

# 显著经验正交函数分析及其在淮河流域暴雨研究中的应用<sup>\*1</sup>

冯志刚<sup>1,2</sup> 陈星<sup>2,3</sup> 程兴无<sup>1</sup> 徐胜<sup>1</sup> 梁树猷<sup>1</sup>

FENG Zhigang<sup>1,2</sup> CHEN Xing<sup>2,3</sup> CHENG Xingwu<sup>1</sup> XU Sheng<sup>1</sup> LIANG Shuxian<sup>1</sup>

1. 淮河水利委员会,蚌埠,233001

2. 南京大学大气科学学院,南京,210093

3. 南京大学气候与全球变化研究院,南京,210093

1. *Huaihe River Commission, Minister of Water Resources, Bengbu 233001, China*

2. *School of Atmospheric Sciences, Nanjing University, Nanjing 210093, China*

3. *Institute for Climate and Global Change Research, Nanjing University, Nanjing 210093, China*

2013-10-18 收稿,2014-06-30 改回.

冯志刚,陈星,程兴无,徐胜,梁树猷. 2014. 显著经验正交函数分析及其在淮河流域暴雨研究中的应用. 气象学报,72(6): 1245-1256

Feng Zhigang, Chen Xing, Cheng Xingwu, Xu Sheng, Liang Shuxian. 2014. DEOF analysis and its application to the research on the rainstorms in the Huaihe River Basin. *Acta Meteorologica Sinica*, 72(6):1245-1256

**Abstract** The empirical orthogonal function (EOF) is a commonly analytical tool in climate study. But because of the constraints of the method itself, not all the leading EOF modes can reveal the true climate mode from the climatological data in some cases. Based on the daily precipitation datasets from the basic stations over the Huaihe River Basin from 1961 to 2009, the climatological statistical characteristics of the rainstorms in the Huaihe River Basin are studied by using the Distinct EOF (DEOF) method. The results show that DEOF-1 displays contrary changes in the south-north direction on the rainstorm precipitation in the Huaihe River Basin, which means that when the rainstorm precipitation of the central and southern region is more (less) than normal state, the northern region is less (more) than normal state. The first principal component has obvious periodic oscillations of 16-17 years, suggesting that the drought and flood in southern and northern region show a decadal oscillation; DEOF-2 displays the abnormal changes of the rainstorms in the central region of the Huaihe River Basin, and the second principal component has a obvious linear trend showing an upward trend in the last 50 years and a conversion from less to more than normal at about 1990. Comparing with the EOF analysis, DEOF can effectively exclude the spatial characteristics related highly to the stochastic diffusion model, catch the features having significant differences with the model and display the features more prominently, and detect physical signals from a strong background noise, and therefore it should be a better estimate for the true climatic mode.

**Key words** DEOF, EOF, Rainstorm, Huaihe River Basin

**摘要** 经验正交函数分解(EOF)是气候特征研究中常用的分析方法,但由于方法本身的原因,EOF 主要模态不一定都能有效揭示资料场包含的气候模态。利用中国基本站和基准站 1950—2009 年逐日降水资料,运用显著经验正交函数分解(Distinct EOF,DEOF)方法研究了淮河流域暴雨的统计特征。结果表明 DEOF 第 1 模态呈现了淮河流域暴雨量在南北方向上存在相反的变化,即流域中部、南部偏多(偏少)时,北部则偏少(偏多),第 1 主成分具有显著的 16—17 a 周期性变化,表明流域

\* 资助课题:水利部公益性行业科研专项(200901024,200901042)

作者简介:冯志刚,主要从事短期天气预报。E-mail: fengzhigang@hrc.gov.cn

通讯作者:陈星,主要从事气候研究。E-mail: xchen@nju.edu.cn

南北的旱涝变化存在年代际振荡;第2模态表现了淮河流域中部暴雨量的异常变化,第2主成分有明显的线性趋势,说明近50年来流域中部地区暴雨量有明显的上升趋势,并且在1990年前后由偏少转为偏多。对比DEOF和EOF的分析结果,发现DEOF能排除资料场中与随机扩散模型相关性较高的空间特征,能抓住与随机扩散模型有显著差异的分布特征并凸显出来,能从较强的背景噪声中凸出物理信号,因而能更好地估计真实的气候模态。

**关键词** DEOF, EOF, 暴雨, 淮河流域

**中图法分类号** P468.0

## 1 引言

经验正交函数分解(EOF)是大气科学领域的常用方法,也被广泛应用于中国暴雨气候特征的研究中(朱宵峰等,2008;邹立尧等,2010;冯志刚等,2013)。在气候研究中应用EOF时,一般只分析主要的几个EOF模态,并认为这些模态代表特定的物理意义和物理机制。但Dommengot等(2002)指出,将这些模态与物理机制联系起来时需要谨慎,其运用EOF和回归分析等方法分别研究了热带大西洋海表温度、热带印度洋以及北半球海平面气压的空间模态,结果表明所谓的热带大西洋海表温度偶极子分布和热带印度洋海表温度偶极子分布是由EOF方法带来的,实际并不存在,北半球海平面气压的空间结构因方法不同得出的结果也不相同;并且还运用人工合成的数据检验EOF揭示物理模态的能力,试验表明EOF的分析结果与用于合成数据的模态几乎没有任何共同特征。Cahalan等(1996)将空间相关的随机噪声模型的EOF结果与美国月平均气温和降水量的EOF结果进行对比,发现主要EOF模态的空间分布特征均非常相似。Gerber等(2005)的研究结果显示只要资料场满足空间(或者时间)上各点之间的相关性随距离增大而衰减的关系,那么EOF模态就会出现偶极型分布。通过这些研究可以发现,并不是所有EOF模态均代表着物理意义和物理机制,通过分析EOF模态来理解气候模态时需要谨慎。

对上述问题,Dommengot(2007)认为一定程度上是因为EOF方法没有拟合0假设,即当没有气候模态存在时,气候要素呈怎样的分布,找出与0假设差异最大的模态可作为真实气候模态的最好估计,称之为显著经验正交函数分解(Distinct EOF, DEOF),并运用该方法研究了热带太平洋海表温度、印度洋海表温度、北半球冬季海表温度以及热带海平面气压等气候要素的分布特征,取得了良好的效果。

淮河流域地处中国南北气候的过渡区域,天气复杂多变,暴雨频繁发生,极易发生洪涝灾害,因此,淮河暴雨洪涝的研究一直受到学者们的重视。陶诗言(1980)对中国暴雨做了全面的论述,还分析了导致1954年长江、淮河流域特大洪水的持续性梅雨暴雨和导致1975年淮河支流特大洪水的台风暴雨。矫梅燕等(2004)研究了2003年淮河致洪暴雨的大尺度环流背景以及天气尺度和中尺度系统生成与发展的机制。淮河流域其他的严重暴雨洪涝过程也有深入的分析(丁一汇,1993;矫梅燕等,2008)。在暴雨气候学方面,鲍名等(2006)分析了中国近40年暴雨发生频率的年代际时空变化特征,指出20世纪90年代江淮流域暴雨对洪涝的贡献明显增大。赵勇等(2008)分析了夏季江淮流域暴雨的气候分布和年代际变化特征,并指出20世纪90年代暴雨偏多的原因是蒙古高原上空异常的反气旋环流有利于冷空气南下以及西太平洋副热带高压加强有利于水汽输送。刘富弘等(2010)研究了北亚热带和南温带气候分界线位置的南北移动与淮河流域夏季降水的关系,指出气候分界线南移则降水增多,气候偏涝,反之亦然。Dong等(2011)利用广义帕累托分布(GPD)函数拟合和广义线性模型(GLM)分别研究了黄淮流域和江淮流域极端降水的空间分布和长期趋势,结果表明淮河上游发生极端降水事件的概率最大,该结果与当地最频繁的洪涝灾害事实一致,而淮河流域极端降水的长期趋势则不明显。为了进一步揭示淮河流域暴雨的时空变化特征,本研究将DEOF方法应用于淮河流域暴雨研究,根据DEOF方法的原理和计算步骤,分析了淮河流域暴雨的气候特征,并与EOF分析结果进行对比以检验DEOF方法在气候特征描述上的有效性和特点。

