doi:10.6041/j.issn.1000-1298.2026.22.005

气候变化背景下黄淮海冬小麦复合干热事件演变及暴露评估

王耀君　邢茹雪　聂紫婷　史银雪
（中国农业大学信息与电气工程学院，北京 100083）

摘要：黄淮海平原是我国最大的冬小麦产区，春季生长期内高温与干旱并发的复合干热事件对产量的威胁大于单一致灾因子，但其长期演变及冬小麦承灾体的暴露程度仍缺乏定量刻画。本文基于 1981—2024 年 ERA5－Land 逐日再分析数据与 WheatMapNCP 30 m 逐年冬小麦分布，以标准化降水蒸散指数 SPEI－3 与逐日历日高温第 90 百分位阈值在冬小麦春季生长窗内识别复合干热事件，构建频次、持续与强度 3 维度指标，采用 Sen 斜率、预白化 Mann－Kendall 检验、Pettitt 突变检验与多组阈值敏感性试验刻画其时空演变，并在 IPCC 暴露度框架下量化冬小麦暴露。结果表明：麦田加权区域平均频次由 1981—2002 年的 1.52 d 增至 2003—2024 年的 4.01 d（约 2.6 倍），Sen 斜率约 0.9 d/（10a），突变年为 1999 年，9 组阈值与多种替代干旱分量方案下趋势方向均不变；加剧主要源于增暖驱动下高温与干旱边缘分布的整体移动，3—6 月参考蒸散以 7.73 mm/（10a）显著上升并贡献水分亏缺趋势的 57.5%，而高温–干旱相依放大因子无显著趋势；复合干热呈南高北低格局，趋势可检出的加剧区集中于中南部麦区，2024 年全区 1.863×10^7 hm^2 冬小麦中约 3.34×10^6 hm^2（18%）位于其中，以频次为权重的危险加权暴露由 2000—2011 年的 6.50×10^7 $hm^2\cdot d$ 升至2012—2024 年的 8.37×10^7 $hm^2\cdot d$ 但未达显著；国家尺度复合干热频次距平与去趋势相对单产距平呈显著负相关（$r=-0.33$），从产出端提供了方向性佐证。中南部麦区是危险与暴露相叠加的重点区域，研究结果可为该区抗逆减灾与适应布局提供依据。

关键词：复合干热事件；冬小麦；黄淮海平原；标准化降水蒸散指数；承灾体暴露度；气候变化
中图分类号：S42；S16　　**文献标识码**：A　　**文章编号**：1000-1298（2026）22-0056-14　　**OSID**：

Evolution and Exposure Assessment of Compound Dry-hot Events over Winter Wheat in Huang－Huai－Hai Plain under Climate Change

Wang Yaojun　Xing Ruxue　Nie Ziting　Shi Yinxue
（*College of Information and Electrical Engineering*, *China Agricultural University*, *Beijing* 100083, *China*）

Abstract: The Huang－Huai－Hai Plain is the largest winter wheat production region in China, where compound dry-hot events during the spring growth period threaten yield more than either hazard alone, yet their long-term evolution and the exposure of winter wheat remain inadequately quantified. Based on ERA5－Land daily reanalysis data for 1981—2024 and the 30 m annual WheatMapNCP winter wheat maps (2000—2024), compound dry-hot events were identified within the spring growth window of winter wheat using the 3-month standardized precipitation evapotranspiration index (SPEI－3) and the calendar-day 90th percentile of daily maximum temperature, and annual indices of frequency, duration and intensity were constructed. Their spatiotemporal evolution was characterized with the Theil-Sen slope, the pre-whitened Mann－Kendall test, the Pettitt change-point test and multi-scheme sensitivity experiments, and winter wheat exposure was quantified under the IPCC exposure framework. The results showed that the wheat-area-weighted regional frequency was increased from 1.52 d in 1981—2002 to 4.01 d in 2003—2024 (about 2.6-fold), with a Theil-Sen slope of about 0.9 d/(10a) and a change point in 1999, and the trend direction remained unchanged under nine threshold combinations and alternative drought components. The intensification was mainly driven by warming-induced shifts of the marginal distributions of heat and drought: March—June reference evapotranspiration was increased significantly

收稿日期：2026－08－15　修回日期：2026－08－30
基金项目：国家自然科学基金–联合基金项目（U25B2019－1）
作者简介：王耀君（1985—），男，副教授，博士，主要从事知识图谱、人工智能与大模型研究，E-mail：wangyaojun@cau.edu.cn

by 7.73 mm/(10a) and contributed 57.5% of the trend in the water deficit, whereas the heat-drought dependence amplification factor showed no significant trend. Compound dry-hot events were more frequent in the south than that in the north, and the area with a detectable intensifying trend was concentrated in the central-southern wheat belt; about 3.34×10^6 hm^2 (18%) of the 1.863×10^7 hm^2 of winter wheat in 2024 lay within this intensifying area, and the frequency-weighted hazard exposure rose from 6.50×10^7 $hm^2 \cdot d$ in 2000—2011 to 8.37×10^7 $hm^2 \cdot d$ in 2012—2024 without reaching statistical significance. At the national scale, the anomaly of compound dry-hot frequency was significantly negatively correlated with the detrended relative anomaly of wheat yield ($r = -0.33$), providing directional evidence from the production side. The central-southern wheat belt, where hazard and exposure overlap, was the priority area for stress-resistant disaster mitigation and adaptation planning, and these results can provide a basis for such measures.

Key words: compound dry-hot events; winter wheat; Huang - Huai - Hai Plain; standardized precipitation evapotranspiration index; crop exposure; climate change

0　引言

在全球气候变化背景下,极端天气气候事件的频率和强度呈上升趋势,其中高温与干旱并发的复合干热事件因多致灾因子相互耦合、叠加放大,其农业风险通常高于单一致灾因子单独作用[1-5]。因此,从“复合”视角刻画极端事件的时空演变,并进一步评估对具体承灾体的影响,已成为气候风险研究的重要方向。

黄淮海平原是我国最大的冬小麦产区,冬小麦产量在国家口粮安全中占有举足轻重的地位。该区冬小麦春季生长期正值气温回升与降水偏少并存的时段,返青-拔节-孕穗-抽穗扬花-灌浆等关键物候期对水热条件高度敏感,干热风、高温热害与春旱是本区标志性农业气象灾害[6-9]。在这些关键期,高温与土壤水分亏缺往往同时出现、彼此强化,加速植株失水、缩短灌浆进程、抑制籽粒充实,对产量与品质构成直接威胁[10]。

复合干热事件对作物的影响已成为国际农业气象研究的活跃方向。Mazdiyasni 等[1]系统报道了美国并发干旱-热浪显著增多;Zscheischler 等[2-3]提出复合事件的类型学,并论证驱动因子之间的相依性会显著改变事件发生概率与致灾后果。在作物影响层面,Ribeiro 等[11]以嵌套 copula 估计了复合干热导致的作物失收风险;Zhao 等[12]将美国冬小麦减产定量归因于高温-干旱-大风复合事件;Hu 等[5]在全球尺度上建立了复合干热对小麦单产影响的多指标评估;Zhang 等[4]指出增暖背景下复合干热对人类与农业系统的风险持续上升。这些研究确立了“复合”视角,但多以全球或国家尺度为统计对象。

国内研究方面,Wu 等[13]量化了 ENSO 对我国玉米复合干热减产的调制作用;Jiang 等[14]分析了极端温湿复合对我国冬小麦性状的影响。就黄淮海平原而言,Zhao 等[15]评估了冬小麦复合霜冻-干旱事件的产量响应;Chen 等[16]针对本区冬小麦生长周期讨论了高温-干旱与低温-干旱 2 类复合事件的气候特征。与之并行的是本区单一致灾因子研究的长期积累:干热风的时空分布与灾损评估[8-9]、高温热害对叶面积与生育期的影响[17]、以及多尺度干旱对冬小麦的影响与麦田旱情反演监测[18-20]均已形成较系统的认识,为复合视角研究提供了单因子基础。

综合已有工作,仍有 3 个问题尚未解决:①缺乏同时约束高温与干旱条件、且严格对齐冬小麦物候敏感窗口的复合干热量化指标,已有评估或按全年、整个生长季泛化统计,或仍以单一致灾因子为对象[6-7,15,17-19]。②对复合干热长期演变中突变过程及结果对判定阈值的敏感性缺乏系统检验,加剧究竟源于高温与干旱边缘分布的移动还是二者相依性的增强亦未区分,“复合干热是否确实在加剧”这一基本判断的证据强度不足。③多数区域评估以气候要素本身的变化为落脚点,未将危险场与逐年冬小麦实际空间分布相耦合,难以回答“多少冬小麦真正暴露于加剧的复合干热危险之下”。

针对上述问题,本文基于 1981—2024 年 ERA5-Land 逐日再分析数据与 WheatMapNCP 30 m 逐年冬小麦分布掩膜[21-22],在冬小麦春季生长窗内定义复合干热事件并构建频次、持续、强度 3 维度指标,依次检验加剧的显著性、突变年份与判定阈值稳健性,区分边缘分布移动与相依性增强 2 类驱动来源,量化暴露于加剧危险之下麦田规模,并辅以时空模态分解与公开统计单产的产出端佐证,以期为区域农业气象灾害风险评估与适应对策提供依据。

1　材料与方法

1.1　研究区概况

本文以黄淮海冬小麦区为研究对象,空间范围为 32°~41°N、112°~122°E,涵盖河南、山东、河北

中南部以及皖北、苏北等地,如图 1 所示。地处暖温带半湿润季风气候区,冬小麦为主要越冬作物,通常于 10 月播种、翌年 6 月上旬收获。研究时段为 1981—2024 年,共 44 年。

