

采用秦岭冷杉年轮宽度重建陕西镇安 1755 年以来的初春温度*

刘洪滨

邵雪梅

(国家气候中心, 北京, 100081)

(中国科学院地理研究所, 北京, 100101)

摘 要

文中采用秦岭南坡陕西镇安鹰嘴崖建立的秦岭冷杉树木年轮年表, 分析树木的径向生长对镇安地区气候要素变化的响应关系, 重建镇安地区 1755 年以来的初春温度变化, 并对重建序列进行了周期分析和突变分析。采用功率谱分析方法, 得出镇安地区初春温度重建序列具有显著的准 50 a 和准 2~3 a 周期, 而准 40 a、准 9 a 和 3.8 a 左右等周期也较为明显。而步长为 30 a 的滑动 t 检验、滑动 F 检验和 $Lepage$ 检验等突变检验结果表明, 1798, 1853, 1884 年等年前后, 镇安地区初春温度序列出现了显著的均值突变, 而在 1944 年前后镇安地区初春温度序列出现明显的方差突变。

关键词: 全球变化, 树木年轮, 陕西镇安, 初春温度重建。

1 引 言

随着全球环境的不断变化, 以及人类生存所面临的巨大问题的日益突出, 有关全球化的研究正在逐步地开展和深入。国际地圈-生物圈计划(IGBP)正是为迎接上述挑战而提出的, 此计划由国际科学联合会发起, 旨在增进对全球环境物理、化学、生物等方面的了解, 使人们对已发生和将要发生的全球变化有所反应^[1]。它的实施将有助于人们更加全面地了解从古至今地球所经历变化的原因与机制, 以便对将要发生的全球变化进行预测, 并提出相应的对策。

过去全球变化(PAGES)作为 IGBP 计划的重要核心计划之一, 在全球变化研究中占有相当重要的地位, 其目的是为研究过去时间内地球上所发生的变化^[2]。树木年轮学(Dendrochronology)是一门以植物生理学为基础, 以树木年轮生长特性为依据, 研究环境对年轮生长影响的学科, 旨在获取代用资料, 重建环境因子的变化史实^[3]。鉴于树木年轮资料具有定年准确、连续性强、分辨率高和易于获取复本等特点, 树木年轮分析长期以来在地球科学界受到了高度的重视^[4]。在过去全球变化研究中, 被列为重要的技术途径之一^[5], 在古气候研究中得到了广泛的应用^[6, 7]。

* 初稿时间: 1997 年 6 月 19 日; 修改稿时间: 1998 年 11 月 18 日。

资助课题: 国家气候中心气候研究开放实验室基金(96-6LCS-09), 及国家“九五”攻关项目 96-908-04-08-5 子专

秦岭横亘于中国中部,山脉以北气候相对干燥,属暖温带亚湿润气候区;山脉以南气候温暖湿润,属北亚热带湿润气候区。秦岭被认为是中国气候划分上的一条重要分界线,是中国气候变化的敏感区域^[8]。目前有关秦岭地区历史时期气候变化的研究已取得了一些有益的成果:根据秦岭东端华山采集的华山松样本建立了3种树木年轮年表,后根据年表的变化情况分析了树木生长对气候变化的响应关系,得出华山松的生长主要受当年4月份温度和4~7月份(特别是5~6月份)降水的影响,与6月份温度同样具有密切的关系^[9],由此分别重建了华山4~7月份和5~6月份的降水,并对重建结果进行了对比分析^[10];根据秦岭地区华山、太白、佛坪和镇安等4个样点的树轮样本建立的年表,分析了年轮宽度年表^[11]以及年轮密度年表^[12]对气候变化的响应,并对响应分析的结果进行了对比,认为“多数情况下,年轮密度年表所包含的气候信息量可能高于宽度年表”。

文中采用秦岭南坡镇安鹰嘴崖建立的树木年轮年表,分析年表与镇安地区气候要素的关系,并在此基础上重建镇安地区历史时期相关气候要素的变化。

2 资 料

秦岭地区地处暖温带向亚热带过渡的湿润、半湿润气候区,一般地区年降水量在800 mm以上,尤其是位于山地2000~2500 m高度附近,通常存在一个最大降雨带,年降雨量可达1000 mm左右^[13]。

树木年轮样本的采集时间为1993年夏季,采集地点为秦岭南坡镇安鹰嘴崖(33°25'N, 108°45'E, 海拔高度约为2500 m),采集树种为秦岭冷杉(*Abies chensiensis* Van Tieghem)。除部分孤立木生长条件较为恶劣外,绝大多数样本采自小片林区,树木生长环境良好,土壤较为湿润,有机质含量丰富,树林茂密,郁闭度较大,约在0.2~0.7之间,样点坡度一般在10~60°之间,树木生长较少受到人类活动的影响。最终共采集了31棵树、62个样本,年代长度多在100~400 a之间。按照树木年轮样本的基本处理程序^[14],对本进行凉干、粘贴、打磨,然后进行交叉定年及定年检验。在确认年轮样本序列定年准确后,从中剔除了几个与其它样本序列变化不大一致的序列,最终共选取了29棵树的57个样本序列。对各样本序列进行步长为100年的样条函数拟合、去趋势订正,以及自回归模型拟合、去持续性波动,建立3种树木年轮年表,即标准化年表(STD)、差值年表(RES)和自回归年表(ARS)。3种年表间最为明显的差别在于其自相关性质的不同,即年表的建立过程是否考虑了树木的前一年生长对当年生长的影响,其中STD年表的自相关系数最大,ARS年表与之相似,而RES年表则不具有自相关特征^{*}。