## 2 资料和方法

### 2.1 资料处理

本研究所用资料为中国国家气象信息中心整编

的中国基本站和基准站 1950—2009 年逐日降水资料。在淮河流域范围内的测站中,如果 1961—2009 年任意一年 6—8 月的日降水量缺测超过 1 个月,则剔除该站,最终保留了 27 个测站且分布较均匀(图 1)。分析的对象是年暴雨量,即一年中所有  $\geq 50$  mm 的日降水量累加之和,据此统计得出该 27 个测站 1961—2009 年逐年的暴雨量。

## 2.2 DEOF 方法介绍

### 2.2.1 DEOF 基本原理

在气候研究中,一般通过分析气候模态来理解变量的分布特征和物理意义。EOF 是估计气候模态的常用方法,但其主要模态并不一定都代表着物理意义。Dommenget (2007) 提出运用各向同性随机扩散模型模拟气候资料中没有气候模态存在时变量的分布特征,即作为变量空间结构的 0 假设,找出与 0 假设差异最大的模态可以很好地估计真实的气候模态。

设研究的气候变量为  $\varphi$ , 假设  $\varphi$  的分布满足随机扩散模型,则

$$\frac{d}{dt}\varphi = c_{\text{damp}}\varphi + c_{\text{diffuse}}\nabla^2\varphi + f \quad (1)$$

式中,  $t$  为时间,  $c_{\text{damp}}$  为阻尼常数,  $c_{\text{diffuse}}$  为扩散系数,  $f$  为时间和空间上的白噪声。若  $c_{\text{damp}}$  和  $c_{\text{diffuse}}$  均不随

空间变化,则式(1)表示的就是均匀外强迫  $f$  驱动的各向同性扩散过程,亦即二维空间上的一阶自回归过程。那么  $\varphi$  在空间任意两点的相关关系

$$c = e^{-d_{ij}/d_0} \quad (2)$$

式中,  $d_{ij}$  为第  $i$  和  $j$  个空间点的距离,  $d_0$  是去相关长度。因此  $\varphi$  的协方差矩阵

$$\sum_{ij} = \sigma_i\sigma_j e^{-d_{ij}/d_0} \quad (3)$$

式中,  $\sigma_i$  为资料场  $\varphi$  第  $i$  个空间点的标准差,式(1)、(3)表示的模型即为气候变量  $\varphi$  空间结构的随机 0 假设。  $d_0$  通常难以直接计算,因此,引入表征变量空间变率复杂程度的统计量——有效空间自由度  $N_{\text{eff}}$  (Bretherton, et al, 1999)。

$$N_{\text{eff}} = \frac{1}{\sum e_i^2} \quad (4)$$

式中,  $\sum e_i = 1$ ,  $e_i$  为资料场 EOF 各特征向量对应的方差贡献。由于  $d_0$  为  $N_{\text{eff}}$  的单调函数 (Dommenget, 2007), 因此,实际应用中可先估计  $d_0$  的初值,再运用迭代法求解  $d_0$  的真值。

根据式(3)表示的协方差矩阵求解特征向量和特征值,即 0 假设过程 EOF 的特征向量  $\mathbf{E}_j^{\text{null}}$ , 以及对应的方差贡献  $e_j^{\text{null}}$ 。将 0 假设过程 EOF 的特征向量  $\mathbf{E}_j^{\text{null}}$  投影到资料场 EOF 的特征向量  $\mathbf{E}_i^{\text{obs}}$  上

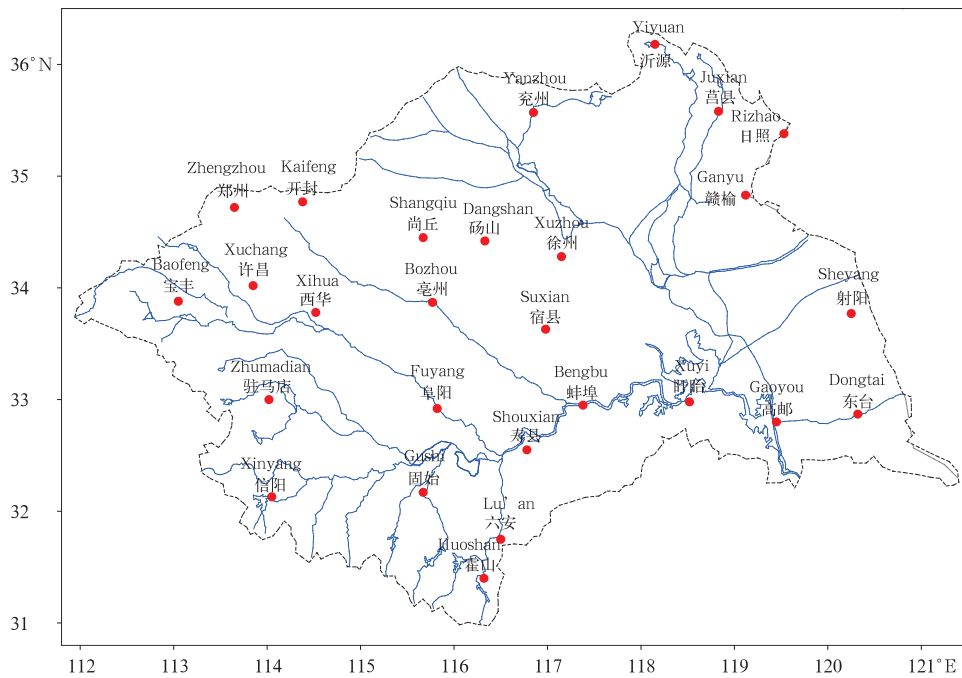


图 1 淮河流域站点分布(红色圆点为台站位置)

Fig. 1 Distribution of the stations in the Huaihe River Basin  
(The red dot means the site location)

$$c_{ij} = \frac{\mathbf{E}_i^{\text{obs}} \mathbf{E}_j^{\text{null}}}{|\mathbf{E}_i^{\text{obs}}| |\mathbf{E}_j^{\text{null}}|} \quad (5)$$