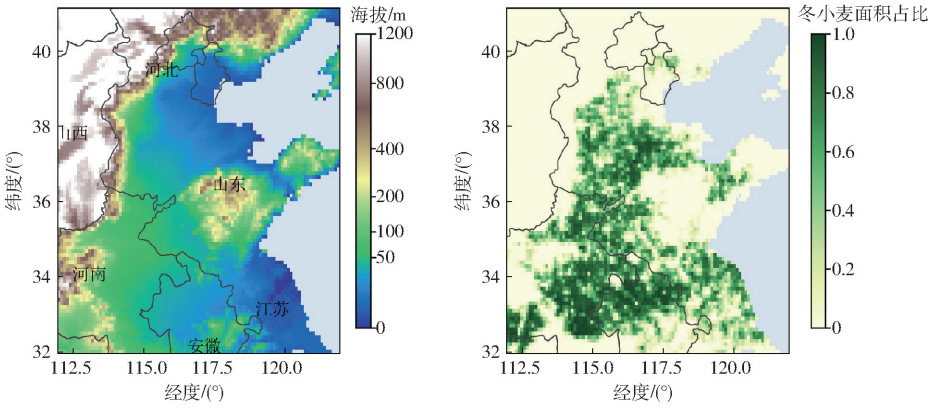


图 1 研究区范围、地形与冬小麦分布

Fig. 1 Study area, topography and winter-wheat distribution

1.2 研究数据

本文所用主要数据均为公开数据集,见表 1。

(1)气象数据采用 ERA5 - Land 再分析日尺度产品[21],以 0.1°规则经纬网格提供,原生分辨率约 9 km,经 Google Earth Engine 的 ECMWF/ERA5_LAND/DAILY_AGGR 数据集提取,覆盖 1981—2024 年,共选取日最高、最低、平均气温,2 m 露点温度,日降水量,10 m 风速 u、v 分量,下行短波辐射及表层土壤含水率 9 个变量,用于计算参考蒸散、构建干旱指标及识别复合干热事件;另提取逐时产品 14 时的气温、露点温度与 10 m 风速用于重建干热风日。已有评估表明,ERA5 - Land 地表气温在华东 29 个国家站 2000—2023 年的决定系数最高达 0.99、均方根误差小于 1℃,总体略偏低[26];ERA5 降水在中国大陆与站点观测的相关系数为 0.796 ~ 0.945,华北属相关最高的区域之一,夏季略偏多[27]。

(2)冬小麦空间分布采用 WheatMapNCP 30 m 2000—2024 年逐年冬小麦种植掩膜[22],坐标系为 EPSG:4326。聚合方法为:先将 30 m 二值掩膜投影至 Albers 等积圆锥投影坐标系(双标准纬线 25°N、47°N),在每个 0.1°目标网格内统计冬小麦像元的总面积,与该网格实际面积 S_g 相比得到取值介于 0 与 1 之间的格点冬小麦面积占比 f_g,二者乘积 $f_g S_g$ 即格点冬小麦种植面积;目标网格与 ERA5 - Land 0.1°网格严格对齐,不作重采样插值。该掩膜起始于 2000 年,短于 1981—2024 年的气候分析时段,故逐年掩膜仅用于 2000—2024 年的承灾体暴露度分析;由其得到的麦田面积序列另以豫鲁冀皖苏 5 省粮食作物播种面积的省级统计作趋势形态的交叉核对。

表 1 数据集

Tab. 1 Datasets used

数据集	变量/内容	分辨率	时段	来源/获取
ERA5 - Land(日聚合)	日最高/最低/平均气温、2 m 露点、日降水量、10 m 风速 u/v、下行短波辐射、表层土壤含水率	0.1°规则网格、日(原生≈9 km)	1981—2024 年	ECMWF;GEE ECMWF/ERA5_LAND/DAILY_AGGR[21]
WheatMapNCP	冬小麦种植掩膜(二值 0/1)	30 m、逐年	2000—2024 年	figshare doi: 10.6084/m9.figshare.28890956 (CC - BY)[22]
SRTM DEM	高程(用于 FAO - 56 气压估算)	≈90 m→重采样 0.1°	—	USGS SRTMGL1[23]
TerraClimate	月最高气温、月降水量、PDSI(一致性交叉核对)	≈4 km、月	1981—2023 年	TerraClimate[24]
FAOSTAT	中国小麦单产(产量影响验证)	国家尺度、年	1981—2024 年	FAOSTAT "Crops and livestock products"
县级冬小麦产量	河南省 101 县小麦总产量(区域口径产量验证)	县、年	2000—2023 年	《河南统计年鉴》2001—2024 年"各县(市)主要农作物产量"表[25]
GFSAD1000 V1.0	耕地灌溉/雨养类别(灌溉条件旁证)	1 km、名义 2010 年	2010 年	GEE USGS/GFSAD1000_V1

(3)地形数据采用 SRTM 数字高程模型 DEM[23],用于估算大气压以参与参考蒸散计算。

(4)辅助气候数据采用 TerraClimate 月尺度产品[24],分辨率约 4 km,融合 WorldClim、CRU Ts 与

JRA－55，用于与本文 ERA5－Land 输入及 SPEI－3 作一致性交叉核对。

（5）用于产量影响验证的国家尺度资料采用 FAOSTAT“Crops and livestock products”域的 1981—2024 年中国小麦逐年单产统计，该资料独立于本文所用再分析。为减小国家口径与研究区之间的尺度错配，另采用河南省 101 个有连续记录的县 2000—2023 年的冬小麦总产作区域口径检验，数据取自《河南统计年鉴》2001—2024 年“各县（市）主要农作物产量”表[25]；县级播种面积仅在 2013—2024 年可得，该 12 年内变异系数仅 2.3%、相对总产距平与相对单产距平的相关系数为 0.999 6，故以相对总产距平代替相对单产距平。

1.3　参考蒸散与 SPEI－3

（1）参考蒸散 ET_0

参考蒸散采用 FAO－56 Penman－Monteith 方法计算[28]，计算式为

$$ET_0 = \frac{0.408\Delta(R_n - G) + \gamma \dfrac{900}{T+273} u_2 (e_s - e_a)}{\Delta + \gamma(1 + 0.34u_2)} \tag{1}$$

式中　ET_0——参考蒸散，mm/d

R_n——净辐射，MJ/（m^2·d）

G——土壤热通量，日尺度取 0

T——2 m 日平均气温，℃

u_2——2 m 高度风速，m/s，由 10 m 风速 u、v 分量合成后按对数风廓线换算

e_s、e_a——饱和水汽压与实际水汽压，kPa，e_a 由露点温度求得

Δ——饱和水汽压–温度曲线斜率，kPa/℃

γ——干湿表常数，kPa/℃，取值依赖大气压，而大气压按 FAO－56 公式由 DEM 高程估算

本文未直接采用 ERA5－Land 自带的 potential_evaporation 变量，因其定义为开阔水面的潜在蒸发，与作物参考蒸散 ET_0 在物理含义上不一致。

（2）标准化降水蒸散指数 SPEI－3

以逐月降水量 P 与逐月 ET_0 之差得到月尺度水分盈亏 $D = P - ET_0$，再对 D 作 3 个月滑动累积；取 3 个月尺度是为了保留越冬期至返青期的土壤水分记忆，同时避免 6 个月尺度被上年秋季信号主导。按日历月分别拟合 3 参数 log-logistic 分布，分布参数用 L 矩估计[29]，其累积分布函数 $F(x)$ 为

$$F(x) = \left[1 + \left(\frac{\alpha}{x - \theta}\right)^{\beta}\right]^{-1} \tag{2}$$

式中　α、β、θ——尺度、形状与位置参数

将累积概率转为标准正态分位数，即得 SPEI－3 计算式为

$$SPEI-3 = W - \frac{c_0 + c_1 W + c_2 W^2}{1 + d_1 W + d_2 W^2 + d_3 W^3} \tag{3}$$

其中　$W = \sqrt{-2\ln q}$

式中　q——超越概率

W——标准正态分位数近似转换中间变量

c_0、c_1、c_2、d_1、d_2、d_3——标准正态近似常数[29]

SPEI 标准化参考期取 1981—2024 全期，以保证干旱指数在整个趋势分析时段内口径一致。SPEI 已用于我国西南地区干旱监测以及陕北黄土区土壤水分–气候响应分析[30－31]。

1.4　复合干热事件定义

对复合干热事件采用可复现定义，简称基准定义。以逐格点、逐日为判定单元，当同一格点在同一日同时满足高温与干旱 2 个条件时，计为 1 个复合干热日。

（1）高温条件：日最高气温 T_{max} 超过该日历日的第 90 百分位阈值 P_{90}。P_{90} 以 WMO 1991—2020 年气候标准值时段为基准期，便于与国内外极端高温指数相互可比，并采用 ±5 d 滑动窗口逐日历日统计，这是 ETCCDI 极端温度指数如 TX90p 的通行做法[32]；取第 90 百分位是为了在约 102 d 的春季生长窗内保留足够的事件样本。基准期内外百分位指数的可比性按 Zhang 等[32]的留一订正检验（基准期内年份以剔除该年的 29 年样本估计阈值）。

（2）干旱条件：对应月份的 SPEI－3 ≤ －1.0，即达到中度及以上干旱。1 个复合干热日即记为 1 次复合干热事件。

复合干热日仅在冬小麦春季生长窗内判定，即儒略日 60—161（平年 3 月 1 日至 6 月 10 日；闰年 2 月 29 日按独立日历日统计阈值，窗口起止相应前移 1 d），该窗口涵盖返青至灌浆等对高温和水分亏缺敏感的关键物候期，物候期、敏感灾害与指标阈值的对应关系见表 2。采用固定日历窗是为保证 44 年间判定口径一致，但气候变暖下冬小麦物候存在年际漂移[33]，影响通过生长窗前移、后移、放宽、收紧各 10 d 的平移试验量化。在此基础上，逐年、逐格点统计 3 个指标：频次（生长季内复合干热日总天数）、最长持续时间（连续复合干热日的最大长度）与强度（所有复合干热日 T_{max} 超过 P_{90} 的累积量，$I = \sum(T_{max} - P_{90})$，单位℃·d）；因强度为复合干热日数与逐日超阈量的合成量，同时报告日均超阈量 I/频次（逐格点比值按麦田面积加权平均）以分离量级信号与频次信号。