本文中所用气候资料为陕西镇安气象站(33°26'N, 109°09'E, 海拔高度为985.6 m)的月平均温度和月降水量资料序列,资料时间长度为1958~1992年,对资料中1968年存在的个别月份的缺测进行了插补^[15]。采用Mann-Kandell方法^[16]检验序列中是否存在明显的突变点,采用Double-mass analysis方法^[17]检验序列中是否存在明显的非随机趋势变化。检验结果表明,镇安的月平均温度和月降水量资料能够较好地满足一致性要求,可被认为代表了自然界的气候变化(见图1)。

* 刘洪滨、邵雪梅. 采用秦岭地区树轮样本研究样本量对所建年表方差的影响(待发表)。

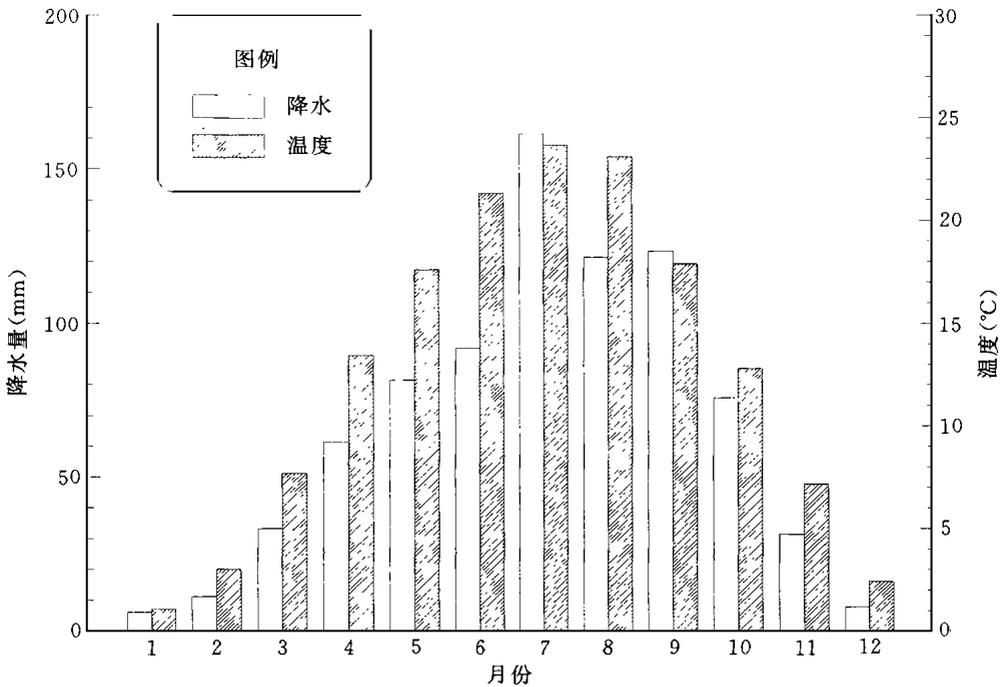


图 1 镇安各月月平均气温和月降水量

镇安气象站附近的多年平均降水量高于 800 mm, 7~9 月份的降水量占全年的 50% 以上, 尤其以 7 月份的降水量为最多, 在 160 mm 左右; 年平均温度为 12.6, 其中 4~10 月份的月平均温度大于 10, 年平均温度序列的自相关系数高达 0.591, 超过 0.01 置信水平, 表明序列的自相关特征显著。

3 分析与结果

3.1 树木生长对气候变化的响应

为探讨陕西镇安秦岭冷杉树木年轮年表对气候要素变化的响应关系, 首先分析两者间的相关关系, 即分别求取 STD, RES 和 ARS 3 种树轮年表同月平均温度和月降水量的相关系数, 图 2 为 STD 年表同月平均温度和月降水量的相关系数。为考虑前一年气候状况对当年树木生长的影响, 相关月份选为前一年的 9 月份至当年的 10 月份, 共 14 个月, 均采用相应月份的英文缩写注明。图中由曲线连结的值为年表与相应月份气候要素序列的相关系数值, 各值上方和下方的短横线分别表示各相关系数 0.01 置信水平上置信区间的上界和下界, 若置信区间在 0 线的同侧, 则说明该相关系数显著 (以符号 \cdot 标出)。

