

基于联合熵的旱涝空间场关联性研究^{*}

侯 威^{1)†} 杨 萍^{1)‡} 郑志海^{1)§} 龚志强^{2)§}

1) 兰州大学大气科学学院, 兰州 730000)

2) 中国科学院大气物理研究所, 东亚区域气候环境重点实验室, 北京 100029)

3) 国家气候中心, 中国气象局气候研究开放实验室, 北京 100081)

(2008 年 6 月 9 日收到, 2008 年 9 月 4 日收到修改稿)

利用一种信息熵空间场相关性测算方法, 给出一个具有统计学中相关系数性质的离散空间场相关指数, 探讨中国旱涝事件发生的内在规律及其空间分布情况. 利用联合熵的概念研究了 1470—2000 年各年份旱涝分布之间的关联性. 通过计算实际和随机旱涝分布场的联合熵的概率密度分布和联合熵矩阵的本征值, 发现实际旱涝分布场各年份之间的关联性同随机旱涝分布场相比有明显差别, 是非随机的, 具有一定的内在相关联系. 各年份旱涝分布情况同其余年份之间的平均联合熵, 表征了该年份的旱涝分布情况同其他年份旱涝分布之间的关联程度, 其值越大, 相关越强, 反之亦然. 气候状态相似程度以 1820 年为界有明显的准周期特征, 周期尺度维持在 113 年左右, 周期强度也较稳定. 其后从 1820—2000 年, 准周期的尺度从 113 年增大至约 130 年, 强度也比前一时期有所下降. 对于 68 年尺度的准周期, 在 1595—1820 年期间比较明显, 并且周期尺度从开始的 61 年上升至 81 年, 周期强度保持稳定, 而在其余时期, 该尺度均没有明显的准周期特征.

关键词: 旱涝指数, 联合熵, 空间场相关

PACC: 9260X

1. 引 言

干旱和洪涝作为严重的自然灾害已成为危及人类生存环境的严重问题, 对农业、工业、水利、交通等会产生巨大影响, 已经成为妨碍区域经济发展的瓶颈. 关于旱涝灾害的研究一直备受科学界和社会公众的广泛关注. 在 2006 年启动的“我国重点基础研究发展规划”项目“北方干旱化与人类适应”中, 重点研究干旱化进程中阶段性转折和突变的规律、机理和可预测性以及这一特定地区生存环境变化的规律, 致力于转折和突变信号的检测, 突变和转折发生的时空规律及其驱动因子, 并探讨这一类突变或转折的可预报性, 作为未来干旱化趋势及转折或突变预测的理论基础^[1-3].

为了更深入和详细地讨论中国历史时期以来旱涝事件的发生以及旱涝转变规律的变化趋势, 应用

张德二等^[4-6]整理的 531 年旱涝指数资料, 该旱涝等级资料序列前后段分别采用历史文献记载和实测降水量评定, 其评定旱涝等级的分级标准是经过较长时间的探索、改进, 集思广益而成, 具有较高可靠性. 面状分布的旱涝指数是由相互邻接的各个地域单元组成的空间网络, 像这样在空间上连续而状态属性离散的气象要素可以称之为离散空间场, 这些空间场之间往往隐含着程度不同的相关性, 对其进行定量计算和表达, 是空间数据挖掘的重要任务之一. 由于各年份不同站点的旱涝状态由旱涝指数这一属性值来标识, 而旱涝指数虽是数值数据, 但却无大小高低之分, 所以在分析离散空间场之间的相关性时, 空间统计学中基于均值和方差计算的各种相关指数无法使用, 灰色系统理论中的关联度指数均不能得到理想的结果. 本文利用一种信息熵空间场相关性测算方法, 给出一个具有统计学中相关系数性质的离散空间场相关指数^[7-10], 探讨中国旱涝事

^{*} 国家重点基础研究发展计划(973 项目)(批准号: 2006CB400503)和科技部支撑项目资助的课题.