式中,  $c_{ij}$  为这两个空间型的相关系数。由 0 假设过程 EOF 的方差贡献  $e_j^{\text{null}}$  和  $c_{ij}$  则可计算出特征向量  $\mathbf{E}_i^{\text{obs}}$  对 0 假设过程的解释方差  $e_i^{\text{obsnull}}$

$$e_i^{\text{obsnull}} = \sum_{j=1}^N c_{ij}^2 e_j^{\text{null}} \quad (6)$$

选取一定数量的特征向量  $\mathbf{E}_i^{\text{obs}}$  进行正交旋转, 旋转后的特征向量  $\mathbf{D}^{\text{obs}}$  对资料场的解释方差为  $\text{Var}_{\text{obs}}(\mathbf{D}^{\text{obs}})$ , 对 0 假设过程的解释方差为  $\text{Var}_{\text{obs}}(\mathbf{D}^{\text{obs}})$ , 要使二者之差  $\Delta_{\text{var}}$  达到最大

$$\Delta_{\text{var}} = \text{Var}_{\text{obs}}(\mathbf{D}^{\text{obs}}) - \text{Var}_{\text{null}}(\mathbf{D}^{\text{obs}}) \quad (7)$$

此时,  $\mathbf{D}^{\text{obs}}$  称为显著经验正交函数分解 (Distinct EOFs, DEOF), 相应的时间系数称为 Distinct PCs (DPCs)。DEOF 主要模态是与 0 假设差异最大的空间分布, 因此可以很好地估计真实的气候模态。DEOF 模态  $\Delta_{\text{var}}$  的显著性检验参见 von Storch 等 (1999)。

## 2.2.2 DEOF 计算步骤

(1) 对资料场做 EOF, 得到特征向量  $\mathbf{E}_i^{\text{obs}}$  和对应的方差贡献  $e_i$ ;

(2) 根据式 (4) 计算资料场的有效空间自由度  $N_{\text{eff}}^{\text{obs}}$ , 研究区域面积的平方根与  $N_{\text{eff}}^{\text{obs}}$  的比值作为去相关长度  $d_0$  的初值;

(3) 根据式 (3) 计算在该假设条件下变量的协方差矩阵;

(4) 计算该假设条件下协方差矩阵的特征向量和对应的方差贡献;

(5) 根据上一步求得的方差贡献, 计算该假设条件下的有效空间自由度  $N_{\text{eff}}'$ , 并计算  $d_0$  新的估计值  $d_0''$

$$d_0'' = \frac{N_{\text{eff}}'}{N_{\text{eff}}^{\text{obs}}} d_0' \quad (8)$$

式中,  $d_0'$  为上一次的估计值。

(6) 重复步骤 (3)–(5), 直至  $N_{\text{eff}}'$  足够接近  $N_{\text{eff}}^{\text{obs}}$ , 此时求得的特征向量  $\mathbf{E}_j^{\text{null}}$  和对应的方差贡献  $e_j$  即为变量空间结构的随机 0 假设;

(7) 根据累计方差贡献或其他判别标准, 确定要进行正交旋转的特征向量的数量;

(8) 依次选取两个特征向量  $\mathbf{E}_i^{\text{obs}}$  进行正交旋转, 以其中一个特征向量的解释方差为判断依据, 循

环尝试不同的旋转角度, 直到旋转后的特征向量对资料场的解释方差与对 0 假设过程的解释方差之差达到最大;

(9) 重复步骤 (8), 使所有要旋转的特征向量依次满足式 (7) 中  $\Delta_{\text{var}}$  达到最大的判据, 此时旋转后的特征向量即为 DEOF 空间型, 并可进一步求得对应的时间系数。

## 3 淮河流域暴雨的 DEOF

根据 DEOF 方法的原理和计算步骤, 对淮河流域年暴雨量标准化距平场做 DEOF, 具体过程和主要结果如下:

### 3.1 淮河流域年暴雨量的 EOF

将淮河流域年暴雨量 EOF 的前 4 个模态 (图 2) 的空间型 (为说明方便分别称为 EOF-1、EOF-2、EOF-3 和 EOF-4) 对应的时间系数分别称为 PC-1、PC-2、PC-3 和 PC-4, 各模态的方差贡献分别为 22.6%、14.6%、8.5% 和 8.0%。EOF-1 中淮河流域除北部小范围区域以外基本是一致的负值 (图 2a), 表示淮河流域暴雨总体上成一致的变化, 大值区位于流域南部, 表示该地区的变化更明显, PC-1 有弱的下降趋势但不显著 (未通过显著性水平为 0.05 的检验) (图 2b), 序列不断上下振荡, 表示不同时期流域暴雨量增多、减少交替变化。EOF-2 中流域南部暴雨量与中部、北部形成了相反的变化 (图 2c), 即南部增多 (减少) 时, 中部北部则减少 (增多), 绝对值中心位于流域中北部, PC-2 无明显的线性趋势, 20 世纪 80 年代后期至 90 年代前期序列主要为负值, 表示该时期流域南部暴雨量偏大, 而中部、北部明显偏小, 20 世纪 90 年代后期至 21 世纪最初 10 年前期则正好相反 (图 2d)。EOF-3 反映了流域东部与西部相反的变化 (图 2e), 极值中心分别位于流域东北部和西部, PC-3 无明显的线性趋势, 20 世纪 70 年代后期和 20 世纪 80 年代序列以正值为主 (图 2f), 表示该时期流域西部暴雨量明显偏大, 东北部则明显偏小。EOF-4 从北向南呈 “+ - +” 的分布 (图 2g), 淮河流域中部一带为负距平, 与北部、西南部形成了相反的变化, 尤其沙颍河中游是极值中心, PC-4 有明显的下降趋势但不显著 (图 2h), 说明流域中部暴雨量有明显的增加趋势。应用 North 等