从图 2 中可见, STD 年表同绝大多数月份温度的相关系数均为正值, 其中与前一年 11, 12 月份和当年 3, 4 月份的月平均温度关系较为明显, 特别是与 3~4 月份平均温度的相关系数更高达 0.7 以上; 而与所有月份降水量的相关系数值均未通过显著性检验。其它两种年表的相应分析结果与之相似。

由此说明初春温度的高低对秦岭冷杉的生长会造成显著影响。由于镇安气象站与采

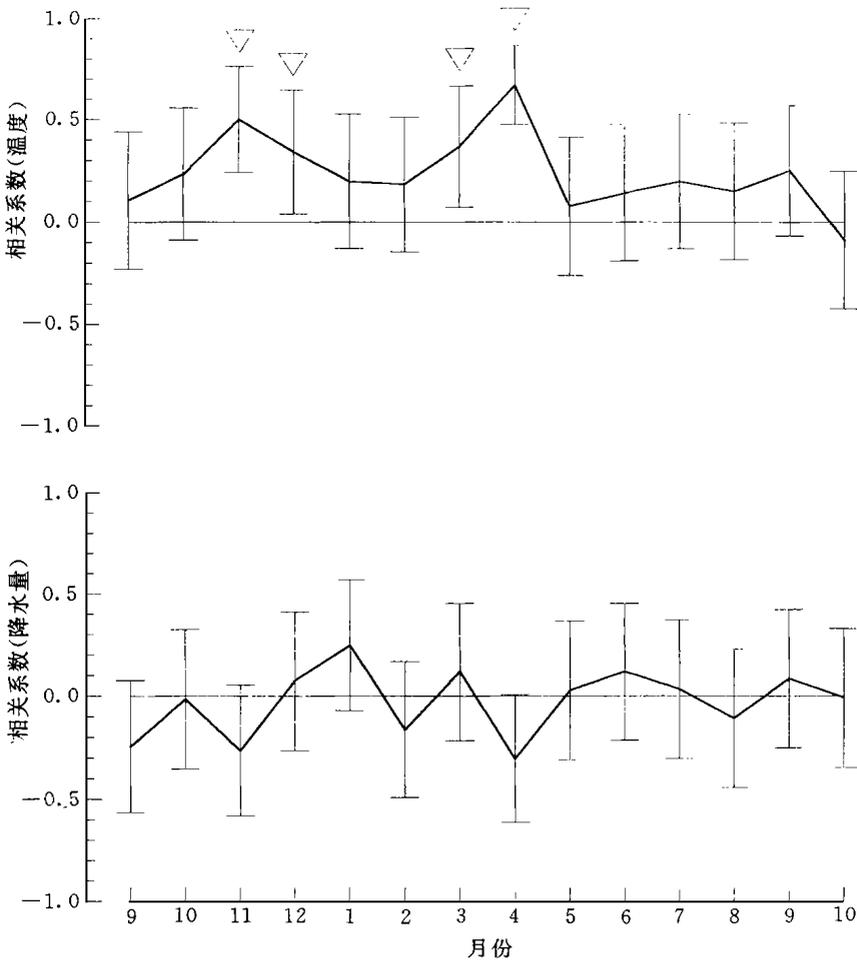


图2 STD年表同月平均温度和月降水量的相关系数(1958~1992年)

样点之间的高度差约为1500 m,由此推断采样点附近秦岭冷杉的活跃生长期为4~9月份,这与华山一带华山松的活跃生长期大致相同^[9]。当3,4月份温度偏高时,树木的生长季将会提前,树木形成层的细胞分裂也会提早,从而客观上有利于树木生长季的延长,形成较宽的年轮。随着温度的不断升高以及降水的不断增加,树木生长所需要的温度和湿度条件能够得到充分的满足,因此这两种气候因子不再成为树木生长的限制性因子^[18],表现为树轮年表与温度和降水的关系不明显。

3.2 初春温度的重建

鉴于上述分析结果,文中着重选取镇安地区的初春(3~4月份)温度序列进行重建。重建过程即将初春温度作为因变量,将年表作为自变量,建立回归方程,进而将年表中其它年代的值代入回归方程,得到历史时期初春温度的树木年轮重建序列。

由于镇安温度序列本身具有明显的自相关特征,且3种年表中以STD年表同初春温度序列的相关系数最高(达0.701),而RES年表和ARS年表的相关系数较小(分别为

0.501和0.637),因此选用 STD 年表进行重建分析。选取作为温度序列与年表序列公共时段的 1958 ~ 1992 年(共 35 年)建立回归方程,并对方程的稳定性进行检验。所建立的回归方程为:

