

我国近百年气温变化的奇异谱分析

余锦华 裕国 江志红

(南京气象学院环境科学系, 南京 210044)

摘 要: 用奇异谱方法分析我国近百年平均气温的准周期性, 结果表明: 我国平均气温的年际变化以 2 ~ 3 a 周期振荡为主, 同时 1 a 左右的准周期振荡也较强, 和同期北半球平均气温的准周期性有些差异, 不过它们的准 1 a 周期振荡随时间的阶段性变化特征非常相似。将我国大致分成 7 个区域, 对 7 个区域代表站气温进行奇异谱分析, 结果表明: 各区气温的准周期振荡及其随时间的变化互不相同。华北、东北、西北和青藏高原 4 区气温以 1 a 周期振荡最为显著; 华东、华南和西南区气温以准 2 ~ 3 a 的周期振荡最为显著。

关 键 词: 气温变化; 奇异谱分析; 准周期振荡

中图分类号: P468. 0⁺ 21

文献标识码: A

对我国气温变化的研究已有很多^[1~3]。从中可以看到我国平均气温上升的趋势变化没有北半球平均气温的强, 前者在 40 年代最高, 后者在 70 年代迅速上升, 80 年代已超过 40 年代; 我国年、季平均气温的显著振荡周期集中在 2 ~ 3 a 和 18 ~ 29 a。由于功率谱(方差谱)分析或最大熵谱分析的方法本身的局限, 使其在辨别资料序列的准周期信号上有些粗糙, 所求出的显著周期只能给出一大致的范围, 另外用年或季节平均气温只能识别时间尺度在 2 a 以上的准周期信号, 不能识别 2 a 以下的准周期信号。此外, 功率谱或最大熵谱分析法给出的仅仅是序列的平均周期, 不能描述所求出的周期振荡随时间的变化。在近百年我国气候的长期变化中, 气温变化是否存在 2 a 以下的显著振荡周期; 在不同阶段, 周期是否有变化; 其变化特性如何; 其与北半球平均气温的准周期性有何差异; 我国各区域气温的准周期性及其阶段性变化是否相同; 各区域气温变化的趋势又有何差异。这些问题都值得进一步研究。

本文应用 SSA 方法分析我国近百年平均气温和各区域气温(代表站)的准周期振荡特性及其阶段性变化特征, 比较各区域气温变化的趋势大小。从短期气候预测意义上说, 年际振荡信号更为重要, 因此本文着重于分析我国气温的年际振荡信号, 并将其与北半球平均气温的准周期特性相对比, 以便全面地了解我国平均气温及各区域气温年际变化的准周期振荡信号和趋势变化。

1 资料与方法

我国近百年平均气温月际序列取自文献[4], 资料年限为 1873 ~ 1990 年, 共 118 a。根据文献[3], 将我国大致分成 7 个区, 乌鲁木齐、哈尔滨、北京、成都、南宁、上海和拉萨站分别代表西北区、东北区、华北区、西南区、华南区、华东区和青藏高原。各区代表站的前 100 a(1881 ~ 1980 年) 资料取自文献[5], 后 17 a(1981 ~ 1997 年) 资料取自全国 160 基准站的月际序列。北半球平均气温取自 IPCC(Intergovernmental Panel on Climate Change) 公布的同期月际序列。

