

罗小莉, 李丽平, 王盘兴, 等. 2011. 站网均匀化订正对中国夏季气温 EOF 分析的改进 [J]. 大气科学, 35 (4): 620 - 630. Luo Xiaoli, Li Liping, Wang Panxing, et al. 2011. Improvements of network homogeneity adjustment to EOF analysis for summer air temperature in China [J]. Chinese Journal of Atmospheric Sciences (in Chinese), 35 (4): 620 - 630.

站网均匀化订正对中国夏季气温 EOF 分析的改进

罗小莉^{1,2} 李丽平¹ 王盘兴¹ 周国华¹ 谢瑶瑶¹

1 南京信息工程大学 气象灾害省部共建教育部重点实验室和大气科学学院, 南京 210044

2 广西壮族自治区崇左市气象局, 崇左 532200

摘要 本文对中国 160 站站网上 1960~2010 年夏季 (6~8 月) 气温距平场序列进行了站网均匀化订正, 对订正前、后的气温距平场序列作了 EOF 分析。结果表明: (1) 订正后的前 3 个典型场高绝对值区均衡分布在三北 (东北、华北、西北) 地区、青藏高原和长江中下游地区, 与夏季气温均方差场高值区位置基本一致; 订正前的前 3 个特征向量高绝对值区主要位于 95°E 以东区域, 与均方差场的高值区差异大; 故订正后气温距平场序列 EOF 分析的空间特征更为合理。(2) 订正前后资料的第一时间系数存在显著相关, 但订正后前 2 个时间系数的线性分量、年代际分量方差贡献明显增大; 故订正使有价值的异常信息集中于最主要的模式。(3) 订正后资料 EOF 分析前 2 个典型场和时间系数中的线性分量可以给出中国最近 51 年夏季主要强增暖区、降温区的分布; 其年代际分量与分析期间中国强年代际变化分布区域的一致性也优于订正前的 EOF 分析结果。上述结果证明, 站网均匀化订正明显改进了中国夏季气温异常的 EOF 分析结果。

关键词 中国 160 站站网 站网均匀化订正 夏季气温异常场序列 EOF 分析改进

文章编号 1006-9895 (2011) 04-0620-11 **中图分类号** P423 **文献标识码** A

Improvements of Network Homogeneity Adjustment to EOF Analysis for Summer Air Temperature in China

LUO Xiaoli^{1, 2}, LI Liping¹, WANG Panxing¹, ZHOU Guohua¹, and XIE Yaoyao¹

1 Key Laboratory of Meteorological Disaster of Ministry of Education and College of Atmospheric Sciences, Nanjing University of Information Science & Technology, Nanjing 210044

2 Chongzuo Meteorological Bureau, Guangxi, Chongzuo 532200

Abstract Anomalous summer air temperature (SAT) series at 160 stations of China during 1960 - 2010 are adjusted, then an Empirical Orthogonal Function (EOF) analysis is made on original and adjusted anomalous SAT series, respectively. The main results show that: 1) The large value areas of the first three typical fields of the adjusted anomalous SAT series distribute uniformly in three northern regions (namely Northeast China, North China, Northwest China), the Tibetan Plateau, and the Yangtze River, which is consistent with that of the mean square deviation field of SAT, while the large value areas of the first three eigenvectors of the original data lie mainly to the east of 95°E and are apparently different from those of the mean square deviation field. Therefore, the spatial features of EOF analysis on the adjusted data are more reasonable. 2) The EOF first time coefficients of the original data are

收稿日期 2010-08-04, 2011-03-10 收修定稿

资助项目 国家重点基础研究发展计划项目 2010CB951601, 国家科技支撑计划 2007BAC29B00, 公益性行业 (气象) 科研专项 GY-HY201006038

作者简介 罗小莉, 女, 1984 年出生, 硕士, 主要从事大气环异常与短期气候预测研究。E-mail: xlpeace2003@126.com

significantly related to those of the adjusted data, but the variance contributions of the linear and interdecadal components of the first two time coefficients increase significantly. 3) The features of the first two typical fields and their time coefficients for the adjusted data can display the main strong warming and cooling areas in summer over China in the last 51 years, and the interdecadal components are more consistent with the evident interdecadal areas than those of the original data. The above results show that the network homogeneity adjustment improves obviously the results of EOF analysis on anomalous SAT series in China.

Key words 160-station network in China, network homogeneity adjustment, anomalous summer air temperature series, improvement of EOF analysis

1 引言

研究表明,最近百年(1906~2005年)全球增暖速率约为 $0.74\text{ }^{\circ}\text{C}/100\text{a}$ (误差 $\pm 0.18\text{ }^{\circ}\text{C}/100\text{a}$)(Solomon et al., 2007),同期我国增暖速率约为 $0.78\text{ }^{\circ}\text{C}/100\text{a}$ (误差 $\pm 0.27\text{ }^{\circ}\text{C}/100\text{a}$)(唐国利等, 2009);而最近50年间,增暖明显加快,速率分别达 $0.13\text{ }^{\circ}\text{C}/10\text{a}$ 和 $0.26\text{ }^{\circ}\text{C}/10\text{a}$ (误差 $\pm 0.032\text{ }^{\circ}\text{C}/10\text{a}$)(Solomon et al., 2007; 李庆祥等, 2010)。最近许多关于我国气温异常的研究发现(左洪超等, 2004; 任国玉等, 2005a, 2005b, 2005c; 唐国利和任国玉, 2005; 张晶晶等, 2006; 王劲松等, 2008; 周国华等, 2011),增暖存在明显的季节和区域差异,增暖最明显的季节在冬、春季,最明显的区域为三北地区(西北、华北、东北)和青藏高原地区;夏季,我国东北、华北和西藏以外的大部分地区,增温不显著,部分地区甚至有弱的降温(Li and Yan, 2009; 周国华等, 2011)。因此,增暖及气温异常的时空特征已成为当前气候异常研究的热点。

经验正交函数 EOF (或主成分 PCA) 分析方法自 20 世纪 50 年代由 Lorenz 引入气象问题分析以来,现已成为从格站点网上气候序列中分析气候变化时空特征的重要工具之一,许多学者拿它来分析中国气温距平场时间序列(宋连春, 1994; 丁裕国等, 2005; 高蓉等, 2009)。按 EOF 分析方法原理,当它用于气候问题分析时,要求气候资料序列在时间和空间域上满足均匀性要求(Д. И. 卡札凯维奇, 1974)。而格(站)点网上的气候资料一般能满足时域上的均匀性要求,但却很难严格满足空域上的均匀性要求,后者指每个格(站)点代表的区域面积相等。许多研究发现(Buell, 1971, 1978; Dyer, 1975; Morin et al., 1979; Karl et al., 1982),若直接对这种气候资料作 EOF 分析,得到的空域特征(特征向量、载荷向量)和时域特征(时间系

数)必然是失真的。为解决这一问题,已提出了许多订正方法(Kutzbach, 1970; Kushnir and Wallace, 1989; 邓爱军等, 1989; 李栋梁等, 1995; 丁裕国和江志红, 1995; Mitchell and Blier, 1997; Chung and Nigam, 1999),它们可大致归纳为如下两大类:一类是从现有格(站)点网中按均匀性要求经验地选择部分格(站)点组成新格(站)点网,使新格(站)点网具有近似的均匀性,EOF 分析对新(格)站点网上的资料进行。如 Kutzbach (1970) 在分析 1、7 月北半球海平面气压(SLP)距平场多年序列时,新格点网由相对均匀分布的 180 个格点组成;李栋梁等(1995)在研究中国夏季月平均气温异常时,从 160 站站网中选取 40 个分布均匀的测站构成新站点网,EOF 分析对新格(站)点网上的原资料进行。这类订正方法的优点是容易实施;缺陷是新格(站)点网并不严格均匀,且在舍去大量格(站)点的同时,可能会损失大量有价值的气候异常信息。另一类是直接对格(站)点网所有资料作权重订正(Kushnir and Wallace, 1989; Mitchell and Blier, 1997; Chung and Nigam, 1999),权重与格、站点的代表面积有关,EOF 分析对原格、站点网上订正后的资料进行。Chung 和 Nigam (1999) 采用权重因子为 $\sqrt{\cos\varphi}$ (φ 为纬度)成功地订正了均匀经纬格点网上的 200 hPa 位势高度场距平序列,分析结果表明,其特征向量和时间系数更好地反映了高度场异常的时空特征。对空间不均匀性严重的站点网(如中国 160 站站网),满足 EOF 分析理论要求(Д. И. 卡札凯维奇, 1974)的直接均匀化订正方案,仍在探索中。