[†] E-mail: hou_w@sohu.com

件发生的内在规律及其空间分布情况和区域差异。

2. 旱涝指数资料和方法

选取 531 年(1470—2000 年)旱涝指数^[4-6]中无缺测年的 26 个站点,分别为太原,临汾,北京,长治,天津,唐山,保定,石家庄,邯郸,郑州,德州,济南,临沂,菏泽,上海,埭阳,蚌埠,合肥,安庆,屯溪,武汉,榆林,延安,西安,汉中,安康。

下面介绍基于信息熵的离散空间场相关指数计算方法^[10]。在区域上呈面状分布的要素称之为空间场,形式上可以表示为

$$a = f(x, y) \quad (x, y) \in D,$$

式中 a 为旱涝指数, (x, y) 为空间坐标, D 为整个研究区域。空间场在空间上是连续分布的,但属性状态既可能是连续的,也可能是离散的。对状态离散的空间场,如各种空间分区域图,称之为离散空间场。它们往往表现出空间随机场的一些性质,即在每个时间点,属性值随着空间坐标的变化呈现出各种类型;当坐标一定时,不同时间的属性值具有随机性。离散空间场是随机过程的拓展,随机过程 $R(e, t)$ 虽然与随机实验结果 e 有关,但只有一个参数 t ,对特定实验结果,其样本函数是一维的(一般为时间维),图形是曲线。而空间场是二维的,其样本函数的图形是“曲面”,因此它隐含的信息更加丰富。

设某一空间离散状态集合 A 的概率空间为

$$\begin{bmatrix} A \\ P \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 & a_2 & \cdots & a_m \\ p_{a_1} & p_{a_2} & \cdots & p_{a_m} \end{bmatrix},$$

其中 a_1, a_2, \dots, a_m 为集合 A 内的 m 种元素(不同状态), $p_{a_1}, p_{a_2}, \dots, p_{a_m}$ 为各种元素在集合内出现的概率,其信息熵(或平均信息量)定义为

$$H(A) = - \sum_{i=1}^m p(a_i) \log_2(p(a_i)), \quad (1)$$

若存在另一个空间离散状态集合 B ,

$$\begin{bmatrix} B \\ P \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_1 & b_2 & \cdots & b_n \\ p_{b_1} & p_{b_2} & \cdots & p_{b_n} \end{bmatrix},$$

其中 b_1, b_2, \dots, b_n 为 B 内的 n 种元素(不同状态), $p_{b_1}, p_{b_2}, \dots, p_{b_n}$ 为各种元素在集合内出现的概率。对于两个不同的状态集合 A 和 B 的联合熵定义为

$$H(AB) = - \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n p(a_i b_j) \log_2(p(a_i b_j)), \quad (2)$$

信息熵有很多重要的性质,本文要用到如下的性质:

$$H(AB) = H(A) + H(B) - I(AB), \quad (3)$$

其中 $I(AB)$ 为互信息,其定义为

$$I(AB) = - \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n p(a_i b_j) \log_2 \left(\frac{p(a_i b_j)}{p(a_i)} \right),$$

可以证明^[11],恒有 $I(AB) \geq 0$,所以根据(3)式有

$$H(AB) \leq H(A) + H(B),$$

当且仅当 A 与 B 相互独立时,其互信息为 0,等号才成立。在此用信息熵定义两个离散空间场之间的相关指数 r ,要求当两个空间场相互独立时,有 $r_{\min} = 0$;当两个空间场相关程度逐步提高时, r 也逐步增大;当两个空间场完全相关时,有 $r_{\max} = 1$ 。根据信息熵的性质,建立 r 的表达式。当离散状态集合 A 和 B 相互独立时,有

$$H(A) + H(B) - H(AB) = 0,$$

此方程左边的表达式符合 r 的下限要求,可以作为相关指数表达式的分子因式。当离散状态集合 A 和 B 完全相关时,集合 A 和 B 在空间上存在着——映射关系,有

$$\begin{aligned} H(AB) &= - \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n p(a_i b_j) \log_2(p(a_i b_j)) \\ &= - \sum_{i=1}^m p(a_i) \log_2(p(a_i)) \\ &= - \sum_{i=1}^m p(a_i) \log_2(p(a_i)) \\ &= H(A) \\ &= H(B). \end{aligned}$$