$$T_{34} = 6.58 + 4.01C_{STD}$$

其中, T_{34} 为镇安站 3 ~ 4 月份的平均温度序列, C_{STD} 为 STD 年表序列(见图 3)。

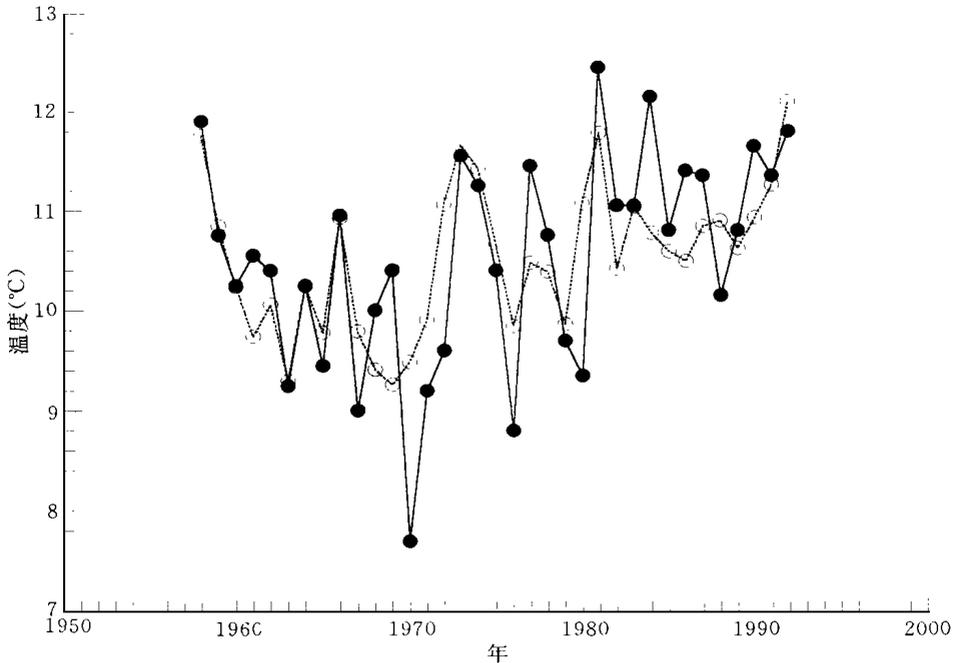


图 3 镇安初春温度重建序列(实线)与实测序列(虚线)间的对比(1958~1992年)

可以看出, STD 年表较好地反应了温度于近 30 多年来的上升变化趋势,但重建序列与实测序列的年际变化在个别年份存在较大的差异(尤其是 1970 年)。考虑到树木生长受到多种外界因素的影响,而初春温度只是影响树木生长的重要因子之一,但不排除其它因子在个别年份对树木生长产生较大的影响。经查阅相关气候资料,发现 1970 年 5 ~ 7 月份的降水并未明显减少,加上其它可能因素的综合作用,树木生长速率在当年未有明显的降低。另外,初春温度的重建结果在 1969 年偏低,可能与当年镇安地区降水的明显减少有关。虽然个别年代的重建值与实测值之间出现一定的差异,但在总体上重建序列的变化趋势与 3 ~ 4 月份的温度变化能够较好地吻合。

由于回归时段较短,这里采用“逐一剔除法”检验回归方程的稳定性^[18]。“逐一剔除法”的具体实施过程为:在气候要素序列和年表序列的重叠时段中,剔除其中某一年的值,建立回归方程,然后将所剔除年代的年表值代入此方程,得到相应年份气候要素的估计值。重复上述过程,直至得到整个重叠时段气候要素的估计序列,并与实测值进行对比,用以检验回归方程的稳定性。

用于检验的具体方法包括 4 种:符号检验、乘积平均值检验、误差缩减和相关系数。表

1 中 S_1 和 S_2 为符号检验值, 其中, S_1 为估计序列与实测序列的一阶差值符号检验, 即两序列中分别用后一年的值减去当年的值所得到差值的同号数, 可用来表明两序列在高频变化(即年际变化)上的一致性, S_2 为估计序列与实测序列相对于实测序列平均值差值的同号数, 可用来表明两序列变化上的一致性, 数字后面括号中分别为相应的 95% 和 99% 置信度临界值; t 为乘积平均值检验值, 用来检验估计序列和实测序列间同号年与异号年之间在量值上是否存在显著差别, 其值越大, 说明这种差别越显著, 估计序列与实测序列越接近; E_R 为误差缩减值, 是一种精确检验气候估计值可靠性的统计量, 它具有有效的诊断能力, 易受个别极值的影响, 其值变化范围为 $[-1, 1]$, E_R 值越大, 表明估计序列与实测序列越接近; r 为估计序列与实测序列间的相关系数, 其值变化范围为 $[-1, 1]$, r 值越大, 估计序列与实测序列的相关性越高^[18, 19]。

表 1 中 R^2 为回归方程的解释方差量, 表示方程中自变量(树木年轮年表)对因变量(初春温度序列)的拟合度, 其变化范围为 $[0, 1]$, 其值越大, 表明方程的拟合程度越高; F 为回归方程显著性的检验指标, F 值越大, 表示回归系数为 0 的可能性越小, 即回归方程的显著性越高。

表 1 镇安 3~4 月份平均温度重建过程的统计参数(1958~1992 年)