王盘兴等(2011)对站点网上气候资料给出了一个直接的均匀化订正方案。本文用它对中国 160 站站网上 1960~2010 年夏季(6~8 月)平均气温距平场资料序列作了站网均匀化订正,分析表明,

订正后资料的 EOF 分析更合理和集中地反映了我国夏季气温异常的时空特征。

2 资料

分析使用由中国气象局国家气象信息中心资料室提供的中国 160 站 1960~2010 年 6~8 月的月平均气温资料 (来源: <http://ncc.cma.gov.cn/Web-site/index.php?ChannelID=43&WCHID=5> [2010-09-10]) 计算得到的夏季气温距平场时间序列,

$$\mathbf{F}' = \begin{bmatrix} F'_{11} & F'_{12} & \dots & F'_{1n} \\ F'_{21} & F'_{22} & \dots & F'_{2n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ F'_{m1} & F'_{m2} & \dots & F'_{mn} \end{bmatrix}, \quad (1)$$

行标为站序, $m=160$ 为总站数; 列标为年序, $n=51$ 为序列总年数。第 i 行行向量 \mathbf{F}'_i 为第 i 站夏季气温距平序列; 第 j 列列向量 \mathbf{F}'_j 为第 j 年夏季气温距平场。

3 方法

3.1 不均匀性度量参数

王盘兴等 (2011) 给出了两个站网不均匀性度量参数: d_i 为 i 站“站域面积”, m_i 是指站网中以第 i 站站点为中心、面积为 S_0 的球冠区 Ω_i 内所包含的实际站点数。站域面积 d_i 定义为第 i 站代表的中国大陆面积, 它是 Ω_i 中中国大陆 (含岛屿) 面积 D_i 与 m_i 之比,

$$d_i = \frac{D_i}{m_i}, \quad (2)$$

“站网密度” \hat{m}_i 是 m_i 经中国大陆面积订正后的结果, 订正式及订正系数 μ_i 为

$$\hat{m}_i = \mu_i m_i, \quad \mu_i = \frac{S_0}{D_i}, \quad (3)$$

取 S_0 为单位面积时, d_i 和 \hat{m}_i 互为倒数。边界附近测站 $S_0 > D_i$, $\hat{m}_i > m_i$; 内部测站 $S_0 = D_i$, $\hat{m}_i = m_i$ 。

对中国 160 站站网 (图 1), 王盘兴等 (2011) 取 $S_0 = 50 \times 10^4 \text{ km}^2$ 时求得的 d_i 、 \hat{m}_i 如图 2a、b。由图 1、2 可知, 我国华东沿海为站网的高密度区, 高密度中心位于山东的青岛站 ($i=40$), 站域面积 $d_{40} = 0.04S_0$, 约为 $2.0 \times 10^4 \text{ km}^2/1$ 站, 站点密度 $\hat{m}_{40} = 25.0 \text{ 站}/S_0$ 。我国西部 (100°E 以西) 的大部分地区 $\hat{m}_i \leq 5$, d_i 约为每 $10 \times 10^4 \text{ km}^2/1$ 站以下。

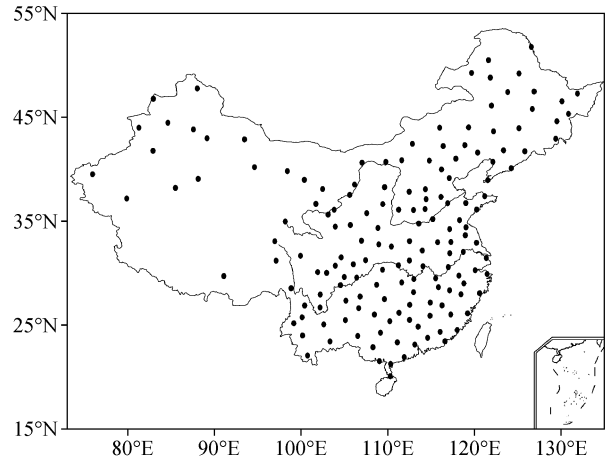


图 1 中国 160 站分布

Fig. 1 Distribution of 160 stations in China

青藏高原西南部区域 $\hat{m}_i < 1$, 理解为未被 160 站的站网覆盖 (对 $S_0 = 50 \times 10^4 \text{ km}^2$)。对照图 1、2, d_i 、 \hat{m}_i 定量地描述了中国 160 站站网的不均匀性。

3.2 均匀化订正方案

按 EOF 分析方法原理 (Д. И. 卡札凯维奇, 1974), 参照 Chung and Nigam (1999) 提出的方法, 在方差面积均匀原则下, 王盘兴等 (2011) 用 160 站站网的不均匀性度量参数 d_i 、 \hat{m}_i 构造了第二类权重函数 ${}_2\omega_i = \sqrt{d_i} = \sqrt{\hat{m}_i^{-1}}$, 用它对中国 160 站站网上 \mathbf{F}' 作均匀化订正, 订正式为

$$\hat{\mathbf{F}}'_{ij} = {}_2\omega_i F'_{ij}, \quad i = 1, 2, \dots, 160, j = 1, 2, \dots, 51. \quad (4)$$

实质上, 站网均匀化订正是由权重系数矩阵 $\mathbf{d}^{1/2}$ (元素为 $d_i^{1/2}$ 的对角矩阵) 完成的一个线性变换,

$$\mathbf{d}^{1/2} = \begin{bmatrix} d_1^{1/2} & & & 0 \\ & d_2^{1/2} & & \\ & & \ddots & \\ 0 & & & d_m^{1/2} \end{bmatrix}. \quad (5)$$

订正前后距平场序列的关系为

$$\hat{\mathbf{F}}' = \mathbf{d}^{1/2} \mathbf{F}'. \quad (6)$$

订正前、后 \mathbf{F}' 、 $\hat{\mathbf{F}}'$ 的总方差密度为

$$\begin{cases} S_i = (\mu_i \sum_{j=1}^{51} \sum_{i \in D_i} F'_{ij}{}^2) / 51, \\ \hat{S}_i = (\mu_i \sum_{j=1}^{51} \sum_{i \in D_i} \hat{F}'_{ij}{}^2) / 51. \end{cases} \quad (7)$$

由订正前气温距平场序列总方差密度 S_i (图 3a) 可知, 方差集中于 100°E 以东的中国东部, 高值中心

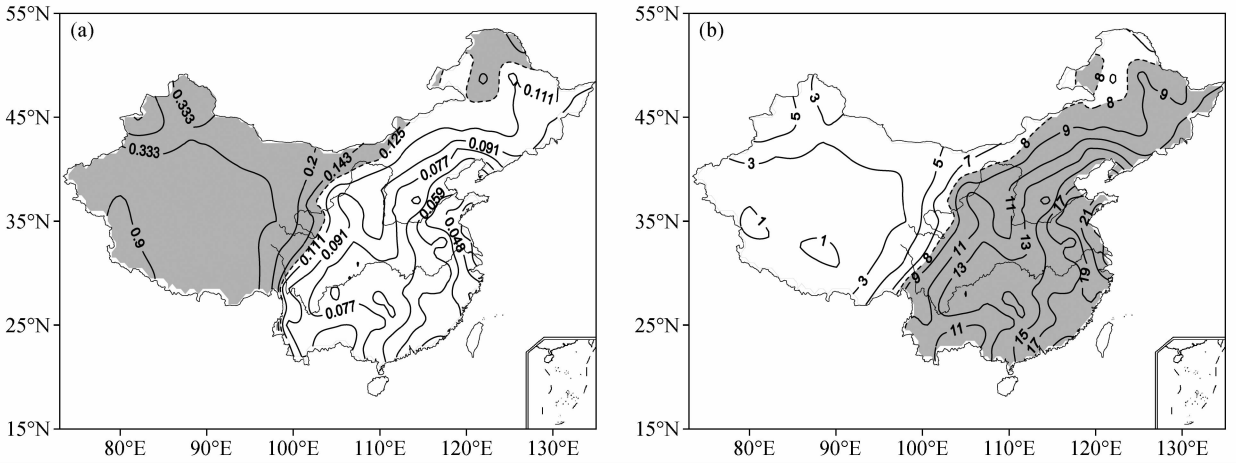


图 2 中国 160 站站网不均匀性度量参数分布 ($S_0=50\times 10^4\text{km}^2$): (a) d_i (单位: $S_0/\text{站}$); (b) m_i (单位: $\text{站}/S_0$)。虚线: 全国平均值近似; 阴影: 大于平均值的区域