SSA 是与 EOF 分析有关的一种统计技术, 但它是应用于时间域而不是空间域, 其基本原理可参考文献[6, 7]。在应用 SSA 方法时, 有两个关键的问题, 其一是对特征值统计信度的检验, 其二是对成对特征向量的准周期信号的统计信度检验。对特征值信度的统计检验有很多方法, 这儿主要应用 Vautard 等^[8]提出的检验方法。令 $\delta\lambda_k = (2/N_d)^{1/2}\lambda_k$, $N_d = N_T/M$ 。其中 λ_k 为第 k 个特征值, N_T 为序列长度, N_d 是给定窗口 M 的自由度, 判断两相邻特征值近似相等或特征值信度的条件为 $\lambda_k - \lambda_{k+1} \leq \min(\delta\lambda_k, \delta\lambda_{k+1})$ 。其物理意义表示两相邻特征值的距离不能大于任一特征值的 95 % 信度值的方差, 或者说第 $k+1$ 个特征值不能落在第 k 个特征值的 95 % 信度区间外。否则认为 $(k+1, M)$ 的特征向量为气候噪音, 而 $(1, k)$ 的特征值都通过了 95 % 的信度检验。还可通过估计气候吸引子的维数作为特征值的信度检验方法^[9]。从计算结果看, 前一方法所求出的 k 要比后一方法的大。

江志红等^[7]指出, 对明显成对的特征值, 求其相应时间主分量的滞后相关, 相关极大值所在的滞后步数即为 $1/4$ 周期长度。这一方法虽然简单易行, 但是至今对于相邻时间主分量的滞后相关极大值的统计信度还缺乏可靠的检验方法, 即滞后相关极大值达多大, 才确认相应的特征向量是一准周期对, 因此用这个方法来辨别资料序列的准周期信号时, 带有一定的人为性。对特征向量的准周期信号的统计检验, 本文应用 Vautard 等^[6]提出的方法。设 $E^k(f)$ 表示第 k 个特征向量, $\tilde{E}^k(f)$ 为其相应的 Fourier 变换, 则 $\tilde{E}^k(f) = \sum_{j=1}^M E_j^k \exp(2\pi f j i)$ 。计算相邻特征向量的功率谱 $|\tilde{E}^k(f)|^2$, 估计出它们最大功率谱所对应的频率, 令其频率的差为 $\delta f_k = |f_k - f_{k+1}|$, 令 $\rho_R(f) = \frac{1}{M} \sum_{k \in R} |\tilde{E}^k(f)|^2$ 。 $\rho_R(f)$ 表示 R 域内在频率 f 附近的谱值和。当 δf_k 满足条件: $2M\delta f_k < 0.75$, 且 $\rho_R(f) > 2/3$, $R = \{k, k+1\}$ 时, 才认为该相邻特征向量是成对的, 并具有显著的相近周期的振荡信号。

序列的倾向成分应用文献[6]的方法。对一序列 $x_i (1 \leq i \leq n)$, 当 $i < j$ 时 $(1 \leq i, j \leq n)$, 令 K_r 表示 $x_i < x_j$ 的数目总数, 如果 K_r 大则序列有正的趋势, 否则有负的趋势, 令

$$\tau = \frac{4K_r}{n(n-1)} - 1. \text{ 其标准差可表示为 } s = \frac{2(2n+5)}{9n(n-1)}. \text{ 当计算的 } \tau \text{ 值落在区间 } (-1.96s, 1.96s) \text{ 之外, 则拒绝没有趋势的假设, 即序列 } x_i \text{ 的趋势成分具有 95 \% 的信度水平。}$$

在 SSA 中, 检测是对连续的时间主分量(PCs) 进行, $n = N_T - M + 1$, 如果检测到第一时间主分量具有趋势, 再检测第二 PCs, 直到第 k 个 PCs 没有显著的倾向为止, 则前 1 至 $k-1$ 个时间主分量的重建序列代表了原序列的倾向成分。

2 我国平均气温的准周期性及其随时间的变化

SSA 能很好地从时间序列中分离出周期小于嵌套维数 M , 谱宽小于 $1/M$ 的振荡^[6]。为突

出年际振荡信号, 对于月际序列, 我们选取 $M=120$ 月 (10 a), 对我国平均气温 118 a 月际序列进行 SSA 后, 对其所有特征值的信度应用 Vartud 等^[8] 的检验方法, 得出前 60 个特征值具有 95 % 的信度水平。对时间主分量进行倾向成分判别, 结果表明: 我国平均气温 SSA 后的前两个 PCs 具有明显的倾向(方差贡献占 36.322 %), 而北半球平均气温只有第一 PCs 的倾向显著(方差贡献占 50.331 %)。可见我国平均气温的倾向要比北半球平均气温的弱得多。

