

基于贝叶斯理论的全球海温异常对 500 hPa 温度场的影响分析*

颜鹏程¹⁾ 侯威^{2)†} 钱忠华³⁾ 何文平²⁾ 孙建安¹⁾

1) (西北师范大学物理与电子工程学院, 兰州 730070)

2) (国家气候中心, 北京 100081)

3) (扬州大学物理科学与技术学院, 扬州 225002)

(2011 年 9 月 9 日收到; 2011 年 10 月 26 日收到修改稿)

本文利用经验正交函数 (EOF) 将海表温度 (SST) 距平场进行分解, 得到一组相互正交的模态构成重构空间, 然后在该空间中展开 500 hPa 温度场, 进一步借助贝叶斯分析方法定义各个模态对温度场的影响指数, 并研究指数随不同海温分布型 (模态) 的变化特征. 结果发现 SST 场在 4—6 月份对 500 hPa 温度场的影响较大, 且气候发生转变后, 不同海温分布型对温度场的影响不同.

关键词: 经验正交分解, 贝叶斯理论, 海温场, 500 hPa 温度场

PACS: 92.70.Aa

1 引言

1846 年英国物理学家 Sabine 在研究大西洋水温与冬季英国天气之间的关系时首次发现海气之间存在相互作用, 其后许多学者对此进行了深入研究, 揭示了大气各要素之间的复杂性关系 [1–7]. 1923—1924 年, Walker 发现东西半球之间的海平面气压场的跷跷板现象, 称为南方涛动 (SO); 1969 年 Bjerkness 发现沿赤道分布的海温梯度对东西向的大气环流产生影响, 称之为 Walker 环流; 1975 年, Wyrtki 提出了海面提升机理 (Sea Level Buildup), 解释了海平面倾斜和信风的耦合机理 [8]. 这些事实表明海气之间的耦合作用对全球气候产生强烈的影响 [9], 因此研究海洋和大气之间的相互作用, 对季节性预报有重大的指导意义.

Harnack 等人 [10] 在分析海洋对 700 hPa 高度场的影响时发现北太平洋的影响和北大西洋有

着明显的差别, 且冬季和春季的影响也不一致. 骆美霞等 [11] 研究海表温度对温度场的影响时发现 1992 年 7 月海温距平场对温度场影响较大. 为了进一步了解海温场对 500 hPa 温度场所处的对流层热力状况的影响情况, 本文借助贝叶斯分析方法, 进行不同海温分布型对 500 hPa 温度场的影响分析.

2 数据与方法

2.1 数据来源

本文使用 NCAR/NCEP 的 $2.5^\circ \times 2.5^\circ$ 的 500 hPa 温度场月平均资料, 以及 NOAA 的 $2^\circ \times 2^\circ$ 的海表温度 (SST) 月平均资料. 处理过程中, 用双插值法 [12] 将 SST 温度场 $2^\circ \times 2^\circ$ 格点插值成 $2.5^\circ \times 2.5^\circ$ 格点, 同时对温度场只保留与海洋正对部分的数据, 以保持与海温场数据数目相一致.

* 国家自然科学基金 (批准号: 41175067)、全球变化研究国家重大科学研究计划 (批准号: 2012CB955901) 和国家科技支撑计划 (批准号: 2009BAC51B04) 资助的课题.

† E-mail: hou_w@sohu.com

本文所使用的 500 hPa 温度场和海表温度场资料, 长度均为 1948 年 1 月至 2009 年 12 月.

2.2 方法与过程

本文主要研究海温场对 500 hPa 温度场的影响. 首先对海温距平场进行 EOF 分解, 利用这一系列相互正交但互不相等的模态重构空间, 在该空间中展开温度距平场, 则空间的每个维度上(模态)都将得到一个温度距平场的投影, 统计温度场事件的发生概率及探测各个海温模态上的投影概率, 借助贝叶斯理论, 可以计算出各个不同海温模态对温度场事件发生概率的影响情况, 影响越大可以认为该模态下海温分布型和温度场的联系越紧密.

2.2.1 贝叶斯理论及其相关概率的求解

贝叶斯理论可以表述为: 若空间中事件 Y 的发生概率为 $P(Y)$, 其第 i 个维度上探测到该事件投影 Y_i 的概率为 $P(Y_i|Y)$, 则在该维度上推测得到的事件 Y 的发生概率, 称为后验概率, 由式(1)给出:

$$P(Y|Y_i) = \frac{P(Y_i|Y)P(Y)}{P(Y_i)}, \quad (1)$$

其中 $P(Y_i)$ 是空间中各个维度出现的概率, 由于本文中分析使用的 SST 场是唯一的, 即各维度出现概率为固定的, 这样每一维度对事件 Y 的影响情况可以用 $P(Y)$ 和 $P(Y_i|Y)$ 计算出来的后验概率 $P(Y|Y_i)$ 表征.

