

赵玮, 陆尔, 龚理卿, 等. 2020. 一种表征南海季风强度的指标及其与华南降水的关系 [J]. 大气科学, 44(1): 1–12. ZHAO Wei, LU Er, GONG Liqing, et al. 2020. An Index to Characterize the Intensity of the South China Sea Monsoon and Its Relationship with Precipitation in South China [J]. Chinese Journal of Atmospheric Sciences (in Chinese), 44(1): 1–12. doi:10.3878/j.issn.1006-9895.1906.18138

一种表征南海季风强度的指标及其与华南降水的关系

赵玮¹ 陆尔¹ 龚理卿¹ 王皖¹ 刘佳² 方陆俊³

1 南京信息工程大学气象灾害教育部重点实验室/气候与环境变化国际合作联合实验室/气象灾害预报预警与评估协同创新中心, 南京 210044

2 深圳市气象局, 深圳 518040

3 杭州市气象局, 杭州 310051

摘要 风场强度与方向的季节性变化是季风区最显著的气象要素变化特征之一。Lu and Chan (1999) 利用大气低层风场, 定义了一个表征南海季风强度的指数, 为简单起见, 只用了经向风分量, 研究表明该指数与华南夏季降水有很好的相关。为了进一步验证和改进该指数, 本文利用逐月 NCEP/NCAR (National Centers for Environmental Prediction/National Center for Atmospheric Research) 风场再分析资料以及华南地区的基准、基本气象站降水资料, 将设计指数时允许的实际风的投影方向从规定的正北方向 (即经向风), 拓展为允许偏转的其他方向, 以此建立改进的指数。为了更好地反应改进后的指数与华南降水的月异常之间的关系, 本文引入了广义线性模型及正态分布和 Gamma 分布两类假设, 来建立两者非线性的回归关系。结果证明, 实际风在自正北方向逆时针旋转 11.3° 的方向上的投影与华南降水具有最好的相关性, 采用这一方向上的投影可以对原指数加以改进; 中国南海季风所覆盖的风场与华南降水的月异常之间有显著的非线性关系, 而对降水采用 Gamma 分布假设的广义线性模型能够比正态分布假设得到更符合实际的回归结果。

关键词 中国南海季风 华南降水 非线性 广义线性回归模型

文章编号 1006-9895(2020)01-0001-12

中图分类号 P461

文献标识码 A

doi:10.3878/j.issn.1006-9895.1906.18138

An Index to Characterize the Intensity of the South China Sea Monsoon and Its Relationship with Precipitation in South China

ZHAO Wei¹, LU Er¹, GONG Liqing¹, WANG Huan¹, LIU Jia², and FANG Lujun³

1 Key Laboratory of Meteorological Disaster, Ministry of Education (KLME)/Joint International Research Laboratory of Climate and Environment Change (ILCEC)/Collaborative Innovation Center on Forecast and Evaluation of Meteorological Disasters (CIC-FEMD), Nanjing University of Information Science and Technology, Nanjing 210044

2 Meteorological Bureau of Shenzhen Municipality, Shenzhen 518040

3 Hangzhou Meteorology Service, Hangzhou 310051

Abstract Seasonal change in wind strength and direction is one of the most significant characteristics of meteorological elements in the monsoon region. Lu and Chan (1999) defined an index to characterize the monsoon intensity in the South China Sea (SCS) by using the low-level wind field. For simplicity, only the meridional component was used. The study

收稿日期 2018-03-20; 网络预出版日期 2019-06-14

作者简介 赵玮, 男, 1989年出生, 博士研究生, 主要从事气候变化、季风方面的研究。E-mail: homezhaow@gmail.com

资助项目 国家自然科学基金项目41991281, 国家重点研发计划专项项目2018YFC1507704

Funded by National Natural Science Foundation of China (Grant 41991281), National Key Research and Development Program of China (Grant 2018YFC1507704)

shows that the index has a good correlation with the summer rainfall in South China (SC). To modify and verify this index, by using the monthly mean NCEP/NCAR (National Centers for Environmental Prediction/National Center for Atmospheric Research) reanalysis data and the daily precipitation data of the national reference or basic synoptic stations in SC, the authors analyzed the wind projection in different directions, not the restricted southerly direction, so that the performance of the index can be improved. To quantify the relationship between the monthly mean wind projection component intensity of the SCS in different directions and the monthly precipitation in SC, the generalized linear models and two forms of the probability distribution hypothesis, namely, normal distribution, and gamma distribution, have been used. Results show that the wind projection component intensity of the SCS in the northwest (11.3°) direction has a better correlation with the summer precipitation in SC than original index. Moreover, a significant nonlinear relationship between precipitation in SC and the improved index has been observed. The generalized linear model with gamma distribution hypothesis for precipitation can obtain better realistic regression results than the generalized linear model with normal distribution hypothesis.