由表 1 可见, 明显成对的特征向量有: 3 与 4、6 与 7、8 与 9, 前两对特征向量最大功率谱所在的频率完全相等。3 与 4 特征向量具有显著的准 1 a 周期振荡信号, 6 与 7 特征向量具有显著的准 2 a 周期振荡信号, 8 与 9 特征向量最大功率谱所在的频率稍有差异, 但它们满足准周期信号的两个判别标准, 具有显著的准 3 a 周期振荡特征。14 与 15 特征向量最大功率谱所在的频率近似相等, 即 $2M\delta f_k=0.72<0.75$ 满足第一个条件, 但其最大功率谱占特征向量总谱的 62.00 %, 不满足第二个标准, 其准周期信号不满足信度的要求。与表 2 比较, 我国平均气温的准周期振荡信号与北半球平均气温的有些不同, 后者明显成对的特征向量有 4 对, 分别是: 5 与 6、7 与 8、9 与 10 和 12 与 13, 对应的显著周期振荡信号分别为: 准 4~5 a、准 3 a、准 1 a 和准 2 a。

表 1 1873~1990 年我国平均气温的主振荡周期信号

Table 1 Principal periodic signals of average temperature in China during 1873~1990

	特征向量序号							
	3	4	6	7	8	9	14	15
A	0.084	0.084	0.044	0.044	0.030	0.028	0.019	0.018
B	11.905	11.905	22.727	22.727	33.330	35.714	52.632	55.556
C		0.952		0.862		0.738		0.620
D		0.000		0.000		0.480		0.240
E		6.29		5.34		4.82		3.64

A: 最大功率谱所在的频率; B: 显著的振荡周期; C: 成对特征向量最大功率谱与特征向量总谱的比值;
D: $2M\delta f_k$; E: 振荡周期对的方差贡献(%)

表 2 1893~1990 年北半球平均气温的主振荡周期信号

Table 2 Principal periodic signals of the average temperature in Northern Hemisphere during 1893~1990

	特征向量序号							
	5	6	7	8	9	10	12	13
A	0.019	0.022	0.027	0.030	0.083	0.083	0.039	0.036
B	52.632	45.455	37.037	33.333	12.048	12.048	25.641	27.778
C		0.821		0.920		0.798		0.806
D		0.720		0.720		0.000		0.720
E		6.50		4.20		3.55		3.02

A: 最大功率谱所在的频率; B: 显著的振荡周期; C: 成对特征向量最大功率谱与特征向量总谱的比值;
D: $2M\delta f_k$; E: 振荡周期对的方差贡献(%)

图 1 为我国平均气温 SSA 的特征向量所表示的倾向或准周期信号的型态变化特征。从中

可以更加直观地看到上述的分析结果。图 1a 的 1 与 2 特征向量代表了倾向的变化特点, 图 1b ~ 1d 中特征向量的形态变化都很相似, 其周期长度相差无几, 分别代表了准 1 a、准 2 a 和准 3 a 的周期振荡。

