

兰州气温变化长期倾向和振荡的检测及预报试验[‡]

吴洪宝¹⁾ 段安民²⁾

(1) 南京气象学院气象学系, 南京 210044; 2) 拉萨市气象局, 拉萨 850000)

摘要 用奇异谱分析检测兰州最近 64 年气温的长期倾向和周期振荡得到其总倾向是增暖的, 年代际振荡振幅较大。1946~1967 年降温约 1 °C, 1968 年至 90 年代前期升温约 1.3 °C。年际和月际振荡主要有 7.5 年、3.3 年、7.69 月和 3.38 月。1976 年起季节循环有明显变化, 冬季变暖夏季变凉, 月平均气温的年较差比前 43 年减小 1.7 °C。用 SSA-MEM 可以做 4 个月的月平均气温距平预报。

关键词 气温变化, 倾向, 振荡, 奇异谱分析

分类号 P423.34, P457.3

80 年代以来, 很多工作研究了全球和半球平均气温的变化倾向、年代际和年际振荡, 其中 $\text{°C} \cdot \text{a}^{-1}$ 、Jones、Hansen 和 Nitta 的工作可代表俄罗斯、英国、美国和日本的研究。他们的主要结果比较一致, 世纪尺度的长期倾向为每百年升温 0.5 °C 左右, 10 年际变率的最大升温在最近 20 年, 降温时段在 40~70 年代, 年际尺度的变率主要是 2~7 年尺度的变化。全球或半球气候变化是地区气候的背景, 区域气候有特殊性, 例如, Zheng^[1] 等检测新西兰平均气温的长期倾向得出, 1896~1994 年的长期倾向是每 10 年升温 $0.11 \pm 0.035 \text{ °C} \cdot \text{a}^{-1}$, 约是全球平均气温倾向的 2 倍。我国气温变化的倾向也有较多研究^[2~4]。然而, 由于资料年代和方法不同, 结论差别较大。文献[2]得到, 北半球气温偏高的年份, 我国大部分地区气温偏高, 但各地不一, 其中长江中下游、华北平原北部最为明显, 东北和青藏高原正距平幅度较小。而文献[3]指出, 中国的东北、华北和新疆变暖与北半球一致, 长江流域有所下降。文献[4]用 1951~1990 年的资料估计了中国和蒙古气温的线性倾向, 得到中国北部升温倾向明显, 华南和西南没有升温倾向, 云南和四川甚至微弱降温。但是, 该工作的资料时段基本上前一半处在全球和北半球气温年代际变化的降温期, 后一半处在升温期, 采用 40 年总的线性倾向反映不出两个时期中国气温的对应变化和地区差异。Mann^[5] 早已指出, 气温最近的一个年代际循环的位相低纬比高纬迟, 40 年代开始的降温趋势首先出现在高纬带, 北半球中纬度直到 50 年代才开始降温, 在热带和赤道出现降温更晚些, 在 70 年代初高纬已显露升温趋势, 而低纬仍处于降温阶段中。我们的一个工作也得出^[6], 对应于北半球平均气温 70 年代开始的升温, 我国华南并非没有响应, 仅是开始较迟, 以广州气温为例, 升温开始于 80 年代中期, 升温速率比北半球平均大得多。

从这些工作可见, 区域气候变化比全球和北半球平均复杂得多, 检测区域气候变化对于认

[‡] 本研究得到国家“九五”重中之重项目 96-908 资助

收稿日期: 1998-01-04; 改回日期: 1998-05-11

第一作者简介: 吴洪宝, 男, 1943 年 12 月生, 硕士, 教授

识局地气候过程和提供预报信息是有意义的。李栋梁^[7]分析兰州 1950~1990 年气温资料得出, 60 年代后期起波动中升温, 与 50 年代相比, 80 年代上升 0.5 , 冬秋升温, 而春夏降温。本工作采用奇异谱分析方法研究了西北地区最近 64 年气温变化的长期倾向和振荡, 并在此基础上探讨预报途径。