Fig. 2 The distribution of the network heterogeneity measurement parameters at 160 stations in China at $S_0=50\times 10^4\text{km}^2$: (a) Station domain area d_i (units: $S_0/\text{station}$); (b) network density m_i (units: $\text{stations}/S_0$). Dashed lines: the approximate countrywide averages of d_i and m_i ; shaded areas: d_i and m_i greater than the average

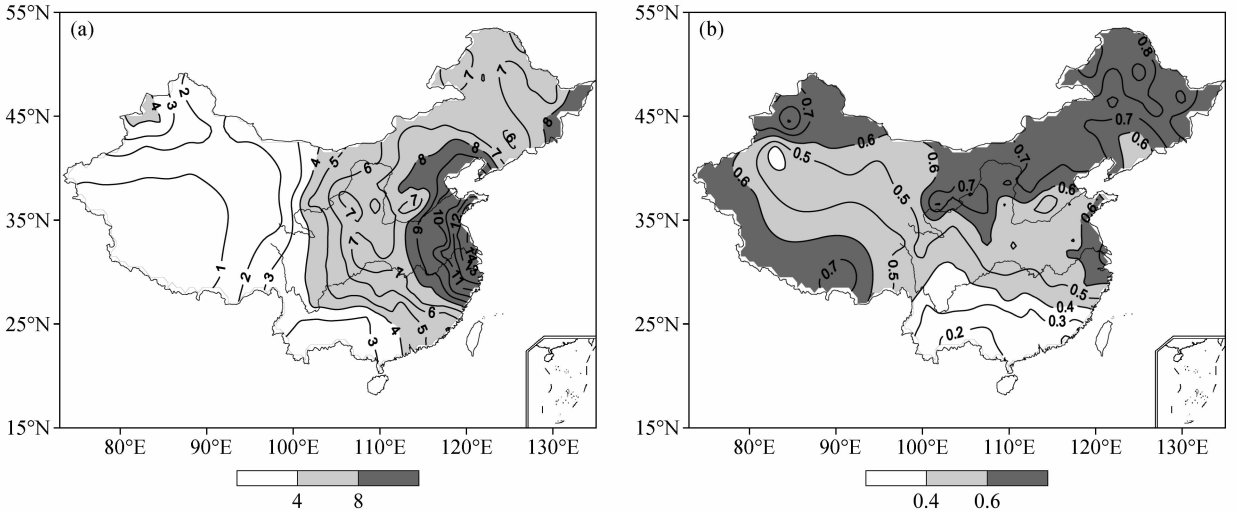


图 3 中国 1960~2010 年夏季气温距平场序列总方差密度分布 (单位: $^{\circ}\text{C}^2/S_0$): (a) S_i (订正前); (b) \hat{S}_i (订正后)

Fig. 3 The distribution of the total variance density of anomalous summer air temperature series in China during 1960 - 2010 (units: $^{\circ}\text{C}^2/S_0$): (a) S_i field (the original); (b) \hat{S}_i field (the adjusted)

位于华东沿海,其值 (≥ 14) 远高于西部极大值 (≥ 4)。而订正后气温距平场序列总方差密度 \hat{S}_i (图 3b) 上方差大值区集中于三北地区(东北、华北、西北)、青藏高原和华东区域,全国极大值出现在东北。与 F' 的均方差 σ_i 分布 (图 4) 相比, \hat{S}_i 与 σ_i 分布十分相似; 华东沿海测站密集使 S_i 严重失真。显然, \hat{S}_i 分布差异由 σ_i 本身的差异引起,而 S_i 分布的差异除 σ_i 外主要由站网不均匀性引起。因此,经站网均匀化订正得到的 \hat{F}' 既保留了 F' 全部

测站的气候异常信息,又满足了 EOF 分析方法对信息面积均匀化的要求。这是王盘兴等 (2011) 订正方案得以改进 EOF 分析的主要原因。

3.3 EOF 分析方法

EOF 分析对 $F'(\hat{F}')$ 进行,主要 EOF 分析结果为

$$\rho_h(\hat{\rho}_h), P_h(\hat{P}_h), \mathbf{X}_h(\hat{\mathbf{X}}_h), \mathbf{T}_h(\hat{\mathbf{T}}_h),$$

$$h = 1, 2, \dots, H, \tag{8}$$

其中,第 h 个模态对 $F'(\hat{F}')$ 的方差贡献为 $\rho_h(\hat{\rho}_h)$,

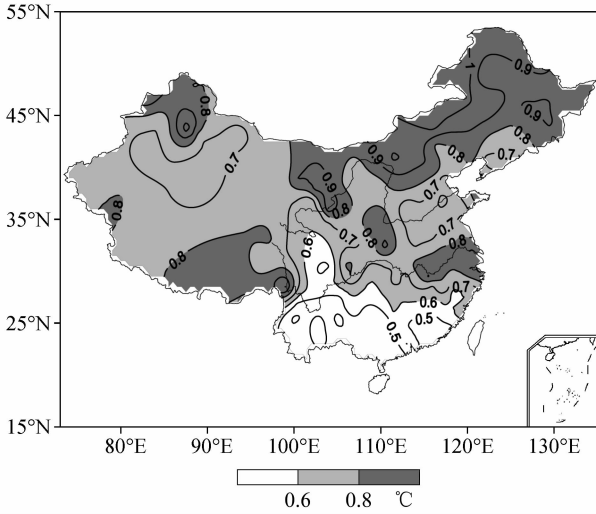


图4 中国1960~2010年夏季气温均方差 σ_t 图(单位: $^{\circ}\text{C}$)。等值线间隔: 0.1°C

Fig. 4 Mean square deviation (σ_t) of summer air temperature in China from 1960 to 2010. Contour interval: 0.1°C

前 h 个模态对 $\mathbf{F}'(\hat{\mathbf{F}}')$ 的累积方差贡献为 $P_h(\hat{P}_h)$, 特征向量为 $\mathbf{X}_h(\hat{\mathbf{X}}_h)$ 、时间系数为 $\mathbf{T}_h(\hat{\mathbf{T}}_h)$; 模态总个数为 $H = \min(160, 51 - 1) = 50$ 。

\mathbf{F}' 、 $\hat{\mathbf{F}}'$ 与其时间系数、特征向量的关系为

$$\mathbf{F}' = \sum_{h=1}^H \mathbf{X}_h \mathbf{T}_h, \quad (9)$$

$$\hat{\mathbf{F}}' = \sum_{h=1}^H \hat{\mathbf{X}}_h \hat{\mathbf{T}}_h. \quad (10)$$

比较的重点是主要模态 ($h=1, 2, 3$) 特征向量与 \mathbf{F}' 的均方差场 σ 、时间系数与 \mathbf{F}' 中线性分量和年代际变化分量的关系。因订正使 (10) 式中 $\hat{\mathbf{F}}'$ 、 $\hat{\mathbf{X}}_h$ 的量纲不同于 (9) 式中 \mathbf{F}' 、 \mathbf{X}_h , 故需用 $\mathbf{d}^{1/2}$ 的逆矩阵

$$\mathbf{d}^{-1/2} = \begin{bmatrix} d_1^{-1/2} & & & 0 \\ & d_2^{-1/2} & & \\ & & \ddots & \\ 0 & & & d_m^{-1/2} \end{bmatrix} \quad (11)$$

