

DOI: 10. 20040/j. cnki. 1000-7709. 2023. 20230399

# 基于农业旱情解析我国粮食主产区 极端无雨事件的演变特征

黄 进, 柳艺博, 张方敏

(南京信息工程大学应用气象学院, 江苏 南京 210044)

**摘要:** 基于1980~2019年间我国13个粮食主产省份的农业干旱受灾统计数据及逐日降水资料, 采用H-P滤波提取了气候致损强度(CCLI), 并构建了其对无雨日指数(DDI)和大尺度大气—海洋指数(LAOD)的响应关系。结果发现CCLI与不同月份DDI的相关分析表明夏旱对灾情贡献更高, 特别是7月无雨日总天数被识别为10个省份的首要致旱因子(PDCF); 河南、江苏、湖北、内蒙古、吉林、辽宁的PDCF均呈现显著增强趋势, 表明了夏季关键月份旱灾风险的加剧; 各省份PDCF的波动存在2~3年的主周期; 在0~12个月时滞下, 北大西洋涛动、太平洋暖池、北极涛动等环流信号对旱情有着显著影响。研究结果可为区域干旱监测及预警提供科学依据。

**关键词:** 农业干旱受灾率; H-P滤波; 无雨日指数; 大尺度大气—海洋指数

**中图分类号:** P424; [TV11]

**文献标志码:** A

**文章编号:** 1000-7709(2023)10-0010-04

## 1 引言

干旱是严重威胁我国农业生产安全的气象灾害之一。运用气象、遥感及统计数据驱动的干旱指标进行监测预测、风险评估、时空分析是我国农业气象领域的重要内容。干旱是一种自然现象, 而农业旱灾损失则是干旱危险性和农业承灾体暴露性、脆弱性和抗旱能力等诸多因素共同作用的结果<sup>[1]</sup>。灾情统计资料生成的农业干旱受灾率等指标兼具了气候驱动和人为影响的双重属性, 直接表征了干旱造成的实际损失, 因而备受青睐<sup>[2]</sup>。不同时空尺度下受灾率序列的极值、变异、趋势、周期等特征是目前研究的重点, 但量化灾情指标对干旱指数响应关系的研究还较少<sup>[1-2]</sup>。气象干旱的最主要成因之一为无雨日异常偏多, 其频次及持续性直观反映了干旱强度<sup>[3]</sup>。由于计算快捷且空间分异明显, 无雨日指数被广泛应用于华北、内蒙古、青海、鄱阳湖流域等不同尺度的区域干旱研究<sup>[3-4]</sup>。从农业干旱受灾率序列中分离出气候驱动成分并与无雨日指数进行统计分析, 可以甄别关键致旱因子, 进而反映干旱成灾规律。海

洋—大气环流对降水等因素有着显著影响, 因而反映其强度的大尺度环流指数可提供指示旱情的重要信号<sup>[5]</sup>。鉴此, 本文利用我国13个粮食主产省份的农业干旱受灾统计数据及逐日降水资料, 尝试构建灾情指标、无雨日指数、环流信号三者间的可能关系, 这对识别区域旱灾关键影响期及预警信号有着重要价值。

## 2 数据来源及研究方法

### 2.1 数据来源

国家统计局数据库(<http://data.stats.gov.cn/>)提供了各省尺度1980~2019年间农作物干旱受灾面积和农作物播种面积的相关记录, 由此构建了河北、河南、山东、安徽、江苏、湖北、湖南、江西、四川、内蒙古、黑龙江、吉林、辽宁13个粮食主产省份干旱受灾率(受灾面积与播种面积比值的百分数)的逐年序列。

1980~2019年间逐日降水资料来源于中国地面气候资料日值数据集(<http://data.cma.cn/>), 图1中各省份下辖气象站点的数量为17~38个。