(1982)提出的检验方法,逐一检验特征值的显著性, 结果发现前3个模态是显著的,EOF-4不显著。

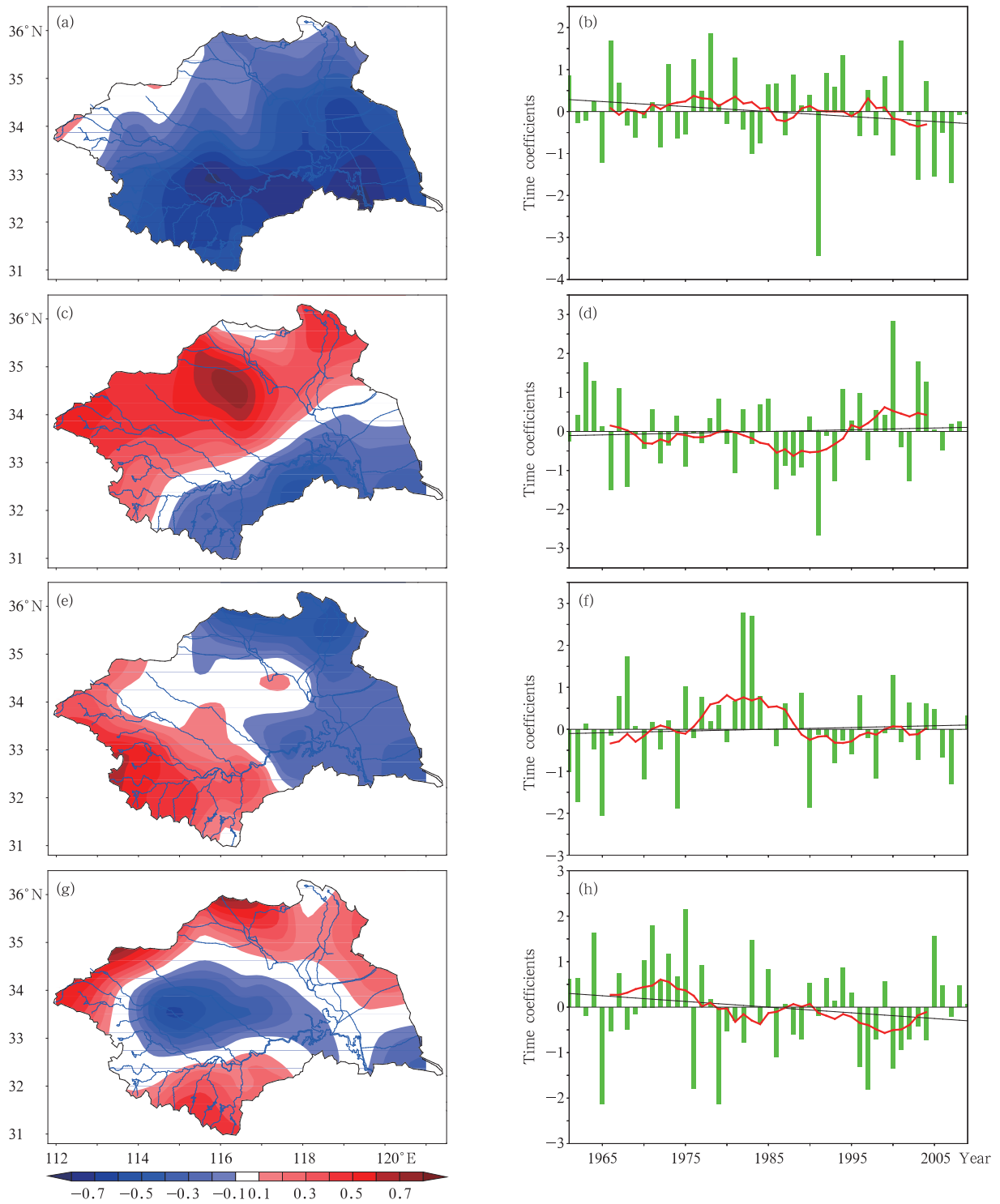


图2 淮河流域年暴雨量 EOF 分析第1—4 模态的(a,c,e,g) 空间型和(b,d,f,h)对应时间系数  
Fig.2 Leading 4 (a, c, e, g) spatial patterns and (b, d, f, h) the corresponding time coefficients of the EOF analysis for the rainstorm amount in the Huaihe River Basin

### 3.2 拟合淮河流域年暴雨量空间结构的随机 0 假设

拟合随机 0 假设是为了描述资料场的背景噪声,即资料场中除了物理信号以外的信息。根据上节 EOF 各模态的方差贡献,求得有效空间自由度  $N_{\text{eff}}$  为 9.86, 研究区域面积的平方根与  $N_{\text{eff}}$  的比值 0.527(单位为度)作为去相关长度  $d_0$  的初值。年暴雨量标准化距平场标准差  $\sigma$  恒为 1。按照方法步骤计算得到各向同性扩散模型中暴雨量距平的协方差矩阵,由此求解特征向量和特征值(图 3)。可以发现特征向量的空间分布具有一定的规律,第 1 特征向量是以流域中部为中心的单极子分布,第 2 特征向量是准纬向的偶极子分布,第 3 特征向量是准经向的偶极子分布等。特征向量的分布形状与研究区域的维度以及  $d_0$  均有关。第 1 特征向量中心位于流域中部(图 3a),这是因为  $\sigma$  和  $d_0$  均不随空间变化,那么与其他所有站点的平均距离越短,则与其他所有站点的协方差就越大,会成为高值中心,因此第

1 特征向量主要受研究区域几何形状影响,仅仅反映了协方差随着距离衰减。值得注意的是,随机扩散过程的特征向量不表示变量场中存在任何相关型,而是表示不同的空间尺度。例如,第 1 特征的单极子分布反映了变量变率的最大空间尺度,与研究区域尺度相当;第 2 特征向量反映变量变率随着纬向变化的空间尺度,大致为研究区域纬向长度的 1/2;第 3 特征向量反映变量变率随着经向变化的空间尺度,依此类推。

用式(5)、(6)计算淮河流域年暴雨量 EOF 各模态对 0 假设过程的方差贡献。由于 0 假设过程的总方差与资料场的总方差总是相等的,因此各模态对其二者的方差贡献可以直接比较,各 EOF 模态对资料场的解释方差和对 0 假设过程的解释方差的对比如图 4 所示。EOF-1 的方差贡献为 22.6%,其对 0 假设过程的解释方差为 18.5%,二者较为接近,说明 EOF-1 与各向同性的随机扩散过程比较相似,大

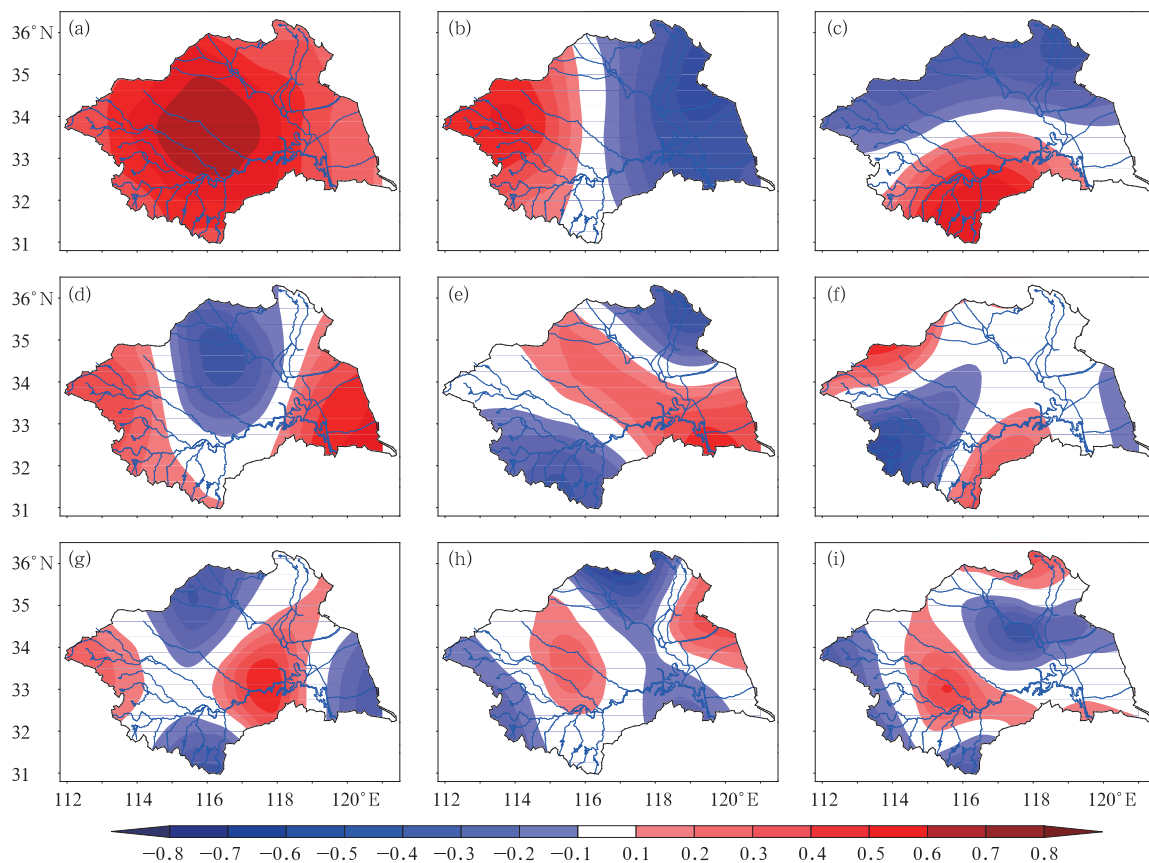


图 3 (a-i)拟合的随机扩散过程 EOF 第 1—9 特征向量

Fig. 3 (a-i) The leading 9 eigenvectors of the EOF analysis of the fitted stochastic diffusion process