表 2 冬小麦春季生长窗内相关业务判据与本文复合判据

Tab. 2 Operational criteria within spring growth window versus and compound criterion used

物候期	敏感灾害	核心指标与阈值	标准/依据
抽穗-扬花-灌浆(5 月)	干热风(轻/重)	T_{max} ≥32/35℃且 14 时相对湿度 RH≤30/25%且风速≥3 m/s	QX/T 82 -2019《小麦干热风灾害等级》
孕穗-抽穗扬花(4—5 月)	高温热害	T_{max} >32℃(叶绿素骤降);T_{max} >34℃(半致死)	应用气象学报
返青-拔节(3—4 月)	晚霜冻/倒春寒	拔节期地温 < -2℃;孕穗期地温 <0℃	农业农村部技术指导
拔节-抽穗-灌浆(4—5 月,需水关键期)	农业干旱	土壤相对湿度:轻 50% ~60%、中 40% ~50%、重 30% ~40%、特重 <30%	GB/T 32136—2015《农业干旱等级》
本文复合判据	复合干热事件	T_{max} >日历日 P_{90}(基准 1991—2020 年,±5 d 窗)且 SPEI -3≤ -1.0;限儒略日 60—161	本文;WMO 1991—2020 气候标准值时段

1.5 时空演变、突变与模态分析

对频次、最长持续时间与强度 3 个年度指标场逐格点开展趋势分析,空间展示统一限于冬小麦种植区掩膜范围。区域平均序列均以 2015—2024 年多年平均麦田种植面积占比为固定权重加权(简称麦田加权),全部年份采用同一权重场,使区域序列只反映气候要素本身的变化而不混入种植结构变化,也不因掩膜起始于 2000 年而引入人为跃变;另以 2000—2009 年平均占比、麦区格点等权重以及 2000—2024 年始终为麦田的"全期交集核心麦区"3 种替代权重重复分析。趋势采用 Theil - Sen 斜率(简称 Sen 斜率)估计[34],显著性采用 Mann - Kendall 检验(简称 MK 检验)[35-36],对存在显著序列自相关的格点先作无趋势预白化[37-38];为控制多重检验下空间场显著性,采用 Benjamini - Hochberg 错误发现率(FDR)方法[39-40],控制水平取 α_{FDR} = 0.10,按 Wilks[40] 的建议对应全局显著水平 0.05,检验族取研究区全部陆地格点,与面积类统计仅限于冬小麦种植掩膜的口径不同。此外,将研究时段等分为前期 1981—2002 年与近期 2003—2024 年,计算近期减前期的差值场,并以突变年为界(1981—1999 年与 2000—2024 年)作对照。

区域平均序列的突变以 Pettitt 非参数检验[41]识别,并以 Buishand 校正极差检验[42]作独立佐证,其显著性由 2×10^5 次同长度独立同分布序列的蒙特卡洛模拟给出;同时计算序贯 MK 检验的正序统计量 U_F 与逆序统计量 U_B 以刻画趋势演进,但因 U_F/U_B 交点法对序列噪声敏感,突变判定以 Pettitt 与 Buishand 为准。

为进一步揭示复合干热事件的时空模态,对指标场进行旋转经验正交函数 REOF 分解,采用方差极大正交旋转,以获得空间上更为局地化、便于物理解释的模态。旋转前按 North 等[43]的特征值抽样误差准则判断各特征值是否与相邻特征值有效分离,据以确定参与旋转的模态个数。

为检验结果对判定细节的依赖,设计多组对照方案:高温分位 P_{85}/P_{90}/P_{95} 与 SPEI 阈值 -0.8/-1.0/-1.3 两两组合的 9 组阈值方案;干旱分量改为 SPEI -1、SPEI -6、逐日土壤含水率标准化指数 SSI(≤ -1.0)或不含 ET_0 的 SPI -3;3 种替代权重场;留一订正与 1981—2024 年全期、1981—2010 年 2 种替代基准期;4 种生长窗平移。对各方案重新识别复合干热日、重建区域频次序列,并统计 Sen 斜率及可得的近期减前期差值与突变年。

1.6 承灾体暴露、指标验证、产量影响与归因分析

暴露度评估遵循 IPCC SREX 与 AR5 风险框架[44-45],并参考在我国耕地干旱暴露度预估中应用[46],将暴露度作为独立于脆弱性的维度处理,即暴露度刻画冬小麦处于危险区内数量或比例,而不涉及对灾害的敏感性与适应能力。以复合干热危险场为危险区,即趋势通过 FDR 场显著性检验的加剧区(简称趋势可检出的加剧区),或单年频次达到危险阈值(本文取≥3 d)的区域,定义 3 类暴露度指标。

(1)绝对暴露:危险区内冬小麦种植面积,计算式为

$$E_{abs}=\sum_{g\in\Omega}A_g \tag{4}$$

式中 E_{abs}——绝对暴露,hm^2

g——格点序号

A_g——格点 g 的冬小麦种植面积,hm^2

Ω——危险区格点集合

(2)暴露率:危险区内冬小麦面积占研究区冬小麦总面积的比例,计算式为

$$E_{rate}=\frac{\sum_{g\in\Omega}A_g}{\sum_{g}A_g} \tag{5}$$

式中 E_{rate}——暴露率

(3)危险加权暴露:以危险强度为权重对冬小麦面积加权,计算式为

$$E_w = \sum_g H_g A_g \tag{6}$$

式中　E_w——危险加权暴露，$hm^2 \cdot d$

H_g——格点 g 的危险强度，如复合干热频次或其趋势，d

基于上述指标，结合 2000—2024 年逐年冬小麦分布，评估黄淮海冬麦区承灾体对复合干热危险的暴露空间格局及其年际演变，暴露序列以 2000—2011 年与 2012—2024 年 2 段比较前后期均值。为刻画灌溉条件与危险格局的空间关系，另采用名义年份为 2010 年、空间分辨率 1 km 的 GFSAD1000 V1.0 多研究耕地掩膜，将“灌溉为主”和“灌溉为辅”2 类合并为灌溉类并聚合至 0.1°网格，统计麦田所在耕地中灌溉类面积的占比。

为检验再分析输入与干旱指标的可靠性，以 ERA5－Land 表层土壤含水率按与 SPEI 相同的流程构建月尺度标准化指数 SSI 作内部一致性对照（并按同一流程对逐日土壤含水率标准化得到日尺度 SSI 用于替代定义），再与 TerraClimate 的月最高气温、月降水量及帕尔默干旱强度指数 PDSI 作 Pearson 相关的一致性交叉核对。

为从产出端评估农业影响，以二次多项式去除统计单产的技术进步趋势得到相对产量距平，与线性去趋势的麦田加权区域复合干热频次、强度距平作 Pearson 相关与线性回归，并对各子样本作统计功效分析。

按 QX/T 82—2019《小麦干热风灾害等级》以 ERA5－Land 逐时产品 14 时气温、由露点温度换算的相对湿度与风速判定干热风日，与本文复合干热日作对比；按麦田加权计算 3—6 月 3 个月累积 ET_0 与降水量的 Sen 斜率以分解水分盈亏趋势来源并逐格点判别主导项；以生长窗内复合概率与两边缘概率乘积之比量化高温–干旱相依性，并逐年计算该比值以检验其趋势。总体技术路线如图 2 所示。

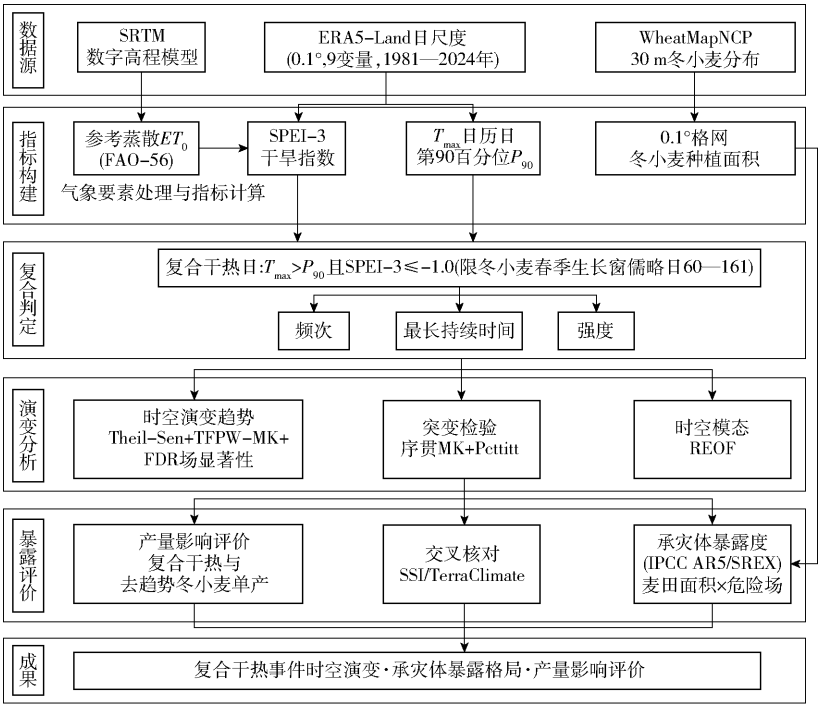


图 2　技术路线

Fig. 2　Technical roadmap

2　结果与分析

2.1　气候态空间格局与时空演变趋势

图 3 为 1981—2024 年黄淮海冬麦区复合干热事件频次、最长持续时间与强度 3 个维度的气候态空间分布。就麦田加权平均而言，春季生长窗内复合干热日数多年平均为 2.76 d。3 个维度总体均呈“南高北低”格局：频次高值集中于豫中南、皖北与苏北，自南向北递减，北部麦区显著偏低；最长持续时间与强度空间分布与频次基本一致，表明南部麦区在春季生长窗内更易遭受高温与干旱同期发生的复合胁迫。最长持续时间气候态仅约 1.0～1.5 d，受月尺度干旱分量月内取值恒定的限制。