美国国家大气海洋局物理科学实验室

**收稿日期:** 2023-03-17, **修回日期:** 2023-06-11

**基金项目:** 国家自然科学基金项目(42177436)

**作者简介:** 黄进(1983-), 男, 讲师, 研究方向为气象灾害诊断, E-mail: hjtyforlove@aliyun.com

**通讯作者:** 张方敏(1983-), 女, 博士、教授, 研究方向为气候变化, E-mail: nfuecology@aliyun.com

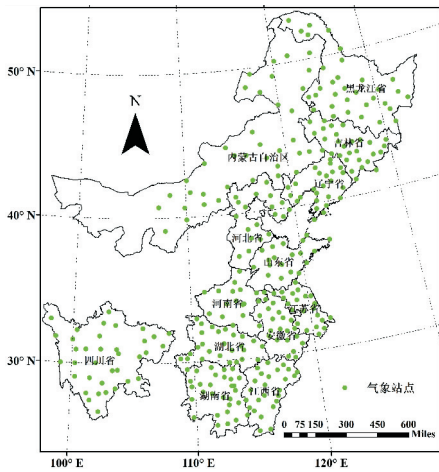


图 1 研究区气象站点的空间分布

Fig. 1 Spatial distribution of meteorological stations in the study area

(NOAA PSL)提供了 1979~2019 年间 24 种大尺度大气—海洋指数 (LAOI) 的逐月资料 (<https://psl.noaa.gov/data/climateindices/>), 具体见表 1。

表 1 大气—海洋指数的定义

Tab. 1 Definition of atmospheric-ocean indices

类别	指数定义
遥相关信息	太平洋年代际振荡 (PDO)、北大西洋涛动 (NAO)、太平洋北美遥相关型 (PNA)、西太平洋遥相关型 (WP)、北太平洋遥相关型 (NP)
大气信息	南方涛动 (SOI)、北极涛动 (AO)、准两年振荡 (QBO)
太平洋海表温度	极端东部热带太平洋 SST (Nino 1+2)、东部热带太平洋 SST (Nino 3)、中东热带太平洋 SST (Nino 3.4)、中部热带太平洋 SST (Nino 4)、混合 EN-SO 指数 (MEI)、西半球暖池 (WHWP)、太平洋暖池 (PWP)、太平洋径向模式 (PMM)、双变量 EN-SO 指数 (BEST)、海洋尼诺指数 (ONI)、厄尔尼诺演变指数 (TNI)
大西洋海表温度	热带北大西洋海温 (TNA)、热带南大西洋海温 (TSA)、北热带大西洋指数 (NTA)、大西洋年代际 (SST) 信息 振荡 (AMO)、大西洋径向模式 (AMM)

## 2.2 研究方法

(1) 无雨日指数的定义。无雨日是指日降水量低于临界值的事件, 临界值设定为 1 mm 可消除逐日资料中微量数值带来的不确定性<sup>[6]</sup>。持续无雨事件则定义为无雨期, 其中最短无雨期的持续日数为 2 d。由此定义了无雨日总天数 (NDD)、无雨期总次数 (NDS)、无雨期平均持续

天数 (ADS)、无雨期最长持续天数 (MDS) 这四种无雨日指数 (DDI)。为与灾情序列匹配, 基于各站点指数序列, 采用区域平均法构建了各省不同月份的逐年指数序列。

(2) 灾情波动对无雨日指数的响应。为消除非气候因素对灾情的干扰, 采用 H-P 滤波提取灾情序列中的气候驱动成分。H-P 滤波是一种高效的机械平滑处理, 对区域作物产量等农情时序数据有着良好的适用性, 其提取的长期趋势与农业生产力的发展过程高度吻合<sup>[5]</sup>。干旱受灾率通过 H-P 滤波拟合生成趋势项, 受灾率减去趋势项的差值则定义为气候致损强度 (CCLI)。CCLI 与 DDI 进行线性回归和相关分析, 以期量化旱情对极端无雨事件的响应。

(3) 时序特征诊断。运用 Mann-Kendall 非参数趋势检验 (M-K 检验) 与集合经验模态分解 (EEMD) 对 DI 的趋势和周期进行诊断。当统计量  $Z > 0$  时表征增加趋势; 当  $Z < 0$  时表征减少趋势; 当  $|Z| > 1.645, 1.96$  时表明分别通过了 10%、5% 的显著性水平检验, 分别对应显著趋势和极显著趋势。EEMD 可将原始信号中不同周期性特征的波动项 (本征模函数, 即 IMF) 和趋势项逐级分离出来, 并利用方差贡献率衡量其对原数据时序特征的影响程度。