可见表达式 $H(A) + H(B) - H(AB)$ 不符合 r 的上限要求,考虑到完全相关时有 $H(A) = H(B)$,为了表达式的整齐性,可以取

$$r = \frac{H(A) + H(B) - H(AB)}{H(AB)}. \quad (4)$$

设集合 A 有 m 种类型 $a_1, a_2, \dots, a_m, a_i$ 类占比例为 $p(a_i)$,集合 B 有 n 种类型 $b_1, b_2, \dots, b_m, b_j$ 占的比例为 $p(b_j)$, $a_i b_j$ 表示集合 A 中 b_i 类和集合 B 中 b_j 空间叠加以后的类别(两层叠加后最多出现 mn 个类别),所占比例为 $p(a_i b_j)$,于是可按(1)式和(2)式计算出信息熵 $H(A), H(B), H(AB)$,并按(4)式计算出集合 A 和 B 之间的相关指数。需要指出的是,集合 A 和 B 的空间场进行空间叠加后,一般会有一些联合类型不出现,在计算联合信息熵时不必考虑这些不存在的类型,假定某一联合类型 $a_i b_j$ 出现的概率趋近于 0,设为 $p(a_i b_j) = \lim_{c \rightarrow \infty} 2^{-c}$,在计算联合信

息熵的求和式中,该类型对应的项为

$$\begin{aligned}
 & - p(a_i, b_j) \log_2(p(a_i, b_j)) \\
 = & - \lim_{c \rightarrow \infty} 2^{-c} \log_2 2^{-c} \\
 = & \lim_{c \rightarrow \infty} \frac{c}{2^c} \\
 = & \lim_{c \rightarrow \infty} \frac{1}{2^c \ln 2} \\
 = & 0.
 \end{aligned}$$

可见,当某一联合类型出现的概率趋近 0 时,它对联合信息熵的贡献也趋近 0. 计算联合信息熵时,只考虑叠后出现的联合类型即可,不出现的类型不必考虑.

3. 利用联合信息熵测度旱涝空间场相关性

我国处于东亚季风区,干旱、洪涝等气候灾害发

生频繁,是世界上重要的气候脆弱区之一,旱涝问题是多学科的热点问题^[12-14]. 对于旱涝指数本文试图从一个新的角度,即利用联合熵来研究我国东部旱涝空间分布之间的时间关联性. 根据联合熵的定义,如果在年份 A 内旱涝指数有 m 个类型,其中 a_i 类占 p(a_i),在年份 B 内旱涝指数有 n 个类型, b_j 占 p(b_j), a_i b_j 为年份 A 中的 a_i 类旱涝指数和年份 B 中的 b_j 类指数空间叠加以后的联合类别(两个年份叠加后最多出现 mn 个指数类别),其比例为 p(a_i b_j),于是可按(1)式和(2)式计算出各年份旱涝指数的信息熵 H(A), H(B), H(AB),并按(4)式计算出年份 A 和 B 之间的联合熵即关联系数.

自从 Theiler 等^[15] 自上世纪 90 年代初提出 Surrogate 思想以来,不少学者相继提出实现这一思想的具体算法,其中包括约束实现算法、高斯次序算法以及 Schreiber-Schmitz 迭代算法^[16]等. 采用目前国