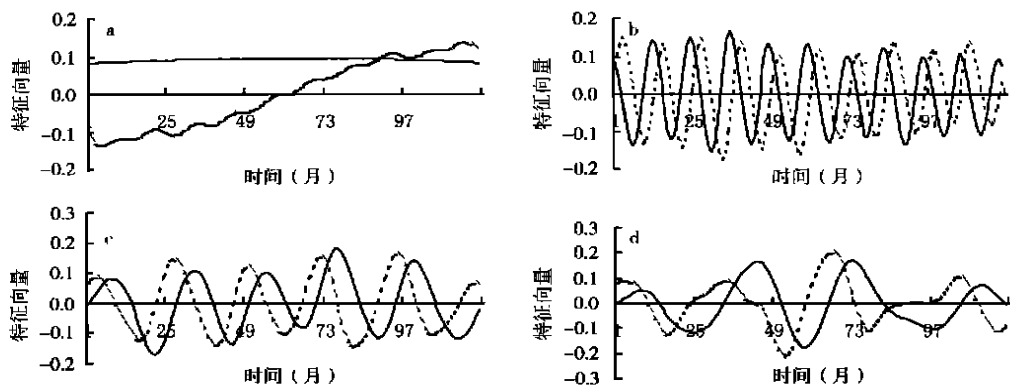


图 1 我国平均气温 SSA 的倾向及成对特征向量

a: EOF1(虚线)和 EOF2(实线); b: EOF3(虚线)和 EOF4(实线);

c: EOF6(虚线)和 EOF7(实线); d: EOF8(虚线)和 EOF9(实线)

Fig. 1 Trend and paired eigenvectors of SSA for average temperature in China

a: EOF1(dashed) and EOF2(solid); b: EOF3(dashed) and EOF4(solid);

c: EOF6(dashed) and EOF7(solid); d: EOF8(dashed) and EOF9(solid)

可见, 我国平均气温所隐含的年际变化以准 2 ~ 3 a 最为显著, 且还存在较强的准 1 a 周期振荡。这与以往的研究结果既一致也存在差别。相同处是认为 2 ~ 3 a 的周期振荡是我国平均气温隐含强的年际振荡信号; 不同处表现为: 1 a 周期振荡信号用年际资料序列识别不出来。当然本文的 SSA 方法选取了嵌套维数 $M = 120$ (月), 不能识别出 10 a 以上的周期振荡信号。其实我们也选取过 $M = 240$ (月), 但仍然识别不出 10 a 以上的周期振荡信号。这可能是由于我国气温的年际或月际振荡信号较强, 从而掩盖了较弱的年代际振荡信号, 即表示年代际振荡信号较弱, 没有年际或月际振荡信号显著, 从而达不到准周期信号的判别标准。

SSA 方法对我国年平均气温序列的周期分析表明, 我国年平均气温的年代际变化具有显著的准 15 a 和 28 a 周期振荡信号, 分别占方差贡献的 9.63 % 和 5.75 %, 识别到其年际变化信号是准 2 ~ 3 a 和准 8 ~ 9 a 的周期振荡, 这与用月际序列的分析结果以及他人的研究结果都是比较一致的。

对明显成对特征向量进行序列重建, 从重建序列中, 我们既可以看出序列的显著振荡周期信号, 又可以分析该显著周期振荡随时间的变化。如图 2 所示, 各重建分量序列都显示出较好的某种周期振荡。图 2a 的 3 与 4 重建分量序列所隐含的年周期变化很明显, 表现出快的振荡特征, 其振荡强度(振幅)随时间的变化表现出较强的阶段性: 序列的开始, 振荡最强, 其次是本世纪 30 年代, 最弱的是在 50 ~ 60 年代。与图 3 北半球平均气温的 1 a 周期振荡随时间的变化特征很相似, 其差别主要表现在我国平均气温的 1 a 周期振荡总的比北半球的要强, 其次北半球的最强 1 a 周期振荡是在本世纪初到 10 年代, 最弱的在整个 60 年代。图 2b 为 6 与 7 重建分量序列, 可见其振荡频率比图 2a 要慢得多, 118 a 振荡的频数约为 60 次, 表现出较明显的准 2 a 周期振荡, 其振幅随时间的变化特征与图 2a 不同, 其振荡最强是在本世纪 10 年代和 50 年代, 最弱是在 19 世纪末和本世纪 70 年代以来。图 2c 为 8 与 9 重建分量序列, 由于它隐含了 28