## 3 我国粮食主产区极端无雨事件的演变特征

### 3.1 农业旱情对无雨日指数的响应

以各省份 CCLI 的逐年序列作为因变量, 不同月份 DDI 的逐年序列作为自变量, 表 2 中  $R^2$  反映了 CCLI 与不同类型 DDI 之间线性关系的强弱, 其数值越高则表明刻画干旱的适用性越强。由表 2 可知, 河南的 CCLI 与 MDS 的线性关系更为显著, 而其他省份的 CCLI 均与 NDD 的线性关系更为显著。除江苏、四川外, 其余省份的  $R^2$  最大值超过了 0.5, 特别是山东、安徽、内蒙古、辽宁的  $R^2$  最大值均超过了 0.7。这说明 DDI 表征的降水亏缺对研究区多数省份的旱灾具有主导作用。

各省份 CCLI 与各月 NDD (河南省则与 MDS) 进行相关分析。表 3 中最显著的正相关性

表 2 CCLI 与不同类型 DDI 线性回归的  $R^2$ Tab. 2  $R^2$  for linear regression between CCLI and varied types of DDI

项目	河北	河南	山东	安徽	江苏	湖北	湖南	江西	四川	内蒙古	黑龙江	吉林	辽宁
NDD	0.67	0.55	0.78	0.70	0.45	0.68	0.65	0.66	0.45	0.73	0.52	0.56	0.76
NDS	0.34	0.29	0.54	0.40	0.27	0.40	0.52	0.20	0.22	0.41	0.27	0.44	0.46
ADS	0.54	0.47	0.61	0.45	0.39	0.61	0.60	0.64	0.21	0.54	0.39	0.53	0.64
MDS	0.56	0.62	0.64	0.53	0.37	0.58	0.63	0.54	0.22	0.61	0.36	0.54	0.60

表 3 各省份 CCLI 与不同月份 DDI 的相关分析

Tab. 3 Correlation analysis between CCLI and DDI of different months in different provinces

月份	河北	河南	山东	安徽	江苏	湖北	湖南	江西	四川	内蒙古	黑龙江	吉林	辽宁
1月	-0.12	0.02	-0.13	0.04	0.16	0.16	0.05	0.07	0.18	-0.17	-0.16	-0.17	-0.19
2月	0.24	0.10	0.21	-0.07	0.09	-0.04	-0.11	-0.08	-0.07	0.12	0.01	0.08	0.13
3月	0.13	0.06	0.32*	0.27	0.19	0.24	0.01	0.00	0.01	0.02	-0.13	0.09	-0.01
4月	0.15	0.20	0.40*	0.33*	0.21	0.28	0.12	0.01	0.10	0.22	0.30	0.28	0.33*
5月	0.34*	0.18	0.30	0.26	0.17	0.17	0.15	0.49**	0.07	0.43**	0.38*	-0.04	0.12
6月	0.28	0.43**	0.51**	0.15	0.05	0.22	0.23	0.32*	0.01	0.38*	0.25	0.37*	0.37*
7月	0.50**	0.39*	0.38*	0.61**	0.52**	0.63**	0.66**	0.57**	0.52**	0.60**	0.17	0.48**	0.55**
8月	0.27	0.42**	0.39*	0.28	0.11	0.42**	0.39*	0.24	0.22	0.26	0.23	0.24	0.40*
9月	0.14	0.17	0.21	0.13	0.15	0.10	0.10	0.17	-0.16	0.02	-0.18	0.00	0.18
10月	-0.17	0.04	-0.09	-0.19	-0.08	-0.18	0.21	0.26	-0.02	0.06	0.05	0.02	-0.11
11月	-0.30	0.19	-0.08	0.03	0.01	0.18	0.34*	0.26	0.15	0.24	0.15	0.15	0.18
12月	0.01	-0.26	0.04	-0.15	-0.03	-0.11	0.17	0.14	0.08	-0.03	-0.06	-0.05	-0.09