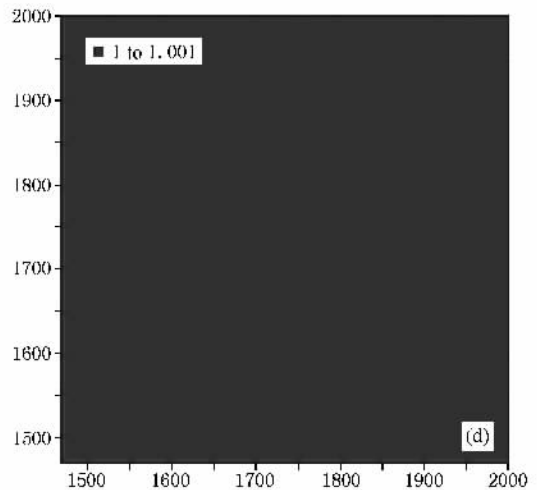
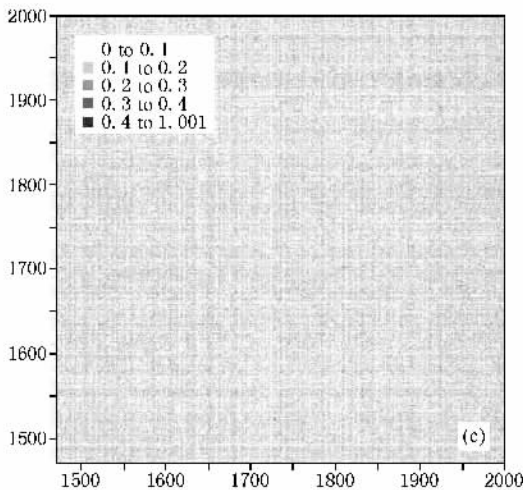
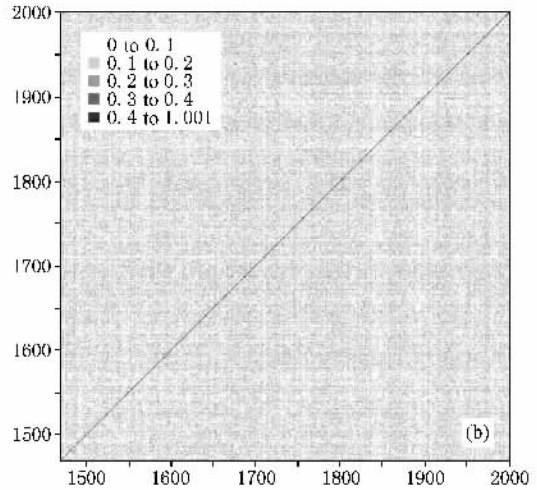
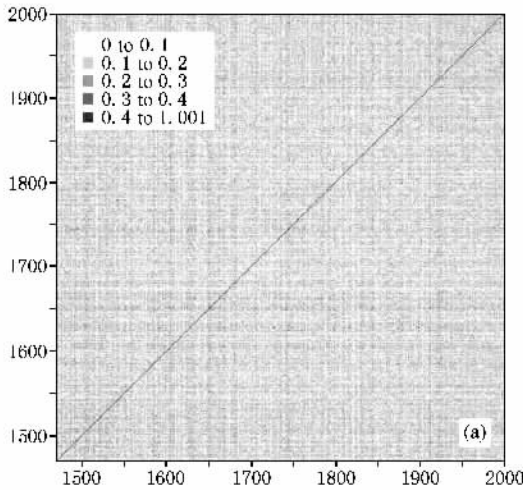


图 1 各种性质旱涝指数各年份之间的联合熵矩阵 (a)实际旱涝指数 (b)旱涝指数替代数据 (c)替代数据和实际数据; (d)周期序列

际上流行的 Schreiber-Schmitz 迭代算法,将 1470—2000 年所有站点的旱涝指数进行相位随机化,使其成为一个在时间和空间上均为随机性质的序列,生成 10 组旱涝指数替代数据 $Sur_1, Sur_2, \dots, Sur_{10}$. 首先分别计算 10 组旱涝指数替代数据中,每组数据各年份旱涝分布之间的联合熵,得到 10 个随机场联合熵矩阵,标记为 R_1, R_2, \dots, R_{10} ;计算实际资料各年份旱涝分布之间的联合熵,标记得到的实际场联合熵矩阵为 D ,最后分别计算每年实际数据和每组替代数据各年份旱涝分布之间的联合熵,得到联合熵矩阵 $DR_1, DR_2, \dots, DR_{10}$. 图 1(a)和(b)给出了实际旱涝指数、周期旱涝指数年份之间的联合熵矩阵图,(c)和(d)为 10 组随机旱涝指数、实际旱涝指数和 10 组随机旱涝指数各年份之间计算得到的 10 个联合熵矩阵的平均值图. 可以看到图 1(a)和(b)是一个对称矩阵,由于存在各年份自身之间的联合熵,体现在对角线全为 1,代表了完全关联,周期旱涝指数因为是周期序列,所以(d)是一个单位矩阵,而(c)来自于实际和随机旱涝指数,因为同时存在随机性,所以其值同(b)较接近.