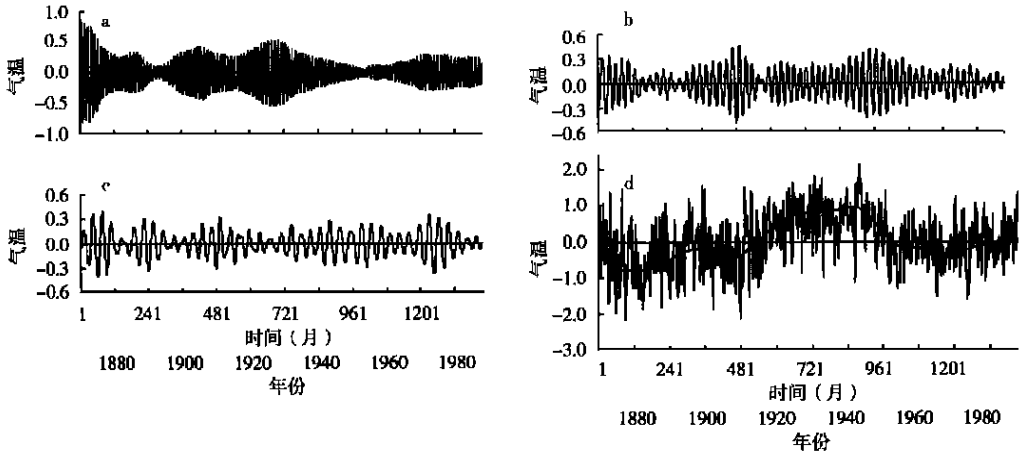


图2 我国平均气温 SSA 的重建分量序列(RCs)

a: RCs 3, 4; b: RCs 6, 7; c: RCs 8, 9; d: RCs 1, 2 及原标准化序列

Fig. 2 Reconstructed components of SSA for average temperature in China

a: RCs 3 and 4; b: RCs 6 and 7; c: RCs 8 and 9; d: RCs 1 and 2 and original standard series

~ 32 月的周期振荡, 所以由图可见其振荡的速度比图 2b 要慢一些, 其振幅变化的规律性在图 3a 较好, 以 15 a 的时间尺度变化, 之后其变化的规律性稍差, 且振荡的周期长度随时间也有些变化。如第一个 10 a 的周期就比第二个 10 a 的要短, 表现在图中的是前者的波数为 4, 后者的波数只有 3(波数多表示振荡得快, 周期短; 否则振荡得慢, 周期长), 波数的差异实际上反映了周期变化的本质。图 2a ~ 2c 重建序列的时间变化特征表明: 成对特征向量的最大功率谱与特征向量总谱的比值越大以及最大功率谱所在的频率越接近, 则其隐含的周期振荡信号越强, 其随时间变化的规律性越好。由图 2d 可见, 1 与 2 重建序列成分较好地描述了原序列的倾向变化特征。

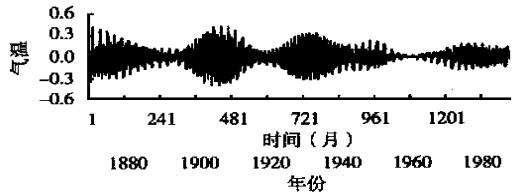


图3 北半球平均气温 SSA 的 RCs 9, 10

Fig. 3 Reconstructed 9th and 10th components of SSA for the average temperature in Northern Hemisphere

3 我国各区域代表站气温的主振荡周期及其随时间的变化

由于我国地域辽阔, 地形复杂, 气候状态地区性差异明显, 气候变化也必定具有不同的特点。我国 7 个区域各代表站 1881 ~ 1997 年月际序列的 SSA 结果表明: 各站气温的倾向强弱及其准周期性都存在明显的差异。倾向分析得出: 成都站气温的前 2 个 PCs 具有明显的倾向变化, 拉萨站气温的前 4 个 PCs 具有倾向变化特征, 其他站气温都是第一 PCs 存在明显的倾向。可见倾向成分以拉萨站的最强, 占方差贡献的 39.72 %, 成都站次之, 占方差贡献的 38.42 %, 以哈尔滨站气温的倾向最弱, 只占方差贡献的 8.16 %。

