

西北农牧交错带中部气候变化特征及其持续性

曾晟轩¹, 顾娟¹, 贺缠生^{1,2}

(1. 兰州大学 资源环境学院 西部环境教育部重点实验室 旱区流域科学与水资源研究中心,
兰州 730000; 2. 美国西密歇根大学 地理系, 密歇根 卡拉马祖 49008)

摘 要:近年来西北农牧交错带增温明显且干旱事件频发,对生态系统和农牧业生产造成非常严重的影响,认识该区域的气候特征及持续性特征对防范未来可能面临的灾害及政策调整有重要意义。利用 20 世纪 50 年代到 2014 年的月气象观测资料,采用回归分析、Mann-Kendall 检验、极差分析法对西北农牧交错带中部近 60 年来的气候特征变化进行了分析,主要包括温度和降水在年和季节尺度的变化特征及其持续性特征。结果表明:研究区内年和季节平均温度呈较强的增加趋势,夏季增加幅度最小,冬季最大。年降水量呈微弱的减少趋势,但秋季降水量呈增加趋势,年降水量的减少主要是由夏季的降水所导致。平均温度在 90 年代左右产生了明显的增加突变,降水的变化集中在 60 年代、90 年代以及 2010 年左右。平均温度呈较强的持续性,降水量呈微弱的反持续性,表明研究区未来的气候短期内会向暖湿化发展。

关键词:农牧交错带; 气候变化; Mann-Kendall 检验; Hurst 指数; R/S 方法

中图分类号: P467

文献标识码: A

文章编号: 1005-3409(2018)04-0356-09

Variability and Persistence of Climate in the Agricultural-Pastoral Transitional Zone in the Central Part of the Northwest China

ZENG Shengxuan¹, GU Juan¹, HE Chansheng^{1,2}

(1. Key Laboratory of Western China's Environmental Systems, Ministry of Education, College of Earth and Environmental Sciences, Lanzhou University, Lanzhou 730000, China; 2. Department of Geography, Western Michigan University, Kalamazoo, MI 49008, USA)

Abstract: In recent years, the agricultural-pastoral transitional zone in the northwest China has experienced the significant warming trend, leading to serious impacts on the ecosystems and livelihood of farmers and herdsmen. It is vital to understand the climatic variability and the persistence of the region to prepare for and mitigate future disastrous events. Monthly meteorological data from 1950s to the year 2014 were used to analyze climatic characteristics at different time scales by regression analysis, Mann-Kendall test and rescaled range analysis. The results show that the average annual and seasonal temperatures in the study area presented the strong increasing trend with the largest increase in winter temperature and the smallest increase in summer temperature; the annual precipitation in the study area presented the decreasing trend, but the seasonal precipitation in autumn was increasing; the decreasing trend in the annual precipitation was mainly due to the reduced precipitation in summer; the average annual temperature in the study area displayed the obvious changes during the 1990s, but the changes in the precipitation occurred in the 1960s, 1990s, and around the year 2010. The average temperatures in the study area showed the strong increasing persistence while the annual and seasonal precipitations showed the slightly decreasing anti-persistence, indicating that the future climate of the study area would become warmer and wetter in the short term.

Keywords: farming-pastoral transitional zone; climate change; Mann-Kendall method; Hurst index; R/S method

气候变化是世界各国普遍关注的热点问题之一,20世纪后半叶以来,全球变暖趋势进一步加剧,这对人类生产和生活,自然界动植物的生存,全球的水文循环都有较大的影响。IPCC第四次评估报告指出,1906—2005年以来全球温度升高(0.74 ± 0.19) $^{\circ}\text{C}$,近50a来增温尤其明显,20世纪90年代温度变暖明显加速,其中1995—2006年为最暖时期,预计21世纪末全球气温可能升高 $1.1 \sim 6.4$ $^{\circ}\text{C}$ ^[1],温度升高的趋势已经毋庸置疑。国内的降水量从50年代后整体呈减少趋势,但西部降水量有略微的增加趋势,其中西北地区增加最为显著^[2-3]。王英等^[4]研究表明全国平均年降水量从60年代到90年代呈明显下降趋势,但在90年代后期出现微弱的回升。范锦龙等^[5]指出北方农牧交错的中部1951—2005年以来增温明显,90年代之前降水量呈缓慢的下降趋势,90年代后降水量转变为增加趋势。陈海等^[6]的研究表明中国北方农牧交错带在1961—2000年期间,温度有升高的趋势,冬季和夏季温度增加最明显,降水有减少的趋势,秋季降水减少最明显,夏季和春季降水波动较大。也有部分学者对中国未来的气候变化进行了一定的预测研究,有关研究表明,未来中国气候变暖趋势将进一步加剧,这主要表现在:未来50年全国年平均气温将继续上升,温度升高的幅度由南向北递增,西北和东北地区温度上升明显;未来50年中国全国年平均降水量将增加 $5\% \sim 7\%$,总体呈现暖湿化的转变^[7]。闫冠华等^[8]利用全球海气耦合模式的预测结果得出,未来农牧交错带平均温度持续升高年,降水量呈现出增加趋势,但增加幅度较小。裘国旺等^[9]利用未来气候变化情景对北方农牧交错带的研究表明,未来的气候趋势将继续持续现在的这种干热状况,甚至变得更加严重。可见对于农牧交错带的未来气候状况的研究,各个学者有着不同的结论,有必要进行进一步的研究。

目前,对于未来气候变化的预测主要有两类方法:一是从气候动力学模型出发,利用各种气候模式对未来气候进行预测。二是从气候资料及气候代用资料的统计拟合规律入手,计算出表征气候变化的气候要素特征值,再依据气候要素特征值的变化曲线来推断未来气候^[10]。重标极差分析法(Rescaled Range Analysis)简称为R/S分析法,是水文专家Hurst在大量实证研究的基础上于1951年提出一种时间序列分析法,通过一系列计算得到Hurst指数,是分形理论中重要的研究方法之一^[11]。分形理论是20世纪