贝叶斯理论是一种有效的数理统计方法, 在进

行归因分析及其评估方面有着重要的应用. 近几年, Lee^[13], Min^[14] 等利用贝叶斯理论分析了气溶胶、温室气体、火山等对大气的影响情况, 取得了一定的成果. 但是也提出一些问题^[15,16], 即如何给定事件 Y 的发生概率以及如何探测出 i 维度上投影 Y_i 的概率. 对于前者, 本文利用 Origin 内置函数 PsdVoigt2 拟合得出温度事件 Y 服从图 1 的分布, 并给出函数拟合表达式

$$P(y) = y_0 + a \left(\frac{2\mu}{\pi} \cdot \frac{w_l}{4(y - y_c)^2 + w_l^2} + \frac{(1 - \mu)\sqrt{4\ln 2}}{\sqrt{\pi w_g}} e^{-\frac{4\ln 2}{w_g^2}(y - y_c)^2} \right), \quad (2)$$

其中参数 $y_0, a, \mu, y_c, w_l, w_g$ 由图 1 拟合给出.

投影 Y_i 被认为满足正态分布, 分布函数为:

$$\phi(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(y-\beta)^2}{2\sigma^2}},$$

期望 β 和方差 σ 即为温度场在海温场的重构空间中展开的系数和协方差^[12].

2.2.2 系数 β 和协方差 σ 求解 – 加权最小二乘法

将温度事件在海温场重构空间中展开成如式(3)所示的表达式

$$Y = X\beta + \varepsilon, \quad (3)$$

其中 Y 为需要展开的温度场数据序列, X 为海温场构成空间基矩阵, β 和 ε 分别为系数和残差, 有如下表示形式

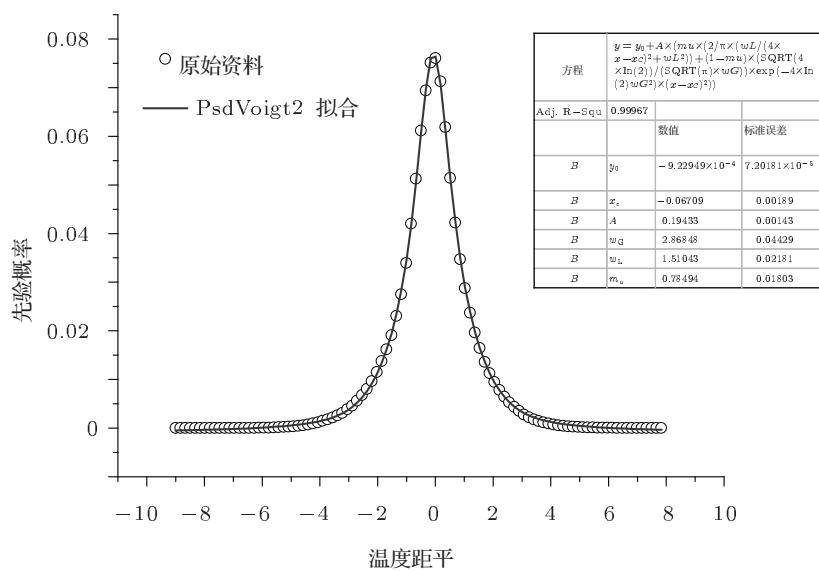


图 1 1948—2009 年 500 hPa 温度距平场概率分布

$$Y = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix}, \quad X = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \cdots & x_{1m} \\ x_{21} & x_{22} & \cdots & x_{2m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{n1} & t_{n2} & \cdots & x_{nm} \end{bmatrix}, \quad (4)$$

$$\beta = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_m \end{bmatrix}, \quad \varepsilon = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}, \quad (5)$$

其中 n 为需要展开的温度格点数目, m 为海温场重构空间的维度 (所有格点构成一个模态, 模态数即为 m , 见 2.2.3).