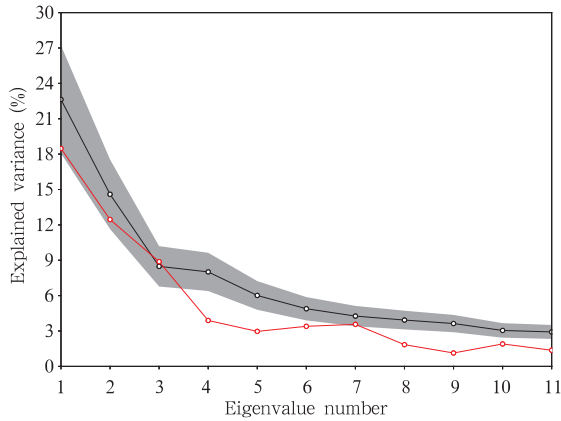


图4 淮河流域年暴雨量 EOF 各模态的解释方差(黑色折线)和误差(灰色区域)以及各 EOF 模态 0 假设过程的解释方差(红色折线)  
 Fig. 4 Eigenvalues (the black line), the eigenvalue errors (gray area) and the projection of the eigenvalues on the fitted diffusion process (the red line) of the EOF analysis of the annual rainstorm precipitation in the Huaihe River Basin

部分方差可能代表的是背景噪声,但包含了少量物理信息。EOF-2 的方差贡献为 14.6%,对 0 假设过程的解释方差为 12.5%,说明 EOF-2 同样仅包含少量物理信息。EOF-3 的方差贡献为 8.5%,其对 0 假设过程的解释方差为 8.9%,后者甚至高于前者,说明 EOF-3 与随机扩散过程非常相似。EOF-4 的方差贡献为 8.0%,虽然未通过显著性检验,但其对 0 假设过程的解释方差仅为 3.9%,二者有明显的差距,说明 EOF-4 可能包含了较多的真实物理信息。

### 3.3 淮河流域年暴雨量的 DEOF 模态

资料场 EOF 前 11 个模态累计方差贡献达 80%,选取这些模态进行正交旋转,直到旋转后的模态对资料场的解释方差与对 0 假设过程的解释方差之差达到最大,主要的两个模态如图 5 所示,为说明方便分别称为 DEOF-1 和 DEOF-2,对应的时间系数称为 DPC-1 和 DPC-2。

DEOF-1 解释资料场 17.5%的方差,解释 0 假设过程 8.6%的方差,因此对剩下的占总方差 8.9%的方差贡献可能代表着有价值的信号。空间分布上流域中部、南部与北部形成了相反的变化(图 5a),正距平中心位于流域中南部、负距平中心位于流域

中北部。DPC-1 的线性趋势不明显,但具有明显的年代际振荡,结合空间型分析显示 20 世纪 60 年代后期至 70 年代前期、80 年代后期至 90 年代前期为流域南部暴雨量增大,北部暴雨量减少,70 年代后期至 80 年代前期、90 年代后期至 21 世纪最初 10 年前期则相反(图 5b)。

DEOF-2 的方差贡献为 7.9%,对 0 假设过程的解释方差为 2.6%,说明该模态与 0 假设有明显的差异,很可能揭示了较多的物理意义。空间分布上从北到南呈“+ - +”分布,正距平主要位于流域北部、西南部,负距平主要位于流域中部和东南部,极值中心位于沙颍河中游,反映了该地区暴雨量的异常变化(图 5c)。DPC-2 有明显的下降趋势但不显著,年代际尺度上序列在 20 世纪 90 年代以前基本为正距平,之后主要为负距平,结合空间型分析,1990 年以前沙颍河中游地区暴雨量主要为偏少,1990 年以后基本为偏多,近 50 年来该地区暴雨量呈明显的增加趋势(图 5d)。

## 4 结果分析

### 4.1 DEOF 主要模态与 EOF 主要模态的差异

根据上一节的分析,将 DEOF 的主要模态与 EOF 的主要模态进行对比,分析二者的异同点。首先 DEOF-1 总体的分布特征是淮河流域暴雨量在南北方向上反位相的变化,这与 EOF-2 表示的主要特征相似,主要区别在于 DEOF-1 中流域南部和中部符号一致,北部与之相反,而 EOF-2 中流域北部和中部符号一致,南部与之相反,而且 DEOF-1 中淮河流域南部变化更明显,EOF-2 中则为北部变化更明显。EOF-1 中整个流域呈一致变化的特征在 DEOF 分析中没有体现,但 EOF-1 和 DEOF-1 均反映了淮河流域中部、南部变化一致,其中流域南部为极值中心。简而言之,DEOF-1 集合了 EOF-1 和 EOF-2 的部分特征,凸出呈现了淮河流域暴雨量在南北方向存在相反变化的同时,也排除了 EOF-1 所表示的流域整体一致变化。从方差的角度分析,EOF-1 对资料场的方差贡献最大,但与 0 假设比较相似,DEOF-1 对资料场的方差贡献介于 EOF-1 和 EOF-2 之间,但 DEOF-1 对 0 假设的解释方差更低一些,即与随机扩散过程关联更小一些。其次 DEOF-2