注：\*、\*\* 分别表明在 0.05、0.01 置信水平上显著相关。

表明，河南、山东、黑龙江的灾情关键影响期分别为 6、6、5 月，而其他省份则均为 7 月。由此识别出河南、山东、黑龙江的首要致旱因子(PDCF)分别为 6 月 MDS(MDS\_6)、6 月 NDD(NDD\_6)、5 月 NDD(NDD\_5)，而其他省份的 PDCF 均为 7 月 NDD(NDD\_7)。进一步对相关性排序，可发现河北、山东、安徽、江苏、江西、内蒙古、黑龙江的灾情次关键影响期为春季月份，而其他省份的灾情次关键影响期为夏季月份。由此表明了绝大多数省份夏旱的灾损贡献更高，其次为春旱，特别是 7 月为关键影响期。这与秋粮作物水分需求的重要敏感期相吻合，同时 7 月的高温事件也易引发强蒸散<sup>[6]</sup>。

### 3.2 首要致旱因子的演变特征

表 4 通过 M-K 检验给出了各省份 PDCF 的变化趋势。由表 4 可知，湖南和江西呈现出微弱的减少趋势，而黑龙江呈现出极显著减少趋势，其呈现显著减少趋势的站点比例达到了 38%。而其余 10 个省份均呈现出增加趋势，江苏、内蒙古

表 4 各省份 PDCF 的趋势特征

Tab. 4 Trend characteristics of PDCF in each province

省份	PDCF 类型	区域尺度		站点尺度				
		M-K 检验 Z 值	呈现极显著增加趋势的站点比例/%	呈现显著增加趋势的站点比例/%	呈现增加趋势的站点比例/%	呈现极显著减少趋势的站点比例/%	呈现显著减少趋势的站点比例/%	呈现减少趋势的站点比例/%
河北	NDD_7	0.73	5.26	15.79	73.68	0.00	5.26	26.32
河南	MDS_6	2.63**	29.41	58.82	100.00	0.00	0.00	0.00
山东	NDD_6	0.77	0.00	0.00	63.16	0.00	0.00	36.84
安徽	NDD_7	1.08	4.76	9.52	95.24	0.00	0.00	4.76
江苏	NDD_7	1.78*	0.00	0.00	86.36	0.00	0.00	13.64
湖北	NDD_7	2.23*	14.81	29.63	100.00	0.00	0.00	0.00
湖南	NDD_7	-0.14	0.00	0.00	37.93	0.00	0.00	62.07
江西	NDD_7	-0.14	0.00	0.00	36.00	0.00	0.00	64.00
四川	NDD_7	1.27	8.33	16.67	83.33	2.78	2.78	16.67
内蒙古	NDD_7	1.90*	13.89	19.44	86.11	0.00	0.00	13.89
黑龙江	MDS_5	-2.23**	0.00	0.00	5.88	20.59	38.24	94.12
吉林	NDD_7	2.82**	44.83	79.31	100.00	0.00	0.00	0.00
辽宁	NDD_7	2.31**	40.00	64.00	96.00	0.00	0.00	4.00

注：\*、\*\* 分别表明通过了 10%、5% 的显著性水平检验。

呈现出显著增加趋势，其呈现增加趋势的站点比例均超过 86%；河南、湖北、吉林、辽宁则呈现出极显著增加趋势，其呈现显著增加减少趋势的站点比例分别为 58.8%、29.6%、79.3%、64.0%。从空间尺度来看，呈现显著增加趋势的站点主要集中在内蒙古中部、吉林大部、辽宁北部及南部、河南中南部、湖北中西部、四川东部(图 2)。图 3 中致旱因子多年均值的年代差异与 M-K 检验的结果相吻合。河南、湖北、吉林、辽宁的年均强度呈现出逐年代递增态势，而黑龙江则呈现出逐年代递减态势。上述结果表征了研究区夏季的干旱