R^2	F	S_1	S_2	T	E_R	r
0.492	32.0	22(24, 25)	26(24, 26)	3.36	0.43	0.655

从表 1 中的统计参数可见, 回归方程可以解释初春温度序列近 50% 的方差, 而 F 亦高达 32.0, 远大于 0.01 显著水平临界值, 显示出所建立的回归方程具有很高的显著性。

另外, S_2 值的置信水平高于 S_1 值的置信水平, 其中 S_1 值未达到 95% 置信度, 而 S_2 值则达到了 99% 置信度, 说明重建序列同实测序列在低频变化上比高频变化更为吻合; t 值也达到为 3.36, 同样超过 99% 置信度临界值; E_R 值为 0.43; r 值达到 0.655。以上说明回归方程是稳定的。

表 2 中列出了 1958~1992 年中重建序列与实测序列的基本统计参数。其中 MN 为序列平均值; TMN 为去掉序列值中最大和最

表 2 重建序列与实测序列基本统计特征对比(1958~1992 年)

序 列	N	MN	TMN	MD	MD ₁	MD ₃	SD	SE _m	max	min
实测序列	35	10.5	10.6	10.8	9.7	11.4	1.06	0.18	12.5	7.7
重建序列	35	10.5	10.5	10.6	9.9	11.1	0.74	0.13	12.2	9.3

注: 1) 表中除 N 外各统计参数单位均为 “ °C”; 2) $SE_m = \frac{SD}{\sqrt{N}}$ 。

小部分各 5% 的剩余部分平均值; MD 为序列中位数; MD₁ 为下中位数; MD₃ 为上中位数; SD 为序列标准差; SE_m 为序列平均值的标准误差值, 表征序列实际平均值的估计区间; max 为序列中的最大值; min 为序列中的最小值。

将序列的统计特征进行对比可见, 两个序列的 MN, TMN, MD, MD₁, MD₃ 相差不大, 说明其均值状态较为接近。而重建序列的标准差则同实测序列存在明显差距, 其值仅相当于实测序列的 70% 左右, 从而使得对序列平均值的估计区间也以同样的比例缩小。从两个序列的最大值和最小值对比情况来看, 重建序列对实测序列的极值估计不很贴切, 这一现象特别表现在对实测序列最小值的估计上, 二者相差约 1.6, 这一特征是造成重建序列的标准差及标准误差小于实测序列的主要原因。

综上所述, 虽然重建序列在某些方面与实测序列存在不吻合的情况, 但总体上看, 可

以认为镇安地区初春温度序列的重建结果是可信的。

为确保重建序列的可靠性,尽量减少样本量多少对年表序列方差所造成的影响,将 STD 年表的起始年选定为 1755 年(年表中各值的组成序列数在 10 个以上),年表长度相应为 1755 ~ 1992 年,共 238 年。图 4 为重建的初春温度序列及其 11 a 滑动平均序列。

镇安地区初春温度自 18 世纪中期以来存在多次较为明显的波动。目前的初春温度正处在一个不断上升的时期,而这次温度的上升则始于 20 世纪 60 年代中期。

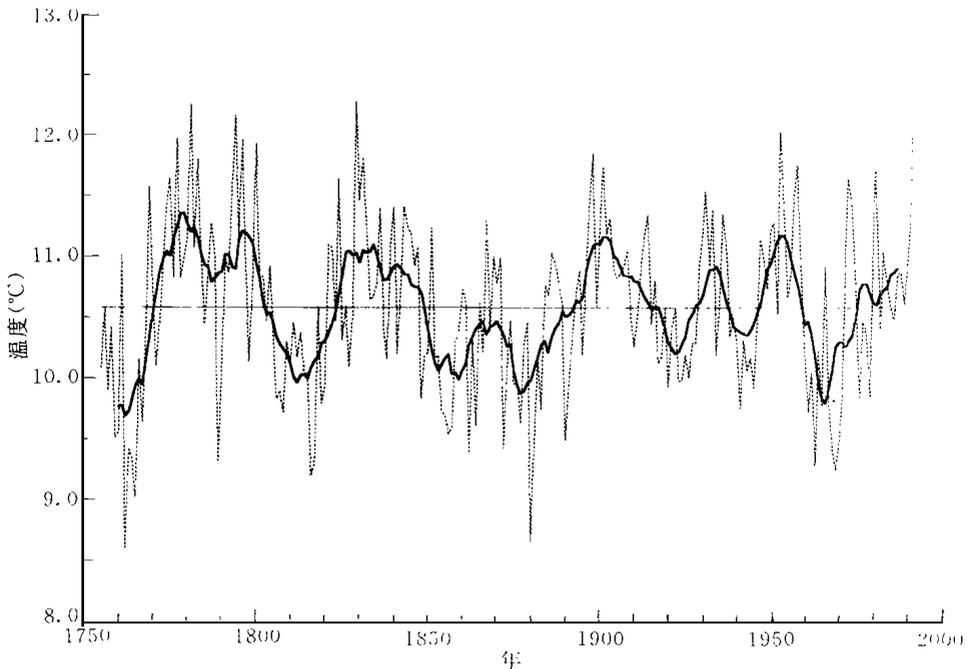


图 4 镇安 1755 年以来初春温度重建序列(虚线)及 11 a 滑动平均序列(实线)