由于 $n \gg m$, 在求解 (3) 式方程组时, 需要用最小二乘法求解系数 β ^[17], 即要求残差 ε 的平方和 Q 取得最小, 将 (3) 式变形为 $\varepsilon = Y - X\beta$, 于是有

$$\begin{aligned} \frac{\partial Q}{\partial \beta} &= \frac{\partial \sum_i \varepsilon_i^2}{\partial \beta} \\ &= \frac{\partial (Y - \beta X)^T (Y - \beta X)}{\partial \beta} \\ &= -Y^T X + X^T \beta^T X = 0, \end{aligned} \quad (6)$$

此时残差最小, 系数和残差分别为

$$\beta = (X^T X)^{-1} X^T Y, \quad \varepsilon = Y - \beta X, \quad (7)$$

注意到此处残差在每一个观察值 (格点) 处都是等权重的, 但往往在一些突变点附近, 拟合曲线会被拉向残差较大的方向而不能得到理想的拟合效果. 文献 [18–20] 提出了加权最小二乘法的概念, 即给每个残差配以一定的权重, 权重的大小取为 $w_i = 1/\varepsilon_i^2$, 则有

$$\begin{aligned} \frac{\partial Q_w}{\partial \beta} &= \frac{\partial \sum_i w_i \varepsilon_i'^2}{\partial \beta} \\ &= \frac{\partial (Y - \beta X)^T W (Y - \beta X)}{\partial \beta} \\ &= -Y^T W X + X^T \beta^T W X = 0, \end{aligned} \quad (8)$$

进而求得系数 $\beta = (X^T W X)^{-1} X^T W Y$, 协方差 $\sigma^2 = (X^T W X)^{-1}$ ^[20].

2.2.3 经验正交函数 (EOF) 分解

上文分析中用海温场重构空间, 是基于经验正交函数 (EOF) 理论的. 该理论可用方程 $N = X \cdot T$

描述. 其中

$$N = \begin{bmatrix} n_{11} & n_{12} & \cdots & n_{1k} \\ n_{21} & n_{22} & \cdots & n_{2k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ n_{n1} & n_{n2} & \cdots & n_{nk} \end{bmatrix}$$

表示原始海温向量场, 它是由 $n \times k$ 维矩阵构成的时空场, 其中 n 是格点数, k 是时间长度.

$$X = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \cdots & x_{1m} \\ x_{21} & x_{22} & \cdots & x_{2m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{n1} & t_{n2} & \cdots & x_{nm} \end{bmatrix}$$

和

$$T = \begin{bmatrix} t_{11} & t_{12} & \cdots & t_{1k} \\ t_{21} & t_{22} & \cdots & t_{2k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ t_{m1} & t_{m2} & \cdots & t_{mk} \end{bmatrix}$$

分别是分解得到的空间场和时间系数, 其中 m 表示的是分解得到的模态数, 每个模态中包含 n 个格点. 本文分析中用 m 个相互正交的模态重新构建相空间. EOF 分解实现了原始数据场的时空分离, 得到的新的空间场和时间系数表征了原始场的全部特性. 然而我们只需要分析前几个分量即可, 因为他们代表原始场的大部分特性^[17,21].

2.2.4 标准化处理

本文在分析影响指数 P 和 EOF 时间系数之间的关系时, 用 (9) 式对数据进行了一次变换处理, 使得两者在量值上保持一致, 便于对比研究.

$$y_i = (x_i - \bar{x}) / (x_{\max} - x_{\min}), \quad (9)$$

其中 x_i 是原序列, y_i 是变换之后得到的序列.

3 全球 SST 场对 500 hPa 温度场影响的逐月分析结果

本文分析过程中, 逐月对海温资料进行 EOF 分解, 并计算每一个模态对温度场的影响情况.

表 1 列出对各月海温场进行 EOF 分解得到的第一、二模态的解释方差 (以后模态的解释方差呈

现指数下降), 可以看出各月前两个模态的解释方差分别在 16.93%—26.32%, 10.91%—12.46%之间, 累积解释方差区间达到 28.01%—37.34%, 因此本文将重点分析各月海温场 EOF 分解的前两个模态对 500 hPa 温度场温度的影响情况.

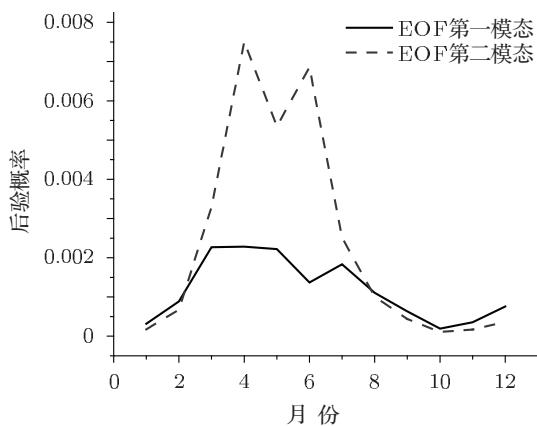


图 2 SST 场前两个模态对温度场影响的逐月变化情况

图 2 为 62 年来海温场 EOF 分解前两个模态对温度场影响的逐月变化情况, 其中 4—6 月份的海温场对温度场的影响较大. 因此, 研究 4—6 月份的海温对 500 hPa 温度场的影响情况更有意义.