图 4 为 3 个维度指标近期 2003—2024 年相对前期 1981—2002 年差值场及逐格趋势显著性标记。麦田加权平均频次由前期 1.52 d 升至近期 4.01 d，增至约 2.6 倍，频次差值为 2.49 d、强度差值为 6.5℃·d，持续时间的变化相对较弱；区域麦田加权序列 Sen 斜率为 0.091 8 d/a，约合 0.9 d/(10a)。

由图 4 可知，频次有 18% 的格点、强度有 21%

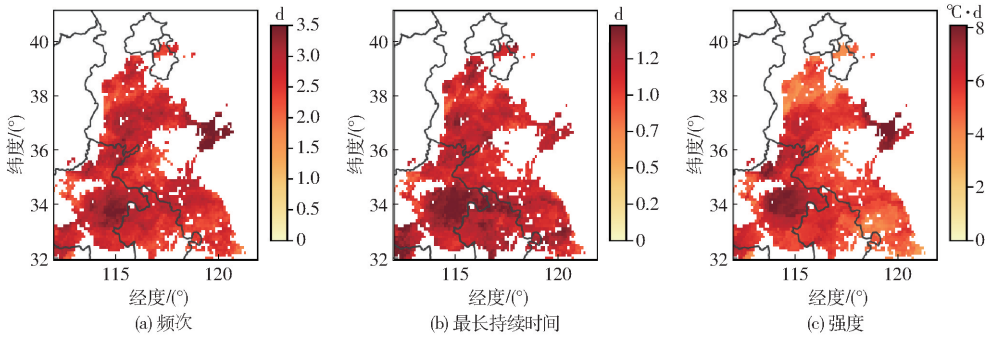


图 3 复合干热事件频次、最长持续时间与强度气候态空间分布

Fig. 3 Climatology of frequency, duration and intensity of compound dry-hot events

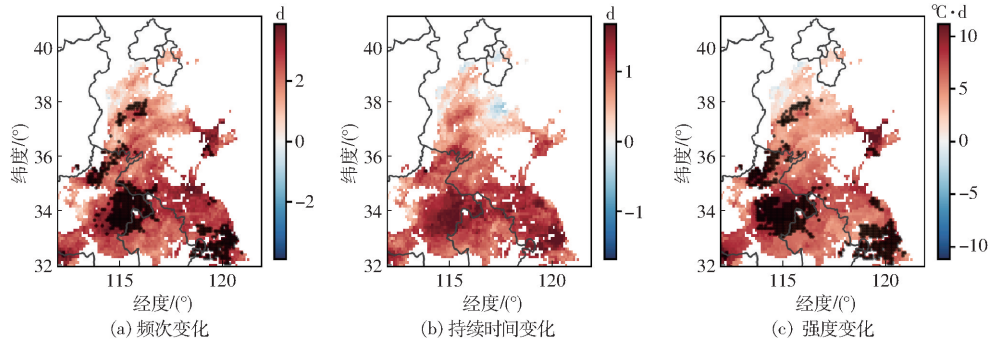


图 4 3 维度指标近期与前期差值及 FDR 显著性

Fig. 4 Recent minus earlier differences of three metrics with FDR significance

的格点通过 FDR 场显著性检验,且显著格点全部为增加,持续时间通过检验的格点比例近似为 0。该比例对检验族与控制水平较为敏感:收紧至 $\alpha_{FDR}=0.05$ 时频次降至约 0.3%、强度降至 0,改以麦区格点单独构成检验族时,频次为 0.8%、强度为 20.0%,而麦区内逐格点 $p<0.05$ 的比例达 45.0% 与 41.1%、远高于零假设期望的 5%。

趋势可检出的格点主要集中于中南部麦区:以 36°N 为界,麦区内通过 FDR 检验的频次趋势格点有 502 个(87%)位于南侧的豫中南、皖北与苏北,74 个(13%)位于北侧的冀南-鲁西,与气候态高值区大体对应,呈“高本底、强增长”叠加特征(图 4)。日均超阈量区域均值由前期的 1.248℃升至近期的 1.989℃,Sen 斜率 0.026℃/a、MK 检验 $p=0.016$;强度与频次年际相关系数高达 0.882,而日均超阈量与频次相关系数仅 0.405 且自身趋势显著,表明在频次增加之外,复合干热日的逐日超阈幅度亦在独立增强。

2.2 突变检测与时空模态

图 5 为作用于麦田加权区域频次序列的 Pettitt 检验与序贯 MK 检验的 U_F、U_B 统计量结果。Pettitt 检验识别出的突变年为 1999 年、$p=0.001$,指示区域复合干热频次在该年前后发生了显著的均值跃变;独立的 Buishand 校正极差检验[42]给出一致结论,$U=1.215$、蒙特卡洛 $p<0.001$,突变年同为 1999 年。序贯 MK 的 U_F 统计量在 1990 年代持续为负,于 2002 年前后由负转正,其后波动上升并于 2016 年越过 1.96 显著性临界线,至 2024 年 $U_F=3.36$,表明近 20 年来复合干热频次的增加趋势已达到统计显著水平且不断增强;U_F 与 U_B 2 条曲线在 1999—2000 年前后相距 1.6 ~ 2.8 个标准差、未在该时段相交,全期唯一交点出现在 2011 年前后。若改以突变年 1999 年为界划分前后期,前期均值降至 0.67 d、近期升至 4.35 d,差值增至 3.68 d 且全域 100% 的格点为正,2 种分期所得差值场的空间相关系数为 0.80,说明等长划分偏保守、结果不因分期方式而改变。

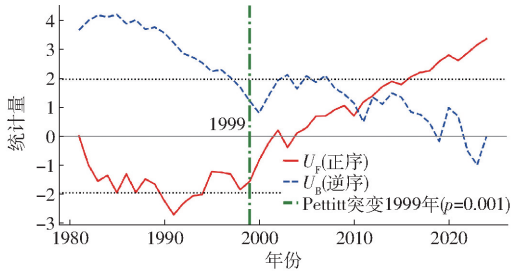


图 5 麦田加权区域频次的序贯 Mann - Kendall 与 Pettitt 突变检验

Fig. 5 Sequential Mann - Kendall and Pettitt change-point tests

图 6 为对限于麦区的复合干热频次场进行方差极大正交旋转经验正交函数 REOF 分解得到的前 3 个时空模态,解释方差分别为 47%、19% 与 7%,累

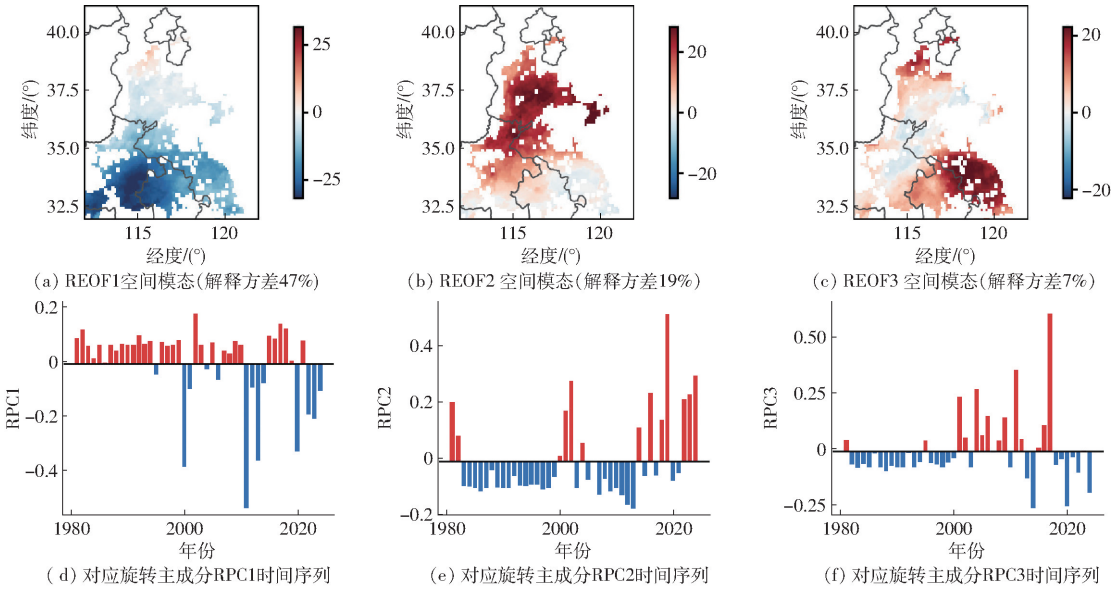


图 6　复合干热频次场旋转经验正交函数前 3 个时空模态

Fig. 6　Leading three rotated EOF modes of compound dry-hot frequency

计约 73%。REOF1 在麦区 94% 的格点上为同号负载荷、量值自南向北递减，高载荷中心位于豫南-皖北的 33.2°N、114.7°E 附近，表征复合干热变化的区域一致型分量；因其载荷整体为负，时间系数 RPC1 取负值时对应复合干热偏多，而 REOF2、REOF3 的载荷以正值为主，其 RPC 取正值时对应偏多。REOF2 高载荷中心位于鲁东 36.4°N、119.7°E 附近，刻画山东-苏北东部麦区相对于内陆的差异型分量；REOF3 高载荷中心位于苏北的 34.0°N、118.4°E 附近，呈局地化分布，与淮北平原向丘陵过渡的地形-气候过渡带位置相对应。