1 资料和方法

资料主要用兰州 1933 年 1 月~1996 年 12 月的月平均气温距平。为了比较, 还使用了北半球平均同期资料, 取自 Trends'93。

有关奇异谱分析(Singular Spectrum Analysis, 简称 SSA) 较完整的介绍可见文献[8~10]。本工作用它来识别序列中的长期倾向和周期振荡成份。这里简要说明这些应用功能。SSA 的对象是一维时间序列, 记为 $x_i, i=1, 2, \dots, N$, 要求是中心化的。它的 M 阶迟后协方差矩阵记为 T_x 。 T_x 的第 k 个特征向量 E^k 称为第 k 个时间 EOF(T-EOF), 分量记为 $E_j^k, j=1, 2, \dots, M$ 。第 k 个时间主成份(T-PC)为

$$a_i^k = \sum_{j=1}^M x_{i+j} E_j^k \quad 0 \leq i \leq N-M, 1 \leq k \leq M \quad (1)$$

由(1)式以及 E^k 的正交归一性可得 T-PC 与 x_i 的功率谱之间的关系

$$p_x(f) = \frac{1}{M} \sum_{k=1}^M p_k(f) \quad (2)$$

$$\frac{1}{M} \sum_{k=1}^M \tilde{E}^k(f)^2 = 1 \quad (3)$$

其中 $p_x(f)$ 和 $p_k(f)$ 分别是 x_i 和第 k 个 T-PC 的功率谱, $\tilde{E}^k(f)$ 是依(1)式从原序列到 T-PC 序列变换的频率响应函数, 它是 E^k 的富里叶变换

$$\tilde{E}^k(f) = \sum_{j=1}^M E_j^k e^{i2\pi f j} \quad (4)$$

SSA 的主要功能由重建成分(Reconstruction Components, 简称 RC) 实现, 由第 k 个 T-EOF 和 T-PC 重建 x_i 的成分记为 x_i^k , 公式是

$$x_i^k = \begin{cases} \frac{1}{M} \sum_{j=1}^M a_{i-j}^k E_j^k & M \leq i \leq N-M+1 \\ \frac{1}{i} \sum_{j=1}^i a_{i-j}^k E_j^k & 1 \leq i \leq M-1 \\ \frac{1}{N-i+1} \sum_{j=i-N+M}^M a_{i-j}^k E_j^k & N-M+2 \leq i \leq N \end{cases} \quad (5)$$

所有 RC 之和等于原序列

$$x_i = \sum_{k=1}^M x_i^k \quad (6)$$

检验某个 RC 是否属倾向成分采用 Kendall 非参数检验。考查第 k 个 RC 时, 计数满足 $i < j, x_i^k < x_j^k$ 的指标 (i, j) 数 K_y , 统计量

$$\tau = \frac{4K_y}{N(N-1)} - 1 \quad (7)$$

在 x_i^k 不是倾向成分的原假设成立时, τ 服从均值为零, 均方差为

$$S = \frac{\sqrt{2(2N+5)}}{9N(N-1)} \quad (8)$$

的正态分布。因此,若取信度 $\alpha=0.05$, 当样本 τ 值落在 $(-1.96S, 1.96S)$ 以外时, 拒绝原假设, 认为第 k 个 RC 是倾向成分。 $\tau > 1.96S$ 和 $\tau < -1.96S$ 分别对应上升和下降倾向。

按 SSA 原理, 若 x_i 中存在一个周期振荡成分, SSA 将得到一对 RC, 它们对应的特征值相等, T-EOF 正交, T-PC 正交。实际应用时, 由于序列长度有限, 这些条件不能严格满足。Vautard 和 Ghil^[8] 提出了三个判据: (1) 对应的特征值接近相等 ($\lambda_k \approx \lambda_{k+1}$); (2) T-EOF_k 和 T-EOF_{k+1} 频率相近, 确定的方法是, 在 $f = 0.0 \sim 0.5$ 之间 500 个等距 f 上计算出 $\tilde{E}^k(f)^2$ 和 $\tilde{E}^{k+1}(f)^2$, $\tilde{E}^k(f)^2$ 和 $\tilde{E}^{k+1}(f)^2$ 达最大值的频率分别记为 f_k 和 f_{k+1} , 要求差值 $\delta f_k = f_k - f_{k+1}$ 小, 由于纯红噪声过程有关系 $\delta f_k \approx 1/2M$, 故至少要求 $\delta f_k < 1/2M$, 又因为我们要识别的是周期成分, 故加强此标准, 要求 $2M\delta f_k < 0.75$; (3) $\tilde{E}^k(f)^2$ 和 $\tilde{E}^{k+1}(f)^2$ 足够大。具体判据是, 如果 x_i 中频率介于 f_k 和 f_{k+1} 之间的一个频率 f^* 的成分完全由这一对 RC 表示出来, 则(3)将成为