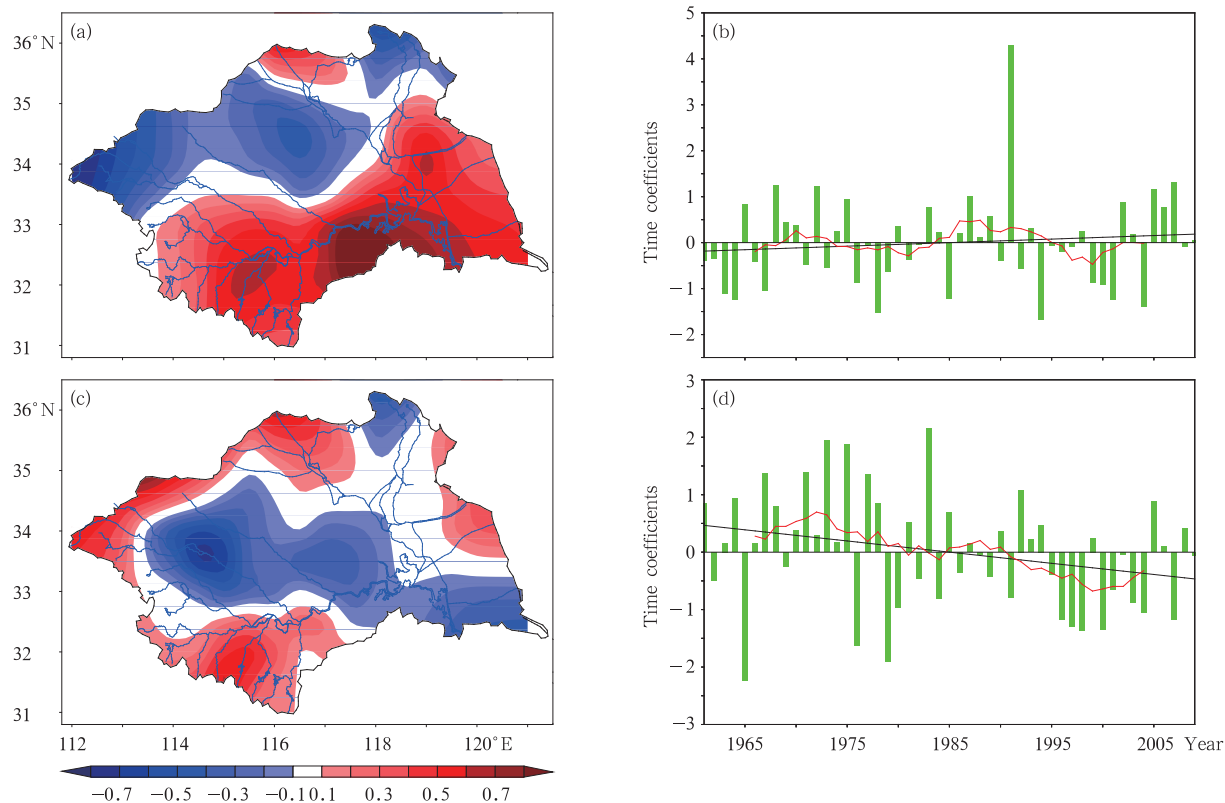


图5 淮河流域年暴雨量 DEOF 分析第 1、2 模态空间型(a、c)和对应的时间系数(b、d)

Fig. 5 Leading 2 (a, c) spatial patterns and (b, d) the corresponding time coefficients of the DEOF analysis for the rainstorm amount in the Huaihe River Basin

与 EOF-4 揭示了相同的含义,即主要反映了淮河流域中部暴雨量的异常变化,尤其沙颍河中游地区是极值中心,但在 DEOF 分析中此为第 2 特征向量,在 EOF 分析中为第 4 特征向量,即 DEOF 凸出了该模态的地位,对其更加重视。从方差来看二者对资料场的方差贡献基本相等,对 0 假设的方差贡献 DEOF-2 更小一些。第三, EOF-3 中淮河流域东部与西部暴雨量相反的变化特征在 DEOF 分析中没有体现,这是因为 EOF-3 对 0 假设的方差贡献甚至高于对资料场的方差贡献,说明 EOF-3 与 0 假设非常相似,根据 DEOF 的原理该模态必然会被排除。

#### 4.2 运用其他方法研究淮河流域暴雨的特征并与 EOF、DEOF 作比较

暴雨与洪涝密切相关,洪涝年份暴雨的分布能够反映其主要特征,这里运用淮河流域洪涝年份暴雨量合成分析研究其分布特征。根据淮河水利委员会的资料,1961—2009 年淮河流域典型的洪涝年有 1963、1968、1969、1974、1975、1982、1983、1991、

2003、2005 和 2007 年。以 1961—2009 年平均作为气候均值,从所有洪涝年份暴雨量距平的合成结果(图 6)可以看出,淮河流域中部、南部为正距平,表示该地区暴雨量偏大,但流域西北部和东北部为负距平,表示与多年平均相比暴雨量偏小,在洪涝年份的背景下,流域北部的暴雨量比多年平均更小,说明流域北部与中部、南部确实存在相反的变化;另外,正距平中心位于流域西南部和东南部。

将 EOF 结果与图 6 对比, EOF-1 中淮河流域中部、南部的大值区与洪涝年份暴雨量分布比较一致,但 EOF-1 中没有反映流域暴雨量在南、北方向上相反的变化,该特征反映在 EOF-2 中,但 EOF-2 的大值区为流域北部,而图 6 中大值区为流域南部,并且,暴雨相反变化的区域划分有一些差异。总体而言, EOF-1 和 EOF-2 分别反映了淮河流域典型洪涝年份暴雨量的部分分布特征。

将 DEOF 结果与图 6 对比可以看出, DEOF-1 既反映了淮河流域北部和中部、南部暴雨量形成相



反变化的特征,又反映了流域中部、南部暴雨量明显偏大的特征,基本上完整地反映了淮河流域典型洪涝年份暴雨量的分布特征。但DEOF-1中流域北部较大范围为明显的正距平中心,这与图6中流域北部暴雨量略偏小的特征相比,DEOF明显放大了这个特征。此外,EOF和DEOF都没有抓住洪涝年份暴雨量的极值中心。

根据前文的分析,DEOF-1对应的时间系数(DPC-1)最显著的特征是反映了明显的年代际振荡(图5b)。小波分析能够将气候要素序列在时间和频域两个方向展开,展现不同时间尺度上的振荡以及其随时间的变化(魏凤英等,2009;卞洁等,2012),下面对流域北部年暴雨量序列和流域中部、南部年暴雨量序列分别进行小波分析,同时也对DPC-1进行了分析,通过对比考察DEOF第1主成分对气候资料中时间变化特征的描述效果。区域划分依据上述分析结果,流域北部代表站点包括宝丰、许昌、西华、郑州、开封、商丘、亳州、宿县、徐州、沂源、莒县、日照;流域南部代表站包括驻马店、信阳、固始、阜南、霍山、六安、寿县、蚌埠、盱眙、高邮、东台、射阳、赣榆(图1)。

图7a—c为DPC-1的Morlet小波变换的能量谱、小波方差和周期为16.529 a的实部系数。小波能量谱可以直接反映不同时间尺度振荡的强弱,从图7a中可以看出,2—8 a的年际振荡在1985—1995

年比较强烈,16—17 a的年代际振荡贯穿整个时间域。小波方差可以定量分析时间序列的主要周期,从图7b可知振幅最大的是准16.529 a的年代际振荡,并且通过了显著性水平为0.05的检验,是DPC-1的主周期,其次还存在2—3、4—5、8—9 a的年际振荡。图7d—f为淮河流域北部平均年暴雨量序列的Morlet小波分析。图7d是其小波变换的能量谱,2—5 a的年际振荡在1995—2005年比较强烈,其次是16—17 a的年代际振荡在1980—2000年较强。从小波方差(图7e)来看,该序列主要存在2.457、4.132和6.949 a的短周期,以及16.529 a的长周期,虽然均未通过0.05显著性水平检验,但仍是序列中的主要周期。图7g—i是淮河流域南部平均年暴雨量序列的Morlet小波分析。图7g是其小波变换的能量谱,2—8 a的短周期在1980—2005年振荡强烈,16—17 a的长周期在整个时域上均比较强,从小波方差(图7h)来看,振幅最大的是准16.529 a的年代际振荡,其次是2.457、4.132和8.264 a的年际振荡。可以看出,淮河流域南部和北部16—17 a的年代际振荡比较明显,对比两个序列周期为16.529 a的小波系数实部,可以发现图7f与7i位相正好相反,只是流域南部的振幅更大一些,二者的相关系数高达-0.934,说明淮河流域暴雨量在年代际尺度上存在南北方向上的反位相变化,DPC-1的主周期为16.529 a,其小波系数实部(图7c)与图7f、7i的相关系数分别为-0.970和0.993,说明DEOF分析完全揭示了此年代际振荡特征。在年际尺度上,淮河流域北部与南部小波系数没有显著的负相关,反而存在正相关,说明年际尺度上不存在南、北相反的变化,而是整个流域呈相同的变化趋势。