North 等[43]的特征值抽样误差检验表明，前 4 个模态均与相邻模态有效分离，即 $\lambda_i - \lambda_{i+1} > \delta\lambda_i$（$\lambda_i$为第 i 模态的特征值、$\delta\lambda_i$为其抽样误差），第 5、6 模态则相互重叠，故取前 3 个模态参与旋转有依据。就时间系数而言，RPC1 指示复合干热偏多的年份依次为 2011、2000、2013、2020 与 2023 年，其中 2000 年与 2010—2011 年冬春连旱均为本区有记载的严重春旱年份；RPC2 对应的偏多年份为 2019、2024、2002 与 2016 年，反映春季雨带推进与东亚季风北跳时序在东部沿海的年际差异。为检验上述模态时间系数的物理合理性，查阅《中国气象年鉴》1986—2024 年“气候评价”和“农业气象灾害”相关内容[47]，将其中记录的华北-黄淮冬春旱情与干热风过程作为定性背景核对。

2.3　指标可靠性与阈值稳健性检验

图 7a、7b 为 SPEI-3 与表层土壤含水率标准化指数 SSI 的对比验证结果。全区 SPEI-3 的多年均值为 0.008、标准差为 0.985，与标准正态分布的理论期望高度吻合，表明标准化处理稳健有效。SPEI-3 与由 ERA5-Land 表层土壤含水率构建的 SSI 在时序上表现出一致的干湿位相变化，麦区序列 $r = 0.74$，佐证了 SPEI-3 能够合理刻画研究区气候水分亏缺状况，可作为复合干热事件判定中干旱分量。

图 7c～7e 为与 TerraClimate 产品的交叉核对结果，月最高气温与月降水量的相关系数分别为 1.00 与 0.98（$n = 516$），主要反映季节循环；去除季节循环后，SPEI-3 与 TerraClimate 的 PDSI 仍显著正相关（$r = 0.60$，$n = 430$，PDSI 早期有效值较少，$p < 0.001$），表明二者在干湿年际异常上相互印证。

各判定方案的检验结果见表 3。9 组阈值方案下区域频次序列的 Sen 斜率（0.024～0.182 d/a）与近期减前期差值（0.85～4.43 d）全部为正，高温分位取 P_{95}时亦然；除 SPEI-6 因事件过于稀少（气候态仅 0.24 d）不适用于春季生长窗外，改用 SPEI-1 或日尺度 SSI 作干旱分量、改换权重场、基准期或生长窗后，Sen 斜率均为正（0.057～0.146 d/a），突变年均落在 1998—1999 年；SPEI-1 与日尺度 SSI 序列与基准序列的相关系数分别为 0.849 与 0.851，基准定义复合干热日中 68.6% 同时被日尺度 SSI 定义判定，SPEI-1、SSI 与 SPI-3 方案的 Pettitt p 分别为 0.002、0.003 与 0.021。仅用降水的 SPI-3 使 Sen 斜率降至 0.044 4 d/a、约为基准定义的一半，表明基准趋势中约一半来自 ET_0随增暖的上升；按 Zhang 等[32]方法作留一订正后 Sen 斜率由 0.091 8 d/a 增至 0.098 7 d/a，原方案位于偏保守的一侧。

2.4　承灾体暴露与产量影响

图 8 与图 9 分别为冬小麦对复合干热危险的暴露空间格局及其 2000—2024 年的演变。

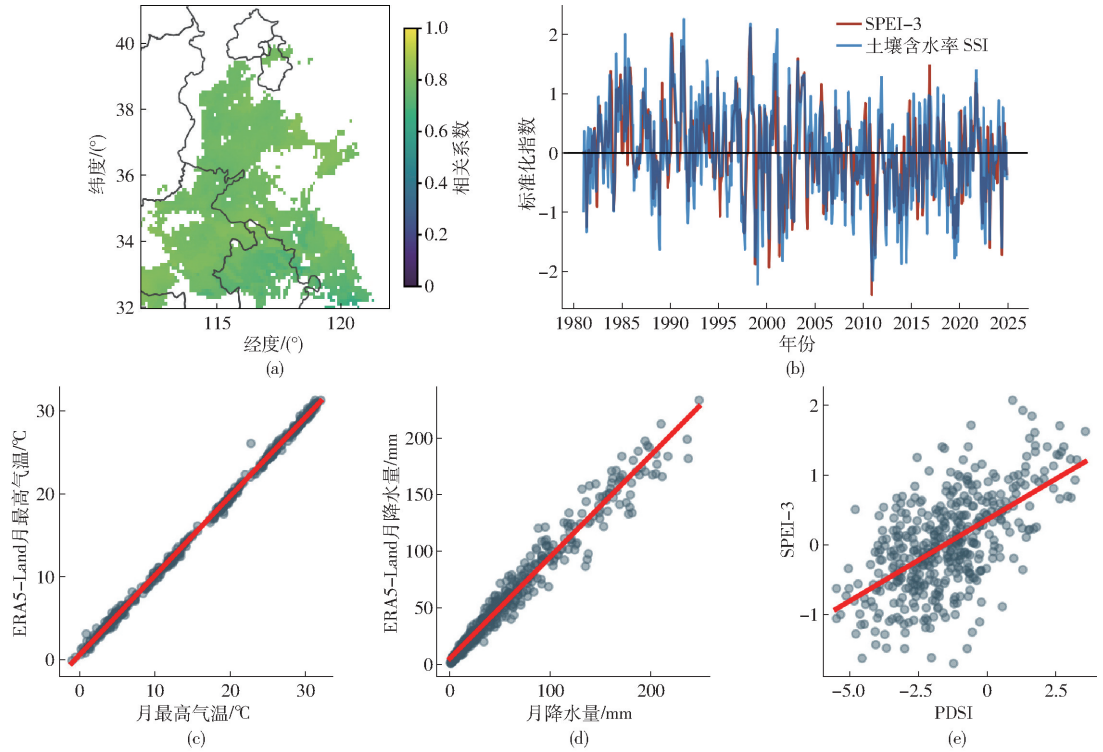


图 7 SPEI－3 与土壤含水率标准化指数 SSI 的验证结果

Fig. 7 Validation results of SPEI－3 against standardized soil-moisture index SSI

表 3 复合干热频次趋势、突变及判定方案敏感性统计

Tab. 3 Trend and change-point statistics of compound dry-hot frequency and sensitivity to detection schemes

方案	前期、近期均值/d	近期-前期/d	Sen 斜率/(d·a^{-1})	突变年
基准(P_{90},SPEI－3≤－1.0)	1.52、4.01	2.49	0.091 8	1999
阈值:P_{85}与 SPEI －0.8/－1.0/－1.3	—	4.43/3.36/1.54	0.182/0.127/0.044	—
阈值:P_{90}与 SPEI －0.8/－1.3	—	3.23/1.20	0.130/0.033	—
阈值:P_{95}与 SPEI －0.8/－1.0/－1.3	—	1.99/1.60/0.85	0.076/0.058/0.024	—
干旱分量:SPEI－1	1.403、3.609	2.21	0.091 9	1999
干旱分量:SPEI－6	0.038、0.458	0.42	0.001 5	2004
干旱分量:逐日 SSI≤－1.0	2.380、5.488	3.11	0.146 1	1998
干旱分量:SPI－3(不含 ET_0)	—	—	0.044 4	1999
权重场:3 种替代方案	—	2.39～2.47	0.087 1～0.092 2	1999
基准期:留一订正	—	2.58	0.098 7	1999
基准期:1981—2024 年全期/1981—2010 年	—	—	0.096 5/0.115 5	1999
生长窗:前移/后移/放宽/收紧 10 d	—、3.542/4.208/—/—	—	0.057 1～0.119 3	1999

注:前期、近期分别为 1981—2002 年与 2003—2024 年的麦田加权均值;突变年由 Pettitt 检验给出;阈值方案的 Sen 斜率由 d/(10a) 换算,保留 3 位小数;“～”表示多方案取值范围;“—”表示该项未列出。

由图 8 可知,以趋势可检出的加剧区作为危险区,2024 年 1.863×10^7 hm^2 冬小麦中有 3.34×10^6 hm^2(18%,按 $\alpha_{FDR}=0.10$ 计)落在该区内。以频次为权重的危险加权暴露 E_w 由 2000—2011 年的 6.50×10^7 hm^2·d 升至2012—2024 年的 8.37×10^7 hm^2·d(增加约 29%,Sen 斜率 2.32×10^6 hm^2·d/a),但序列在 0～2.15×10^8 hm^2·d 间大幅起伏、受 2011、2019、2023 等高值年主导,上升趋势未通过 MK 检验($Z=1.24$,$p=0.216$);以频次≥3 d 判定的单年暴露率总体持平(2000—2011 年约 0.475、2012—2024 年约 0.502,$p=0.834$),表明暴露的变化主要体现为危险量级起伏,而非“危险年”面积比例扩张。

暴露高值区集中于豫中南、皖北与苏北,与危险格局在中南部麦区相叠加。由于 ERA5－Land 陆面方案 HTESSEL 不含灌溉过程,危险场反映气候水分收支而非灌溉调节后田间墒情,而黄淮海又是我国灌溉率最高的农区之一,故需考察灌溉条件与危险格局的空间关系。据 GFSAD1000 耕地掩膜统计,研究区麦田所在耕地中灌溉类面积占比的麦田加权均值为 78.2%,趋势可检出的加剧区内为 82.5%、略高于其余麦区的 77.4%,加剧区中