因为矩阵 R_1, R_2, \dots, R_{10} 和 $DR_1, DR_2, \dots, DR_{10}$ 分别体现了随机场各年份之间、随机场和实际场各年份之间的关联程度,都包含了随机性的成分在内,所以其较小的联合熵(关联性较差)所占比例应当比实际场要多,较大的联合熵(关联性较强)所占比例也相应较少. 图 2 给出了各个关联矩阵中联合熵 H 的概率密度分布,从图 2 中可以看出,所有曲线均满足正态分布,矩阵 R_1, R_2, \dots, R_{10} 和 $DR_1, DR_2, \dots, DR_{10}$ 的联合熵分布无明显差别,但矩阵 D 的联合熵分布则明显向右偏移. 在矩阵 R_1, R_2, \dots, R_{10} 和 $DR_1, DR_2, \dots, DR_{10}$ 中,约在 $H \leq 0.15$ 时,较小联合熵的出现概率要大于矩阵 D ,说明前二者各年份之间的弱关联性要好于后者,而当 $H > 0.15$ 时,矩阵 R_1, R_2, \dots, R_{10} 和 $DR_1, DR_2, \dots, DR_{10}$ 中相对较大联合熵的概率要小于矩阵 D ,前二者各年份之间相对较强的关联性要比后者差,同前面的判断一致,这说明实际旱涝分布场各年份之间的关联性同随机旱涝分布场相比是明显差别的,是非随机的,具有一定的内在相关联系.

图 3 给出了各个联合熵矩阵的本征值由大向小的排列情况,各个本征值所对应的本征向量代表了其对旱涝分布场各年份之间关联的贡献^[17-19],正的本征值贡献为正,反之亦然. 可以看出随机场联合熵

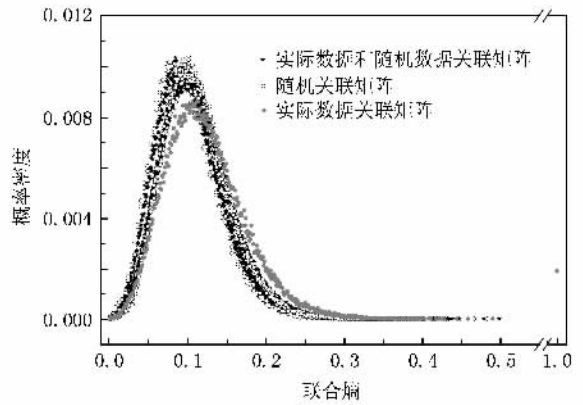


图 2 各个联合熵关联矩阵联合熵的概率密度分布

矩阵 R 、随机场和实际场联合熵矩阵 DR 的正负本征值的个数几乎完全相同,约为 265 个,各占全部本征值数目 50%,除最大本征值以外,各个正负本征值的大小也非常逼近,说明每一个正(负)本征值对关联程度的正(负)贡献总有一个相应的负(正)本征值的负(正)贡献来抵消,说明在这些矩阵中,由于随机性的存在使得各个本征值所对应的本征向量对关联程度并无较大贡献,关联性几乎全部集中于最大本征值,而在实际场联合熵矩阵 D 中,正本征值的数目要大于负本征值,正本征值对关联程度的贡献在抵消负本征值的贡献后仍有剩余,并且矩阵 D 的最大本征值也远大于矩阵 R 和矩阵 DR ,前者的关联性主要体现在本征值的正值区,并且最大本征值的贡献也相对较多. 另外不论是正本征值还是负本征值,矩阵 D 在整体上都都要大于矩阵 R 和 DR ,前者各个本征值对关联性的贡献也要大于后二者,也进一步说明了实际旱涝分布场各年份之间的关联性是存在的,是非随机的.