左乘 (10) 式, 将其变换为

$$\mathbf{F}' = \sum_{h=1}^H \mathbf{Y}_h \hat{\mathbf{T}}_h, \quad (12)$$

式中,

$$\mathbf{Y}_h = \mathbf{d}_h^{-1/2} \hat{\mathbf{X}}_h, \quad (13)$$

\mathbf{Y}_h 是与 $\hat{\mathbf{X}}_h$ 对应的典型场, 由 (12) 式可知, 它与时间系数 $\hat{\mathbf{T}}_h$ 的积可直接描述 \mathbf{F}' 。但 \mathbf{Y}_h ($h=1, 2, \dots, H$) 相互不 orthogonal, 其交角

$$\theta_{hh'} = \arccos\{(\mathbf{Y}_h, \mathbf{Y}_{h'}) / (\|\mathbf{Y}_h\| \|\mathbf{Y}_{h'}\|)\} = \arccos\left\{\frac{\sum_{i=1}^m (\mathbf{Y}_{ih} \mathbf{Y}_{ih'})}{\left(\sum_{i=1}^m \mathbf{Y}_{ih}^2\right)^{1/2} \left(\sum_{i=1}^m \mathbf{Y}_{ih'}^2\right)^{1/2}}\right\}, \quad (14)$$

式中, (\cdot, \cdot) 、 $\|\cdot\|^2$ 分别为内积、模算符 (周晓霞等, 2007)。本文 \mathbf{Y}_1 、 \mathbf{Y}_2 、 \mathbf{Y}_3 间的交角分别为 $\theta_{12} = 92.3^{\circ}$ 、 $\theta_{13} = 98.5^{\circ}$ 、 $\theta_{23} = 86.7^{\circ}$ 。

时间系数的分析侧重于它们的线性趋势和年代际变化。根据周国华等 (2011) 的方法, 从主要模态时间系数序列 \mathbf{T}_h 中分离出线性变化分量 ${}_l\mathbf{T}_h$ 和年代际变化分量 ${}_s\mathbf{T}_h$ 。其中, ${}_l\mathbf{T}_h$ 的 j 年值

$${}_l T_{jh} = \beta_h (j - \bar{j}), \quad (15)$$

式中, 线性系数 β_h 和年序平均值 \bar{j} 为

$$\begin{cases} \beta_h = \left\{ \sum_{j=1}^{51} (T_{jh} \times (j - \bar{j})) \right\} / \sum_{j=1}^{51} (j - \bar{j})^2, \\ \bar{j} = \sum_{j=1}^{51} j / 51 = 26. \end{cases} \quad (16)$$

${}_s\mathbf{T}_h$ 是波数 $k=1, 2, \dots, 6$ 的 6 个谐波对应周期 $T_k=51/k$ ($51, 25.5, \dots, 8.5$ 年) 之和, 其 j 年值

$${}_s T_{jh} = \sum_{k=1}^6 [a_{kh} \cos(2\pi k j / n) + b_{kh} \sin(2\pi k j / n)]. \quad (17)$$

由此, 求得 ${}_l\mathbf{T}_h$ (${}_s\mathbf{T}_h$) 对 \mathbf{T}_h 的方差贡献 ${}_l\rho_h$ (${}_s\rho_h$) 为

$$\begin{cases} {}_l\rho_h = \|\mathbf{T}_h\|^2 / \|\mathbf{T}_h\|^2, \\ {}_s\rho_h = \|\mathbf{T}_h\|^2 / \|\mathbf{T}_h\|^2, \end{cases} \quad (18)$$

式中,

$$\begin{cases} \|\mathbf{T}_h\|^2 = (\mathbf{T}_h, \mathbf{T}_h) = \sum_{j=1}^n T_{jh}^2, \\ \|\mathbf{T}_h\|^2 = (\mathbf{T}_h, \mathbf{T}_h) = \sum_{j=1}^n T_{jh}^2, \\ \|\mathbf{T}_h\|^2 = (\mathbf{T}_h, \mathbf{T}_h) = \sum_{j=1}^n T_{jh}^2. \end{cases} \quad (19)$$

信度 α 下方差贡献 ${}_l\rho_h$ 、 ${}_s\rho_h$ 显著与否, 由自由度 (1, 49)、(12, 38) 的 F 检验确定 (黄嘉佑, 1989)。

下面给出中国 160 站站网 1960~2010 年夏季气温距平场序列 \mathbf{F}' 、 $\hat{\mathbf{F}}'$ 的 EOF 分析结果的分析 and 比较。

4 \mathbf{F}' 、 $\hat{\mathbf{F}}'$ 的 EOF 分析结果比较

4.1 方差贡献分析

由表 1 可知, \mathbf{F}' 、 $\hat{\mathbf{F}}'$ EOF 分析的收敛速度相当, 只 $\hat{\rho}_2$ 有略小于 ρ_2 。因为 ρ_h 、 $\hat{\rho}_h$, $h=1, 2, 3$ 均明

显高于其均值 ($1/H=2\%$), 前 3 个模态的累积方差贡献 P_3 、 \hat{P}_3 分别达到了 62.5%、60.7%; Monte Carlo 检验表明, 它们都是显著的 ($\alpha=0.01$)。因此, 选取 \mathbf{X}_h 、 \mathbf{T}_h (\mathbf{Y}_h 、 $\hat{\mathbf{T}}_h$), $h=1, 2, 3$ 为主要模态进行分析。

表 1 中国 160 站 1960~2010 年夏季 F' 、 \hat{F}' EOF 分析的方差贡献

Table 1 The EOF variance contribution for original and adjusted anomalous summer air temperature series F' and \hat{F}' at 160 stations in China during 1960 - 2010

h	F'		\hat{F}'	
	ρ_h	P_h	$\hat{\rho}_h$	\hat{P}_h
1	37.8%	37.8%	38.5%	38.5%
2	15.5%	53.3%	11.8%	50.3%
3	9.2%	62.5%	10.4%	60.7%
4	6.0%	68.5%	7.8%	68.6%
5	5.1%	73.6%	5.2%	73.8%
6	3.1%	76.7%	3.3%	77.1%
7	2.9%	79.6%	3.1%	80.2%
8	2.0%	81.6%	2.7%	82.9%
9	1.9%	83.5%	2.2%	85.1%
10	1.5%	85.0%	1.7%	86.8%

4.2 空间模态的分析和比较

由 F' (订正前) 的主要特征向量 (图 5) 上的高绝对值区面积、强度及分布可知, 前两个特征向量 \mathbf{X}_1 、 \mathbf{X}_2 主要解释 95°E 以东的华北、东北, 其次为长江中下游的方差, 第三特征向量 \mathbf{X}_3 主要解释东南沿海、青藏高原南部, 其次是解释新疆北部、补充解释长江中游的方差。解释重点在 95°E 以东的华北、东北; σ_i 图上长江中下游的相对高方差区分别由 \mathbf{X}_1 、 \mathbf{X}_2 共同解释。

由 \hat{F}' (订正后) 的典型场 (图 6) 上的高绝对值区面积、强度及分布可知, 它们解释的方差东西均衡 (以 95°E 为界)。 \mathbf{Y}_1 重点解释东北、华北、青藏高原、新疆南部和长江中下游, \mathbf{Y}_2 重点解释青藏高原南部、长江中游、补充解释新疆北部, \mathbf{Y}_3 主要解释新疆西北部、东北和长江流域。

由分析对象 F' 的均方差场 σ (图 4) 可知, 我国夏季气温强变率区域是三北地区和青藏高原地区; 黄河、长江中下游异常也较强, 但弱于前者。典型场 \mathbf{Y}_1 、 \mathbf{Y}_2 、 \mathbf{Y}_3 与特征向量场 \mathbf{X}_1 、 \mathbf{X}_2 、 \mathbf{X}_3 相比, 它们的高绝对值区在东西部 (95°E 为参考) 分布较均

