了深刻的影响,同时,气候变化也被认为是催生农耕文明和推动农业技术创新的重要原因。虽然气候变化及其带来的气候风险对农业生产的影响已受到学界的广泛关注,但现有研究尚未关注气候变化对农业生产组织创新的影响。本文利用浙大卡特—企研中国涉农研究数据库(CCAD)中2007—2020年的近似全量农民专业合作社注册数据,以长期高温风险为例,系统考察了长期气候变化对农民合作社形成的影响,并分析了其影响机制。最后,本文进一步讨论了长期气候变化对农民合作社规模及绩效的影响及其改进途径。研究结论如下。

第一,长期高温风险会显著促进农民合作社的形成。具体而言,过去20年间的年均高温天数每增加1天,就会导致地区人均农民合作社数量增加14.0%。这一结论经过一系列稳健性检验后依

然成立。另外,本文也发现这种促进作用在市场化程度相对较低的地区更为明显。

第二,机制分析表明,长期高温风险加强了农户的合作需求,并推动了土地规模经营,从而促进农民合作社的形成。具体而言,本文发现在潜在合作需求和协作意识相对较强的水稻种植区,长期高温风险促进农民合作社形成的作用更为显著。随后,本文发现长期高温风险加强了地区的农机投入需求。最后,本文也发现长期高温风险促进了土地规模经营,为农民合作社形成提供了良好的土地基础。上述发现共同表明,在长期气候变化下,农户会因为合作需求的增加,以领办或者加入合作社的形式推动农民合作社的形成,这也是小农在气候变化下的一种适应策略,但这种适应过程会受到地区禀赋,如市场化程度的影响。

第三,进一步分析发现,长期高温风险虽然促进了农民合作社的形成,但同时也缩小了农民合作社的规模,并降低了农民合作社的经营绩效。本文也讨论了可能的解决方案,发现当提高对空壳合作社的识别率,及时清理空壳合作社,并减少对空壳合作社的补贴时,能够有效缓解长期高温风险对农民合作社规模和绩效的负面影响。因此,虽然长期高温风险促进了农业生产组织创新,这对提高农业气候适应能力产生了积极影响,但是,也要重视长期高温风险给农业生产组织的经营效率带来的挑战。

基于上述发现,本文总结了以下几点政策建议。

第一,地方政府应当因地制宜,根据当地的禀赋条件采取针对性的措施,推动气候变化下以农民合作社为代表的农业生产组织创新的进程。长期高温风险在一定程度上促进了以农民合作社为代表的农业生产组织的形成,从而增强了农户对气候变化的适应能力,但这种促进作用在不同地区存在差异。因此,地方政府应当因地制宜引导、促进农民合作社等各类农业生产组织的形成。比如,在市场化程度相对较高的地区,要注意通过资金支持与专项计划,扶持弱势农民合作社,提升农民合作社在市场竞争中的生存能力。

第二,加强对农民合作社的甄别、清理和精准扶持力度。虽然长期高温风险促进了农民合作社的形成,但同时也导致农民合作社规模收缩和绩效降低。本文进一步分析的结果显示,地方政府应当加大对空壳合作社的清理力度,加强对农民合作社申请涉农资金补助或投资支持项目的甄别和清理,并在提高空壳合作社识别率的基础上,减少对空壳合作社的补贴,避免空壳合作社挤占正常合作社财政支持和生存资源,从而增强正常农民合作社在长期高温风险下的生存和营利能力。

第三,保障要素流转通道的畅通,依托农民合作社等新型经营主体,加强各类先进生产要素对小农户的覆盖。在理论和实证分析中,本文发现长期高温风险下农民的合作需求是农民合作社形成的重要原因,农民合作社在引入农业机械、形成规模经营等方面的优势能够带动周边的小农户,帮助小农户提升在极端高温下的适应和调整能力。因此,在气候变化加剧的背景下,地方政府应当出台相应政策,推动、保障机械和土地等生产要素的流转,为农民合作社的形成和发展提供良好的环境,并以合作社为依托,将农业机械等先进生产要素引入小农生产,提升小农户对气候变化的适应和调整能力。

#### [参 考 文 献]

- [1] 陈志武:《文明的逻辑:人类与风险的博弈》,北京:中信出版社,2022年。
- [2] Matranga A., "The ant and the grasshopper: seasonality and the invention of agriculture," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 139, No. 3 (2024), pp. 1467-1504.
- [3] Reitz E. J. & Wing E. S., *Zooarchaeology*, Cambridge: Cambridge University Press, 1999.