对淮河流域所有站点1961—2009年暴雨量序列做线性趋势分析,线性趋势系数分布如图8a所示。可见淮河流域中部暴雨量均呈明显的上升趋势,尤其沙颍河中游地区是高值中心,线性倾向超过30 mm/(10 a),并且,流域27个站仅有2个站通过了显著性水平为0.05的检验,一个是位于沙颍河上游的西华站,另一个是位于沙颍河中下游的阜南站,如图8a中黑色星形所示。淮河流域中部暴雨量呈明显的上升趋势,尤其是沙颍河中游的极值中心,在EOF-4和DEOF-2中均有揭示,但相对而言

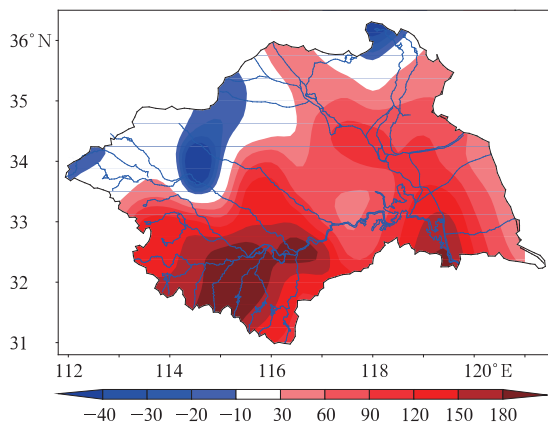


图6 淮河流域典型洪涝年暴雨量距平合成(mm)

Fig.6 Rainstorm amount anomalies in the Huaihe River Basin for typical flood years(mm)

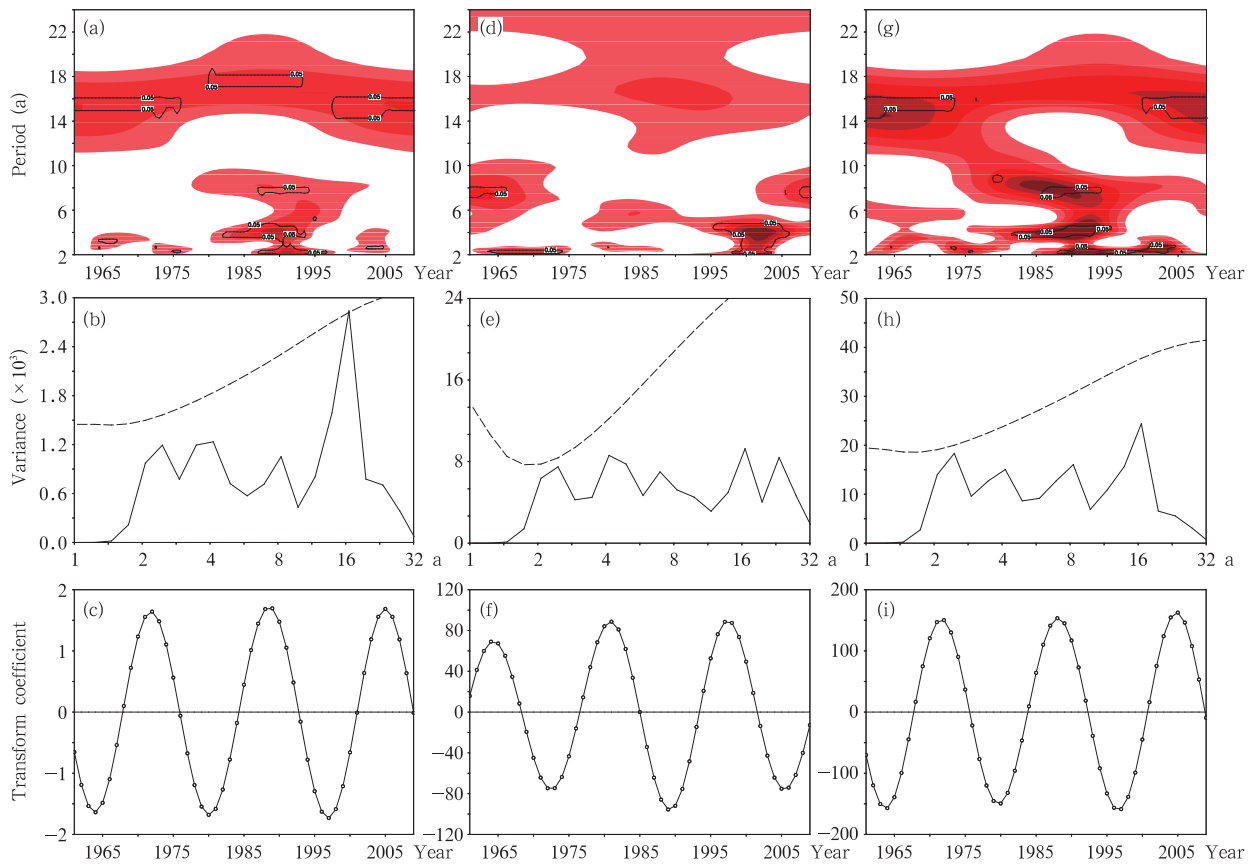


图7 (a) DPC-1 Morlet 小波分析的能量谱(黑色实线为 0.05 的显著性水平)、(b) 小波方差 (虚线为 0.05 显著性水平)及 (c) 周期为 16.529 a 的小波变换系数;(d—f) 同(a—c), 但为淮河流域北部平均暴雨量序列的 Morlet 小波分析;(g—i) 同(a—c), 但为淮河流域南部平均暴雨量序列的 Morlet 小波分析

Fig. 7 (a) Local wavelet power spectrum using the Morlet wavelet for DPC-1 (the black solid line means 0.05 significance level), (b) the wavelet variance (the dashed line means 0.05 significance level), and (c) the wavelet transform coefficients when the period equals 16.529; (d—f) as in (a—c), respectively, but for the rainstorm precipitation amount in the northern Huaihe River Basin and (g—i) as in (a—c), respectively, but for the rainstorm precipitation amount in the southern Huaihe River Basin

DEOF-2意义更大一些,这是因为在气候研究中,类似这种具有显著物理意义但方差贡献较小的模态,在 EOF 中次序比较靠后,实际分析中可能会被忽略,而根据 DEOF 的原理,这个模态会更加凸出,这无疑具有很强的应用意义。

这里分析沙颍河中游地区平均暴雨量序列的时间变化特征(图 8b),并与 DPC-2 对比,进而反映 DEOF 第 2 主成分描述气候特征的效果。可以看出,合成的序列成明显的上升趋势,通过了显著性水平为 0.05 的检验,并且 1990 年以前序列主要为负

距平,而以后主要为正距平,即 1990 年前后暴雨量由偏小转为偏大,对比 DPC-2 可以发现二者的变化规律正好吻合。

通过以上分析可以看出,DEOF 主要模态中所反映的时空特征均是资料场中客观存在的重要特征,虽然 EOF 结果也包含这些特征,但相比而言 DEOF 分辨速度更快,并更加凸出这些模态的地位,同时 DEOF 也排除了与 0 假设有较大相关性的分布特征。