70年代中期以来发展起来的一种横跨自然科学、社会科学和思维科学的新理论,它主要研究和揭示复杂的自然现象和社会现象中所隐藏的规律性、层次性和标度不变性,为人们通过部分认识总体、从有限中认识无限提供了一种新的工具,分形理论的最大的价值就在于利用连续气候资料对未来气候变化趋势做出科学判断^[12]。自从1951年Hurst指数的提出,人们研究时间序列行为的兴趣也在不断的增加,时间序列的研究对很多学科都有重要的意义,尤其是在水资源领域中^[13]。时间序列的可靠性研究在气候变化中也得到了证实,例如温度^[14]、降水^[15]、径流^[16]和风速^[17]等。趋势分析在研究水文和气候方面是非常重要的,尤其是在气候变化的研究中^[18],本文的趋势分析利用非参数检验的Mann-Kendall方法,其优点在于不需要样本遵从一定的分布,也不受少数异常值的干扰,而且计算简便,在水文时间序列中非参数检验方法比参数检验的方法更为适合^[19]。

西北农牧交错带属于典型的环境脆弱带,是青藏高原生态屏障、黄土高原生态屏障、北方防沙带生态屏障的重要组成部分,也是遏制荒漠化、沙漠化东移和南移的最后一道防线。目前,农牧交错带水资源及生态环境问题多样且严重,究其本质是经济用水挤占了生态环境用水,最终导致人地关系的失调,经济发展与生态环境建设不协调^[20]。目前在农牧交错带的研究中利用Mann-Kendall方法结合极差分析法对气候状况的研究较少,认识该地区的气候状况以及未来的持续性特征对区域的用水政策、农牧民抗旱防涝以及生态环境的建设与保护具有重要的参考意义。

1 研究区概况与研究方法

1.1 研究区概况

农牧交错带(Farming-pastoral zone),又称农牧交错区,是指半干旱区与半湿润区之间以草地和耕地大面积交错出现的自然群落与人工群落相互镶嵌的生态复合体,是介于农耕区与畜牧区之间的交错地带^[21-22]。农牧交错带的范围和位置因研究目的和划分指标不同而有一定差异,但各种划分方案中核心的地区没有本质差别^[23]。西北农牧交错带,属大陆性干旱气候区,多沙漠戈壁,土壤主要以沙土为主且植被稀少,这块区域的基本气候特征是:降水量较少且不稳定,干旱发生频率高,风沙大。受全球变暖影响,该地区气温上升快,空气干燥,年平均相对湿度不足 13% ,年降水量 $200 \sim 500$ mm。气候变暖,尤其是最

低温度的升高,使土壤难以冻结或提前解冻,导致冬春季风沙天气活动频繁^[24]。并且大部分地区水资源来源于降水,然而强烈的蒸发将很难形成地表径流和补给地下水,因此河网极不发达,自产水资源数少。本文选取陕西、宁夏、内蒙交界处的西北农牧交错带的典型区域(北纬 37.3°—39.6°,东经 106.2°—110.3°)进行研究。考虑到在趋势研究中要用到较长时间序列的数据,站点选取了定边、鄂托克旗、横山、陶乐、盐池、榆林 6 个站点,且研究区内西北部以牧业为主,降水量较少,东南部以农业为主,降水量稍多。本研究数据来源是中国气象数据网(<http://data.cma.cn/>)的 6 个气象站数据,每个站点数据的起始日期和经纬度见表 1,除了定边之外其他 5 个站点的数据都是从 20 世纪 50 年代开始的,因此在统计过去近 60 a 温度及降水变化特征时不考虑定边站,在描述过去的总趋势和持续性特征的时候考虑所有的 6 个站点数据。在计算之前,对数据进行了一致性、完整性和极值检验,质量良好。数据的分析按照年和季节两种不同时间尺度进行,季节的划分根据本地区的气候特点按照气象划分法划分,其中 3—5 月为春季,6—8 月为夏季,9—11 月为秋季,12 月—翌年 1 月、2 月为冬季。

表 1 站点的经纬度及数据的时段

站点名称	起止年份	经度/(°)	纬度/(°)
定边	1989—2014	107.60	37.58
鄂托克旗	1955—2014	107.98	39.10
横山	1954—2014	109.28	37.95
陶乐	1959—2014	106.67	38.82
盐池	1954—2014	107.41	37.78
榆林	1951—2014	109.73	38.28

1.2 研究方法

1.2.1 用线性回归的方法得出平均每 10 年温度变化 K_T 和降水的变化 K_P 线性趋势计算公式为:

$$Y_n = aX_n + b \quad (1)$$

式中: Y_n 为温度或者降水变量; X_n 为时间序列; a 为回归系数,平均每 10 年温度和降水的变化率 $K=10a$ 。

1.2.2 用非参数 Mann-Kendall 趋势检验法得到温度和降水在年和季节尺度上的变化趋势 采用非参数检验方法曼—肯德尔法(Mann-Kendall)来检测研究区内温度和降水的长期变化趋势和突变情况。由于在水文—气象时间序列中使用非参数检验方法比使用参数检验的方法在非正态分布的数据和检验中更为适合^[25],且 Mann-Kendall 检验不需要样本遵循一定的分布,也不受少数异常值的干扰,适用于水文、气象等非正态分布的数据^[26]。

在 Mann-Kendall 检验中,原假设 H_0 为时间序列数据 (X_1, \dots, X_n) , 是 n 个独立的、随机变量同分布

的样本;备择假设 H_1 是双边检验,对于所有的 $k, j \leq n$, 且 $k \neq j$, X_k 和 X_j 的分布是不相同的,检验的统计量 S 计算如下式:

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \text{Sgn}(X_j - X_k) \quad (2)$$

$$\text{Sgn}(X_j - X_k) = \begin{cases} +1 & (X_j - X_k) > 0 \\ 0 & (X_j - X_k) = 0 \\ -1 & (X_j - X_k) < 0 \end{cases} \quad (3)$$