- [4] An C., Feng Z. & Tang L., "Environmental change and cultural response between 8 000 and 4 000 cal. yr BP in the western Loess Plateau, northwest China," *Journal of Quaternary Science*, Vol. 19, No. 6 (2004), pp. 529-535.
- [5] Perri A. R., "Hunting dogs as environmental adaptations in Jōmon Japan," *Antiquity*, Vol. 90, No. 353 (2016), pp. 1166-1180.
- [6] Rosenzweig M. R. & Stark O., "Consumption smoothing, migration, and marriage: evidence from rural India," *Journal of Political Economy*, Vol. 97, No. 4 (1989), pp. 905-926.
- [7] 陈志武、何石军、林展等:《清代妻妾价格研究——传统社会里女性如何被用作避险资产?》,《经济学》(季刊)2019年第1期,第253-280页。
- [8] 刘东、陈景帅、冯晓龙等:《气候变化对农户农地流转行为的影响——来自全国农村固定观察点的证据》,《中国农村经济》2024年第5期,第40-61页。
- [9] Moscona J. & Sastry K. A., "Does directed innovation mitigate climate damage? evidence from U.S. agriculture," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 138, No. 2 (2023), pp. 637-701.
- [10] Lay J., Nolte K. & Sipangule K., "Large-scale farms and smallholders: evidence from Zambia," 2018-02-01, <https://www.jstor.org/stable/pdf/resrep16500.pdf>, 2025-05-18.
- [11] Abebaw D. & Haile M. G., "The impact of cooperatives on agricultural technology adoption: empirical evidence from Ethiopia," *Food Policy*, Vol. 38 (2018), pp. 82-91.
- [12] Ali D., Deininger K. & Harris A., "Does large farm establishment create benefits for neighboring smallholders? evidence from Ethiopia," *Land Economics*, Vol. 95, No. 1 (2019), pp. 71-90.
- [13] 李江一、秦范:《如何破解农地流转的需求困境?——以发展新型农业经营主体为例》,《管理世界》2022年第2期,第84-99页。
- [14] Chen S. & Gong B., "Response and adaptation of agriculture to climate change: evidence from China," *Journal of Development Economics*, Vol. 148 (2021), pp. 1-17.
- [15] Cui X., "Climate change and adaptation in agriculture: evidence from US cropping patterns," *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 101 (2020), pp. 1-24.
- [16] Cui X. & Zhong Z., "Climate change, cropland adjustments, and food security: evidence from China," *Journal of Development Economics*, Vol. 167, No. 103245 (2024), pp. 1-18.
- [17] 黄祖辉、吴彬、徐旭初:《合作社的“理想类型”及其实践逻辑》,《农业经济问题》2014年第10期,第8-16页。
- [18] Wang D., Zhang P. & Chen S. et al., "Adaptation to temperature extremes in Chinese agriculture, 1981 to 2010," *Journal of Development Economics*, Vol. 166, No. 103196 (2023), pp. 1-18.
- [19] Aragón F. M., Oteiza F. & Rud J. P., "Climate change and agriculture: subsistence farmers' response to extreme heat," *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 13, No. 1 (2021), pp. 1-35.
- [20] 李卫、薛彩霞、姚顺波等:《农户保护性耕作技术采用行为及其影响因素:基于黄土高原476户农户的分析》,《中国农村经济》2017年第1期,第44-57页。
- [21] 仇焕广、苏柳方、张祎彤等:《风险偏好、风险感知与农户保护性耕作技术采纳》,《中国农村经济》2020年第7期,第59-79页。
- [22] 黄季焜、胡瑞法、智华勇:《基层农业技术推广体系30年发展与改革:政策评估和建议》,《农业技术经济》2009年第1期,第4-11页。
- [23] 罗明忠、陈江华:《农民合作社的生成逻辑——基于风险规避与技术扩散视角》,《西北农林科技大学学报(社会科学版)》2016年第6期,第43-49页。
- [24] 徐旭初、吴彬:《合作社是小农户和现代农业发展有机衔接的理想载体吗?》,《中国农村经济》2018年第11期,第80-95页。
- [25] 穆娜娜、孔祥智:《合作社农业社会化服务功能的演变逻辑——基于仁发合作社的案例分析》,《财贸研究》2019年第8期,第64-75页。
- [26] 黄祖辉、高钰玲:《农民专业合作社服务功能的实现程度及其影响因素》,《中国农村经济》2012年第7期,第4-16页。