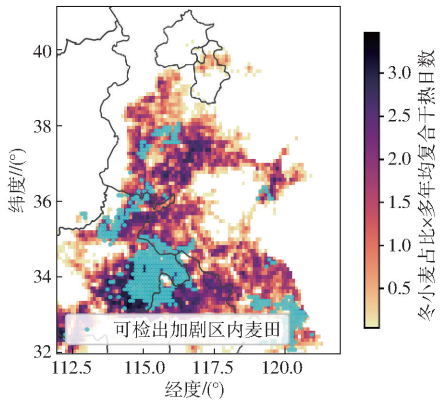
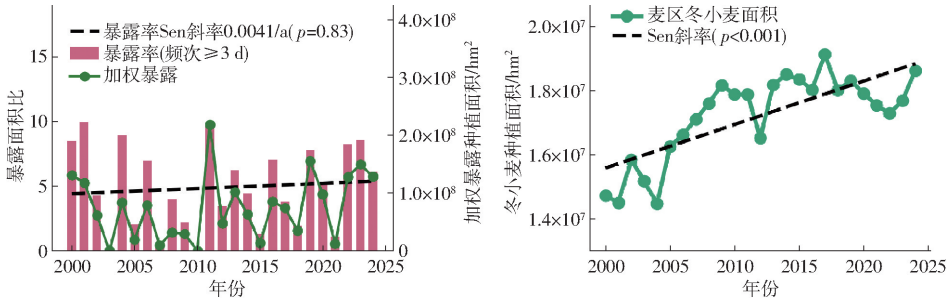


图 8　冬小麦对复合干热危险的暴露空间格局

Fig. 8　Spatial pattern of winter-wheat exposure to compound dry-hot hazard

70.8% 的格点灌溉类占比超过 60%，即高危险区同时也是灌溉条件较好的区域；在冀东南、鲁北等高保证率灌区，即使 SPEI－3≤－1.0，实际作物水分胁迫也可能因适时补灌而大幅缓解。

研究区冬小麦种植面积由 2000 年的 1.473×10^7 hm^2 增至 2024 年的 1.863×10^7 hm^2，多年均值为 1.722×10^7 hm^2，Sen 斜率 1.36×10^5 hm^2/a（$p<0.001$，图 9b）。与豫鲁冀皖苏 5 省粮食作物播种面积省级统计交叉核对，2000—2024 年两序列的相关系数为 0.83（$p<0.001$），低谷年份基本一致（遥感 2004 年、统计 2003 年）；但遥感序列的全期增幅（26.4%）约为省级播种面积统计（10.5%）的 2.5 倍，该统计含夏玉米、水稻并计入复种、与冬小麦口径不同，2000—2005 年 Landsat 覆盖稀疏亦可能造成早期漏提。

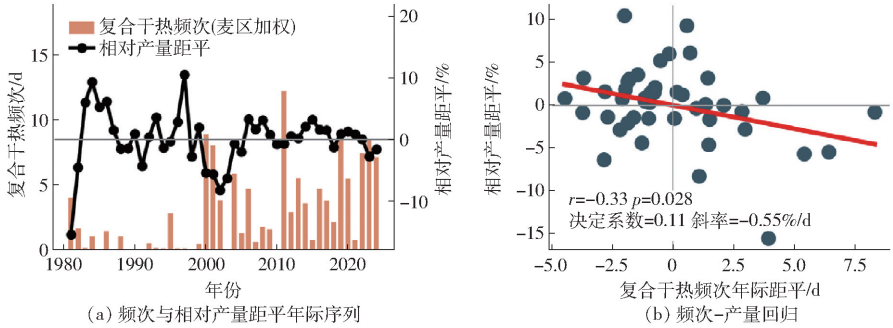


(a) 暴露率与危险加权暴露　　(b) 冬小麦种植面积

图 9　承灾体暴露度 2000—2024 年演变

Fig. 9　Evolution of winter-wheat exposure during 2000—2024

国家尺度上，复合干热频次年际距平与去趋势相对单产距平呈显著负相关（$r=-0.33$，$p=0.028$；强度距平 $r=-0.30$，$p=0.047$），回归斜率约 −0.55%/d，即区域复合干热日数每增加 1 d 相对单产下降约 0.55%，决定系数为 0.11（图 10）。



(a) 频次与相对产量距平年际序列　　(b) 频次–产量回归

图 10　复合干热对冬小麦产量的影响

Fig. 10　Impact of compound dry-hot events on winter-wheat yield

分时段看，1981—1999 年相关系数为 −0.47（$p=0.041$），2000—2024 年为 0.01，窗口内去趋势的 15 年滑动相关在 1988—2017 年各窗口中心介于 −0.4～0、无一显著（图 10b）；河南 101 县 2000—2023 年相对总产距平与复合干热频次距平的相关系数为 0.16（$p=0.45$）。按统计功效分析，检出 $|r|\approx0.33$ 在 $n=44$ 时功效仅约 59%、$n\leq25$ 时不足 40%；国家尺度结果从产出端为复合干热的负向产量影响提供了方向性证据，区域口径的产量序列后续可由遥感估产获得[48]。

2.5　驱动归因与干热风业务指标

就复合干热加剧的驱动因子而言，背景气温升高直接抬升日最高气温超越逐日历日第 90 百分位的概率；麦田加权的生长窗高温日超阈率由 1980 年代的 0.062 升至 2021—2024 年的 0.155。同时，气温与饱和水汽压差升高使参考蒸散增强而降水未同步增加，月尺度水分平衡 $P-ET_0$ 趋于亏缺；定量归因表明，3—6 月 ET_0 以 7.73 mm/(10a) 显著上升（$p<$

0.001),降水以 -5.72 mm/(10a)下降但未达显著(p=0.148),二者对水分盈亏趋势(-12.75 mm/(10a),p=0.016)的贡献分别为 57.5% 与 42.5%(Sen 斜率为中位数估计、分量不严格可加,贡献按分量趋势绝对值占比计算),麦区中 78.2% 的格点水分盈亏趋势由 ET_0 项主导。

高温与干旱 2 个分量存在正向依赖:生长窗内实际计算的区域平均复合概率为独立假设(两边缘概率乘积)的 1.34 倍,对应年均复合干热日 2.76 d 相对独立期望 2.06 d;逐年计算该放大因子再取平均则为 1.49 倍。但该放大因子前期为 1.60、近期为 1.41,无显著变化趋势(p=0.651),说明复合干热加剧主要来自高温与干旱 2 个边缘分布的整体移动,而非相依性本身的增强。

按 QX/T 82—2019《小麦干热风灾害等级》重建的干热风日与复合干热日对比如图 11 所示。麦田加权干热风日气候态为每生长季 2.69 d,与复合干热的 2.76 d 量级相当;干热风日同样显著增加,由前期 2.12 d 增至近期 3.25 d(Sen 斜率 0.066 d/a,p=0.006),Pettitt 突变年亦为 1999 年(p=0.037)。但二者的年际序列仅呈中等相关(r=0.60),逐日逐格点判定的重合度更低:复合干热日中仅 20.8% 同时被干热风标准识别,而干热风日中有 78.6% 未被复合判据识别;空间上两者格局相反,干热风高值区位于冀南与鲁西北(气候态 4~6 d),复合干热高值区位于豫中南、皖北与苏北(图 11b、11c)。重建的干热风日数最多年份(2020、2022、2001、2019、2017 年,其中 2001 年为 6.41 d)中部分年份与《中国气象年鉴》[47]记录的严重干热风年份定性一致。

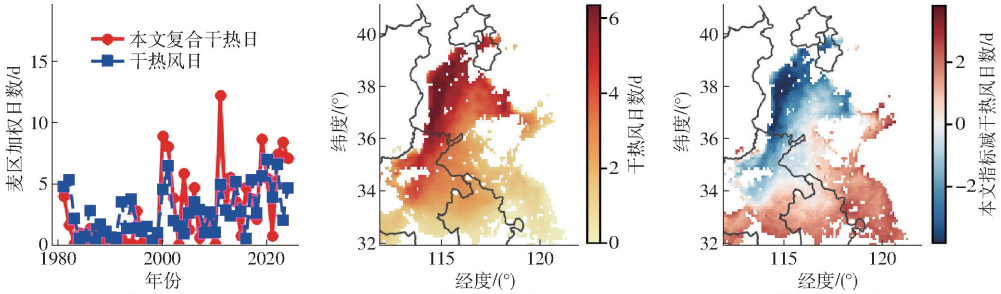


图 11 复合干热指标与干热风业务指标(QX/T 82—2019)结果

Fig. 11 Results between compound dry-hot index and operational dry-hot wind criterion (QX/T 82—2019)

3 讨论

基于 1981—2024 年 ERA5-Land 再分析与逐年冬小麦分布,本文发现黄淮海冬麦区春季复合干热频次在近 44 年增至约 2.6 倍并于 1999 年发生突变,且该信号在区域尺度稳健:区域序列的显著突变、全区为正的差值场与多组方案下一致为正的趋势均不依赖显著性水平的选取,任一显著性水平下通过逐格点检验的格点均为单向增加,指向背景增暖驱动的系统性变化而非局地随机波动。这一结果与 Mazdiyasni 等[1]在美国得到的并发干旱-热浪增多结果一致,也与 Hu 等[5]关于复合干热对全球小麦单产影响持续增强的评估方向相符;Chen 等[16]基于地面气象观测与遥感资料在黄淮海冬小麦全生育期内同样识别出高温-干旱复合事件频次增加并自北向南扩展(1982—2020 年,其中 2001—2020 年约 40% 台站记录到该类事件),与本文的加剧结果方向一致;与之相比,本文将判定限定在春季生长窗、检验了 9 组阈值与多种替代方案,并耦合逐年麦田分布,因而能回答暴露于加剧危险之下麦田有多少。就 1999 年前后的跃变而言,华北及黄淮海近几十年总体增暖明显而降水变化具有显著的区域和年代际差异[16,33,49-51],该跃变与同期增暖及水分条件波动相联系。归因结果表明 SPEI-3 趋负主要由增暖驱动的蒸散增强所致,降水减少居次要地位;土壤干化削弱潜热通量、增强感热积累并抬升近地层气温,可解释高温与干旱分量之间的正向依赖[2-3,52],但该相依性并未随时间增强。