拉萨站气温插补的时间较长, 因此存在一定的误差。成都与哈尔滨站气温的倾向也相差 30.26 % 的方差贡献, 前者是后者的 4.7 倍。可见近百年来我国各区域气温变化的趋势强度差异明显。除拉萨站外以西南区成都站气温的趋势变化最强, 华南区南宁站气温的趋势变化次

之, 东北区的哈尔滨站气温的趋势变化最弱, 次弱的是西北区乌鲁木齐站气温的趋势项, 即北方气温倾向弱, 南方气温倾向强。

对各站气温 SSA 的特征值进行信度检验表明, 前 $M/2$ 左右的特征值具有 95 % 信度水平。准周期性分析结果如表 3 所示, 可见各区域代表站的主振荡周期都不尽相同。其中, 北京、哈尔滨、拉萨和乌鲁木齐站气温的第一主振荡周期是年内振荡, 且北京站气温相对较弱的年内振荡是其唯一的准周期信号; 上海和成都站气温的第一主振荡周期是准 2 a 振荡信号, 成都站气温除了准 2 a 信号外, 还存在准 6 a、准 3 ~ 4 a 和准 1 a 的周期振荡。南宁站气温的主振荡信号不仅有准 3 a, 而且还有准 2 a 和准 1 a 周期振荡。乌鲁木齐站气温准周期信号以 12 月振荡最强, 16 ~ 20 月次之。哈尔滨除了较强的年振荡外还存在 8 个月左右的月际振荡。拉萨站气温不仅有准 1 a 而且还存在准 2 a 振荡信号。

综上所述, 不难看出我国各区域气温的准周期性变化可分为两大块, 我国北方(西北, 华北, 东北) 和青藏高原为一块, 其准周期信号以准 1 a 周期振荡最为显著; 我国南方(华东, 华南和西南) 为一块, 其准周期信号以准 2 ~ 3 a 振荡最为显著。

表 3 我国各区域代表站气温的主振荡周期信号

Table 3 Principal periodic signals of temperature over seven representative stations in China							
	上海	成都	北京	哈尔滨	拉萨	乌鲁木齐	南宁
周期(月)	22. 22 ~ 22. 73	23. 81	10. 56	12. 048	12. 048	12. 195	35. 71 ~ 37. 037
方差贡献(%)	6. 96(3, 4)	5. 87(3, 4)	4. 27(11, 12)	9. 38(2, 3)	6. 30(5, 6)	10. 62(2, 3)	6. 04(4, 5)
周期(月)		71. 43		8. 403	23. 26 ~ 24. 39	18. 182	22. 73 ~ 23. 26
方差贡献(%)		5. 53(5, 6)		4. 48(15, 16)	3. 82(10, 11)	8. 93(5, 6)	5. 9(6, 7)
周期(月)		40. 0					12. 048
方差贡献(%)		3. 98(8, 9)					4. 59(8, 9)
周期(月)		12. 048					
方差贡献(%)		3. 77(10, 11)					