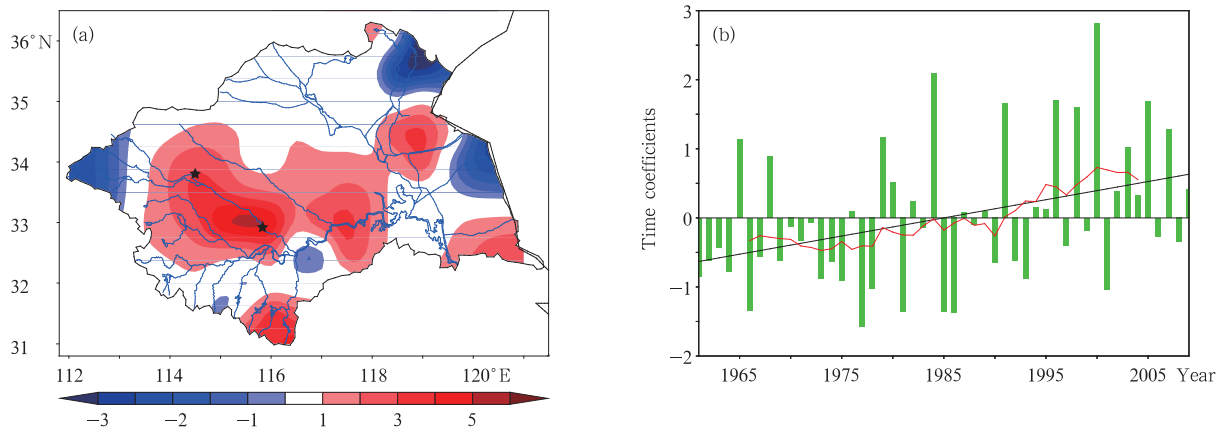


图8 (a)淮河流域所有站点年暴雨量线性趋势系数分布和(b)沙颍河中游地区合成年暴雨量标准化序列  
(绿色柱体表示暴雨量距平,黑色直线表示线性趋势,红色曲线表示11 a滑动平均)

Fig. 8 (a) The trend coefficients of the annual rainstorm precipitation for all the stations in the Huaihe River Basin and (b) the normalization series of the rainstorm precipitation in the middle reaches of the Shayinghe River basin (green cylinder means the rainstorm amount anomaly, black line means the linear trend, and red curve means the 11-year moving average)

## 5 结论

EOF 作为大气科学领域的常用方法,在暴雨洪涝的气候特征研究中有着广泛应用,但由于方法本身的原因,EOF 主要模态不一定都能有效揭示资料场所包含的真实气候模态。针对该问题,Dommenget(2007)提出运用各向同性扩散模型拟合气候要素空间结构的 0 假设,找出与 0 假设差异最大的模态能够更好地估计真实气候模态,称为 DEOF。本研究应用该方法研究了淮河流域暴雨的时空分布特征,并将结果与 EOF 分析比较,检验 DEOF 的特色和优势,得出以下初步结论:

(1)淮河流域暴雨主要的分布特征是在南北方向上存在相反的变化,即流域中部、南部暴雨量偏大(偏小)时,北部则偏小(偏大),对流域典型洪涝年份暴雨量距平合成分析验证了这一特征;小波分析显示流域南部平均暴雨量序列与北部平均暴雨量序列均具有明显的 16—17 a 年代际振荡,并且小波变换系数的位相正好相反,说明流域南北方向上暴雨量相反的变化趋势确实存在,而 DEOF 第 1 主成分也清楚地揭示了此特征;此外,在年际尺度上南、北方向的相反变化特征不存在。

(2)淮河流域暴雨另一个重要特征是流域中部地区暴雨量呈明显的上升趋势,尤其沙颍河中游地区是极值中心,对淮河流域所有站点的线性趋势分

析证明了此特征。沙颍河中游地区平均暴雨量序列具有显著的上升趋势,并且在 1990 年以前暴雨量主要为偏少,1990 年以后转为偏多,DEOF 第 2 主成分反映了相同的信息。

(3)与 EOF 分析结果相比,DEOF 未体现淮河流域整体一致变化的模态以及淮河流域东部与西部呈相反变化的模态,但 DEOF 对淮河流域暴雨第 1 个特征的描述效果更好一些,对第 2 个特征 EOF 和 DEOF 均有揭示,但 DEOF 更加凸出它的地位,说明 DEOF 能在较强的背景噪声中凸出较弱的物理信号,具有实际应用意义。

综上所述,DEOF 是 EOF 的扩展方法,能够排除与随机扩散模型相关性较高的空间特征,凸出与之有显著差异的分布特征,可以更好地估计气候资料中的真实气候模态,是值得尝试的一种新方法。

## 参考文献

- 鲍名, 黄荣辉. 2006. 近 40 年我国暴雨的年代际变化特征. 大气科学, 30(6): 1057-1067
- 卞洁, 何金海, 李双林. 2012. 近 50 年来长江中下游汛期暴雨变化特征. 气候与环境研究, 17(1): 68-80
- 丁一汇. 1993. 1991 年江淮流域持续性特大暴雨研究. 北京: 气象出版社, 255pp
- 冯志刚, 程兴无, 陈星等. 2013. 淮河流域暴雨强降水的环流分型和气候特征. 热带气象学报, 29(5): 824-832
- 矫梅燕, 姚学祥, 周兵等. 2004. 2003 年淮河大水天气分析与研究. 北

- 京:气象出版社,215pp
- 矫梅燕,金荣花,齐丹. 2008. 2007年淮河暴雨洪涝的气象水文特征. 应用气象学报, 19(3):257-264
- 刘富弘,陈星,程兴无等. 2010. 气候过渡带温度变化与淮河流域夏季降水的关系. 气候与环境研究, 15(2):169-178
- 陶诗言. 1980. 中国之暴雨. 北京:科学出版社,225pp
- 魏凤英,张婷. 2009. 淮河流域夏季降水的振荡特征及其与气候背景的联系. 中国科学 D辑:地球科学, 39(10):1360-1374
- 赵勇,钱永甫. 2008. 夏季江淮流域暴雨的特征及与旱涝的关系. 南京大学学报, 44(3):237-249
- 朱宵峰,钱永甫,宁亮等. 2008. 长江下游地区汛期暴雨气候特征分析. 热带气象学报, 24(2):136-146
- 邹立尧,丁一汇. 2010. 1961—2005年东北暴雨气候特征分析. 高原气象, 29(5):1314-1321
- Bretherton C S, Widmann M, Dymnikov V P, et al. 1999. The effective number of spatial degrees of freedom of a time-varying field. J Climate, 12:1990-2009
- Cahalan R F, Wharton L E, Wu M L. 1996. Empirical orthogonal functions of monthly precipitation and temperature over the United States and homogenous stochastic models. J Geophys Res, 101(D21):26309-26318
- Dommenget D. 2007. Evaluating EOF modes against a stochastic null hypothesis. Climate Dyn, 28(5):517-531
- Dommenget D, Latif M. 2002. A cautionary note on the interpretation of EOFs. J Climate, 15(2):216-225
- Dong Q, Chen X, Chen T X. 2011. Characteristics and changes of extreme precipitation in the Yellow-Huaihe and Yangtze-Huaihe Rivers Basins, China. J Climate, 24(14):3781-3794
- Gerber E P, Vallis G K. 2005. A stochastic model for the spatial structure of annular patterns of variability and the north Atlantic oscillation. J Climate, 18(12):2102-2118
- North G R, Bell T L, Cahalan R F, et al. 1982. Sampling errors in the estimation of empirical orthogonal functions. Mon Wea Rev, 110:699-706
- Von Storch H, Zwiers F W. 1999. Statistical Analysis in Climate Research. Cambridge. Cambridge University Press, 494pp