3.1 四月份 SST 场前两个模态对 500 hPa 温度场影响情况

图 3(a) 是四月份海温距平场 EOF 分解的第一

模态, 当北太平洋北部, 南太平洋北部海温偏高(低)时, 赤道中东太平洋、南太平洋南部、南大西洋的海温偏低(高). 时间系数在 1978 年出现了明显的由正相位向负相位转变的过程, 表明在 1978 年之前是南太平洋北部海温偏高, 赤道中太平洋、南太平洋南部、南大西洋海温偏低的分布型; 而在 1978 年之后, 北太平洋北部, 南太平洋北部海温降低, 赤道中东太平洋、南太平洋南部、南大西洋的海温升高. 对应的影响指数在 1983 年以前为负值, 之后指数转为正值, 表明在海温分布型发生转换之后, 海温场对温度场的影响逐渐增强.

表 1 对海温场逐月进行 EOF 分解的第一、二模态方差贡献

月份	第一模态	第二模态	第一、二模态总和
一月	22.61%	11.67%	34.28%
二月	19.73%	12.46%	32.19%
三月	18.90%	12.41%	31.31%
四月	18.86%	11.63%	30.49%
五月	19.03%	11.52%	30.55%
六月	17.31%	10.91%	28.22%
七月	16.93%	11.08%	28.01%
八月	18.20%	11.41%	29.61%
九月	20.20%	12.06%	32.26%
十月	25.22%	11.62%	36.84%
十一月	25.70%	11.41%	37.11%
十二月	26.32%	11.02%	37.34%

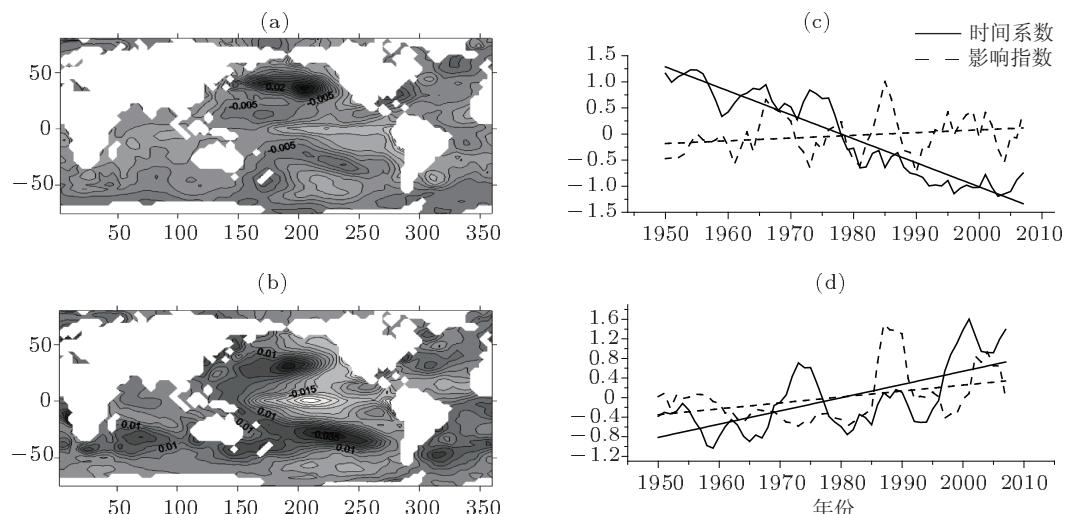


图 3 四月份 SST 场 EOF 分解前两个模态对温度场的影响情况(图 (a) (b) 分别是四月份温度场 EOF 分解第一、二模态特征场, 其中, 深色是正值, 浅色是负值; 图 (c) (d) 分别是对应两个模态的时间系数(实线)和影响指数(虚线). 其中虚(实)直线是影响指数(时间系数)的线性趋势)

图 3(b) 是海温距平 EOF 分解的第二模态分布型, 当北太平洋中部、南太平洋、南大西洋、北大西洋和印度洋南部海温偏高(低)时, 赤道中太平洋海温偏低(高). 时间系数在 1980 年以前呈现负相位, 海温分布型属于赤道中太平洋偏低, 北太平洋和南太平洋海温偏高, 之后赤道中太平洋海温降低, 南北太平洋海温升高. 其对应的影响指数在海温分布型转变之后由负相位转变成正相位, 表明第二模态的海温场对温度场的影响能力增强.