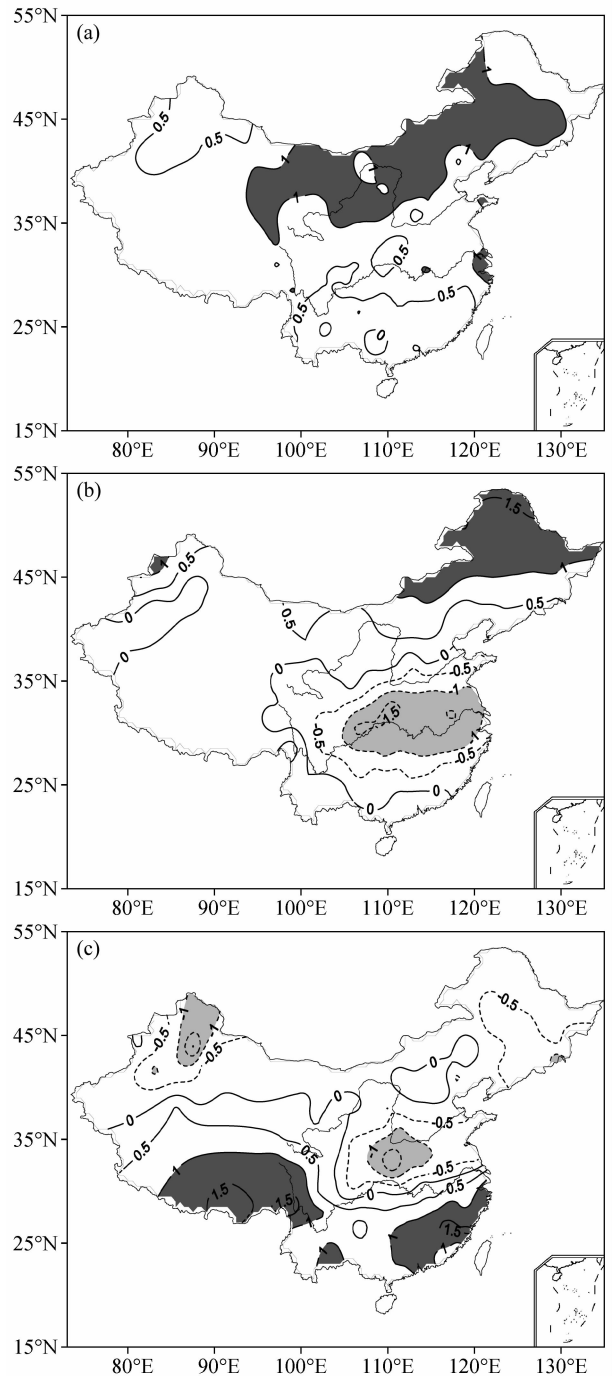


图 5 中国 1960~2010 年夏季气温距平场序列 F' EOF 分析特征向量 ($\times 10$): (a) \mathbf{X}_1 ; (b) \mathbf{X}_2 ; (c) \mathbf{X}_3 。等值线间隔: 0.5; 深 (浅) 阴影: ≥ 1 (≤ -1)

Fig. 5 The eigenvectors of EOF analysis on original anomalous summer air temperature series F' over China during 1960 - 2010: (a) $\mathbf{X}_1 \times 10$; (b) $\mathbf{X}_2 \times 10$; (c) $\mathbf{X}_3 \times 10$. Isoline interval: 0.5; dark (light) shaded areas: eigenvalue ≥ 1 (≤ -1)

衡, 与 σ 的分布特征一致。而后者严重偏于东部, 对西部站网低密度区的描述欠佳。因此, 用均匀化

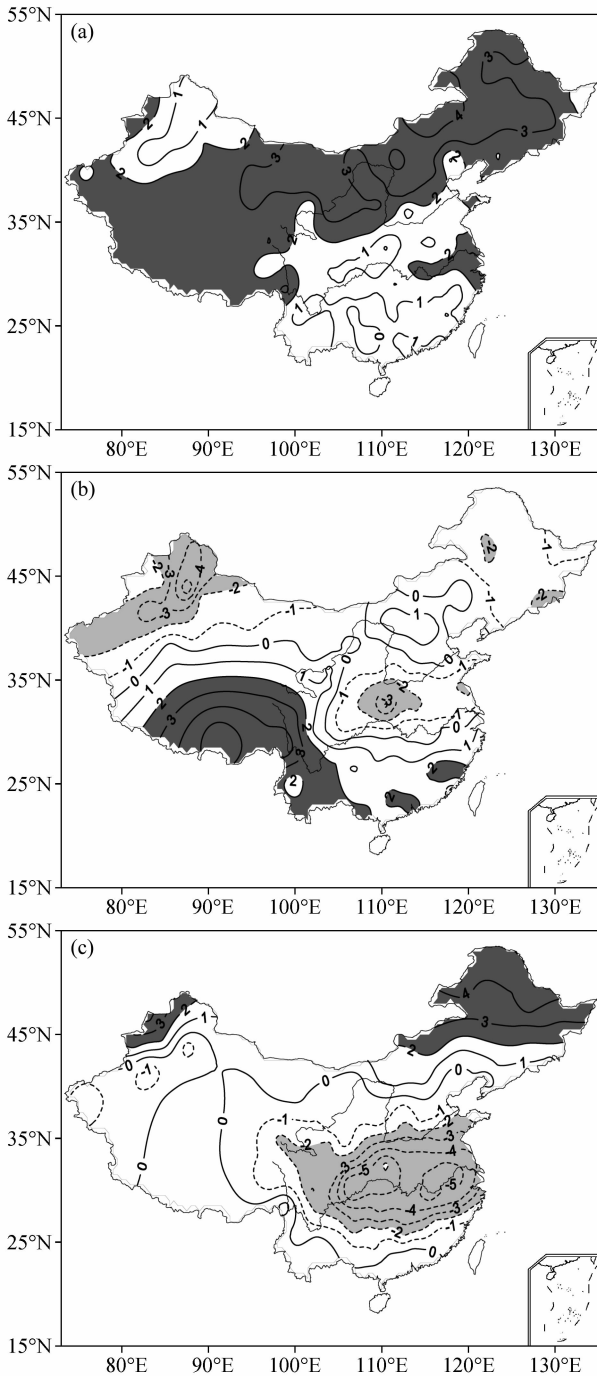


图6 同图5, 但为 \hat{F}' 和 Y_h ($h=1, 2, 3$)。等值线间隔: 1; 深(浅)阴影: ≥ 2 (≤ -2)

Fig. 6 Same as Fig. 5, but for adjusted anomalous summer air temperature series \hat{F}' and the typical fields Y_h ($h=1, 2, 3$). Iso-line interval: 1; dark (light) shaded areas: eigenvalue ≥ 2 (≤ -2)

订正后的资料 \hat{F}' 作 EOF 分析的空间特征明显优于订正前。改进的主要原因是 \hat{F}' 的 S_i 比 F' 的 S_i 更

准确地反映了 σ_i 体现的方差空间差异。

4.3 时间系数分析和比较

显著性检验表明, 表2中订正前、后第一模态时间系数 T_1 、 \hat{T}_1 (图7a、8a)的相关系数 r_1 显著, 主要模态($h=1, 2, 3$)的年代际分量 T_h 、 \hat{T}_h (图7、8中虚线)的相关系数 r_h 均显著。因此, 订正前后主要模态($h=1, 2, 3$)的时间系数变化基本特征未变。

表2 T_h 、 \hat{T}_h 的统计量 r_h 、 s_rh 和 $i\rho_h$ 、 $s\rho_h$ ($i\hat{\rho}_h$ 、 $s\hat{\rho}_h$)