按春季生长窗判定复合事件这一按生育阶段对齐的思路,与近期黄淮海冬小麦分生育阶段的日尺度农业干旱格点分析相呼应[33,53]。复合判据与干热风标准 QX/T 82—2019《小麦干热风灾害等级》[7]、GB/T 32136—2015《农业干旱等级》[6]等行业标准在物理内涵上相关但不等同:干热风依赖 14 时低湿与大风,侧重小时尺度的植株蒸腾失水与冠层高温耦合,多发于北部干燥多风区;复合判据刻画的是月尺度水分亏缺背景下日尺度极端高温,南部麦区因春季升温早、水分亏缺重而更为突出。两者识别的是不同致灾过程,复合判据可视为对干热风等业务指标的气候尺度补充而非替代[8-9],联合使用可更完整地覆盖本区春季的热害谱系。

复合干热的加剧对黄淮海冬小麦生产构成不可

忽视的风险：约 18% 麦田位于趋势可检出的加剧区，而复合胁迫与单一高温、单一干旱均可导致灌浆受阻、粒重或产量下降[10,12,54-55]，国家尺度的产量关联也支持这一方向，但实际损失仍受灌溉、品种与管理调节。据此建议：豫中南、皖北与苏北为危险与暴露叠加区，虽灌溉覆盖较高，仍应结合墒情监测与遥感蒸散融合估算[56]优化拔节–孕穗期与抽穗扬花期的补灌时机与水量，以缓解 $P-ET_0$ 亏缺、维持蒸散冷却，并优先布局耐热抗旱品种[57]；冀南–鲁西北为干热风高值区，宜沿用 QX/T 82—2019 预警并配套灌浆期防护；灌溉保证率较低的麦区应优先安排水源调配[58]；在农业气象业务中可将高温分位阈与 SPEI-3 干旱背景联合判识纳入春季生长窗的监测预警，预警阈值尚需结合产量响应率定；水分盈亏趋势由 ET_0 项主导的麦区侧重耐热品种与蒸腾调控，由降水项主导的麦区侧重水源调配与灌溉工程配套。

研究结果存在以下不确定性。①ERA5-Land 未经本区台站逐一核验，再分析的系统偏差仍可能影响阈值的绝对值，后续宜引入国家站逐日观测作直接对比。②ET_0 直接依赖 T_{max}，基准定义所识别的“复合”性中有一部分源于指标构造，SPI-3 对照已量化这一比例约为一半，在与其他复合干热定义比较时应予注意。③干旱分量为月尺度而高温分量为日尺度，时间分辨率错配使最长持续时间维度的区分度有限，日尺度 SSI 定义给出了更强的信号，可作为后续逐时复合判据的起点。④加剧区面积对 FDR 控制水平敏感，3.34×10^6 hm^2 宜作空间参考，后续可由区域趋势的置信区间给出面积的不确定范围。⑤暴露评估属“危险×暴露”层面，未纳入品种、管理水平与灌溉保证率等脆弱性要素，也未作未来情景预估；耦合脆弱性要素并开展情景预估，是将研究由“影响评价”推进至“预测”后续工作。

4　结论

（1）黄淮海冬麦区春季复合干热事件显著加剧且在区域尺度稳健。麦田加权的区域平均频次由 1981—2002 年的 1.52 d 增至 2003—2024 年的 4.01 d（约 2.6 倍），Sen 斜率约 0.9 d/(10a)，Pettitt 与 Buishand 检验一致将突变年定为 1999 年；9 组判定阈值方案下趋势方向均为正；除事件过于稀少的 SPEI-6 外，改用 SPEI-1、日尺度 SSI 或 SPI-3 作干旱分量及改换权重、基准期、生长窗后，趋势方向不变且突变年均落在 1998—1999 年。

（2）加剧主要源于增暖驱动下高温与干旱 2 个边缘分布的整体移动，而非二者相依性的增强。生长窗高温日超阈率由 1980 年代的 0.062 升至 2021—2024 年的 0.155；3—6 月参考蒸散以 7.73 mm/(10a) 显著上升并贡献水分亏缺趋势的 57.5%，麦区 78.2% 的格点由蒸散项主导；高温–干旱相依放大因子约 1.34 倍（前期 1.60、近期 1.41），无显著趋势。

（3）复合干热呈南高北低格局，趋势可检出的加剧区集中于中南部麦区，麦区内通过 FDR 检验的频次趋势格点 87% 位于 36°N 以南，豫中南、皖北与苏北兼具“高本底、强增长”特征，旋转经验正交函数第 1 模态（解释方差 47%）为自南向北递减的区域一致型。复合判据与干热风业务指标识别的是不同的致灾过程：二者区域序列均于 1999 年突变、相关系数为 0.60，但逐日重合率仅 20.8%，空间格局相反，宜联合使用、互为补充。

（4）危险与暴露在中南部麦区相叠加，暴露的变化主要表现为危险量级的起伏抬升而非危险区面积比例的扩张。2024 年约 3.34×10^6 hm^2（18%）冬小麦位于趋势可检出的加剧区，以频次为权重的危险加权暴露由 2000—2011 年的 6.50×10^7 $hm^2\cdot d$ 升至2012—2024 年的 8.37×10^7 $hm^2\cdot d$ 但未达显著，加剧区内灌溉类耕地占比 82.5%、不低于其余麦区；国家尺度复合干热频次距平与去趋势相对单产距平显著负相关（$r=-0.33$）；危险与冬小麦暴露在中南部麦区相叠加。豫中南、皖北与苏北应作为关键期补灌调控、耐热抗旱品种布局与复合干热预警的优先区域；本文构建的春季生长窗复合判据与多方案稳健性检验框架，可为同类区域农业气象灾害风险评估提供参考。

参　考　文　献

[1] Mazdiyasni O, AghaKouchak A. Substantial increase in concurrent droughts and heatwaves in the United States[J]. Proceedings of the National Academy of Sciences, 2015, 112(37): 11484-11489.

[2] Zscheischler J, Martius O, Westra S, et al. A typology of compound weather and climate events[J]. Nature Reviews Earth & Environment, 2020, 1(7): 333-347.

[3] Zscheischler J, Seneviratne S I. Dependence of drivers affects risks associated with compound events[J]. Science Advances, 2017, 3(6): e1700263.

[4] Zhang Y T, Hao Z C, Jiang Y T, et al. Global warming increases risk from compound dry-hot events to human and agricultural systems[J]. International Journal of Climatology, 2023, 43(14): 6706-6719.

[5] Hu J P, Skalsky R, Zhang G F, et al. Multi-indicator assessment to assess the increasing impacts of compound dry and hot events on global wheat yield[J]. Earth's Future, 2026, 14(4): e2025EF007084.