注: 表中括弧内数字表示重建分量序号

对各区域代表站气温第一显著振荡周期成分进行序列重建(图 4) 可见, 各站气温的第一重建分量序列的周期振荡信号都很突出, 其振荡强度随时间都具有明显的变化, 且变化特征又各有千秋。上海站气温的准 2 a 周期振荡强度随时间的变化阶段性表现为: 本世纪整个 40 年代最强, 序列的初始到 20 年代末振荡由弱到强发生了两次转换, 60 年代后振荡强度变化不大。成都站气温的准 2 a 振荡可分为 3 个阶段, 第一与第二阶段的分界线大致在本世纪 20 年代, 在此之前振荡较弱, 之后振荡较强; 第二和第三阶段的分界线大致在 70 年代末, 80 年代后振荡又减弱了。北京站气温年内振荡以本世纪 20 年代最强, 40 年代后期次之, 上世纪 80 年代最弱, 振荡强弱大约转换了 7 次。哈尔滨站气温年内振荡本世纪 60 年代以来逐渐增强, 本世纪 10 年代前振荡强度较弱, 且变化很小。由图 4 可见, 除哈尔滨站外, 本世纪 40 年代各站气温的最显著周期都表现出较强的振荡水平。20 年代振荡较强的有上海、北京、哈尔滨和拉萨站。几乎所有站气温的振荡在本世纪 10 年代都较弱, 其中成都、哈尔滨和乌鲁木齐站在这一时期的振荡是最弱的。由于第一显著周期振荡总的来说都较强, 所以其随时间的长期变化主要表现在振荡的振幅上, 其振荡的周期长度变化较小。各站气温的倾向成分都较好地拟合了其原始序列的倾向变化(图略)。

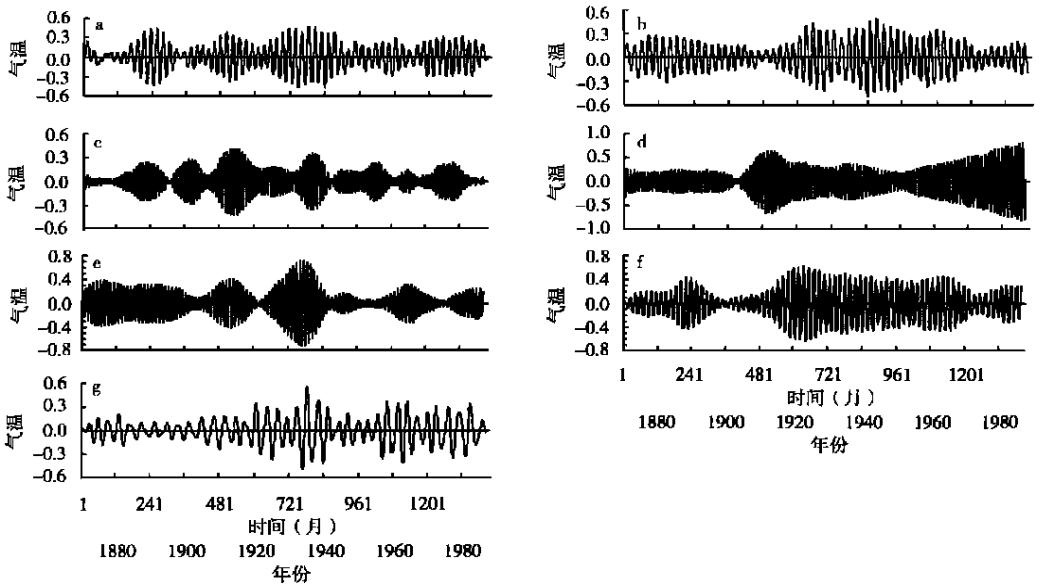


图 4 各区域代表站气温 SSA 的第一周期对 RCs

a: 上海 RCs 2, 3; b: 成都 RCs 3, 4; c: 北京 RCs 11, 12; d: 哈尔滨 RCs 2, 3;
e: 拉萨 RCs 5, 6; f: 乌鲁木齐 RCs 5, 6; g: 南宁 RCs 4, 5

Fig. 4 Reconstructed components of the first paired eigenvector
in SSA for seven representative stations in China

a: Shanghai's RCs 2 and 3; b: Chengdou's RCs 3 and 4; c: Beijing's RCs 11 and 12;
d: Haerbing's RCs 2 and 3; e: Lasa's RCs 5 and 6; f: Wulumuqi's RCs 5 and 6;
g: Nanning's RCs 4 and 5