Table 2 The correlation coefficients r_h and s_rh between T_h and \hat{T}_h , and between their interdecadal components, respectively; the variance contribution $i\rho_h$, $i\hat{\rho}_h$ and $s\rho_h$, $s\hat{\rho}_h$, for the linear and interdecadal components of T_h and \hat{T}_h , respectively

h	r_h	s_rh	$i\rho_h$	$i\hat{\rho}_h$	$s\rho_h$	$s\hat{\rho}_h$
1	0.968*	0.989*	34.1%*	47.2%*	56.9%*	68.9%*
2	0.059	0.533*	18.2%*	18.5%*	28.9%*	41.7%*
3	-0.020	0.389*	19.6%*	10.8%*	47.8%*	23.3%*

注: *、**分别为通过 $\alpha=0.01$ 、 $\alpha=0.05$ 的显著性检验。

方差贡献分析结果(表2中 $i\rho_h$ 、 $i\hat{\rho}_h$ 、 $s\rho_h$ 和 $s\hat{\rho}_h$)表明, 订正后的前2个时间系数(\hat{T}_1 、 \hat{T}_2)的线性分量、年代际分量的方差贡献均高于订正前, 说明订正后资料中的线性趋势和年代际变化信息集中于 EOF 分析的前2个时间系数中, 而订正前它们分散在前3个时间系数中。故订正使上述两类异常信息向前2个模态集中。由于 Y_1 、 Y_2 在三北地区和青藏高原存在大片高值区, 而 X_1 、 X_2 在西部的高值区仅限于西北东部很小的区域, 故 \hat{F}' 的 EOF 分析结果描述夏季气温异常时空特征更符合实际。

图9a给出中国51年(1960~2010)夏季气温线性增温 ΔT_i 的分布, 从图中可以看出, \hat{T}_1 、 \hat{T}_2 的显著线性上升趋势与 Y_1 、 Y_2 上正、负强异常区配合, 可以解释图9a上东北、华北、西北东部和青藏高原明显的 ΔT_i 正值区以及黄河、长江中下游和北疆的 ΔT_i 负值区; 而订正前模态, X_1 、 X_2 上新疆大部 and 青藏高原上缺乏高绝对值区, 难以解释图9a上的 ΔT_i 分布。同理, 由 F' 年代际变化分量均方差场 σ 分布图(图9b)可知, 其高值区也与 Y_1 、 Y_2 、 Y_3 上的阴影区基本重合, 而与订正前的 X_1 、 X_2 、 X_3 有较大差异。因此, 用 Y_h 、 \hat{T}_h 解释 F' 的线性增温和年代际变化分量的方差也优于 X_h 、 T_h 。值得注意的是, 使用本文订正方案进行 EOF 展开时, 在台

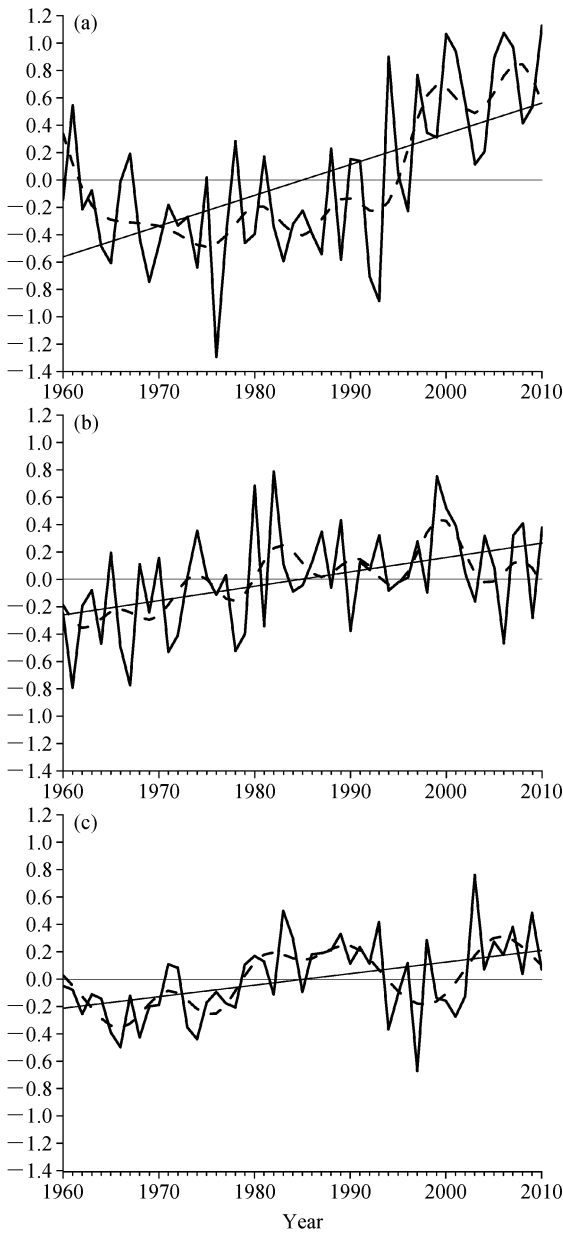


图 7 中国 1960~2010 年夏季气温距平场序列 F' 的 EOF 分析时间系数 ($\times 0.1$): (a) T_1 ; (b) T_2 ; (c) T_3 。细实线: 线性趋势 T_h ; 虚线: 年代际变化分量 T_h

Fig. 7 The time coefficients of EOF analysis on the original anomalous summer air temperature series F' in China during 1960–2010: (a) $T_1 \times 0.1$; (b) $T_2 \times 0.1$; (c) $T_3 \times 0.1$. Thin solid line: linear trend T_h ; dashed line: interdecadal component T_h

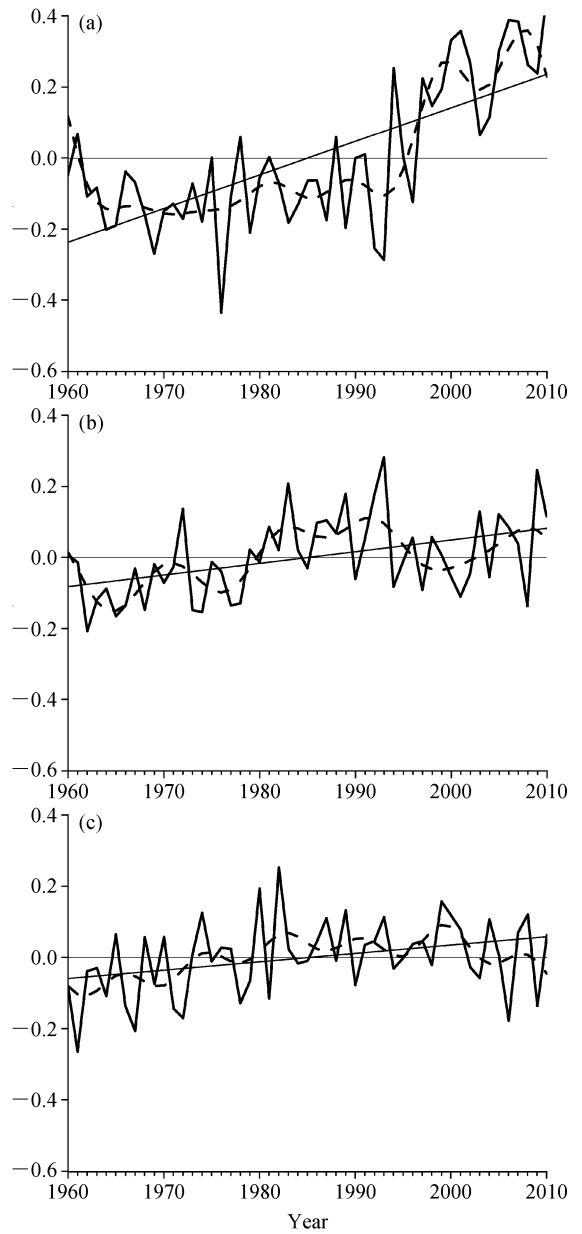


图 8 订正后的中国 1960~2010 年夏季气温距平场序列 \hat{F}' 的 EOF 分析时间系数 ($\times 0.1$): (a) \hat{T}_1 ; (b) \hat{T}_2 ; (c) \hat{T}_3 。细实线: 线性趋势 \hat{T}_h ; 虚线: 年代际变化分量 \hat{T}_h