式中: S 为正态分布,其均值为 0,方差 $\text{var}(S) = n(n-1)(2n+5)/18$ 。当 $n > 10$ 时,标准的正态系统变量通过下式计算:

$$Z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{\text{var}(S)}} & S > 0 \\ 0 & S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{\text{var}(S)}} & S < 0 \end{cases} \quad (4)$$

这样,在双边的趋势检验中,在给定的 α 置信水平上,如果 $|Z| \geq Z_{1-\alpha/2}$, 则原假设是不可接受的,即在 α 置信水平上,时间序列数据存在明显的上升或下降趋势。对于统计量 Z , 大于 0 时是上升趋势; 小于 0 时是下降趋势。 Z 的绝对值在大于等于 1.28, 1.96 时, 分别表示通过了信度 90% 和 95% 的显著性检验。

当 Mann-Kendall 检验进一步用于检验序列突变时,检验统计量与上述 Z 有所不同,通过构造序列:

$$S_k = \sum_{i=1}^k \sum_{j=i+1}^n \alpha_{ij} \quad (k=2, 3, 4, \dots, n) \quad (5)$$

$$\alpha_{ij} = \begin{cases} 1 & X_i > X_j \\ 0 & X_i < X_j \end{cases} \quad 1 \leq j \leq i \quad (6)$$

定义统计变量:

$$UF_k = \frac{[S_k - E(S_k)]}{\sqrt{\text{var}(S_k)}} \quad (k=1, 2, \dots, n) \quad (7)$$

$$E(S_k) = k(k-1)/4; \text{var}(S_k) = k(k-1)(2k+5)/72 \quad (8)$$

UF 为标准正态分布,给定显著性水平 α , 若 $|UF| > U_{\alpha/2}$, 则表明序列存在明显的趋势变化,将时间序列 X 按逆序排列,再按照上式计算,同时使:

$$\begin{cases} UB_k = -UF_k \\ k = n+1-k \end{cases} \quad (k=1, 2, \dots, n) \quad (9)$$

通过分析统计序列 UF 和 UB 可以进一步分析序列的趋势变化情况,而且可以明确突变的时间,指出突变的区域。若 UF 值大于 0, 则表明序列呈上升趋势, 小于 0 则表明呈下降势, 当它们超过临界直线时, 表明上升或下降趋势显著。如果 UF 和 UB 这两条曲线出现交点, 且交点在临界直线之间, 那么交点对应的时刻就是突变开始的时刻; 同时, 由于 UF 大于 0 表明序列呈上升趋势, 小于 0 表明呈下降趋势,

因此在 UF 从一个趋势变到另一个趋势并且发生急剧的拐点时,也可认为是突变开始的时刻。

1.2.3 用重标极差分析法得出 Hurst 指数并分析持续性 重标极差分析法(Rescaled Range Analysis)简称为 R/S 分析法,是水文专家 Hurst 在大量实证研究的基础上于 1951 年提出一种时间序列分析法。具体方法如下:

设有一组时间序列:

$$\xi(1), \xi(2), \dots \tag{10}$$

对于任意整数 $T \in \{1, 2, \dots\}$ 定义均值序列:

$$\xi_T = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \xi(t) \tag{11}$$

累积离差:

$$X(t, T) = \sum_{i=1}^t [\xi(i) - \xi_T], \quad t=1, 2, \dots, T \tag{12}$$

极差:

$$R(T) = \max_{1 \leq t \leq T} X(t, T) - \min_{1 \leq t \leq T} X(t, T) \tag{13}$$

标准差 $S(T)$ 定义为:

$$S(T) = \left\{ \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [\xi(t) - \xi_T]^2 \right\}^{1/2} \tag{14}$$

经过大量的实证研究后,建立如下关系式:

$$R(T)/S(T) = (cT)^H \tag{15}$$

其中 H 称为 Hurst 指数,结合过去的趋势可以预测将来的趋势,值得一提的是 Hurst 指数只是一个概率趋势,代表了将来趋势的概率大小,并不能完全准确地预测将来地趋势。 $0 < H < 1$ 对于不同的 H ,意味着序列有不同的趋势变化:当 $H=0.5$ 时,表明序列是完全独立的,即序列是一个随机过程;当 $0 < H < 0.5$ 时,意味着未来的变化状况与过去相反的概率较大,即反持续性概率较大, H 越小,反持续性概率越强;反之, $H > 0.5$ 时,意味着未来的变化状况与过去一致的概率较大,即持续性概率, H 越大,持续性概率越强^[27]。

2 结果与分析

2.1 温度变化特征

对研究区 6 个站点的平均温度在年和季节尺度上分别做了 Mann-Kendall 检验和线性趋势分析,分别得到了统计量 Z 和平均每 10 a 温度变化率 K_T ($^{\circ}\text{C}/10\text{ a}$),结果见表 2。从 Z 值的结果可以看出温度变化都呈较为统一的特征,6 个站点年和季节尺度的温度变化都呈现出较强的增加趋势,且大部分都通过了置信度为 95% 的显著性检验。从 K_T 值的结果可以看出,6 个站点年和季节尺度的温度变化都为增加趋势,这和 Mann-Kendall 检验的结果是一致的。从 K_T 值的大小可以看出每个站点平均每 10 a 的变

化幅度,可以总结出近 60 a 来研究区四季的平均温度变化从大到小的排列顺序依次为冬、春、秋、夏, K_T 值分别是 0.43, 0.29, 0.27, 0.17 $^{\circ}\text{C}/10\text{ a}$,研究区平均每 10 年的温度增加为 0.29 $^{\circ}\text{C}$ 。

表 2 平均温度在年和季节尺度上的 Z 值和 K_T 值

站点	项目	春季	夏季	秋季	冬季	年
定边	Z	2.98*	2.45*	2.01*	0.51	2.25*
	K_T	0.78	0.49	0.35	0.15	0.42
鄂托克旗	Z	4.29*	3.84*	5.08*	4.01*	5.98*
	K_T	0.32	0.26	0.36	0.5	0.36
横山	Z	3.35*	1.73	3.07*	2.74*	4.28*
	K_T	0.22	0.12	0.17	0.34	0.21
陶乐	Z	4.18*	2.94*	3.71*	4.20*	5.22*
	K_T	0.35	0.17	0.29	0.5	0.32
盐池	Z	3.98*	3.57*	4.31*	2.97*	5.18*
	K_T	0.26	0.21	0.28	0.33	0.28
榆林	Z	4.31*	0.9	3.66*	4.04*	4.66*
	K_T	0.3	0.07	0.24	0.48	0.28