3.2 五月份 SST 场前两个模态对 500 hPa 温度场影响情况

图 4(a) 是五月份海温场 EOF 分解得到的第一模态, 当赤道海温偏高(低)时, 南太平洋中部和北太平洋中部海温偏低(高). 时间系数在 1977 前后出现一次明显的由负相位向正相位转变的过程, 表明 1977 年以前的海温分布型为赤道太平洋海温偏高, 南北太平洋中部海温偏低; 而 1977 年以后为赤道太平洋海温升高, 南北太平洋中部海温降低. 这一分布型对温度场的影响指数在 1977 前后由正相位向负相位转变, 表明海温分布型转换之后, 海温场对温度场的影响减弱.

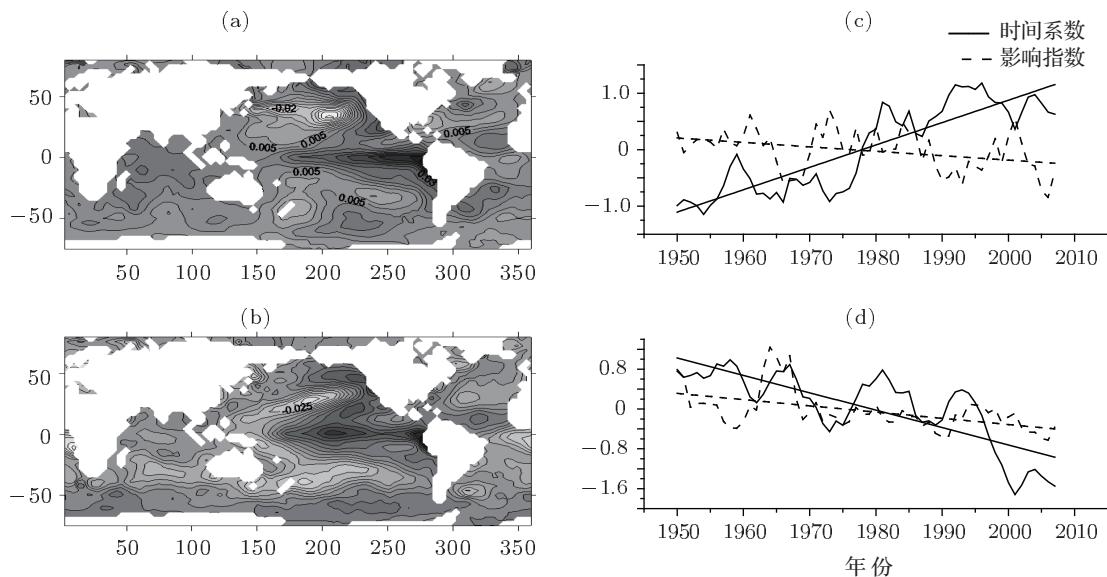


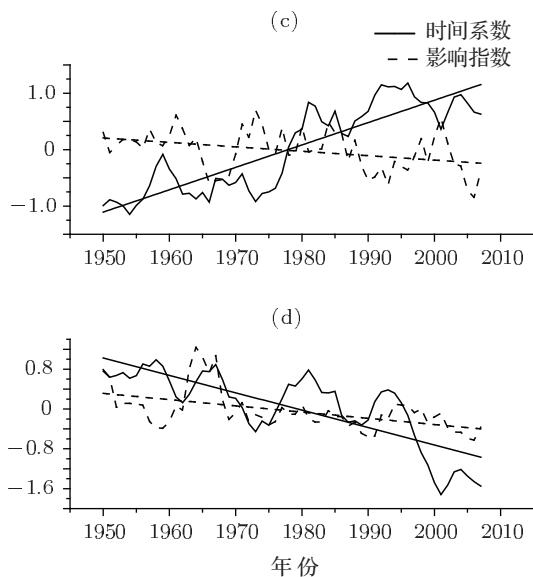
图 4 五月份 SST 场 EOF 分解前两个模态对温度场的影响情况 (同图 3)

图 5(b) 是第二模态的空间场, 当赤道海温偏高(低)时, 北太平洋中部、南太平洋南部海温偏低(高). 时间系数整体上逐渐减小, 其线性趋势在 1979 年由正相位转变为负相位, 表明海温分布

图 4(b) 是海温 EOF 分解的第二模态, 当赤道中太平洋海温偏高(低)时, 南北太平洋中部海温偏低(高). 时间系数在 1976 年由正相位转变为负相位, 表明该海温分布型在 1976 年以前呈现赤道中东太平洋温度偏高、南北太平洋中部偏低, 之后赤道中东太平洋海温降低、南北太平洋中部海温升高. 对应的影响指数在 1979 年由正相位转向负相位, 表明该模态下, 海温分布型发生转变后, 海温场对温度场的影响减弱.