$$\frac{1}{M} [\tilde{E}^k(f^*)^2 + \tilde{E}^{k+1}(f^*)^2] = 1$$

由于实际上不可能严格地对应, 特别是对于一个孤立的频率。因此取

$$\frac{1}{M} [\tilde{E}^k(f^*)^2 + \tilde{E}^{k+1}(f^*)^2] > \frac{2}{3}$$

这意味着原序列中频率为 f^* 的振荡的方差至少有 $2/3$ 被这一对 RC 表示出来。满足以上 3 个条件的一对 RC 之和 RC_k+RC_{k+1} 是原序列 x_i 中的一个周期成分。

M 称为窗口长度, 选取原则见文献[8, 9], 本工作经试验取 120。

2 SSA 结果

对兰州 64 年月平均气温距平序列做以上计算和检验得到, 只有 RC1、RC6 和 RC8 的 τ 值大于 $1.96S$ (分别为 0.088、0.177 和 0.052, 而 $1.96S = 0.0473$)。因 RC8 的 τ 值较前二者小, 识别为倾向成分的统计显著性较差, 况且 RC8 与 RC7 满足成对周期成分条件, 故只将 RC1 和 RC6 识别为倾向成分, 是两个形态不同的上升倾向。满足上述 3 个条件的成对的 RC 列于表 1。另外, $\lambda_1 = 13.29$, $\lambda_6 = 4.06$, 与表 1 中的特征值比较可见, 它们与相邻特征值之差明显大于成对成分特征值之差, 这也表明 RC1 和 RC6 是非周期成分。

表 1 主要的成对 RC 的检验参数及周期

Table 1 Test parameters and periods of principal pairs of reconstruction components

| k | $k+1$ | λ_k | λ_{k+1} | $2M\delta f_k$ | $\frac{1}{M} [\tilde{E}^k(f^*)^2 + \tilde{E}^{k+1}(f^*)^2]$ | 周期(月) |
|-----|-------|-------------|-----------------|----------------|---|-------|
| 2 | 3 | 5.48 | 5.41 | 0.48 | 0.82 | 90.91 |
| 4 | 5 | 5.17 | 5.09 | 0.24 | 0.80 | 11.98 |
| 7 | 8 | 3.34 | 3.03 | 0.48 | 0.75 | 40.00 |
| 9 | 10 | 2.94 | 2.94 | 0.00 | 0.97 | 3.38 |
| 11 | 12 | 2.51 | 2.48 | 0.00 | 0.92 | 7.69 |
| 17 | 18 | 2.18 | 2.18 | 0.00 | 0.84 | 2.94 |

图 1 是总倾向 RC1+RC6 及周期成分 RC2+RC3 等的曲线图, 图 2 是周期成分 RC4+RC5 的曲线和在年-月平面上的等值线图。

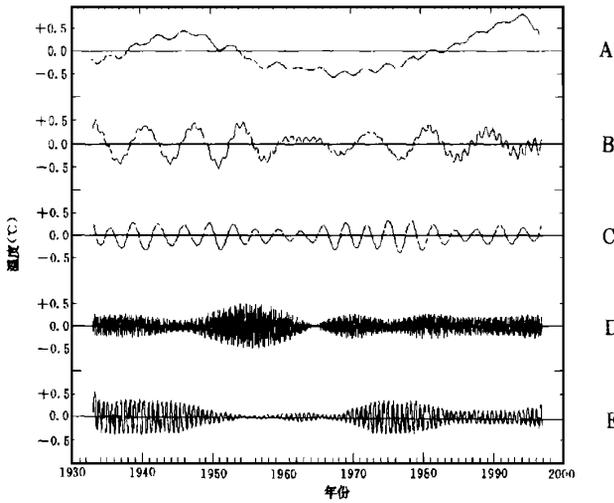


图 1 重建的兰州气温的倾向成分和主要周期振荡成分

A: RC1+ RC6; B: RC2+ RC3; C: RC7+ RC8; D: RC9+ RC10; E: RC11+ RC12

Fig. 1 Reconstructed trend and main oscillation components of Lanzhou air temperature