注: * 表示通过了置信度为 95% 的显著性检验。

采用 R/S 分析方法计算的各站点年和季节尺度的平均温度的 Hurst 指数见表 3,可以看出除了定边的秋季温度的 Hurst 值略小于 0.5 外,其他的 Hurst 值都大于 0.5,且全部大于 0.6,有一半多大于 0.8,推断除了定边站的秋季温度有微弱的反持续性外,其他站点年和季节尺度的平均温度都呈现出较强的持续性,且持续性趋势为增加。表明未来的一段时间内,研究区内的平均温度在年和季节尺度上都有较大的概率延续之前的趋势并且继续上升。

表 3 平均温度在年和季节尺度上的 Hurst 指数

站点	春季	夏季	秋季	冬季	年
定边	0.76	0.82	0.45	0.58	0.79
鄂托克旗	0.76	0.79	0.85	0.84	0.94
横山	0.76	0.7	0.62	0.70	0.85
陶乐	0.81	0.72	0.78	0.82	0.92
盐池	0.74	0.71	0.8	0.76	0.89
榆林	0.82	0.72	0.81	0.8	0.91

图 1 为 6 个站点年平均温度的线性趋势和 Mann-Kendall 突变检验图。由线性趋势图可以看出研究区内所有站点的年平均温度都呈现出了上升的总趋势,在 90 年代前后年平均温度的上升的趋势突然增加,温度上升速度明显加快;在 2000 年前后,年平均温度上升的趋势均有所减缓,甚至发生了向下的转折。从季节尺度看,对这次转折响应最大的季节为春季;到 2010 年前后年平均温度又有所回升。从 Mann-Kendall 突变检验的结果可以看出,此地区在 90 年代前后,平均温度在年和季节尺度上都有非常明显的向上突变,表明 90 年代此地区年平均温度的增加趋势更为明显,这与大部分学者的结论也是一致的^[28-29]。

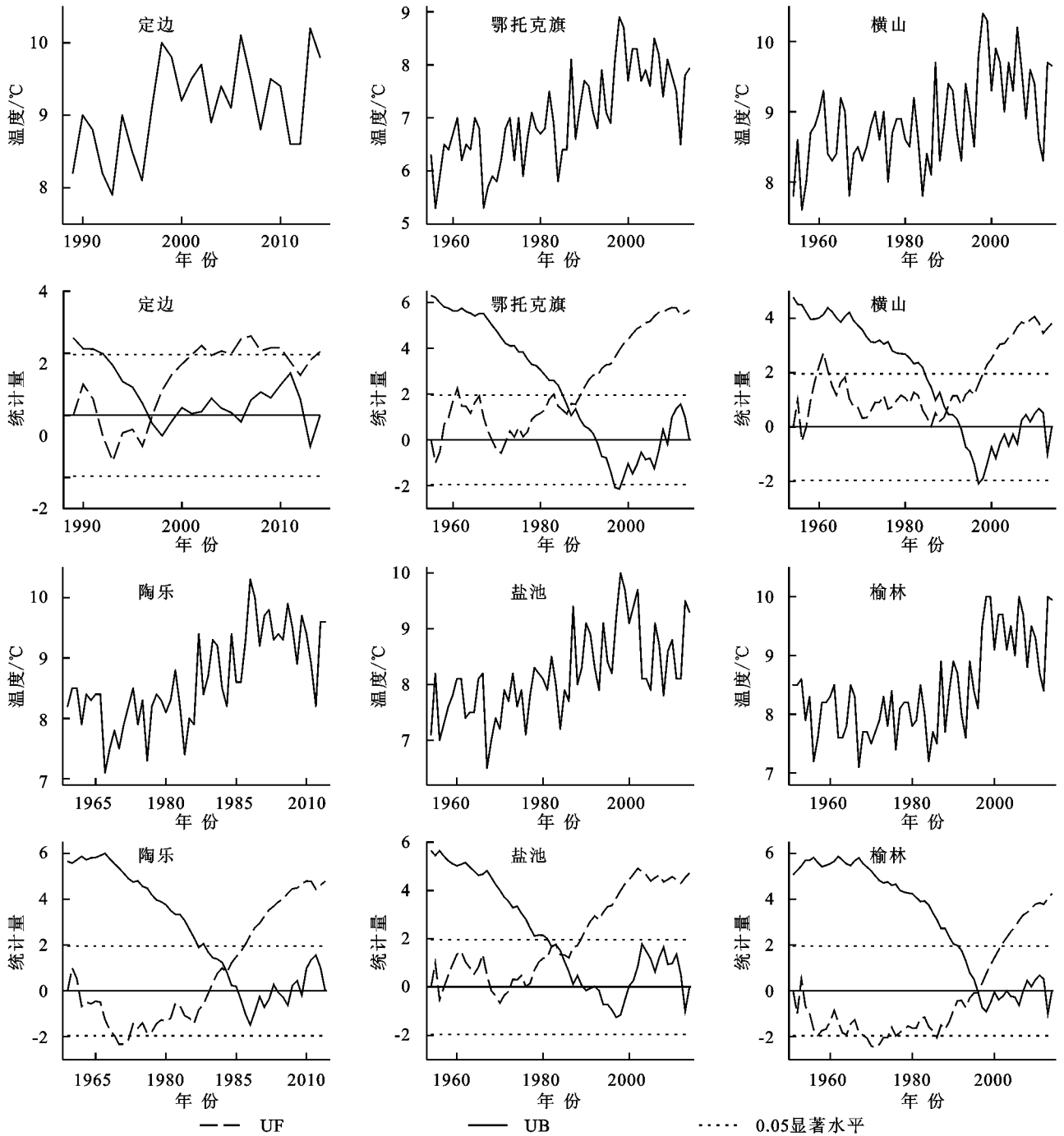


图 1 年平均温度的线性趋势和 Mann-Kendall 突变检验

2.2 降水变化特征

对研究区 6 个站点的降水量在年和季节尺度上分别做了 Mann-Kendall 检验和线性趋势分析,分别得到了统计量 Z 和平均每 10 a 降水量变化率 K_P ($^{\circ}\text{C}/10\text{ a}$),结果见表 4。从 Z 值及 K_P 值的结果可以看出研究区内 6 个站点降水的变化趋势在年和季节尺度上有增有减,没有像温度一样呈现出较为统一的趋势。在统计近 60 a 的变化趋势时,只考虑除了定边外,数据年限较长的 5 个站点。从年平均降水量来观察,由 Z 值的结果可以看出近 60 a 来的年降水量变化的总趋势都是减少的,减少最为显著的地区是横