- [27] Zhang S., Sun Z. & Ma W. et al., "The effect of cooperative membership on agricultural technology adoption in Sichuan, China," *China Economic Review*, Vol. 62, No. 101334 (2020), pp. 1-15.
- [28] Jagnani M., Barrett C. B. & Liu Y. et al., "Within-season producer response to warmer temperatures: defensive investments by Kenyan farmers," *The Economic Journal*, Vol. 131, No. 633 (2021), pp. 392-419.
- [29] 张瑞娟、高鸣:《新技术采纳行为与技术效率差异——基于小农户与种粮大户的比较》,《中国农村经济》2018年第5期,第84-97页。
- [30] 冯晓龙、刘明月、仇焕广等:《资产专用性与专业农户气候变化适应性生产行为——基于苹果种植户的微观证据》,《中国农村观察》2018年第4期,第74-85页。
- [31] Sipangule K., "Agribusinesses, smallholder tenure security and plot-level investments: evidence from rural Tanzania," *African Development Review*, Vol. 29, No. S2 (2017), pp. 179-197.
- [32] Jayne T. S., Chamberlin J. & Traub L. et al., "Africa's changing farm size distribution patterns: the rise of medium-scale farms," *Agricultural Economics*, Vol. 47, No. S1 (2016), pp. 197-214.
- [33] Huang K., Zhao H. & Huang J. et al., "The impact of climate change on the labor allocation: empirical evidence from China," *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 104, No. 102376 (2020), pp. 1-18.
- [34] Mendelsohn R., Nordhaus W. D. & Shaw D., "The impact of global warming on agriculture: a Ricardian analysis," *The American Economic Review*, Vol. 85, No. 4 (1994), pp. 753-771.
- [35] Burke M. & Emerick K., "Adaptation to climate change: evidence from US agriculture," *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 8, No. 3 (2016), pp. 106-140.
- [36] Schlenker W. & Roberts M. J., "Nonlinear temperature effects indicate severe damages to US crop yields under climate change," *Proceedings of the National Academy of Sciences*, Vol. 106, No. 37 (2009), pp. 15594-15598.
- [37] 陈帅、徐晋涛、张海鹏:《气候变化对中国粮食生产的影响——基于县级面板数据的实证分析》,《中国农村经济》2016年第5期,第2-15页。
- [38] Baskerville G. L. & Emin P., "Rapid estimation of heat accumulation from maximum and minimum temperatures," *Ecology*, Vol. 50, No. 3 (1969), pp. 514-517.
- [39] 戴声佩、李海亮、罗红霞等:《1960—2011年华南地区界限温度10℃积温时空变化分析》,《地理学报》2014年第5期,第650-660页。
- [40] Currie J. & Neidell M., "Air pollution and infant health: what can we learn from California's recent experience?" *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 120, No. 3 (2005), pp. 1003-1030.
- [41] Schlenker W. & Walker W. R., "Airports, air pollution, and contemporaneous health," *The Review of Economic Studies*, Vol. 83, No.2 (2016), pp. 768-809.
- [42] Valentinov V. L., "Toward a social capital theory of cooperative organization," *Journal of Cooperative Studies*, Vol. 37, No. 3 (2004), pp. 5-20.
- [43] 梁巧、吴闻、刘敏等:《社会资本对农民合作社社员参与行为及绩效的影响》,《农业经济问题》2014年第11期,第71-79页。
- [44] Putnam R. D., "The prosperous community: social capital and public life," *The American Prospect*, Vol. 4, No. 13 (1993), pp. 35-42.
- [45] Cao J., Xu Y. & Zhang C., "Clans and calamity: how social capital saved lives during China's Great Famine," *Journal of Development Economics*, Vol. 157, No. 102865 (2022), pp. 1-14.
- [46] 潘越、宁博、纪翔阁等:《民营资本的宗族烙印:来自融资约束视角的证据》,《经济研究》2019年第7期,第94-110页。
- [47] Chen Z., Ma C. & Sinclair A. J., "Banking on the Confucian clan: why China developed financial markets so late," *The Economic Journal*, Vol. 132, No. 644 (2022), pp. 1378-1413.
- [48] Fan H., Li C. & Xue C. et al., "Clan culture and patterns of industrial specialization in China," *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol. 207 (2023), pp. 457-478.
- [49] Talhelm T., Zhang X. & Oishi S. et al., "Large-scale psychological differences within China explained by rice