3.3 重建序列的统计特征

表 3 列出 1755 ~ 1992 年重建序列的基本统计特征,表中各统计参数的意义与表 2 相同。

表 3 重建序列基本统计特征(1755 ~ 1992 年)

N	MN	TMN	MD	MD ₁	MD ₃	SD	SE _m	max	min
238	10.6	10.6	10.6	10.1	11.0	0.68	0.04	12.2	8.6

与表 2 中重建序列的相应统

计参数对比可见,序列的平均值和标准差相差不大,但由于序列长度的增加,使得序列平均值的标准误差大幅度减小,而序列的极值则相应地有所增大和减小,表明回归时段的重建序列并不包括整条重建序列的极值。

采用功率谱分析方法^[20]对初春温度重建序列进行周期分析,以了解在较长时间范围内镇安地区初春温度变化的周期性,分析结果见图 5。其中序列长度 $N = 238$ a, 计算中取最大后延数 $M = 80$, 约相当于整条序列长度的 $1/3$, 图中横坐标为波数, 纵坐标为相应的功率谱值, 波数 L 与周期 P 间的关系为 $P = 2M/L$ 。当序列中某种周期波动的功率谱值超过一定置信水平时, 在图 5 中显示为该功率谱值大于相应置信度临界线(当序列为白噪

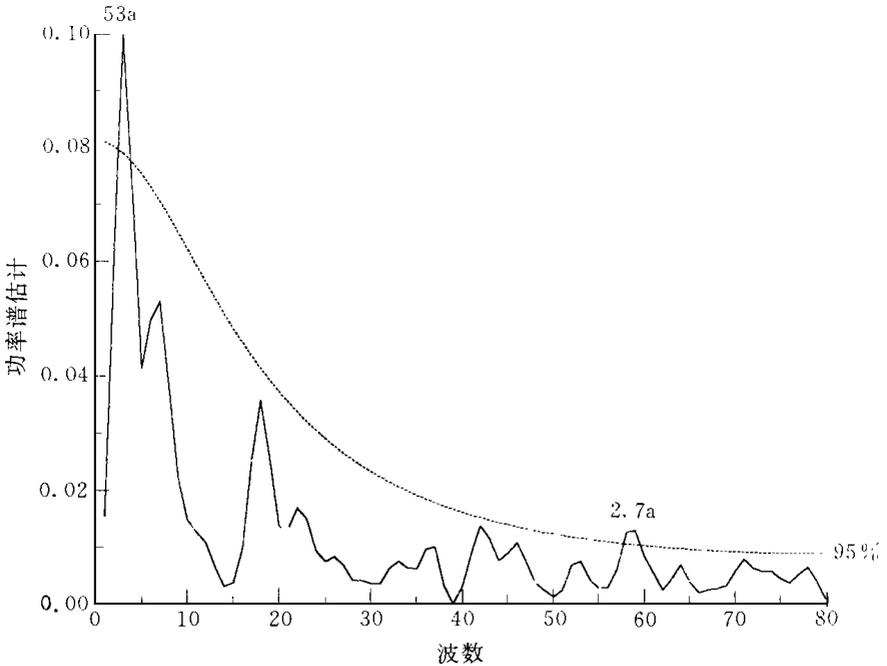


图5 镇安初春温度重建序列的功率谱分析
(功率谱:实线,临界值:虚线)

音序列时为水平直线,当序列为红噪音序列时为随波数增大而递减的曲线)时,则认为此周期在该序列中显著存在。由于重建序列的一阶自相关系数为 0.50,因此这里采用红噪声检验。

由图 5 可见,近二百多年来镇安地区初春温度的变化存在着明显的周期特征。其中以 53 a 左右和 2.7 a 左右的周期最为显著,功率谱值超过 95% 置信度临界值。此外,重建序列中还检测到 40 a 左右、8.9 a 左右、3.8 a 左右和 2.3 a 左右等较为显著的周期,其功率谱值均达到或超过 90% 置信度。由于用来重建初春温度序列的年表系由步长为 100 a 样条函数拟合得到的趋势序列合并而成的,因此在重建序列中不包含初春温度的更长的周期变化。

气候突变研究地位的确定,是近 20 a 来气候学理论上的一个重要进展^[21]。把突变的理论和理论应用于气候变化研究,是近代气候学一个年轻的研究方向,它对于认识气候变化的性质具有重要意义^[22]。

本文采用多种检验方法,对重建得到的气候要素序列进行突变检验。检验方法包括:滑动 t 检验法(T)、滑动 F 检验法(F)^[15]以及 Lepage 法(L)^[23]。其中滑动 t 检验法属均值突变检验法,滑动 F 检验法属方差突变检验法,而 Lepage 法对序列中存在的均值和方差突变均具有一定的检验效力。