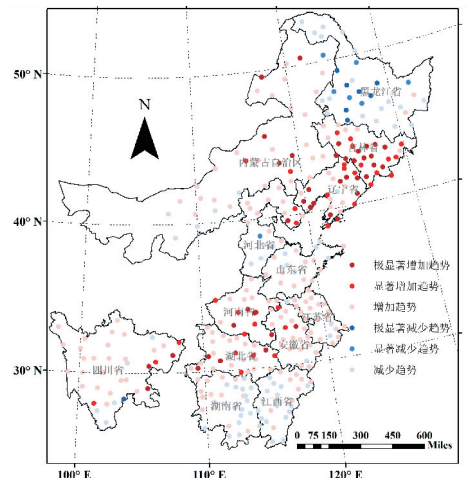


图 2 PDCF 变化趋势的空间分布

Fig. 2 Spatial distribution of the changing trends of PDCF

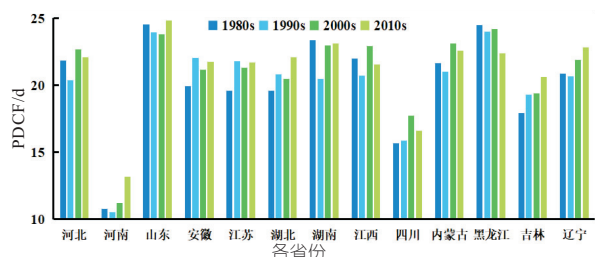


图 3 不同年代 PDCF 的年均值

Fig. 3 Annual average of PDCF in different periods

化趋势,这与东亚夏季风强度的阶段性减弱有着密切关系<sup>[7]</sup>。

表 5 中 EEMD 将各省份 PDCF 的逐年序列均分解为 4 个本征模函数(IMF1、IMF2、IMF3、IMF4)和 1 个趋势项(Trend)。IMF1 对应了周期为 2~3 年的短期波动,其方差贡献率在 41%~65%间浮动,且均高于其他分量,表明了研究区 PDCF 的振荡主周期为 2~3 年。特别是山东、内蒙古、黑龙江的 IMF1 贡献率均超过了 60%,其呈现出更为强烈的高频振荡。此外,河南、四川的 IMF2 贡献率均超过了 30%,而河北、辽宁的 IMF3 贡献率均超过了 15%,表明了这些省份的 PDCF 还呈现出较显著的中低频振荡。

表 5 各省份 PDCF 的周期特征

Tab. 5 Period characteristics of PDCF in each province

省份	PDCF 类型	IMF1		IMF2		IMF3		IMF4		Trend
		周期	贡献	周期	贡献	周期	贡献	周期	贡献	贡献
		/a	率/%	/a	率/%	/a	率/%	/a	率/%	率/%
河北	NDD_7	2.86	49.38	5.00	18.94	13.33	21.45	35.14	9.42	0.81
河南	MDS_6	2.67	42.46	6.67	30.67	10.00	9.49	19.78	2.71	14.67
山东	NDD_6	2.50	65.16	6.67	23.08	10.00	9.83	31.90	0.17	1.75
安徽	NDD_7	2.86	59.38	5.71	9.36	13.33	14.25	35.54	4.33	12.68
江苏	NDD_7	2.86	41.64	5.71	26.29	10.00	8.74	20.95	6.30	17.02
湖北	NDD_7	2.67	54.10	5.00	9.09	10.00	14.30	38.09	4.28	18.23
湖南	NDD_7	2.35	42.97	4.44	14.82	10.00	7.05	37.33	23.17	12.00
江西	NDD_7	2.50	39.32	5.00	8.43	10.00	13.50	36.32	23.31	15.44
四川	NDD_7	2.67	52.24	5.00	34.01	10.00	5.60	23.75	2.16	5.99
内蒙古	NDD_7	3.33	62.68	5.71	11.05	13.33	4.92	37.73	4.09	17.26
黑龙江	NDD_5	3.33	63.15	6.67	11.11	13.33	4.80	37.67	3.90	17.04
吉林	NDD_7	2.67	49.97	4.44	15.01	10.00	9.20	34.62	3.42	22.41
辽宁	NDD_7	3.08	58.77	6.67	11.53	10.00	15.88	37.95	0.76	13.06

### 3.3 首要致旱因子对环流信号的响应

各省份 PDCF 与 LAOI 进行时滞相关分析,时滞期设为 0~12 个月,每个致旱因子对应 24 (LAOI 类型)×13(前置月份)个环流因子。表 6 汇总了去年和当年这两个时段最显著的相关性。由表 6 可知,去年 7 月的 NTA、6 月的 NAO、12 月的 NP、7 月的 WHWP、9 月的 PDO、7 月的