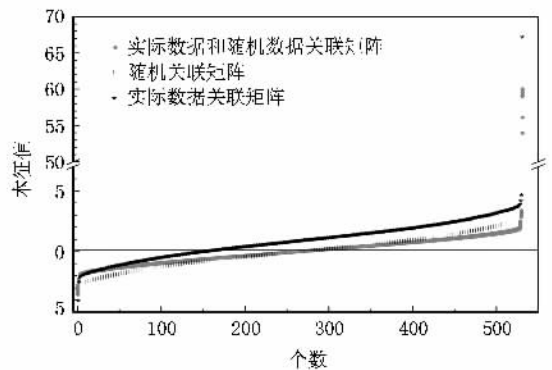


图 3 各个联合熵矩阵本征值由大向小的排列情况

4. 各年份旱涝分布的平均联合熵分析

为了更好的研究不同年份旱涝分布之间的内在联系,如图4所示,对旱涝指数联合熵矩阵求列平均,可以得到各年份旱涝分布情况同其余年份之间的平均联合熵,也就是平均关联程度.如某一年份的平均联合熵越大,说明该年份的旱涝分布情况同其他年份旱涝分布之间的关联程度越强,相关性越好,旱涝空间分布的相似形越多;反之某一年份的平均联合熵越小,则该年份的旱涝分布同其余年份之间的关联程度越差,相关性越弱,空间分布的相似形越少.可以看到平均联合熵近531年并无明显的变化趋势,一直保持较平稳的波动状态,其中在1720年之前,平均联合熵随时间是下降的,旱涝分布的稳定性逐渐变差,各年份气候状态的变化也越来越复杂,彼此之间只有很小的相似性,个体特殊性较强;在1720—2000年则又处于上升状态,不同年份气候状态的变化具有明显的历史规律,各种状态之间的相似程度越来越高,但无论下降还是上升,其变化幅度均十分轻微.

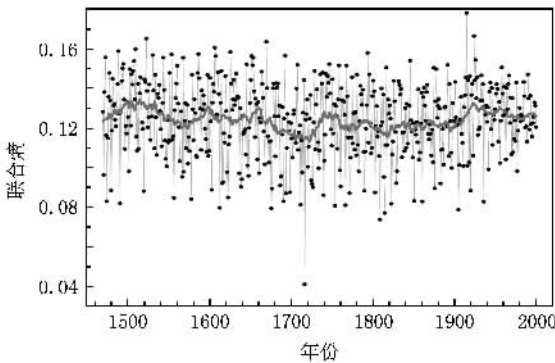


图4 旱涝指数各年份之间的平均联合熵

图5给出了平均联合熵的功率谱分析,在周期尺度为113年时,功率谱为最大的一个峰值且大大

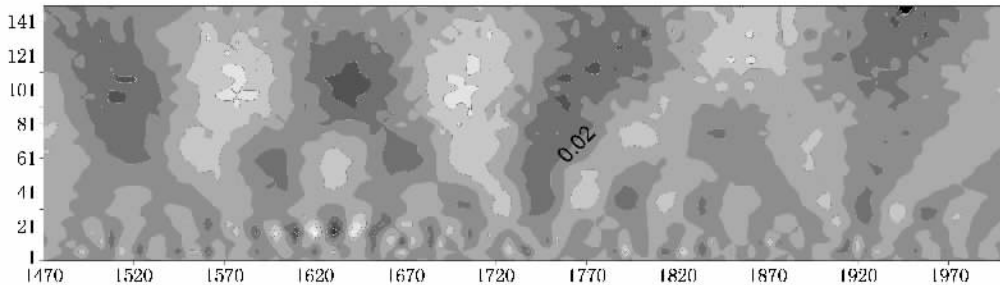


图6 旱涝指数平均联合熵的小波分析图

超过标准谱,是第一显著周期;另外周期尺度为68年的准周期也超过了标准谱,周期性也较显著.小波分析表明,平均联合熵的准周期尺度和强度都具有阶段性变化特征,在1820年之前,周期尺度维持在113年左右,周期强度也较稳定;其后从1820—2000年,准周期的尺度从113年增大至约130年,强度也比前一时期有所下降;对于68年尺度的准周期,在1595—1820年期间比较明显,并且周期尺度从开始的61年上升至81年,周期强度保持稳定,而在其余时期,该尺度均没有明显的准周期特征.