A: RC1+ RC6; B: RC2+ RC3; C: RC7+ RC8; D: RC9+ RC10; E: RC11+ RC12

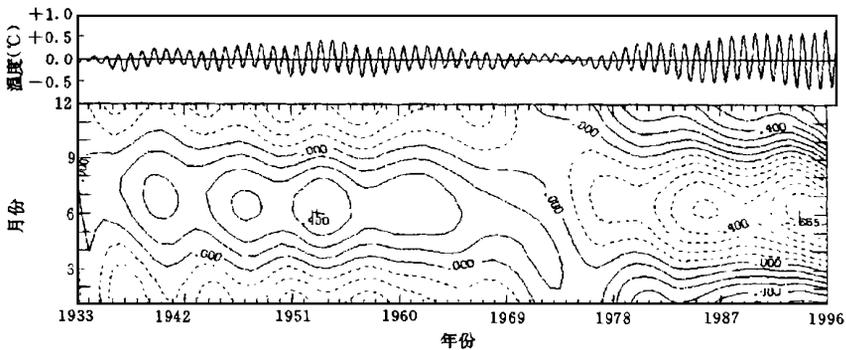


图 2 重建的兰州气温的年周期成分(RC4+ RC5)的时间曲线(上)和在年-月平面的等值线(下)

Fig. 2 Time series curves (top) and contours in year-month section (bottom) for the reconstructed annual periodic components (RC4+ RC5) of Lanzhou air temperature

北半球平均的 1933 年 1 月至 1993 年 12 月月平均气温距平序列得, RC1 和 RC2 都是上升倾向成分, RC3 和 RC4, RC5 和 RC6, RC10 和 RC11, RC12 和 RC13 是成对的表示周期振荡的成分, 周期分别为 86. 96, 36. 36, 28. 17, 11. 98 个月。合成的 RC 见图 3 和图 4。

由图 1 和图 3 的曲线 A 可见, 最近 60 多年两者都是升温倾向, 但都显示出明显的年代际振荡, 被识别为升温倾向正是由于年代际振荡的最近一个升温时段特别强。年代际振荡的降温时段北半球平均是 1939~1967 年, 降温约 0.3 , 兰州是 1946~1967 年, 降温约 1 , 1968 年起至 90 年代北半球平均和兰州气温分别升温 0.55 和 1.34 。值得注意的是, 这个年代际振荡已出现降温征兆。有两个相近的年度振荡, 图 1, 3 的曲线 B 分别是 90. 91 和 80. 96 个月周期成分, 曲线 C 分别是 40. 00 和 36. 36 个月周期成分。兰州气温有两个主要的月际周期成分(曲线 D, E), 而北半球平均没有相应的成分, 这是因为空间尺度大的量在时间上更平滑。

兰州和北半球平均气温都有年周期分量。图 2 上部 RC4+ RC5 曲线显示出规则的年周期

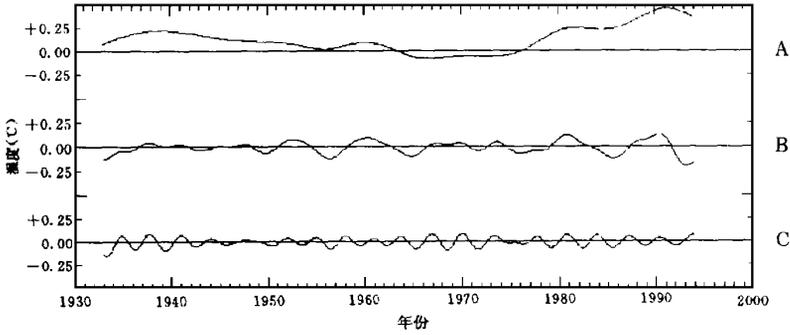


图 3 重建的北半球气温的倾向和主要周期成分

A: RC1+ RC2; B: RC3+ RC4; C: RC5+ RC6

Fig. 3 Reconstructed trend and main oscillation components of Northern Hemisphere mean temperature