表 6 各省份 PDCF 与 LAOI 的时滞相关分析

Tab. 6 Time-lag correlation analysis between PDCF and LAOI in each province

省份	PDCF 类型	去年			当年		
		LAOI 类型	相关系数	前置期	LAOI 类型	相关系数	前置期
河北	NDD_7	PNA	0.30	9 个月	AMO	0.41*	2 个月
河南	MDS_6	NTA	0.44**	11 个月	PWP	0.37*	4 个月
山东	NDD_6	NAO	-0.52**	12 个月	PNA	0.44**	0 个月
安徽	NDD_7	NP	0.37*	7 个月	NAO	0.33*	6 个月
江苏	NDD_7	NAO	-0.35*	12 个月	NAO	0.39*	1 个月
湖北	NDD_7	PDO	-0.39*	12 个月	NP	0.36*	5 个月
湖南	NDD_7	AO	0.39*	10 个月	AMM	0.43**	0 个月
江西	NDD_7	AO	0.36*	10 个月	Nino 1+2	-0.46**	1 个月
四川	NDD_7	Nino 1+2	-0.39*	8 个月	AO	0.44**	1 个月
内蒙古	NDD_7	NAO	-0.36*	12 个月	PWP	0.41**	6 个月
黑龙江	NDD_5	WHWP	-0.49**	8 个月	PWP	-0.37*	3 个月
吉林	NDD_7	PWP	0.51**	12 个月	NAO	0.44**	5 个月
辽宁	NDD_7	PWP	0.52**	9 个月	NAO	0.51**	5 个月

注: \*、\*\* 分别表明在 5%、10% 的置信水平上显著相关。

PWP、10 月 PWP 分别对河南、山东、安徽、湖北、黑龙江、吉林、辽宁的致旱因子有着更显著的影响,其相关系数在 -0.52~0.52 间浮动。当年 5 月的 AMO、6 月的 NAO、7 月的 AMM、6 月的 Nino 1+2、6 月的 AO、1 月的 PWP 分别对河北、江苏、湖南、江西、四川、内蒙古的致旱因子有着更显著的影响,其相关系数在 -0.46~0.51 间浮动。表 6 中显著的时滞相关性验证了关键区海温及大气低频振荡对农业旱情的影响,这为预判旱灾年景提供了依据。

## 4 结论

a. 农业灾情序列蕴含的 CCLI 与 DDI 的相关分析表明夏旱是研究区主导性灾害,特别是 7 月为多数省份的灾情关键影响期。

b. PDCF 的趋势检验表明多数省份的夏季旱灾风险呈现增强趋势,其中河南、湖北、吉林、辽宁最为显著。

c. 研究区 PDCF 呈现出主周期为 2~3 年的高频振荡,其中山东、内蒙古、黑龙江最为突出。

d. PDCF 与环流指数间存在显著的时滞相关性,前期 NAO、PWP、AO 等指数为预估区域旱情提供了重要信号。

### 参考文献:

- [1] 田志会, 李晓雪. 1949-2016 年我国粮食主产区旱灾变化趋势分析[J]. 中国农业大学学报, 2019, 24(12): 159-167.
- [2] 黄进, 王锦旗, 张方敏. 基于 H-P 滤波的我国粮食主产区农业干旱时空特征解析[J]. 水电能源科学, 2022, 40(9): 18-22.
- [3] 李晨曦, 曾子旋, 洪海旭, 等. 东北春季极端连续无雨日与前冬北太平洋海平面气压的可能联系[J]. 气象科学, 2022, 42(2): 143-151.
- [4] 邹睿, 黄伊涵, 孙国栋, 等. 鄱阳湖流域雨日和无雨日指数的变化特征[J]. 水电能源科学, 2021, 39(5): 1-4, 41.
- [5] 黄进, 林彬, 徐兴祝, 等. 我国粮食主产区农业水灾波动特征对环流异常的响应[J]. 水电能源科学, 2022, 40(12): 22-25.
- [6] 张强, 韩兰英, 王胜, 等. 影响南方农业干旱灾损率的气候要素关键期特征[J]. 科学通报, 2018, 63(23): 2378-2392.
- [7] 崔童, 张若楠, 郝立生, 等. 华北雨季降水年代际变化与水汽输送的联系[J]. 大气科学, 2022, 46(4): 903-920.

(下转第 18 页)

1042-1046.

[3] 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):4-1-4-7.

[4] HAMED K H, RAO A R. A modified Mann-Kendall trend test for autocorrelated data[J]. Journal of hydrology, 1998, 204(1-4): 182-196.