[6] GB/T 32136—2015 农业干旱等级[S].
[7] QX/T 82—2019 小麦干热风灾害等级[S].
[8] 李森, 韩丽娟, 郭安红, 等. 1961—2015 年黄淮海地区冬小麦干热风灾害时空分布特征[J]. 生态学报, 2018, 38(19): 6972 - 6980.
Li Sen, Han Lijuan, Guo Anhong, et al. Spatial-temporal characteristics of dry-hot wind for winter wheat in the Huang - Huai - Hai region from 1961 to 2015[J]. Acta Ecologica Sinica, 2018, 38(19): 6972 - 6980. (in Chinese)
[9] 赵俊芳, 赵艳霞, 郭建平, 等. 基于干热风危害指数的黄淮海地区冬小麦干热风灾损评估[J]. 生态学报, 2015, 35(16): 5287 - 5293.
Zhao Junfang, Zhao Yanxia, Guo Jianping, et al. Assessment of the yield loss of winter wheat caused by dry-hot wind in the Huang - Huai - Hai Plain based on the hazard index of dry-hot wind[J]. Acta Ecologica Sinica, 2015, 35(16): 5287 - 5293. (in Chinese)
[10] Prasad P V V, Pisipati S R, Momčilović I, et al. Independent and combined effects of high temperature and drought stress during grain filling on plant yield and chloroplast EF - Tu expression in spring wheat[J]. Journal of Agronomy and Crop Science, 2011, 197(6): 430 - 441.
[11] Ribeiro A F S, Russo A, Gouveia C M, et al. Risk of crop failure due to compound dry and hot extremes estimated with nested copulas[J]. Biogeosciences, 2020, 17: 4815 - 4830.
[12] Zhao H D, Zhang L N, Kirkham M B, et al. U. S. winter wheat yield loss attributed to compound hot-dry-windy events[J]. Nature Communications, 2022, 13(1): 7233.
[13] Wu X Y, Jiang D B, Yang Y. ENSO exacerbated the impact of compound dry-hot events on maize yield over China during 1961—2020[J]. Global and Planetary Change, 2025, 251: 104828.
[14] Jiang T C, He L, Feng H, et al. Understanding the impacts of extreme temperature and humidity compounds on winter wheat traits in China[J]. Agricultural and Forest Meteorology, 2025, 362: 110354.
[15] Zhao Y X, Xiao L J, Tang Y N, et al. Spatio-temporal change of winter wheat yield and its quantitative responses to compound frost-dry events: an example of the Huang - Huai - Hai Plain of China from 2001 to 2020[J]. Science of the Total Environment, 2024, 940: 173531.
[16] Chen G, Li K, Gu H T, et al. Climatic challenges in the growth cycle of winter wheat in the Huang - Huai - Hai Plain: new perspectives on high-temperature-drought and low-temperature-drought compound events[J]. Atmosphere, 2024, 15(7): 747.
[17] Chen Y, Zhang Z, Tao F L, et al. Impacts of heat stress on leaf area index and growth duration of winter wheat in the North China Plain[J]. Field Crops Research, 2018, 222: 230 - 237.
[18] Zhao J F, Peng H W, Yang J Q, et al. Response of winter wheat to different drought levels based on Google Earth Engine in the Huang - Huai - Hai Region, China[J]. Agricultural Water Management, 2024, 292: 108662.
[19] Wang Y N, Cao X, Zhang Y L, et al. Ecological drought sensitivity assessment of winter wheat in the Huang - Huai - Hai Plain, China[J]. Environmental Monitoring and Assessment, 2025, 197(3): 279.
[20] 陈鹏宇, 翟亚明, 黄明逸, 等. 基于优化温度植被干旱指数干湿边界的淮河流域麦田墒情反演[J]. 农业机械学报, 2025, 56(8): 128 - 141.
Chen Pengyu, Zhai Yaming, Huang Mingyi, et al. Soil moisture estimation of wheat fields by optimizing dry and wet boundaries of temperature vegetation drought index in Huaihe Basin[J]. Transactions of the Chinese Society for Agricultural Machinery, 2025, 56(8): 128 - 141. (in Chinese)
[21] Muñoz-Sabater J, Dutra E, Agustí-Panareda A, et al. ERA5 - Land: a state-of-the-art global reanalysis dataset for land applications[J]. Earth System Science Data, 2021, 13(9): 4349 - 4383.
[22] Li F, Becker-Reshef I, Wagner J, et al. A 30 m winter wheat distribution dataset for the North China Plain from 2000 to 2024 [J]. Scientific Data, 2026, 13(1): 868.
[23] Farr T G, Rosen P A, Caro E, et al. The shuttle radar topography mission[J]. Reviews of Geophysics, 2007, 45(2): 361.
[24] Abatzoglou J T, Dobrowski S Z, Parks S A, et al. TerraClimate, a high-resolution global dataset of monthly climate and climatic water balance from 1958—2015[J]. Scientific Data, 2018, 5: 170191.
[25] 河南省统计局. 河南统计年鉴(2001—2024 年)[M]. 北京: 中国统计出版社, 2001—2024.
[26] Ma L J, Wei Y Y, Dong W H. Evaluation and spatiotemporal evolution of surface air temperature estimated by ERA5 - Land reanalysis data in East China[J]. Journal of Applied Meteorology and Climatology, 2025, 64(8): 943 - 958.
[27] Jiao D L, Xu N N, Yang F, et al. Evaluation of spatial-temporal variation performance of ERA5 precipitation data in China [J]. Scientific Reports, 2021, 11: 17956.
[28] Allen R G, Pereira L S, Raes D, et al. Crop evapotranspiration: guidelines for computing crop water requirements: FAO Irrigation and Drainage Paper 56[R]. Rome: FAO, 1998.
[29] Vicente-Serrano S M, Beguería S, López-Moreno J I. A multiscalar drought index sensitive to global warming: the standardized precipitation evapotranspiration index[J]. Journal of Climate, 2010, 23(7): 1696 - 1718.
[30] 史晓亮, 吴梦月, 丁皓. SPEI 和植被遥感信息监测西南地区干旱差异分析[J]. 农业机械学报, 2020, 51(12): 184 - 192.
Shi Xiaoliang, Wu Mengyue, Ding Hao. Difference analysis of SPEI and vegetation remote sensing information in drought monitoring in Southwest China[J]. Transactions of the Chinese Society for Agricultural Machinery, 2020, 51(12): 184 - 192. (in Chinese)
[31] 赵兴凯, 李增尧, 朱清科. 基于 SPI 和 SPEI 陕北黄土区土壤水分对气候特征的响应[J]. 农业机械学报, 2016, 47(8): 155 - 163.
Zhao Xingkai, Li Zengyao, Zhu Qingke. Response of soil moisture on climate characteristics based on SPI and SPEI in loess region of Northern Shaanxi[J]. Transactions of the Chinese Society for Agricultural Machinery, 2016, 47(8): 155 - 163. (in Chinese)
[32] Zhang X, Hegerl G, Zwiers F W, et al. Avoiding inhomogeneity in percentile-based indices of temperature extremes[J]. Journal of Climate, 2005, 18(11): 1641 - 1651.

[33] 肖登攀，陶福禄. 过去 30 年气候变化对华北平原冬小麦物候的影响研究[J]. 中国生态农业学报，2012，20(11)：1539－1545.
Xiao Dengpan，Tao Fulu. Impact of climate change in 1981—2009 on winter wheat phenology in the North China Plain[J]. Chinese Journal of Eco-Agriculture，2012，20(11)：1539－1545.（in Chinese）
[34] Sen P K. Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau[J]. Journal of the American Statistical Association，1968，63(324)：1379－1389.
[35] Kendall M G. Rank correlation methods[M]. 4th ed.，London：Charles Griffin，1975.
[36] Mann H B. Nonparametric tests against trend[J]. Econometrica，1945，13(3)：245－259.
[37] Yue S，Wang C Y. Applicability of prewhitening to eliminate the influence of serial correlation on the Mann－Kendall test[J]. Water Resources Research，2002，38(6)：1068.
[38] Yue S，Pilon P，Phinney B，et al. The influence of autocorrelation on the ability to detect trend in hydrological series[J]. Hydrological Processes，2002，16(9)：1807－1829.
[39] Wilks D S. On field significance and the false discovery rate[J]. Journal of Applied Meteorology and Climatology，2006，45(9)：1181－1189.
[40] Wilks D S. The stippling shows statistically significant grid points：how research results are routinely overstated and overinterpreted，and what to do about it[J]. Bulletin of the American Meteorological Society，2016，97(12)：2263－2273.
[41] Pettitt A N. A non-parametric approach to the change-point problem[J]. Journal of the Royal Statistical Society：Series C，1979，28(2)：126－135.
[42] Buishand T A. Some methods for testing the homogeneity of rainfall records[J]. Journal of Hydrology，1982，58(1－2)：11－27.
[43] North G R，Bell T L，Cahalan R F，et al. Sampling errors in the estimation of empirical orthogonal functions[J]. Monthly Weather Review，1982，110(7)：699－706.
[44] IPCC. Managing the risks of extreme events and disasters to advance climate change adaptation：a special report of Working Groups I and II of the Intergovernmental Panel on Climate Change[M]. Field C B，Barros V，Stocker T F，et al. Cambridge，UK and New York，NY，USA：Cambridge University Press，2012：582.
[45] IPCC. Climate change 2014：impacts，adaptation，and vulnerability. Part a：global and sectoral aspects. Contribution of Working Group II to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change[M]. Field C B，Barros V R，Dokken D J，et al. Cambridge，UK and New York，NY，USA：Cambridge University Press，2014：1132.
[46] 林青霞，王欣智，吴志勇，等. 基于改进 SPEI 与 CMIP6 多模式的中国耕地干旱暴露度预估[J]. 农业机械学报，2026，57(2)：312－322,332.
Lin Qingxia，Wang Xinzhi，Wu Zhiyong，et al. Projection of drought exposure for cropland in China based on modified SPEI and CMIP6 multi-model ensembles[J]. Transactions of the Chinese Society for Agricultural Machinery，2026，57(2)：312－322，332.（in Chinese）
[47] 中国气象局. 中国气象年鉴(1986—2024 年)[M]. 北京：气象出版社，1986－2024.
[48] 竞霞，赵天昊，赵佳琪，等. 基于 Transformer－BiLSTM 混合模型的冬小麦估产与特征贡献度分析[J]. 农业机械学报，2026，57(8)：319－330.
Jing Xia，Zhao Tianhao，Zhao Jiaqi，et al. Winter wheat yield estimation and feature contribution degree analysis based on Transformer－BiLSTM hybrid model[J]. Transactions of the Chinese Society for Agricultural Machinery，2026，57(8)：319－330.（in Chinese）
[49] Jiao Y F，Liu J，Li C Z，et al. Spatial and temporal trends of extreme temperature and precipitation in the Daqing River Basin，North China[J]. Theoretical and Applied Climatology，2022，147(1－2)：627－650.
[50] Fan L，Lu C H，Yang B，et al. Long-term trends of precipitation in the North China Plain[J]. Journal of Geographical Sciences，2012，22(6)：989－1001.
[51] Zhou C L，Wang K C. Quantifying the sensitivity of precipitation to the long-term warming trend and interannual-decadal variation of surface air temperature over China[J]. Journal of Climate，2017，30(10)：3687－3703.
[52] Miralles D G，Teuling A J，van Heerwaarden C C，et al. Mega-heatwave temperatures due to combined soil desiccation and atmospheric heat accumulation[J]. Nature Geoscience，2014，7(5)：345－349.
[53] Wang Y Q，Li B F，Luo M，et al. Daily-scale gridded analysis of spatiotemporal characteristics in agricultural drought events across winter wheat growth stages in the Huang－Huai－Hai Plain，China[J]. Agricultural Water Management，2026，327：110274.
[54] Zhao K M，Tao Y，Liu M M，et al. Does temporary heat stress or low temperature stress similarly affect yield，starch，and protein of winter wheat grain during grain filling?[J]. Journal of Cereal Science，2022，103：103408.
[55] Ru C，Hu X T，Wang W E，et al. Impact of nitrogen on photosynthesis，remobilization，yield，and efficiency in winter wheat under heat and drought stress[J]. Agricultural Water Management，2024，302：109013.
[56] 胡笑涛，刘畅，王亚昆，等. 多源遥感数据尺度转换的夏玉米蒸散发融合模型研究[J]. 农业机械学报，2025，56(8)：21－31.
Hu Xiaotao，Liu Chang，Wang Yakun，et al. Fusion model of evapotranspiration of summer maize for scale conversion of multi-source remote sensing data[J]. Transactions of the Chinese Society for Agricultural Machinery，2025，56(8)：21－31.（in Chinese）
[57] Kang X Y，Le Z Y，Li C Q，et al. Study on the different responses of different winter wheat cultivars to dry hot wind[J]. PLOS ONE，2022，17(10)：e0274118.
[58] Cai D Y，Shoukat M R，Zheng Y D，et al. Optimizing center pivot irrigation to regulate field microclimate and wheat physiology under dry-hot wind conditions in the North China Plain[J]. Water，2022，14(5)：708.