A: RC1+ RC2; B: RC3+ RC4; C: RC5+ RC6

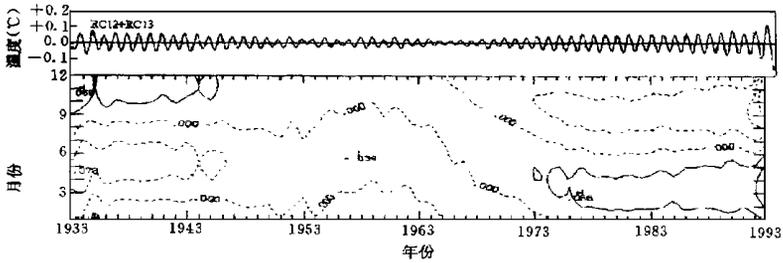


图 4 重建的北半球气温的年周期成分(RC12+ RC13)的时间曲线(上)和在年-月平面的等值线(下)

Fig. 4 Time series curves (top) and contours in Year-Month section (bottom) of reconstructed annual periodic components (RC12+ RC13) of Northern Hemisphere mean temperature

和强度随年代的变化, 由下部的等值线图可见, 这个周期成分 1975~1976 年前与后相位相反, 前 40 多年冬季冷夏季暖, 后 20 多年反之, 表明季节循环在此前后发生年代际变化。表 2 给出兰州月、年平均气温在 1933~1975 年和 1976~1996 年两个时段的平均及差值, 可见尽管后 21

表 2 1933~1975 年和 1976~1996 年兰州月、年平均气温及差值

Table 2 Monthly and annual mean temperature averaged over 1933~1975 and 1976~1996 and their differences in Lanzhou

| 时段 | 月 份 | | | | | | | | | | | | 年平均 | 年较差 |
|-----------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 1月 | 2月 | 3月 | 4月 | 5月 | 6月 | 7月 | 8月 | 9月 | 10月 | 11月 | 12月 | | |
| 1933~1975 | -6.74 | -2.06 | 5.46 | 11.88 | 16.91 | 20.58 | 22.57 | 21.26 | 16.00 | 9.63 | 1.60 | -5.50 | 9.30 | 29.31 |
| 1976~1996 | -5.43 | -1.10 | 5.07 | 11.85 | 16.88 | 20.30 | 22.12 | 20.88 | 16.27 | 9.90 | 2.45 | -3.72 | 9.62 | 27.55 |
| 差值 | +1.31 | +0.96 | -0.39 | -0.03 | -0.03 | -0.28 | -0.45 | -0.38 | +0.27 | +0.27 | +0.85 | +1.78 | +0.32 | 1.76 |

年平均的年平均气温比前 43 年的升高 0.32 , 但是, 春夏季特别是 7、8 月份是降温的, 升温仅在秋冬。月平均气温的年较差后 21 年比前 43 年减少 1.7 。值得注意的是, 年循环异常的相位发生变化的时间与目前研究得比较多的北太平洋地区冬季大气环流年代际变化发生的时间相吻合。已有一些工作把 1975/1976 冬季及以前与 1976/1977 冬季及以后两个时段平均的

冬季海平面气压场、500 hPa 位势场、地面气温场相减, 讨论大气环流的年代际变化及对各地气候的影响, 我国北方受环流年代际变化的影响冬季是增温区, 但北半球其他地区不完全是冬季增温。在最近 20 年, 北半球平均的年周期分量在春季增温较多(见图 4)。

3 与极大熵谱估计相比较

图 5 是兰州 64 年气温距平序列极大熵谱估计。计算采用赤池定阶准则和 Burg 算法^[11]。在 $f = 0.085, 0.295, 0.410, 0.130, 0.465, 0.340$ 处是谱峰, 相应的周期分别是 11.77、3.39、2.19、7.69、2.15、2.94 个月。经比较可见, 除 2.19、2.15 两个周期以外, 在月际振荡频段, SSA 与极大熵谱估计所得的结果很相近。实际上, SSA 的结果中也有周期近于 2.1 个月的成分, 只是比较次要。图 5 上, 谱峰最大值在所取的最小频率上, 周期为 200 个月。SSA 不能识别大于 M 的周期成分, 本文已取 $M = 120$ 个月, 所以在这个周期上两者不可比较。在传统的功率谱估计中, 当序列存在长期倾向时, 滞后 1 的自相关较强, 功率谱在低频段带有红噪声谱的性质, 谱值在低频处最大, 但不一定是可信的周期, 同样强度的谱峰在低频处可信程度较在高频处差。文献[8]对 IPCC 序列(1861~1990)做极大熵谱估计, 也在计算所取的最低频率达谱最大值, 被认为这是长期倾向的反映。因此, 与其把图 5 中的谱最大值看作 200 个月的周期, 不如将其看作长期倾向的反映。图 5 上频率 0.02 和 0.05 的两个谱峰周期为 50 和 20 个月, 这与 SSA 结果不一致, 原因仍然是在低频段传统功率谱估计分辨率和可信程度都较低。SSA 是对能够最优地拟合原序列的时间型(T-EOF)做 Fourier 变换确定原序列的周期, 具有自适应的性质, 并能反映周期成分的振幅和相位随时间的变化(图 1、2、3、4), 使用 RC 还可以建立预报模型, 因此 SSA 是应用于时间序列分析与预报的功能较多的方法。