3.3 六月份 SST 场前两个模态对 500 hPa 温度场影响情况

图 5(a) 是六月份海温 EOF 分解的第一模态, 赤道东太平洋温度偏低(高)时, 北太平中北部、南太平南部温度偏高(低). 时间系数在 1978 前后出现一次相位由正转负的过程. 说明 1978 年以前赤道东太平洋海温偏低, 北太平洋中北部、南太平洋南部海温偏高; 1978 年以后赤道东太平洋海温升高, 北太平洋中北部、南太平洋南部海温降低的海温分布型. 这一海温分布型对温度场的影响指数在 1982 年前后由负相位向正相位转变, 说明海温分布型转换以后海温场对温度场的影响增强.



型为赤道海温偏高, 北太平洋、南太平洋南部海温偏低, 1979 年以后南北太平洋海温升高, 赤道中东太平洋海温降低. 这一海温分布型的转变使第二模态下海温场对温度场的影响减弱.

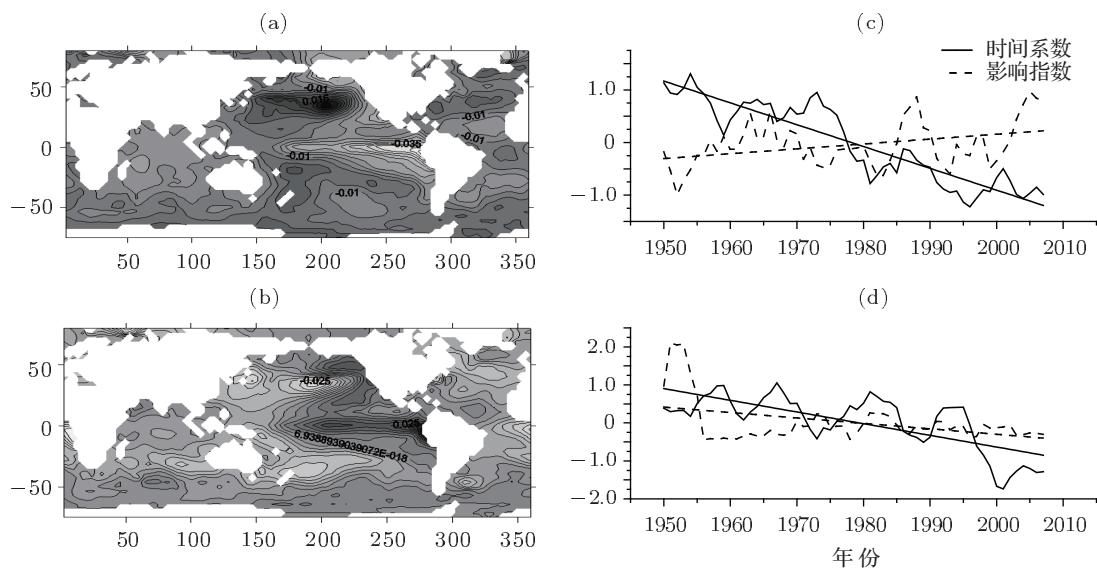


图 5 六月份 SST 场 EOF 分解前两个模态对温度场的影响情况 (同图 3)

3.4 海温 EOF 分解前两个模态对 500 hPa 温度场影响情况比较

表 2 是第一模态不同海温分布型对应的四、五、六三个月份时间系数和影响指数纵向对比图, 其中“+”号表示该海域出现正值中心, “-”号表示该海域出现负值中心; 箭头表示时间系数和影响指数随时间演化趋势, 箭头向上表示在该模态下时间系数越来越大 (海温对温度场影响增强)、箭头向下表示在该模态下时间系数越来越小 (海温对温度场影响减弱)。

表 2 第一模态下不同海温分布型对温度场的影响情况

	四月份	五月份	六月份	
北太平洋	+	-	+	
赤道	-	+	-	
南太平洋	+	-	+	
时间系数	线性变化趋势 相位转变年份	1978	1977	1978
影响指数	线性变化趋势 相位转变年份	1983	1977	1982

四月份和六月份呈现赤道海温偏低并有逐渐升温的趋势、南北太平洋海温偏高并有逐渐降温的趋势, 时间系数在 1978 年发生相位由正到负的转变, 这一海温分布型的转变使海温场对温度场的影响也发生转变, 分别在 1983 和 1982 年影响指数