- versus wheat agriculture," *Science*, Vol. 344, No. 6184 (2014), pp. 603–608.
- [50] Talhelm T., Zhang X. & Oishi S., "Moving chairs in Starbucks: observational studies find rice-wheat cultural differences in daily life in China," *Science Advances*, Vol. 4, No. 4 (2018), [https://doi: 10.1126/sciadv.aap8469](https://doi.org/10.1126/sciadv.aap8469).
- [51] Talhelm T. & Dong X., "People quasi-randomly assigned to farm rice are more collectivistic than people assigned to farm wheat," *Nature Communications*, Vol. 15, No. 1782 (2024), pp. 1–10.
- [52] 丁从明、周颖、梁甄桥:《南稻北麦、协作与信任的经验研究》,《经济学(季刊)》2018年第2期,第579–608页。
- [53] Zhu J., Ang J. B. & Fredriksson P. G., "The agricultural roots of Chinese innovation performance," *European Economic Review*, Vol. 118 (2019), pp. 126–147.
- [54] Adamopoulos T., Brandt L. & Leight J. et al., "Misallocation, selection, and productivity: a quantitative analysis with panel data from China," *Econometrica*, Vol. 90, No. 3 (2022), pp. 1261–1282.
- [55] 梁巧、白荣荣、邵科:《顺其自然还是引导退出——基于空壳社对正常合作社发展的影响研究》,《农业技术经济》2024年第7期,第26–42页。

## The Impact of Long-term Extreme Heat Risk on the Formation of Farmers' Cooperatives

Qian Zesen<sup>1</sup> Yuan Lingran<sup>2</sup> Huang Zuhui<sup>3</sup>

(1. Rural Revitalization Academy of Zhejiang Province, Zhejiang A&F University, Hangzhou 311300, China; 2. School of Advanced Agricultural Sciences, Peking University, Beijing 100871, China; 3. China Academy for Rural Development, Zhejiang University, Hangzhou 310058, China)

**Abstract:** Against the backdrop of intensifying global climate change, gaining a in-depth understanding of how climate change affects farmers' production behavior—particularly their cooperative production practices—is of great significance for constructing a modern, climate-resilient agricultural governance system. While numerous studies have explored the impact of climate change on the emergence of sedentary agricultural civilizations, the diffusion of agricultural technologies as well as various socio-economic development variables, few have focused on how climate change, especially long-term climate risks, influences cooperative production among farmers and innovations in agricultural organizational structures. In fact, the emergence and development of farmer cooperatives—representing both collaborative production and organizational innovation—has served as a critical force, alongside sedentary agriculture and technological advancement, in propelling Chinese agricultural civilization into a new era. This raises important questions: Could climate change, particularly long-term climatic risks, similarly stimulate cooperative behavior among farmers and thus foster the emergence and growth of agricultural cooperatives, just as it historically facilitated the formation of agricultural civilizations and the spread of technology? What challenges may arise in this process? And how might this developmental pathway be refined and optimized? These are questions largely overlooked by existing research.

Drawing on near-complete industrial and commercial registration data of Chinese farmer cooperatives from 2007 to 2020, along with long-term climate observation data, this study analyzes these issues by taking prolonged high-temperature risk as an example. Employing the moving average model, the findings reveal that prolonged exposure to high temperature significantly fosters the establishment of farmer cooperatives. Specifically, each additional day of annual high-temperature exposure over the past two decades is associated with a 14.0% increase in the number of cooperatives per capita. Heterogeneity analysis shows that this effect is more pronounced in regions with lower levels of marketization,

suggesting that cooperatives may suffer from relatively weak market competitiveness. In highly marketized regions, intense competition may limit the climate-induced formation of cooperatives. Mechanism analysis further indicates that prolonged heat risk increases farmers' collaborative needs in areas such as agricultural machinery investment, while promoting large-scale land operations—both of which contribute to cooperative formation. Further analysis shows that while long-term extreme heat risk promotes the formation of farmers' cooperatives, it also reduces the size and performance of farmers' cooperatives, and that improving the identification of shell cooperatives, clearing them in a timely manner and reducing subsidies to them can effectively mitigate the negative impact of long-term extreme heat risk.

The innovation of this study lies in the following three aspects. First, it offers empirical evidence on the impact of long-term heat risk on cooperative formation—a novel perspective compared to existing literature, which often focuses on formal or informal institutions as drivers of cooperative development. Second, analyzing from a long-term climate change perspective serves as a crucial complement to the short-term climate shock viewpoints in the existing literature. Although a growing body of literature has begun exploring long-term adaptation in agriculture, few studies investigate how sustained climatic changes shape regional agricultural practices. This paper introduces a new metric—regional long-term heat risk based on extreme temperature data—to explore its influence on agricultural management models, thereby enhancing our understanding of farmers' adaptive behaviors in the face of prolonged climate change. Third, by comprehensively evaluating the quantitative and qualitative effects of long-term heat risk on cooperative development, this study provides a foundation for policy design aimed at enhancing climate resilience in agriculture. These insights are critical for advancing climate adaptation strategies, optimizing support mechanisms, and cultivating a modern climate-resilient agricultural system.

**Key words:** long-term extreme heat risk; farmer cooperatives; production cooperation requirements; shell cooperatives