4 预报应用试验

Vautard 等^[8]和 Keppne 等^[12]曾用 SSA 做全球平均气温和 SOI 预报。在美国国家环境预报中心(NCEP)1997 年 9 月发布的长期预报公报中, SSA 也是 SOI 和 Nino3 区 SSTA 的预报方法之一。方法的思想在于, RC 包含的频带比原序列狭窄, 因此有更大的可预报性。做法是, 对有意义的前几个 RC 用极大熵方法(Maximum Entropy Method, 简称 MEM)建立对应的 T-PC 的自回归模型, MEM 运用 Burg 算法^[11]。把 T-PC 外延 τ 个月, 再用外延预报出的 T-PC 与相应的 T-EOF 结合按重建公式计算出 RC 的外延预报, 集合 A 中的 RC 预报值之和即是原序列的预报。NCEP 公报中称这个方法为 SSA-MEM。

文献[8]评价预报技巧采用以下 3 个量

$$e_f(N_y, A, t, \tau) = [F_A(N_y + t + \tau) - R_{Ax}(N_y + t + \tau)]^2$$

$$e_c(N_y, A, t, \tau) = [R_{Ax}(N_y + t + \tau)]^2$$

$$e_p(N_y, A, t, \tau) = [R_{Ax}(N_y + t) - R_{Ax}(N_y + t + \tau)]^2$$

其中 $N_y + t$ 和 $N_y + t + \tau$ 分别是起报和预报月, $R_{Ax}(N_y + t)$ 和 $R_{Ax}(N_y + t + \tau)$ 是集合 A

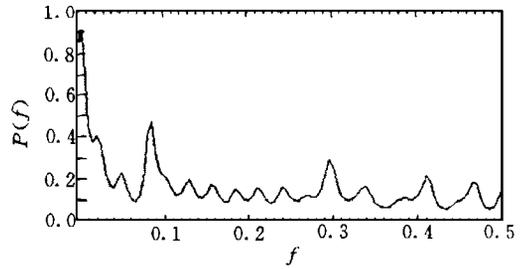


图 5 兰州气温的极大熵谱估计
Fig. 5 Maximum entropy spectrum estimate of Lanzhou temperature

上的 RC 在起报和预报月的值, e_F 、 e_C 、 e_P 分别是 SSA-MEM、气候预报、持续性预报的预报误差的平方, 显然, 其中的实况不是原序列的实况, 而是在同样集合 A 上的 RC 的实况。本工作为了考察 SSA-MEM 有无实用价值, 将上 3 式中的 $R_{Ax}(N_y + t + \tau)$ 改为 $x(N_y + t + \tau)$, 即把 SSA-MEM、气候预报、持续性预报与原序列的实况相比较。试验中, $N_y + t$ 分别取 1986 年 10 月、1987 年 10 月、...、1995 年 10 月, A 取前 12 个 RC, τ 取 1、2、...、6, e_F 、 e_C 、 e_P 都对 10 次预报求平均, 列于表 3。

表 3 SSA-MEM、气候预报、持续性预报误差平方的平均值
Table 3 Mean values of the forecast error square for SSA-MEM, climatic and persistence forecasts

| | τ | | | | | |
|-------|--------|------|------|------|------|------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| e_F | 1.22 | 1.93 | 1.28 | 1.76 | 2.45 | 1.90 |
| e_C | 2.34 | 4.64 | 3.05 | 2.49 | 1.62 | 1.79 |
| e_P | 3.09 | 4.92 | 1.90 | 4.04 | 2.83 | 2.86 |