由负相位转变为正相位, 表现为影响增强; 五月份与这一情况恰好相反, 赤道海温偏高且有升温的趋势、南北太平洋海温偏低, 且有降温的趋势, 这一分布型在 1977 年发生由负相位向正相位的转变, 对应的影响指数在 1977 年也发生了翻转, 表明海温分布型的转变使海温场对温度场的影响减弱。

表 3 第二模态下不同海温分布型对温度场的影响情况

	四月份	五月份	六月份	
北太平洋	+	-	-	
赤道	-	+	+	
南太平洋	+	-	-	
时间系数	线性变化趋势 相位转变年份	1980	1976	1979
影响指数	线性变化趋势 相位转变年份	1980	1979	1979

表 3 所示第二模态下, 四月份赤道海温偏低并有逐渐降温的趋势、南北太平洋海温偏高并由逐渐升温的趋势, 时间系数在 1980 年前后由负相位转变为正相位, 对应的影响指数也在 1980 年由负相位转变为正相位, 表明海温分布型的转变使海温场对温度场的影响也逐渐增强; 五月份和六月份与这一情况恰好相反, 赤道海温偏高但有降温的趋势, 南北太平洋海温偏低但有升温的趋势, 时间系数分别在 1976 年和 1979 年发生相位转变, 其对应的影响指数在 1979 年也发生相位转变, 表明在海温分

布型发生转变之后, 其对温度场的影响逐渐减弱.

4 结 论

本文首先对海温距平场进行 EOF 分解, 利用一系列相互正交但互不相等的模态重构空间, 在该空间中展开 500 hPa 温度距平场, 借助贝叶斯理论, 评估各个不同子模态对温度场的影响情况. 研究发现, 四月份, 北太平洋、南太平洋海温偏高, 赤道中太平洋海温偏低, 此时海温对温度场影响较弱; 70 年代末, 海温发生转变之后南北太平洋海温降低, 赤道中太平洋海温升高, 此时海温对温度场的影响能力增强. 五月份, 北太平洋北部、南太平洋海温偏低, 赤道太平洋海温偏高, 此时对温度场影响较强; 海温转变之后, 南北太平洋海温降低, 赤道海温升高, 此时对温度场的影响减弱. 六月份, 北太平洋、

南太平洋海温偏高, 赤道太平洋海温偏低, 此时对温度场影响较弱; 海温发生转变之后, 南北太平洋海温降低, 赤道太平洋海温升高, 此时对温度场影响增强.

综合来看, 当海温型表现为赤道太平洋海温偏低、南北太平洋海温偏高, 海温分布型发生转变之后, 其对温度场的影响增强; 而当赤道太平洋海温偏高、南北太平洋海温偏低, 海温分布型发生转变之后, 其对温度场的影响逐渐减弱. 导致这一现象的原因可能是由于在年际尺度上四、五、六月份属于春夏交替, 海温变化较为敏感, 使得尽管南北太平洋均表现为降温、赤道太平洋增温, 但由于海温分布型不一致, 仍然出现小幅震荡; 年代际尺度上七十年代末气候发生突变, 使得海温分布型发生转变, 从而使之对温度场的影响发生转变.