Fig. 8 The time coefficients of EOF analysis on the adjusted anomalous summer air temperature series \hat{F}' in China during 1960–2010: (a) $\hat{T}_1 \times 0.1$; (b) $\hat{T}_2 \times 0.1$; (c) $\hat{T}_3 \times 0.1$. Thin solid line: linear trend \hat{T}_h ; dashed line: interdecadal component \hat{T}_h

站稀疏地区资料误差对 EOF 分析结果的影响较密集地区的影响大。

将上述 EOF 分析中的站网均匀化订正方案用于 1960~2008 年中国 549 站夏季气温距平场序列 (Li and Yan, 2009) 的 EOF 分析, 做了类似于 160

站资料的 EOF 分析试验。比较两种资料的分析结果发现, 站网均匀化订正对 549 站资料 EOF 分析空间模的改进依然存在, 但改进的程度弱于 160 站资料。原因主要在于中国 549 站站网本身的均匀性优于 160 站(指站网密度的区域差异明显减小), 还

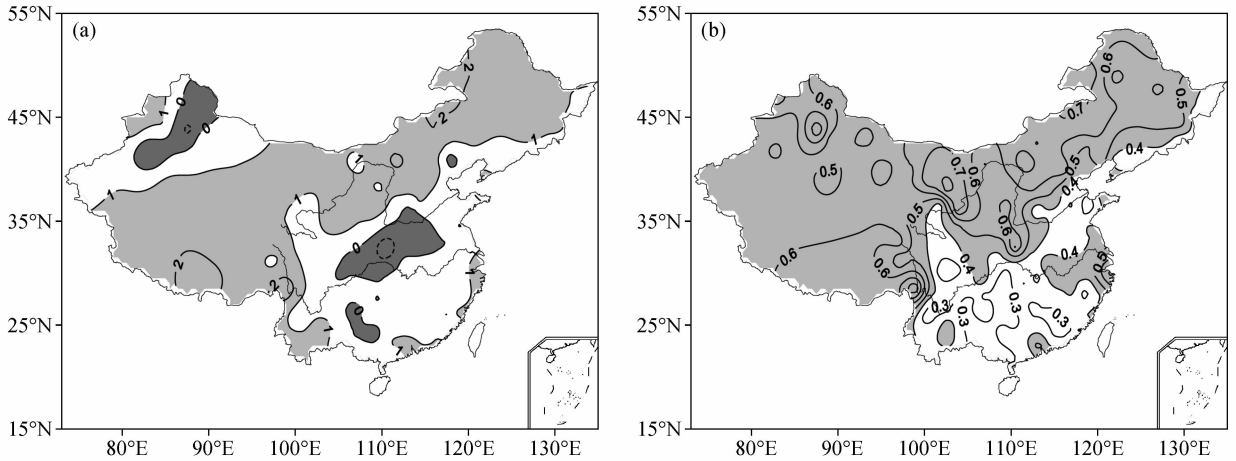


图9 中国 1960~2010 年夏季线性增温对 ΔT_i (a) 及年代际分量均方差 σ_i (b) (单位: $^{\circ}\text{C}$)。 (a) 深(浅)阴影: $\Delta T_i \leq 0.0$ ($\Delta T_i \geq 1.0^{\circ}\text{C}$), 等值线间隔: 1.0°C ; (b) 阴影: $\sigma_i \geq 0.4^{\circ}\text{C}$, 等值线间隔: 0.1°C

Fig. 9 (a) The linear warming ΔT_i in summer and (b) the mean square deviation σ_i of interdecadal components in China during 1960 – 2010. (a) Isoline interval: 1.0°C , dark (light) shaded areas: $\Delta T_i \leq 0.0$ ($\Delta T_i \geq 1.0^{\circ}\text{C}$); (b) isoline interval: 0.1°C , shaded areas: $\sigma_i \geq 0.4^{\circ}\text{C}$

可能与 549 站气温资料经过更严格的均一化处理有关(Li and Yan, 2009), 此外, 还可能与 160 站资料中许多资料来源于大城市测站(代表性较好), 而大城市的热岛强度无论季节或年增加幅度均比小城市大有关(李庆祥等, 2009)。

5 结论

经验正交函数(EOF)分析方法是分析气候异常时空特征的基本方法, 但站网不均匀性对其分析结果有重大影响。本文用王盘兴等(2011)提出的站网均匀化方案对中国 160 站站网上 1960~2010 年夏季(6~8 月)气温距平场序列进行了站网均匀化订正。对订正前、后的气温距平场序列 F' 、 \hat{F}' 作了 EOF 分析, 结果表明: (1) \hat{F}' (订正后资料) 的典型场 Y_1 、 Y_2 、 Y_3 上的高绝对值区均衡地分布在三北地区、青藏高原和长江中下游地区, 与夏季气温均方差场 σ 的高值区位置基本一致; 而 F' (订正前资料) 主要特征向量 X_1 、 X_2 、 X_3 上的高绝对值区主要位于 95°E 以东区域, 与 σ 的高值区差异大; 故 F' EOF 分析的空间特征更为合理。(2) F' 、 \hat{F}' 的第一时间系数 T_1 、 \hat{T}_1 存在显著相关, 但订正后前 2 个时间系数中的线性分量、年代际分量的方差贡献明显增大; 故订正使有价值的异常信息集中于最主要的模态。(3) \hat{F}' (订正后) EOF 分析前 2 个典型场和时间系数中的线性分量可以给出中国最近 51 年的夏季主要强增暖区、降温区的分布; 其年代际

分量与分析期间中国强年代际变化分布区域的一致性也优于 F' 的 EOF 分析结果。上述结果证明, 站网均匀化订正明显改进了中国夏季气温异常的 EOF 分析结果。

参考文献 (References)

- Buell C E. 1971. Integral equation representation for factors analysis [J]. *J. Atmos. Sci.*, 28(8): 1502–1505.
- Buell C E. 1978. The number of significant proper functions of two-dimensional fields [J]. *J. Appl. Meteor.*, 17(6): 717–722.
- Chung C, Nigam S. 1999. Weighting of geophysical data in principal component analysis [J]. *J. Geophys. Res.*, 104(D14): 16925–16928.
- 邓爱军, 陶诗言, 陈烈庭. 1989. 我国汛期降水的 EOF 分析 [J]. *大气科学*, 13 (3): 289–295. Deng Aijun, Tao Shiyang, Chen Liating. 1989. The EOF analysis of rainfall in China during monsoon season [J]. *Chinese Journal of Atmospheric Sciences (Scientia Atmospherica Sinica)* (in Chinese), 13 (3): 289–295.
- 丁裕国, 江志红. 1995. 非均匀站网 EOFs 展开的失真性及其修正 [J]. *气象学报*, 53(2): 247–253. Ding Yuguang, Jiang Zhihong. 1995. The lack fidelity of EOFs expansion over heterogeneous network and its revised scheme [J]. *Acta Meteor. Sinica* (in Chinese), 53(2): 247–253.
- 丁裕国, 梁建茵, 刘吉峰. 2005. EOF/PCA 诊断气象变量场问题的新探讨 [J]. *大气科学*, 29 (2): 307–313. Ding Yuguang, Liang Jianyin, Liu Jifeng. 2005. New research on diagnoses of meteorological variable fields using EOF/PCA [J]. *Chinese Journal of Atmospheric Sciences* (in Chinese), 29 (2): 307–313.
- Dyer T G J. 1975. Assignment of rainfall stations into homogeneous