由表 3 可见, 当 $\tau = 4$, e_F 小于 e_C 和 e_P , 即对于做兰州冬季气温预报, SSA-MEM 优于气候预报和持续性预报。应用于其他地区 and 季节要做类似的试验。

5 结 论

- (1) 兰州最近 64 年气温总的倾向是增温。有振幅较大的年代际变化, 1946~1967 年降温约 1.0, 1968 年至 90 年代前期升温约 1.3, 目前已出现降温征兆。
- (2) 年际变化主要是 7.5 年(90 个月)和 3.3 年(40 个月)的振动。
- (3) 月际变化主要有 7.69、3.38 和 2.94 个月的振动。
- (4) 兰州气温的季节循环在 1975~1976 年前后有明显变化, 后 21 年较之前 43 年冬季明显变暖, 夏季降温。转折期与北太平洋地区冬季大气环流年代际变化发生的时间相吻合, 因而可能是受大范围大气环流年代际变化的影响。
- (5) 对兰州月平均气温距平序列采用 SSA-MEM 做 1~4 个月的预报, 质量优于气候预报和持续性预报。

参 考 文 献

- 1 Zheng Xiaogu, Basher R E, Thompson C S. Trend detection in regional-mean temperature series: maximum, minimum, mean, diurnal range, and SST. *J Climate*, 1997, 10(2): 317~326
- 2 屠其璞. 北半球增暖对我国气候的影响. *南京气象学院学报*, 1991, 14(3): 269~276
- 3 王绍武. 近百年气候变化与变率的诊断研究. *气象学报*, 1994, 52(3): 261~273
- 4 Yatatgai A, Yasunari T. Trends and decadal-scale fluctuations of surface air temperature and precipitation over China and Mongolia during the recent 40 years periods (1951~1990). *J Meteor Soc Japan*, 1994, 72(6): 937~957
- 5 吴洪宝, 章基嘉. 兰州气温的多时间尺度变化特征. *高原气象*, 1980, 6: 5~17
- 6 吴洪宝, 章基嘉. 广州气温的多时间尺度变化特征. 见: 长期天气预报理论和方法研究课题组主编. 长期天气预报论文集. 北京: 气象出版社, 1996. 14~20
- 7 李栋梁, 彭素琴. 兰州温度变化的气候特征. *高原气象*, 1993, 12(1): 18~26
- 8 Vautard R, Yiou P, Ghil M. Singular-spectrum analysis: A toolkit for short, noisy chaotic signals. *Physical D*, 1992, 58: 95~126

- 9 Penland C, Ghil M, Weickmann K M. Adaptive filtering and maximum entropy spectra with application to changes in atmospheric angular momentum. *J Geo Res*, 1991, 96(D12): 22659 ~ 22671
- 10 Ghil M, Vautard R. Interdecadal oscillation and the warming trend in global temperature time series. *Nature*, 1991, 350, 324 ~ 327
- 11 杨位钦, 顾岚. 时间序列分析与动态数据建模. 第 2 版. 北京: 北京理工大学出版社, 1998. 226 ~ 241, 529 ~ 533, 634 ~ 638
- 12 Keppenne C L, Ghil M. Adaptive filtering and prediction of the SOI. *J Geo Res*, 1992, 97(D18): 20449 ~ 20454

LONG-TERM TREND AND OSCILLATION DETECTION IN LANZHOU TEMPERATURE AND EXPERIMENTAL FORECASTS

Wu Hongbao

(Department of Meteorology, NIM, Nanjing 210044)

Duan Anmin

(Lhasa Meteorological Bureau, Lhasa 850000)

Abstract The long-term trend and oscillations of Lanzhou temperature over recent 64 years are detected by using the singular spectrum analysis. Results show that there is a general warming all over the period. The amplitude of interdecadal oscillations is large, with a cooling of 1.0 from 1946 to 1967 and a warming of about 1.3 from 1968 to the earlier nineties. There are also interannual and intermonthly oscillation periods of 7.5-year, 3.3-year, 7.69-month, 3.38-month. Since 1976 strong changes in seasonal cycle have taken place, with winters becoming warmer and summers colder. The annual range of monthly mean temperature in the latest 21 years was 1.7 less than in the earlier 43 years. The monthly mean temperature anomaly for 4 months extension may be predicted by using SSA-MEM.

Keywords air temperature, temperature trend, temperature oscillation, singular spectrum analysis