山,通过了置信度为 90% 的显著性检验,鄂托克旗的年平均降水变化趋势最为平缓,基本处于上下波动的状态。定边的降水量从 1989 年以来呈现出了增加的趋势。从季节平均降水来观察,研究区内春季降水量的变化趋势较为平缓,整体呈微弱的减少趋势。夏季降水量的变化趋势最为明显,基本都呈减少的趋势,且横山站通过了置信度为 90% 的显著性检验,由 K_P 值的结果可以看出年降水量的减少主要是由于夏季降水量的减少所导致。秋季降水量整体上呈微弱的增加趋势,且定边在 1989 年之后的秋季降水量增加非常大,通过了置信度为 90% 的显著性检验。冬季

的降水量则没有呈现出统一的特征,这可能和冬天的降水量较小有关。

图 2 为研究区内 6 个站点年平均降水量的线性趋势和 Mann-Kendall 突变检验图,从年平均降水量的线性趋势图可以看出,年平均降水量在 60 年代中期之前都是增加的趋势,之后除了鄂托克旗外都呈减少的趋势,陶乐和盐池的降水在 80 年代后逐渐增加,横山和榆林的降水在 2000 年后逐渐增加,鄂托克旗的年降水变化最为平缓。定边年降水量在 90 年代后的总趋势是增加的,也进一步说明了该地区不同的城市在 80 年代或者 90 年代后降水的趋势由原来的减少趋势逐渐转变为增加趋势。从 Mann-Kendall 突变检验图可以看出,降水的突变点比较多且复杂,且突变集中在 60 年代、90 年代以及 2010 年前后。

表 4 降水量在年和季节尺度上的 Z 值和 K _P 值						
站点	项目	春季	夏季	秋季	冬季	年
定边	Z	0.22	0.09	2.07*	-0.40	0.71
	K _P	-76.40	-25.90	298.00	-16.40	178.40
鄂托克旗	Z	0.12	-0.38	0.85	0.31	-0.05
	K _P	6.40	-25.20	-1.80	0.60	-20.20
横山	Z	-0.03	-1.64*	0.36	0.57	-1.58*
	K _P	-9.90	-105.00	1.90	2.50	-110.60
陶乐	Z	-0.28	-0.32	-0.43	0.05	-0.35
	K _P	-1.20	-26.00	-19.00	0.04	-46.10
盐池	Z	-0.32	-0.06	0.08	-0.25	-0.35
	K _P	-2.70	-34.50	6.50	0.10	-30.50
榆林	Z	0.03	-0.61	0.13	-0.16	-0.38
	K _P	-7.70	-22.00	1.20	-1.90	-30.10

注:* 表示通过了置信度为 90% 的显著性检验。

表 5 为 6 个站点的降水量在年和季节尺度上对应的 Hurst 值以及未来趋势统计,当 $0.5 < H < 1$ 时,过程具有持续性,我们定义当 H 为 $[0.5, 0.6)$, $[0.6, 0.8)$, $[0.8, 1)$ 分别代表较弱、较强和极强 3 个持续性强度;当 $0 < H < 0.5$ 时,时间序列表现为反持续性,我们定义 H 为 $[0.4, 0.5)$, $[0.2, 0.4)$, $[0, 0.2)$ 分别代表较弱、较强和极强 3 个反持续性强度。可以观察出降水量的 Hurst 值大部分比较靠近 0.5,说明 Hurst 指数对预测未来降水量的持续性表现相对较弱。研究区内 6 个站点将来的降水量在年和季节尺度上总体都呈上升的总趋势。春季的 Hurst 值表明,研究区内 6 个站点将来的降水量都表现出了上升的趋势,不过大多数都呈较弱的增加趋势,只有盐池的春季降水量呈较强的增加趋势。夏季的 Hurst 值表明,研究区内除了横山站在将来的夏季降水量呈较弱的下降趋势外,其他站点的降水量都呈上升的趋势,且榆林和鄂托克旗都呈较强的上升趋势,定边和陶乐呈极强的上升趋势。秋季的 Hurst 值表明,研究

区内除了鄂托克旗外,其他站点的降水量都呈上升的趋势,且横山和榆林呈较强的上升趋势。冬季的 Hurst 值表明,研究区内 6 个站点将来的降水量有 3 个站点呈上升趋势,分别是横山、陶乐和榆林,且榆林呈较强的上升趋势;其他 3 个站点将来的降水量则呈下降趋势,且定边表现出了较强的下降趋势。年尺度的 Hurst 值表明,研究区内盐池和横山将来的降水量呈下降的趋势,且横山表现为较强的下降趋势;其他 4 个站点都呈上升的趋势,且定边、鄂托克旗、陶乐都呈现为较强的上升趋势。可以总结出研究区内未来降水量在年和季节尺度上总体呈增加趋势的概率较大。