-
- [1] Feng G L, Gong Z Q, Dong W J 2005 *Acta Phys. Sin.* **54** 5494 (in Chinese) [封国林, 龚志强, 董文杰 2005 物理学报 **54** 5494]
 - [2] Wan S Q, Feng G L, Dong W J 2005 *Acta Phys. Sin.* **54** 5487 (in Chinese) [万仕全, 封国林, 董文杰 2005 物理学报 **54** 5487]
 - [3] Feng G L, Gong Z Q, Zhi R 2008 *Acta Meteorol. Sin.* **66** 892 (in Chinese) [封国林, 龚志强, 支容 2008 气象学报 **66** 892]
 - [4] Gong Z Q, Feng G L, Dong W J, Li J P 2006 *Acta Phys. Sin.* **55** 3180 (in Chinese) [龚志强, 封国林, 董文杰, 李建平 2006 物理学报 **55** 3180]
 - [5] Gong Z Q, Feng G L 2007 *Acta Phys. Sin.* **56** 3619 (in Chinese) [龚志强, 封国林 2007 物理学报 **56** 3619]
 - [6] Zhang W, Gao X Q, Dong W J, Li J P 2006 *Acta Phys. Sin.* **55** 2657 [张文, 高新全, 董文杰, 李建平 2006 物理学报 **55** 2657]
 - [7] Huang J P, Chou J F 1989 *Scientific Sinica B* **9** 1001 (in Chinese) [黄建平, 丑纪范 1989 中国科学 B **9** 1001]
 - [8] Qian W H 2009 *Global Climate System* (Peking University Press) [pp165–283 (in Chinese) [钱维宏 2009 全球气候系统 (北京: 北京大学出版社) 第 165—283 页]
 - [9] National Science and Technology Commission 1990 *Climate (Science and Technology Literature Press)* pp274–278 (in Chinese) [国家科学技术委员会 1990 气候 (北京: 科学技术文献出版社) 第 274—278 页]
 - [10] Harnack R P, Lanzante J R 1984 *Monthly Weather Review* **12** 1626
 - [11] Luo M X, Ji L R, Zhang D M, Li J L, You R G 1997 *Scientia Atmospheric Sinica* **21** 552 (in Chinese) [骆美霞, 纪立人, 张道民, 李金龙, 游荣高 1997 大气科学 **21** 552]
 - [12] Wang N C 2003 *A concise course of numerical analysis* (2nd Ed.) pp13–50 (in Chinese) [王能超 2003 数值分析简明教程 (第二版) (北京: 高等教育出版社) 第 13—50 页]
 - [13] Lee T C K, Zwiers F W, Hegerl G C 2005 *Journal of Climate* **18** 2429
 - [14] Seung-Ki Min, Andreas Hense 2006 *Journal of Climate* **19** 3237
 - [15] Wang H C 2010 *Journal of Chongqing University of Science and Technology (Natural Science Edition)* **12** 203 (in Chinese) [王洪春 2010 重庆科技学院学报 (自然科学版) **12** 203]
 - [16] Ding Z W, Liu X 2008 *Mathematical Theory and Applications* **28** 28 (in Chinese) [丁卓武, 刘鑫 2008 数学理论与应用 **28** 28]
 - [17] Huang J Y 1990 *Meteorological Statistical Analysis and Prediction* (Beijing: China Meteorological Press) pp28–30, pp130–139 (in Chinese) [黄嘉佑 1990 气象统计分析与预报方法 (北京: 气象出版社) 第 28—30, 130—139 页]
 - [18] Kutner M H, Nachtsheim C J, Neter J 1990 *Applied Linear Regression Models* (4th Ed.) (Beijing: Higher Education Press) pp284–288 (in Chinese) [约翰·内特著, 张勇, 王国明等译 1990 应用线性回归模型 (北京: 高等教育出版社) 第 284—288 页]
 - [19] He X Q, Liu W Q 2001 *Applied Regression Analysis* (Beijing: Renmin University of China Press) (in Chinese) [何晓群, 刘文卿 2001 应用回归分析 (北京: 中央人民大学出版社)]
 - [20] He X Q, Liu W Q 2006 *Statistical Research* **4** 53 (in Chinese) [何晓群, 刘文卿 2006 统计研究 **4** 53]
 - [21] Li Y Q 2001 *Plateau Meteorology* **20** 88–93 (in Chinese) [李跃清 2001 高原气象 **20** 第 88—93 页]

The analysis of the influence of globe SST anomalies on 500 hPa temperature field based on Bayesian*

Yan Peng-Cheng¹⁾ Hou Wei^{2)†} Qian Zhong-Hua³⁾ He Wen-Ping²⁾ Sun Jian-An¹⁾

1) (College of Physics and Electronic Engineering, Northwest Normal University, Lanzhou 730070, China)

2) (National Climate Center, China Meteorological Administration, Beijing 100081, China)

3) (Department of Physics, Yangzhou University, Yangzhou 225002, China)

(Received 9 September 2011; revised manuscript received 26 October 2011)

Abstract

In this paper, we break down sea surface temperature(SST) anomaly field by using the empirical orthogonal function (EOF) to obtain a rebuilding space made up of different patterns which are orthogonal to each other, then we unfold 500 hPa temperature field in this space. Furthermore, with the method of Bayesian analysis, we define the impact index of different patterns on 500 hPa air temperature field and research the variation characteristic of index with the change of spatial pattern of SST. It is found that SST field has a great effect on 500 hPa temperature field between April to June. Besides, after the abrupt climate change, different patterns of SST have different effects on temperature field.

Keywords: EOF, Bayesian, SST, 500 hPa air temperature field

PACS: 92.70.Aa

* Project supported by the National Natural Science Foundation of China (Grant No. 41175067), the National Basic Research Program of China (Grant No. 2012CB955901), and the National Key Technology Research and Development Program of the Ministry of Science and Technology of China (Grant No. 2009BAC51B04).

† E-mail: hou_w@sohu.com