文献[20]对近500年太平洋年代际涛动指数(PDO)进行小波变换,发现80年准周期在逐渐衰弱以及50年准周期在逐渐增强,大约在1750—1800年这一时间段发生替换;同时该地区在350年这一时间尺度上,发生极端干旱事件的概率随时间经历的高→低→高演变的转折期也在1760—1800年之间,在1730—1800年高原温度也发生转折;这一结果同本文得到的平均联合熵及其准周期特征发生转折的时期基本符合.

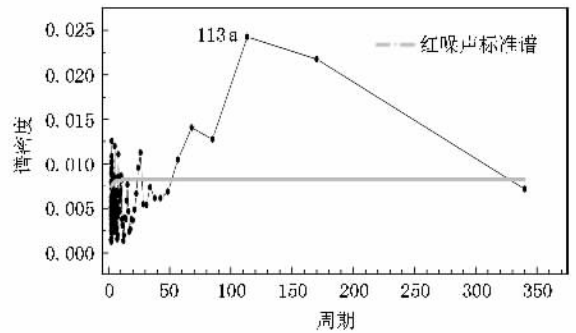


图5 旱涝指数各年份之间平均联合熵的功率谱

5. 结 论

本文利用一种信息熵空间场相关性计算方法,

计算具有统计学中相关系数性质的离散空间场相关指数,探讨中国旱涝事件发生的内在规律及其空间分布情况.利用联合熵的概念研究了1470—2000年各年份旱涝分布之间的关联性,得到实际旱涝分布场各年份之间的关联性同随机旱涝分布场相比是明显差别的,是非随机的,具有一定的内在相关联系.各年份旱涝分布情况同其余年份之间的平均联合熵,其值越大,说明该年份的旱涝分布情况同其他年份旱涝分布之间的关联程度越强,旱涝空间分布的相似形越多;反之则该年份的旱涝分布同其余年份之间的关联程度越差,空间分布的相似形越少.在1720年之前,旱涝分布的稳定性逐渐变差,各年份

气候状态的变化也越来越复杂,彼此之间只有很小的相似性,特殊性在增大;在1720年之后,不同年份气候状态的变化具有明显的历史规律,各种状态之间的相似程度越来越高;而且气候状态相似程度以1820年为界也有明显的准周期特征,周期尺度维持在113年左右,周期强度也较稳定;其后从1820—2000年,准周期的尺度从113年增大至约130年,强度也比前一时期有所下降;对于68年尺度的准周期,在1595—1820年期间比较明显,并且周期尺度从开始的61年上升至81年,周期强度保持稳定,而在其余时期,该尺度均没有明显的准周期特征.