表 5 年和季节尺度降水量的 Hurst 指数及未来趋势					
站点	春季	夏季	秋季	冬季	年
定边	0.52 ↑	0.83 ↑**	0.54 ↑	0.67 ↓*	0.62 ↑*
鄂托克旗	0.58 ↑	0.3 ↑*	0.48 ↓	0.52 ↓	0.25 ↑*
横山	0.42 ↑	0.6 ↓*	0.64 ↑*	0.55 ↑	0.63 ↓*
陶乐	0.48 ↑	0.07 ↑**	0.48 ↑	0.52 ↑	0.23 ↑*
盐池	0.39 ↑	0.53 ↑	0.55 ↑	0.59 ↓	0.51 ↓
榆林	0.53 ↑	0.13 ↑**	0.73 ↑*	0.39 ↑*	0.42 ↑

注:* 和** 分别代表较强和极强的持续性强度。

3 对 Hurst 指数进行试验

由 Mann-Kendall 突变检验得出的结论可知研究区内大部分地区的年平均温度和年降水量趋势在 1990 年左右发生了比较明显的变化,因此以 1990 年为分界线,对 1990 年之前的年平均温度和年降水量进行 Mann-Kendall 趋势检验和 Hurst 指数计算;对 1990 年之后的年平均温度和年降水量进行 Mann-Kendall 趋势检验,然后用 1990 年之后 Hurst 指数预测的趋势和 Mann-Kendall 检验得到的真实的趋势作对比后,对 Hurst 指数进行验证。在此次计算中我们选择数据时间较长的 5 个站点,分别是榆林、横山、盐池、陶乐、鄂托克旗。结果见表 6,先从降水量的变化来观察,在 Mann-Kendall 趋势检验中可以看出 1990 年之前除了鄂托克旗外其他 4 个站点的年降水量都呈现出减少的趋势,且榆林和横山都通过了置信度为 90% 的显著性检验。1990 年之后的年降水量除了鄂托克旗外都呈现出增加的趋势,但没有通过显著性检验,增加趋势比较微弱。我们从 Hurst 指数的结果来看,除了陶乐之外其他 4 个站点 1990 年之前的 Hurst 值都小于 0.5,表明 1990 年后,除了陶乐外其他站点的降水量趋势会反转的概率比较大,也就是说鄂托克旗和陶乐的年降水量下降的概率比较大,其他 3 个站点的年降水量上升的概率比较大。对比 1990 年后真实的年降水量可以看出,只有陶乐站的降水量趋势不符合 Hurst 指数的预测。

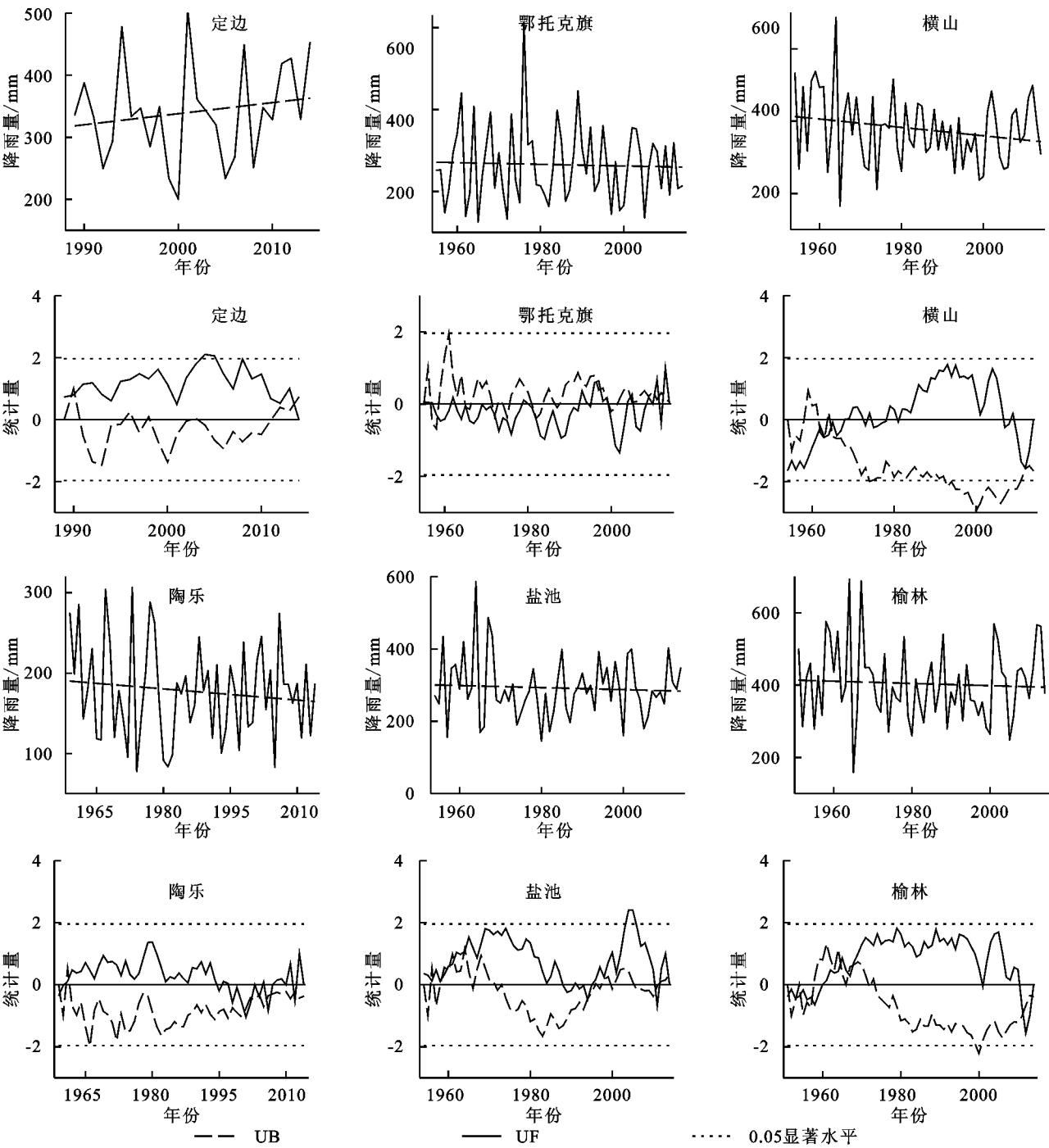


图 2 年降水量的线性趋势和 Mann-Kendall 检验

表 6 以 90 a 为分界线计算的 Hurst 和 Z 指数

指标	项目	榆林	横山	盐池	陶乐	鄂托克旗
1990 年前的 Z	降水	-1.28 *	-1.82 *	-1.08	-0.88	0.53
	温度	-0.80	0.80	2.41 *	0.41	2.31 *
1990 年后的 Z	降水	0.96	0.64	0.25	0.16	-0.50
	温度	3.02 *	1.45	0.71	2.36 *	1.75
1990 年前的 H	降水	0.30	0.49	0.40	0.62	0.49
	温度	0.54	0.56	0.62	0.88	0.85