4 小 结

- (1) 我国近百年平均气温变化存在较强的年际或月际振荡信号, 并以准 $2 \sim 3 a$ 和准 $1 a$ 周期振荡最为显著, 这与北半球平均气温的年际振荡信号有些不同, 后者的年际变化以准 $4 \sim 5 a$ 周期振荡最为显著, $2 \sim 3 a$ 次之, $1 a$ 周期振荡要弱得多。两者的 $1 a$ 周期振荡随时间的变化特征很相似。
- (2) 我国各区域代表站气温的年际或月际振荡信号及其强弱互不相同, 我国北方(西北、东北、华北及青藏高原)气温的准周期性以 $1 a$ 周期振荡为主; 我国南方(西南、华南和华东)气温的年际变化以 $2 \sim 3 a$ 周期振荡最为显著。
- (3) 我国各区域代表站气温变化的趋势强弱不同, 其中西南地区最强、东北和西北区最弱, 前者是后者的 $3 \sim 4$ 倍。各区的第一显著振荡随时间的变化特征虽各有差异, 但也有共同点。除东北区外, 各区的第一显著周期振荡在本世纪 40 年代较强; 所有区的显著周期振荡在本世纪 10 年代较弱。

参考文献:

- [1] 丁裕国, 余 军. 我国近百年气温变化的周期特性与成因探讨[C]. 见: 邹进上主编. 气候学研究. 北京: 气象出版社, 1989. 66 ~ 74
- [2] 屠其璞. 近百年来我国气温变化的趋势和周期[J]. 南京气象学院学报, 1984, 7(2): 151 ~ 161
- [3] 辛若桂, 屠其璞. 我国气温长期变化的区域特征[J]. 南京气象学院学报, 1997, 20(1): 54 ~ 63
- [4] 林学椿, 于淑秋, 唐国利. 中国近百年温度序列[J]. 大气科学, 1995, 19(5): 525 ~ 534
- [5] 屠其璞. 一种气温场序列的延长插补方法[J]. 南京气象学院学报, 1986, 9(1): 19 ~ 30
- [6] VAUTARD R, YIOU P, GHIL M. Singular spectrum analysis: A toolkit for short, noisy chaotic signals[J]. Physica D, 1992, 58(1): 95 ~ 126
- [7] 江志红, 丁裕国. 奇异谱分析的广义性及其应用特色[J]. 气象学报, 1998, 56(6): 736 ~ 744
- [8] VAUTARD R, GHIL M. Singular spectrum analysis in nonlinear dynamics, with applications to paleoclimatic time series[J]. Physica D, 1989, 35(3): 395 ~ 424
- [9] FRAEDRICH K. Estimating the dimensions of weather and climatic attractors[J]. Ame Meteor Soc, 1986, 43(5): 419 ~ 432

Singular spectrum analysis of temperature variations in China during the recent 100 years

Yu Jin-hua, Ding Yu-guo, Jiang Zhi-hong

(Department of Environmental Sciences, NIM, Nanjing 210044)

Abstract: The quasi-periodicities of Chinese average temperature during the recent 100 years are diagnosed by using singular spectrum analysis(SSA). The results show that there exit two dominant periods which range 2 ~ 3 years and around 1 year in Chinese average temperature series, which are different from the quasi-periodicities of average temperature in Northern Hemisphere at the same time. But their phase variability features of around 1 year periodic oscillation are resemble each other. China is divided into seven segments. SSA shows that the quasi-periodic oscillations and their variations with time are different from each other over the seven segments. The periodic oscillations of around 1 year is most prominent in four domains' temperatures of North, North-East, North-West China and the Tibetan Plateau. The periodic oscillations of temperature of quasi 2 ~ 3 years are most prominent in East, South and South-West China.

Key words: temperature variation; SSA; quasi-periodic oscillation