- [1] Gao X Q, Zhang W 2005 *Chin. Phys.* **14** 2370
- [2] Hou W, Feng G L, Dong W J, Li J P 2006 *Acta. Phys. Sin.* **55** 2663 (in Chinese) [侯 威、封国林、董文杰、李建平 2006 物理学报 **55** 2663]
- [3] Feng G L, Dong W J, Gong Z Q *et al* 2006 *Nonlinear theories and methods on spatial-temporal distribution of the observational data* (Beijing: Metrological Press) (in Chinese) [封国林、董文杰、龚志强等 观测数据非线性时空分布理论和方法(北京:气象出版社)]
- [4] Meteorology Institute of Central Meteorological Bureau 1981 *Yearly Charts of Dryness/Wetness in China for the Last 500-year Period* (Beijing: Cartographic Publishing House) (in Chinese) [中央气象局气象科学研究所 1981 中国近五百年旱涝分布图集(北京:地图出版社)]
- [5] Zhang D E, Liu C Z 1993 *Meteorological Monthly* **19** 41 (in Chinese) [张德二、刘传志 1993 气象 **19** 41]
- [6] Zhang D E, Li X Q, Liang Y Y 2003 *Journal of Applied Meteorological Science* **14** 379 (in Chinese) [张德二、李小泉、梁有叶 2003 应用气象学报 **14** 379]
- [7] Anselin L 1995 *Geophysical Analysis* **27** 93
- [8] Moore M 2001 *Spatial statistics: methodological aspects and application* (New York: Springer, 2001)
- [9] Li X X, Zheng X Q 2003 *Geography and Geo-Information Science* **19** 35 (in Chinese) [李新运、郑新奇 2003 地理与地理信息科学 **19** 35]
- [10] Guo R Z 2001 *Spatial Analysis* (Beijing: China Higher Education Press) (in Chinese) [郭任忠 2001 空间分析(北京:高等教育出版社)]
- [11] Zhou M Q 2002 *The Basic Information Theory* (Beijing: Beijing University of Aeronautics & Astronautics Press) (in Chinese) [周萌清 2002 信息理论基础(北京:北京航空航天大学出版社)]
- [12] Dai X G, Fu C B, Wang P 2005 *Chin. Phys.* **14** 850
- [13] Shi N, Gu J Q, Yi Y M *et al* 2005 *Chin. Phys.* **14** 844
- [14] Zheng Z F, Zhang X L, Cao H X *et al* 2007 *Chinese J. Geophys.* **50** 420 (in Chinese) [郑祚芳、张秀丽、曹鸿兴等 2007 地球物理学报 **50** 420]
- [15] Theiler J, Eubank S, Longtin A, Galdrikian B, Farmer J D 1992 *Physica D* **58** 7794
- [16] Schreiber T, Schmitz A 2000 *Physica D* **14** 6382
- [17] Tsonis A A, Elsner J B 2007 *Nonlinear Dynamics in Geosciences* (New York: Springer)
- [18] Allegrini P, Bologna M, Grigolini P, West B J 2007 *Phys. Rev. Lett.* **99** 010603
- [19] Aquino G, Grigolini P, West B J 2007 *Europhys. Lett.* **80** 10002
- [20] Hou W, Yang P, Feng G L 2008 *Acta. Phys. Sin.* **57** 3932 (in Chinese) [侯 威、杨 萍、封国林 2008 物理学报 **57** 3932]

Research on the correlation of drought/flood spatial fields by using joint entropy^{*}

Hou Wei^{1,2)†} Yang Ping^{1,2)} Zheng Zhi-Hai^{1,3)} Gong Zhi-Qiang^{2,3)}

¹ *Department of Atmospheric and Sciences, Lanzhou University, Lanzhou 730000, China*

² *Key Laboratory of Regional Climate Environment Research for Temperature East Asia, Institute of Atmospheric Physics, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100029, China*

³ *Laboratory for Climate Studies of China Meteorological Administration, National Climate Center, Beijing 100081, China*

(Received 9 June 2008 ; revised manuscript received 4 September 2008)

Abstract

Using a method of calculating the entropy based on the relativity of spatial fields to give a correlative index having the statistic characteristic of discrete spatial fields, we discuss the inherent rule of drought/flood and their spatial distributions in China. The result gives the associations of drought/flood distributions from 1470 to 2000, and shows that the actual relativity of drought/flood distributed fields is relative and not stochastic, being different from the random distributed fields, by calculating their entropy and matrix latent values. The every year's entropy shows the degree of the year's association with other ones. The greater the entropy is, the bigger the degree is, and vice versa. The similitude of climate state has a steady and obvious quasi-periodicity before 1820, whose size is about 113 years. After 1820, the size adds up to 130 years and the intensity is weakened. Another steady quasi-periodicity is 68 years, which is obvious from 1595 to 1820, and its size is changed from 61 years to 81 years. In other periods, the 68-year periodicity is not found obviously.

Keywords : drought /flood index, joint entropy, correlation of spatial fields

PACC : 9260X

^{*} Project supported by the State Key Development Program for Basic Research of China (Grant No. 2006CB400503) and the National Science and Technology Support Planning.

[†] E-mail : hou_w@sohu.com