注：* 和 ** 分别表示通过了置信度为 90% 和 95% 的显著性检验。

从年平均温度的变化来观察，在 Mann-Kendall 趋势检验中可以看出 1990 年之前除了榆林外其他 4

个站点的年平均温度都呈现出增加的趋势，且盐池和鄂托克旗都通过了置信度为 95% 的显著性检验。从 Hurst 指数的结果来看，1990 年之前的 Hurst 值都大于 0.5，表明 1990 年后，5 个站点的年平均温度继续延续之前的走势的概率比较大，也就是说榆林的年平均温度下降的概率比较大，其他 4 个站点的年平均温度上升的概率比较大。对比 1990 年后真实的年平均温度可以看出，只有榆林站的年平均温度趋势不符合 Hurst 指数的预测。

可以看出研究区内年降水量在 1990 年之前呈下

降的总趋势,1990年之后降水有微弱的回升,但趋势并不明显。年平均温度在1990年之前呈上升的总趋势,1990年之后继续上升,且上升趋势比之前更加显著。在10个数据检验中,Hurst指数准确地预测到了8个数据,说明Hurst指数的预测有一定的可信度,且在Hurst值为0.3,0.88,0.85的情况下,Hurst指数预测的趋势和真实的趋势是一样的,这也说明Hurst指数是一个概率趋势,Hurst值越接近于0或者1,预测的概率趋势越准确。

4 结论

(1) 研究区内年尺度和季节尺度的平均温度都呈较强的增加趋势,平均每10年的温度增加为 0.29°C ,且冬季的增加幅度最大。研究区内所有站点的平均温度在90年代左右都产生了明显的向上突变,这使得增加的趋势变得更加的剧烈。

(2) 研究区内降水量的变化相对复杂,年降水量呈减少的总趋势。夏季降水量的减少趋势最为明显,秋季降水量整体呈微弱的增加趋势。年降水量的减少主要是由于夏季降水量的减少所导致。降水的突变点较多且复杂,突变集中在60年代、90年代以及2010年左右,且以90年代最为明显,部分地区甚至呈现出增加的趋势。

(3) 平均温度的持续性在年和季节尺度上都呈强烈的增加趋势,表明温度继续增加的概率极大。Hurst值对降水量的持续性表现相对较弱,有4个站点表现为增加,2个站点表现为减少,且表现为增加趋势的Hurst值更接近0或1,表明将来趋势增加的概率更大。四季降水量的持续性总体上表现为增加的趋势,且夏季最强,春季最弱。总体来说,研究区内的降水量在年和季节尺度上将呈现出微弱的增加趋势的概率较大。

由于农牧交错带地处气候区交界与生态系统交界,地理位置特殊、下垫面类型复杂、地形种类繁多且受人类活动影响大,其温度和降水变化的原因与大尺度环流背景变化等自然因素和人类活动等因素密切相关。查看相关文献可以得出研究区内气候突变产生的原因与南方涛动和厄尔尼诺现象有着密不可分的联系^[30]。过去的近60 a内,研究区的平均温度上升的趋势明显高于全球的平均值,且呈强烈增加的持续性,降水量呈微弱的下降趋势,且呈微弱增加的反持续性,表明未来研究区内的气候状况向暖湿化转变的可能性更大一些。然而值得一提的是R/S方法得出的Hurst指数只能表达一个概率趋势,不能完全准确地预测将来的情况。实际上,西北农牧交错带的

气候变化本身受到季风气候、大气环流、人类活动等因素的影响,因此在研究清楚气候变化特征的基础上,加强降水和温度的情势预报,对该地区用水策略和农牧业的发展有更加深层次的意义。

参考文献:

- [1] 林而达,吴绍洪,戴晓苏,等. 气候变化影响的最新认知[J]. 气候变化研究进展,2007,3(3):125-131.
- [2] 施雅风,沈永平,李栋梁,等. 中国西北气候由暖干向暖湿转型的特征和趋势探讨[J]. 第四纪研究,2003,23(2):152-164.
- [3] 任朝霞,杨达源. 西北干旱区近50年气候变化特征与趋势[J]. 地球科学与环境学报,2007,29(1):99-102.
- [4] 王英,曹明奎,陶波,等. 全球气候变化背景下中国降水量空间格局的变化特征[J]. 地理研究,2006,25(6):1031-1040.
- [5] 范锦龙,张艳,李贵才. 北方农牧交错带中部区域气候变化特征[J]. 气候变化研究进展,2007,3(2):91-94.
- [6] 陈海,梁小英,李立新. 近40年中国北方农牧交错带气候时空分异特征[J]. 西北大学学报:自然科学版,2007,37(4):653-656.
- [7] 丁一汇,任国玉,石广玉,等. 气候变化国家评估报告(I):中国气候变化的历史和未来趋势[J]. 气候变化研究进展,2007,3(S1):1-5.
- [8] 闫冠华,李巧萍,吕冬红. 中国北方农牧交错带气候变化特征及未来趋势[J]. 大气科学学报,2008,31(5):671-678.
- [9] 裘国旺,赵艳霞,王石立. 气候变化对我国北方农牧交错带及其气候生产力的影响[J]. 干旱区研究,2001,18(1):23-28.
- [10] 冯新灵,罗隆诚,冯自立. 中国近50年降水变化趋势及突变的Hurst指数试验[J]. 干旱区地理:汉文版,2009,32(6):859-866.
- [11] Lepreti F, Fanello P C, Zaccaro F, et al. Persistence of solar activity on small scales: Hurst analysis of time series coming from H_{α} flares[J]. Solar Physics, 2000, 197(1):149-156.
- [12] Rehman S. Study of Saudi Arabian climatic conditions using Hurst exponent and climatic predictability index[J]. Chaos Solitons & Fractals, 2009, 39(2):499-509.
- [13] O'Connell P E, Koutsoyiannis D, Lins H F, et al. The scientific legacy of Harold Edwin Hurst (1880—1978) [J]. International Association of Scientific Hydrology Bulletin, 2015,61(9):1571-1590.
- [14] Koutsoyiannis D. Climate change, the Hurst phenomenon, and hydrological statistics[J]. Hydrological Sciences Journal, 2003,48(1):3-24.
- [15] Fraedrich K, Larnder C. Scaling regimes of composite rainfall time series[J]. Tellus Series A,1993,45(4):289-298.
- [16] 于延胜,陈兴伟. R/S和Mann-Kendall法综合分析水