- group: An application of PCA [J]. *Quart. J. Roy. Meteor. Soc.*, 101 (430): 1005–1013
- 高蓉, 郭忠祥, 陈少勇, 等. 2009. 近 46 年来中国东部季风区夏季气温变化特征分析 [J]. *地理科学*, 29(2): 255–261. Gao Rong, Guo Zhongxiang, Chen Shaoyong, et al. 2009. Change characteristic of summer air temperature in East monsoon area in China over recent 46 years [J]. *Scientia Geographica Sinica* (in Chinese), 29(2): 255–261.
- 黄嘉佑. 1989. 气象统计分析与预报方法 [M]. 北京: 气象出版社. 19–35. Huang Jiayou. 1989. *Statistical Analysis and Forecast Method in Meteorology* (in Chinese) [M]. Beijing: China Meteorological Press, 19–35.
- Karl T R, Koscielny A J, Diaz H F. 1982. Potential errors in the application of principal component (eigenvector) analysis to geophysical data [J]. *J. Appl. Meteor.*, 21 (8): 1183–1186.
- 卡札凯维奇 Д И. 1974. 随机函数论原理及其在水文气象学中的应用 [M]. 章基嘉, 译. 北京: 科学出版社, 245–270. КАЗАКЕВИЧ Д И. 1974. *Principle of Random Function and Its Application in Hydrological Meteorology* (in Chinese) [M]. Zhang Jijia, Trans. Beijing: Science Press, 245–270.
- Kushnir Y, Wallace J M. 1989. Low-frequency variability in the North Hemisphere winter: Geographical distribution, structure and time-scale dependence [J]. *J. Atmos. Sci.*, 46 (20): 3122–3143.
- Kutzbach J E. 1970. Large-scale features of monthly mean Northern Hemisphere anomaly maps of sea-level pressure [J]. *Mon. Wea. Rev.*, 98(9): 708–716.
- 李栋梁, 吴洪宝, 章基嘉. 1995. 中国夏季月平均气温异常研究 [J]. *高原气象*, 14 (2): 165–175. Li Dongliang, Wu Hongbao, Zhang Jijia. 1995. A study on the anomalous variation of monthly mean temperature during summer in China [J]. *Plateau Meteorology* (in Chinese), 14 (2): 165–175.
- 李庆祥, 黄嘉佑, 董文杰. 2009. 基于气温日较差的城市热岛强度指标初探 [J]. *大气科学学报*, 32 (4): 530–535. Li Qingxiang, Huang Jiayou, Dong Wenjie. 2009. An urban heat island intensity index based on temperature diurnal range [J]. *Transactions of Atmospheric Sciences* (in Chinese), 32 (4): 530–535.
- 李庆祥, 董文杰, 李伟, 等. 2010. 近百年中国气温变化中的不确定性估计 [J]. *科学通报*, 55 (16): 1544–1554. Li Qingxiang, Dong Wenjie, Li Wei, et al. 2010. Assessment of the uncertainties in temperature change in China during the last century [J]. *Chinese Sci. Bull.*, 55 (16): 1544–1554.
- Li Zhen, Yan Zhongwei. 2009. Homogenized China daily mean/maximum/minimum temperature series 1960–2008 [J]. *Atmospheric and Ocean Science Letters*, 2 (4): 237–243.
- Morin G, Fortin J P, Sockanska W, et al. 1979. Use of principal component analysis to identify homogeneous precipitation stations for optimal interpolation [J]. *Water Resour. Res.*, 15 (6): 1841–1850.
- Mitchell T P, Blier W. 1997. The variability of wintertime precipitation in the region of California [J]. *J. Climate*, 10 (9): 2261–2276.
- 任国玉, 初子莹, 周雅清, 等. 2005a. 中国气温变化研究最新进展 [J]. *气候与环境研究*, 10 (4): 701–716. Ren Guoyu, Chu Ziying, Zhou Yaqing, et al. 2005a. Recent progresses in studies of regional temperature changes in China [J]. *Climatic and Environmental Research* (in Chinese), 10 (4): 701–716.
- 任国玉, 郭军, 徐铭志, 等. 2005b. 近 50 年中国地面气候变化基本特征 [J]. *气象学报*, 63 (6): 942–956. Ren Guoyu, Guo Jun, Xu Mingzhi, et al. 2005b. Climate changes of China's mainland over the past half century [J]. *Acta Meteor. Sinica* (in Chinese), 63(6): 942–956.
- 任国玉, 徐铭志, 初子莹, 等. 2005c. 近 54 年中国地面气温变化 [J]. *气候与环境研究*, 10 (4): 717–727. Ren Guoyu, Xu Mingzhi, Chu Ziying, et al. 2005c. Changes of surface air temperature in China during 1951–2004 [J]. *Climatic and Environmental Research* (in Chinese), 63 (6): 717–727.
- Solomon S, Qin Dahe, Manning M, et al. 2007. *Climate change 2007: The physical science basis* [R]. IPCC WG1 AR4 Report. Cambridge: Cambridge University Press, 996.
- 宋连春. 1994. 近 40 年我国气温时空变化特征 [J]. *应用气象学报*, 5 (1): 119–124. Song Lianchun. 1994. Characteristics of temperature in spatial and temporal variation in China during recent 40 years [J]. *Quarterly Journal of Applied Meteorology* (in Chinese), 5 (1): 119–124.
- 唐国利, 任国玉. 2005. 近百年来中国地表气温变化趋势的再分析 [J]. *气候与环境研究*, 10 (4): 791–798. Tang Guoli, Ren Guoyu. 2005. Reanalysis of surface air temperature change of the last 100 years over China [J]. *Climatic and Environmental Research* (in Chinese), 10 (4): 791–798.
- 唐国利, 丁一汇, 王绍武, 等. 2009. 中国近百年温度曲线的对比分析 [J]. *气候变化研究进展*, 5 (2): 71–78. Tang Guoli, Ding Yihui, Wang Shaowu, et al. 2009. Comparative analysis of the time series of surface air temperature over China for the last 100 years [J]. *Advances in Climate Change Research* (in Chinese), 5 (2): 71–78.
- 王劲松, 费晓玲, 魏锋. 2008. 中国西北近 50a 来气温变化特征的进一步研究 [J]. *中国沙漠*, 28 (4): 724–732. Wang Jinsong, Fei Xiaoling, Wei Feng. 2008. Further study of temperature change in Northwest China in recent 50 years [J]. *Journal of Desert Research* (in Chinese), 28 (4): 724–732.
- 王盘兴, 罗小莉, 李丽平, 等. 2011. 中国气候资料站网均匀化订正的一种方案及应用 [J]. *大气科学学报*, 34 (1): 8–13. Wang Panxing, Luo Xiaoli, Li Liping, et al. 2011. A scheme and its application of network homogeneity adjustment for climatic data of China [J]. *Transactions of Atmospheric Sciences* (in Chinese), 34 (1): 8–13.
- 张晶晶, 陈爽, 赵昕奕. 2006. 近 50 年中国气温变化的区域差异及其与全球气候变化的联系 [J]. *干旱区资源与环境*, 20 (4): 1–6. Zhang Jingjing, Chen Shuang, Zhao Xinyi. 2006. Spatial di-

- urgency of temperature change during 1951–2000 in China and its correlation with global climate change [J]. *Journal of Arid Land Resources and Environment* (in Chinese), 20 (4): 1–6.
- 周国华, 王盘兴, 罗小莉, 等. 2011. 基于 160 站资料的我国表面气温异常特征 [J]. *应用气象学报*, 22 (3): 283–291. Zhou Guohua, Wang Panxing, Luo Xiaoli, et al. 2011. Characteristics of surface air temperature anomalies in China based on observations at 160 stations [J]. *Quarterly Journal of Applied Meteorology* (in Chinese), 22 (3): 283–291.
- 周晓霞, 王盘兴, 段明铿, 等. 2007. 我国季平均气温和降水局地同时相关的时空特征 [J]. *应用气象学报*, 18 (5): 601–609. Zhou Xiaoxia, Wang Panxing, Duan Mingkeng, et al. 2007. Spatial and temporal structures of relationship between seasonal mean temperature and rainfall in China [J]. *Journal of Applied Meteorological Science* (in Chinese), 18 (5): 601–609.
- 左洪超, 吕世华, 胡隐樵. 2004. 中国近 50 年气温及降水量的变化趋势分析 [J]. *高原气象*, 23 (2): 238–244. Zuo Hongchao, Lü Shihua, Hu Yinqiao. 2004. Variations trend of yearly mean air temperature and precipitation in China in the last 50 years [J]. *Plateau Meteorology* (in Chinese), 23 (2): 238–244.