采用以上 3 种检验方法,对镇安地区初春温度重建序列进行突变检验,检验结果见图 6,各检验过程的时间尺度均为 30 a,即检验相邻两个 30 a 之间是否存在显著差异,置信水平选为 0.01,当检验值大于临界值时,则认为序列中这两个 30 a 之间的差异(均值或方

差)显著,说明气候变化在“分界年”可能存在突变。突变检验结果见图 6,图中标出了突变置信度明显超过 99% 的年代。

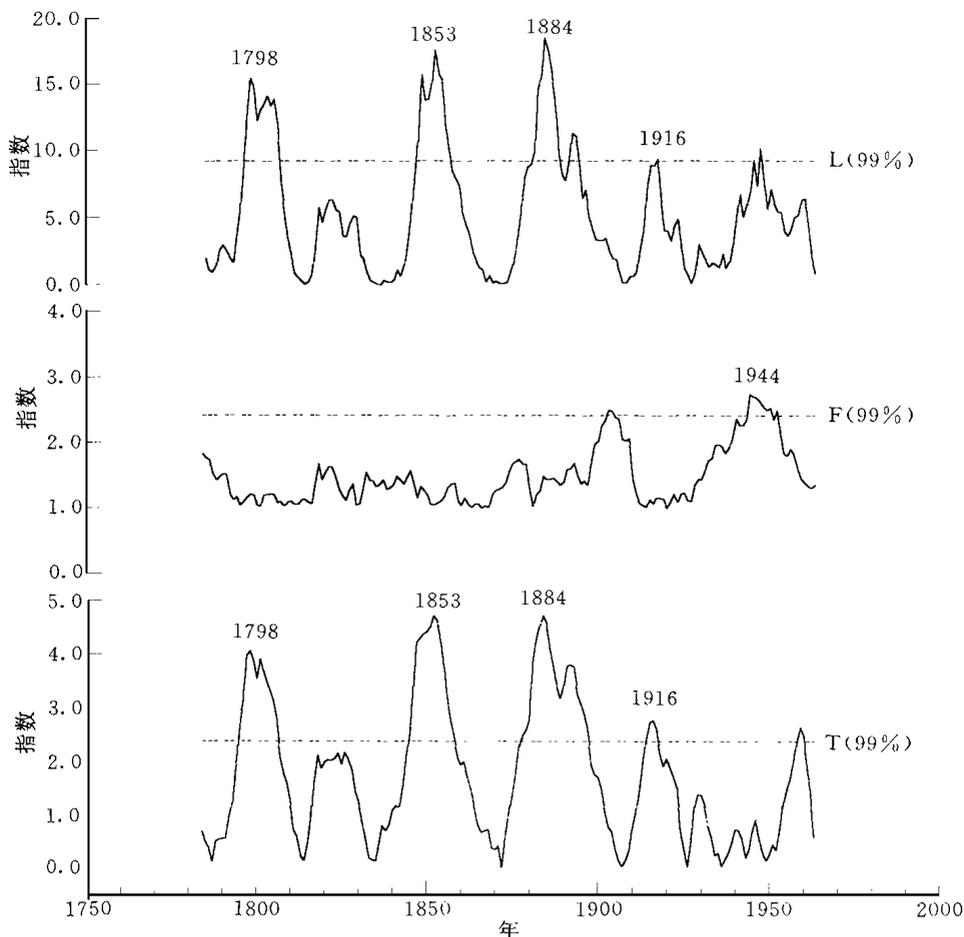


图 6 镇安初春温度重建序列突变分析

(检验值:实线,临界值:虚线)

结果表明,滑动 t 法与 Lepage 法的结果相似,两种方法均检验出 1798 年前后、1853 年前后、1884 年前后、1916 年前后镇安初春温度出现超过 99% 置信度的均值突变,其中前 3 次突变表现得尤为明显;而滑动 F 法则检验出 1944 年前后初春温度出现了方差突变。

通过分析重建序列(见图 4)可见,镇安地区初春温度在 1798 年前后发生了一次较大幅度的降温,前后温差近 3.0 ;对应于 1853 年前后的均值突变,序列在 1850 年前后再次出现降温趋势;而对应于 1884 年前后的均值突变,序列出现明显的升温。另外,1944 年前后突变的特点是序列方差由小到大的显著变化。以上检测到的温度序列突变是否确实存在,还需其它有关资料以及相关分析予以进一步证实。

4 结 论

通过对秦岭南坡镇安地区树木生长与气候变化关系进行的初步探讨,对镇安地区 200 多年来的初春温度变化进行重建,并对重建结果进行统计分析,可以得到以下结论:

1) 镇安地区采集到的秦岭冷杉的径向生长受初春季节温度影响较为明显,当温度相对较高时,容易形成较宽的年轮,反之,则年轮宽度较窄,两者间呈显著的正相关。与干旱地区树木生长和气候变化关系相比,镇安地区的秦岭冷杉年表与降水量的关系不明显;

2) 采用标准化年表重建镇安地区初春温度序列,可以得到较为理想的结果,而且通过合理截取年表的起始年代,可以有效地减少样本量对重建结果可靠性所产生的影响;