- 文时间序列未来的趋势特征[J]. 水资源与水工程学报, 2008, 19(3): 41-44.
- [17] Haslett J, Raftery A E. Space-time modelling with long-memory dependence: Assessing Ireland's wind power resource[J]. Journal of the Royal Statistical Society, 1989, 38(1): 1-50.
- [18] Karpouzou D K, Kavalieratou S, Babajimopoulos C. Trend analysis of precipitation data in Pieria region (Greece) [J]. Journal of South American Earth Sciences, 2013, 29(2): 464-482.
- [19] Thornthwaite C W. An approach toward a rational classification of climate[J]. Geographical Review, 1948, 38(1): 55-94.
- [20] 刘林德, 高玉葆. 论中国北方农牧交错带的生态环境建设与系统功能整合[J]. 地球科学进展, 2002, 17(2): 174-181.
- [21] 朱震达, 刘恕. 中国北方地区沙漠化过程及其治理区划[M]. 北京: 农业出版社, 1981.
- [22] 傅伯杰, 刘国华, 欧阳志云. 中国生态区划研究[M]. 北京: 科学出版社, 2013.
- [23] 王静爱, 徐霞, 刘培芳. 中国北方农牧交错带土地利用与人口负荷研究[J]. 资源科学, 1999, 21(5): 19-24.
- [24] 李栋梁, 吕兰芝. 中国农牧交错带的气候特征与演变[J]. 中国沙漠, 2002, 22(5): 483-488.
- [25] Yue S, Pilon P, Cavadias G. Power of the Mann-Kendall and Spearman's rho tests for detecting monotonic trends in hydrological series[J]. Journal of Hydrology, 2002, 259(1/4): 254-271.
- [26] Thornthwaite C W. An approach toward a rational classification of climate[J]. Geographical Review, 1948, 38(1): 55-94.
- [27] Melichov D. On estimation of the Hurst index of solutions of stochastic differential equations[J]. Calcified Tissue Research, 2011, 9(4): 325-330.
- [28] 所甜甜, 常军, 邱文君, 等. 中国平均最高气温突变分析[J]. 山东师范大学学报: 自然科学版, 2013, 28(2): 88-92.
- [29] 郭志梅, 缪启龙, 李雄. 中国北方地区近 50 年来气温变化特征及其突变性[J]. 干旱区地理: 汉文版, 2005, 28(2): 176-182.
- [30] 许武成, 马劲松, 王文. 关于 ENSO 事件及其对中国气候影响研究的综述[J]. 气象科学, 2005, 25(2): 212-220.



(上接第 355 页)

- [15] 马仁会, 李强, 李小波, 等. 县级农用地分等评价单元划分方法评析[J]. 地理学与国土研究, 2002, 18(2): 93-95.
- [16] 涂建军, 卢德彬. 基于 GIS 与耕地质量组介评价模型划定基本农田整备区[J]. 农业工程学报, 2012, 28(2): 234-238.
- [17] 聂艳, 吴学敏, 何颖, 等. 基于产能核算和空间聚类的县级基本农田划定研究[J]. 长江流域资源与环境, 2014, 23(6): 809-815.
- [18] 奉婷, 张凤荣, 李灿, 等. 基于耕地质量综合评价的县域基本农田空间布局[J]. 农业工程学报, 2014, 30(1): 200-210.
- [19] 蔡海生, 林建平, 朱德海. 基于耕地质量评价的鄱阳湖区耕地整理规划[J]. 农业工程学报, 2007, 23(5): 75-80.
- [20] 鲁学军, 武鹏达, 郭旭东. 二值形态闭运算在优质耕地集中连片划定中的应用[J]. 中国图象图形学报, 2016, 21(2): 199-206.
- [21] 国土资源部. 高标准基本农田建设标准 TD/T1033—2012[S]. 北京: 中国标准出版社, 2012.
- [22] 交通运输部公路局. 公路工程技术标准 JTG B01—2014[S]. 北京: 人民交通出版社, 2014.
- [23] 土思远, 刘纪远, 张增祥, 等. 中国土地利用时空特征分析[J]. 地理学报, 2001, 56(6): 631-639.
- [24] 裴欢, 魏勇, 王晓妍, 等. 耕地景观生态安全评价方法及其应用[J]. 农业工程学报, 2014, 30(9): 212-219.
- [25] 韩振华, 李建东, 殷红, 等. 基于景观格局的辽河三角洲湿地生态安全分析[J]. 生态环境学报, 2010, 19(3): 701-705.
- [26] Yu G M, Zhang S, Yu Q W, et al. Assessing ecological security at the watershed scale based on RS/GIS: A case study from the Hanjiang River Basin[J]. Assessment, Stochastic Environmental Research & Risk, 2014, 28(2): 307-318.
- [27] 土新盼, 姜广辉, 张瑞娟, 等. 高标准基本农田建设区域划定方法[J]. 农业工程学报, 2013, 29(10): 241-250.
- [28] 杨慧. 空间分析与建模[M]. 北京: 清华大学出版社, 2013.