[5] ÖNÖZ B, BAYAZIT M. Block bootstrap for Mann-Kendall trend test of serially dependent data[J]. Hydrological processes,2012,26(23):3552-3560.

[6] 王可丽,江灏,赵红岩. 中国西北地区水汽的平流输送和辐合输送[J]. 水科学进展,2006(2):164-169.

[7] 刘晶,周玉淑,杨莲梅,等. 伊犁河谷一次极端强降水事件水汽特征分析[J]. 大气科学,2019,43(5):959-974.

[8] 罗贤,许有鹏,徐光来. 基于遥测雨量数据的地形对降水特性的影响研究[J]. 水土保持通报,2012,32(2):90-95.

[9] DOUGLAS E M, VOGEL R M, KROLL C N. Trends in floods and low flows in the United States: impact of spatial correlation[J]. Journal of hydrology, 2000, 240(1-2): 90-105.

### Trend Analysis of Precipitation Evolution Based on Multiple Trend Analysis Methods

LI Xin-yang<sup>1,2</sup>, DU Jun-kai<sup>2</sup>, HU Xin-gong<sup>3</sup>, QIU Ya-qin<sup>2</sup>, LIU Hai-ying<sup>2</sup>

(1. School of Water Conservancy, North China University of Water Resources and Electric Power,

Zhengzhou 450046, China; 2. Department of Water Resources, China Institute of Water Resources and

Hydropower Research, Beijing 100038, China; 3. Yili Hydrological Survey Bureau, Yili 835000, China)

**Abstract:** In order to solve the problem that the current existing precipitation trend analysis methods cannot simultaneously detect precipitation trends in low and high value areas, this article introduces innovative trend analysis (ITA) and combines it with traditional trend analysis methods for analysis. Taking the station data of Yili River basin from 1961 to 2020 as an example, the ITA and Mann-Kendall (MK) series, Theil Sen and other seven methods are compared and analyzed. The results show that the annual precipitation of stations in Yili River basin, except Huocheng Station, Yining County Station and Zhaosu Station, increases significantly in other stations in high value areas, which is the same as the trend of annual extreme precipitation; The extreme precipitation intensity in the low and median areas of other stations shows an increasing trend, while the high value areas show a decreasing trend, and the overall trend is increasing; The ITA can reflect the range of rainfall changes and detect the trend changes of rainfall in low, medium, and high value areas. Therefore, the combination of ITA and traditional trend method to conduct trend analysis on the overall rainfall and rainfall in high and low regions simultaneously will help to more comprehensively analyze the precipitation change law of Yili River basin.

**Key words:** Mann-Kendall trend test; innovative trend analysis; precipitation trend; Yili River basin

\*\*\*\*\*  
 (上接第 13 页)

### Evolution Characteristics of Extreme Dry Events in China's Main Grain Production Areas Based on Analysis of Agricultural Drought Conditions

HUANG Jin, LIU Yi-bo, ZHANG Fang-min

(School of Applied Meteorology, Nanjing University of Information Science and Technology, Nanjing 210044, China)

**Abstract:** Based on the agricultural drought-affected rate of 13 major grain producing provinces in China from 1980 to 2019 and the daily rainfall data, the climate-causing loss intensity (CCLI) were extracted using H-P filtering, and its responses to dry-days indices (DDI) and large-scale atmospheric-ocean indices (LAOI) were explored. The correlation analysis between CCLI of each province and DDI in different months indicated that summer drought had the higher contribution to the disaster situation, especially the total number of dry days in July was identified as the primary drought-causing factors (PDCF) in 10 provinces. The PDCF in Henan, Jiangsu, Hubei, Inner Mongolia, Jilin, and Liaoning all showed a significant strengthening trends, indicating the intensification of drought risk in the key month of summer; The fluctuation of PDCF in each province had a main cycle of 2-3 years; At the time-lag of 0-12 months, circulation signals such as North Atlantic Oscillation, Pacific Warm Pool, and Arctic Oscillation had the significant impacts on the drought situation. This study can provide scientific basis for regional drought monitoring and early warning.

**Key words:** agricultural drought-affected rate; H-P filtering; dry-days indices; large-scale atmospheric-ocean indices