3) 周期分析表明,镇安地区初春温度具有显著的准 50 a 和准 2~3 a 周期,而准 40 a、准 9 a 和 3.8 a 左右等周期同样较为明显;

4) 突变检验结果表明,1798, 1853, 1884 年等前后镇安地区初春温度出现了显著的均值突变,而在 1944 年前后镇安地区初春温度亦出现了明显的方差突变。

参考文献

- 1 陈泮勤. 全球变化研究——一个新的国际前沿科学计划. 第四纪研究, 1990, 1: 68~75
- 2 Eddy J A, Oeschger H. Global Change Report No. 20—The PAGES Project: Proposed Implementation Plans for Research Activities. 1991
- 3 吴祥定. 树木年轮分析在环境变化研究中的应用. 第四纪研究, 1990, 2: 188~196
- 4 吴祥定, 邵雪梅. 中国树木年轮气候学研究动态与展望. 地球科学进展, 1993, 8(6): 31~35
- 5 ICSU. IGBP "Global Changes" Report, 1992, 19
- 6 Fritts H C. Reconstruction Large-scale Climate Patterns from Tree-Ring Data. The University of Arizona Press, 1991
- 7 Cook E R, et al. Climate change in Tasmania inferred from a 1089-year tree-ring chronology of Huon Pine. Science, 1991, 253: 1266~1268
- 8 陈明荣. 秦岭的气候与农业. 陕西: 陕西人民出版社, 1983
- 9 邵雪梅, 吴祥定. 华山树木年轮年表的建立. 地理学报, 1994, 49(2): 174~181
- 10 Hughes M K, et al. 利用树木年轮密度和宽度资料初步重建中国华中地区公元 1600 年以来的降水变化. 见: 符宗斌, 严中伟主编. 国家攀登计划《我国未来(20~50 年)生存环境变化趋势的预测研究》项目论文集(1): 全球变化与我国未来的生存环境. 北京: 气象出版社, 1996. 61
- 11 Wu X D. Tree-ring width chronologies and their response to climate in the Qinling Mountains, China. TAO, 1994, 5(3): 365~372
- 12 吴祥定, 邵雪梅. 中国秦岭地区树木年轮密度对气候响应的初步分析. 应用气象学报, 1994, 5(2): 253~256
- 13 李兆元, 傅抱璞. 秦岭山地的气候特点. 山地气候文集. 北京: 气象出版社, 1984. 87~97
- 14 Stocks M, Smiley T. An introduction to tree-ring Dating. Univ. of Chicago Press, 1968
- 15 刘洪滨. 秦岭地区三百年来的气候变化: [学位论文]. 北京: 中国科学院地理研究所, 1996
- 16 Mann H B. Non-parametric test against trend. Econometrika, 1945, 13: 245~259
- 17 Kohler M A. On the use of double-mass analysis for testing the consistency of meteorological records and for making required adjustment. Bull Amer Meteor Soc, 1949, 30: 188~189
- 18 Fritts H C. Tree Rings and Climate. London: Academic Press Inc, 1976
- 19 尹训钢等. 用树木年轮重建过去气候模型程序的流程分析. 气候变化规律及其数值模拟研究论文(第一集). 北京: 气象出版社, 1996. 116~126
- 20 黄嘉佑. 气象中的谱分析. 北京: 气象出版社, 1984

- 21 张丕远等. 中国近 2000 年来气候演变的阶段性. 中国科学(B 辑), 1994, 24(9): 998 ~ 1008
- 22 符淙斌. 气候突变现象的研究. 大气科学, 1994, 18(3): 373 ~ 384
- 23 Yanetani T. Discontinuous changes of precipitation in Japan after 1900 detected by the lepage test. J Meteor Soc Japan, 1992, 70(1): 95- 103

RECONSTRUCTION OF EARLY-SPRING TEMPERATURE AT ZHENAN FROM 1755 USING TREE RING CHRONOLOGY

Liu Hongbin

(*National Climate Center, Beijing, 100081*)

Shao Xuemei

(*Institute of Geography, Chinese Academy of Sciences, Beijing, 100101*)

Abstract

In this paper, March to April average temperature was reconstructed for the period of 1755 to 1992 using a standard tree ring chronology of Zhenan, Shanxi province. The *Abies chensiensis* Van Tieghem at Yingzuizai, Zhenan, whose altitude is about 2500 meters high, is significantly affected by the early-spring temperature. The correlation coefficient between the two is up to 0.7. The regression equation for the calibration period, 1958 to 1992, explains nearly 50% of calibrated variance, with the equation confidence level 0.01 and high significant cross-verification testing parameters. The quasi-fifty and two ~ three years periods are found significant in the reconstructed series by power spectrum method. The average value abrupt changes happened in 1798, 1853, 1884, and the standard deviation abrupt change in 1944.

Key words: Global Changes, Tree-ring, Zhenan of Shanxi province, Early-spring temperature.