Keywords South China Sea monsoon, Precipitation in South China, Nonlinear relationship, Generalized linear models

1 引言

季风作为人类最早总结出的大气现象之一, 因其对温度、降水等天气要素的客观显著影响, 而一直持续地受到关注。不同时期的学者, 借助不同的技术手段, 不断地刷新我们对于季风的认识深度。

季风通常被认为是冬夏之间的风向倒转及气团性质的不同所造成天气现象有季节性差异的机制, 这种不同性质气流的交替往往会带来剧烈的天气变化, 如强烈的降水 (高辉等, 2001)。南海夏季风由于其地理位置的特殊性, 不仅是印度季风和东亚季风连结的媒介, 也是亚澳季风相互联系、相互作用的表现 (何金海等, 2005)。我国华南地区处于南海季风影响范围, 南海季风异常往往对于华南天气和气候异常有直接影响作用。为了更好地反应南海夏季风对于我国天气的影响, 一系列的季风指数相继提出, 例如, 施能等 (1996) 从海陆气压差角度、孙秀荣和陈隆勋 (2000) 从海陆热力差异角度、张秀芝等 (2002) 从环流特征角度研究季风指数。

已有研究表明, 华南夏季降水的水汽输送主要有三支, 一支是孟加拉湾经青藏高原南侧通道向东输送到华南地区, 另两支分别是中国南海向北输送到华南地区及西太平洋向华南地区的输送 (田红等, 2004)。从中国南海向北输送的水汽和西太平洋输送的水汽主要受中国南海季风强弱的影响, 除了直接的水汽输送外, 中国南海夏季风的强弱还影响孟加拉湾向东输送来的水汽辐合, 因此, 中国南海夏季风的强弱对华南夏季降水有十分显著的影响作用。

Lu and Chan (1999) 定义了一种表征中国南海夏季 (6~8 月) 风强弱的指数, 其考虑的主要因子是夏季中国南海地区 1000 hPa 层中经向风分量的季节平均强度。事实证明, 这个指数与华南地区逐年的夏季降水总量有很好的相关性。夏季中国南海地区纬向风分量影响西太平洋水汽输送且间接地影响孟加拉湾附近自西向东输送来的水汽辐合, 从而也对华南地区夏季降水总量造成一定程度的影响。

考虑到上述因素, 本文旨在以 Lu and Chan (1999) 定义的指数为基础, 通过综合考虑中国南海地区夏季的纬向风分量, 对已有指数加以改进。这种考虑了纬向风分量的方法, 实际是一种将实际风投影到特定方向上的方法。本文还将对这个风投影分量与华南地区全年逐月降水量的关系通过建立回归模型的方式进一步定量分析。

2 资料与方法

2.1 资料

本文所采用的资料为中国气象数据共享服务网提供的 1961~2011 年中国地面国际交换站气候资料日值数据集中的降水资料、美国 CISL (Columbia Integrated Systems Laboratory) 研究数据档案室提供的 1961~2011 年 NCEP/NCAR (National Centers for Environmental Prediction/National Center for Atmospheric Research) 再分析资料的逐月平均风场、高度场资料。需要指出的是, 有部分研究认为, 季风活动属季节内尺度范畴, 包括季风活跃、中断和季风降水等准双周和周

尺度的周期振荡, 本研究中将这些信号当作高斯白噪声, 其对应季风强度的方差贡献率较低, 但这样的假设是十分粗糙的。如果要细致地分析不同年份季风的特征, 采用月平均资料来定义和描述南海季风, 会滤掉一些有意义的季风活动特征。

为保持了与 Lu and Chan (1999) 工作的一致性, 本文仍选取中国南海季风区域为 ($7.5^{\circ}\sim 20^{\circ}\text{N}$, $107.5^{\circ}\sim 120^{\circ}\text{E}$), 华南为 25°N 以南, 107.5°E 以东的陆地区域。华南地区地面气象站逐日降水资料的记录从 1951 年开始, 但从华南地区逐日降水资料无缺测值的站点数上看, 在 1959 年之前, 无缺测值的站点较少, 而在 1959 年之后, 无缺测值的站点数较多且数量不再有太大起伏。这大致保证了在本文所选取的研究时间段内, 华南地区降水的观测资料受缺测站点影响而造成的系统误差较小。后文中所涉及的华南月降水总量是指无缺测站降水总量的算术平均值, 且根据联合台风警报中心 (Joint Typhoon Warning Center, JTWC) 的最优路径资料剔除了受台风影响的日数。

2.2 方法

2.2.1 选取优化风投影方向来综合经向和纬向风分量

Lu and Chan (1999) 定义的表征中国南海夏季季风强弱的指数考虑的主要因素是夏季中国南海地区 1000 hPa 层中经向风分量 v 的季节平均强度, 这个指数能很好地反应中国南海夏季季风强弱与华南夏季降水总量的关系。然而为了将中国南海地区夏季的纬向风分量 u 对于华南夏季降水总量的影响加以综合考虑, 本文将考虑用风在一个不同于正北方向上的投影, 来代替风正北方向上的投影 v 。假设这个方向与正北方向顺时针夹角成 α 度, 则投影的大小为 $v\cos\alpha + u\sin\alpha$, 即 $(v + u\tan\alpha)\cos\alpha$ 。在此方向上的投影分量简称为“最优风投影分量”, 以最优风投影分量定义的指数简称为“改进的指数”。本文考虑的问题是改进的指数与华南地区逐年的夏季降水总量的相关性, 将乘数 $\cos\alpha$ 略去, 不会影响两者相关系数的结果。

通过在夏季 (6~8 月) 中国南海地区经向风分量 v 的基础上加上一定权重 k 的纬向风分量 u 来建立改进的指数, 以 $v + ku$ 代替 v , 其中 k 即为 $\tan\alpha$, 求取逐年夏季选定区域中 $v + ku$ 的平均值, 来讨论其与当年华南地区夏季降水总量的相关性。若有 $k = k^*$ 时, $v + ku$ 与华南地区夏季降水总量的相

关性最大, 则将此时的风投影分量称为最优风投影分量, 其符号记为 v 。

$$v \equiv v + k^*u, \quad (1)$$

其中, k^* 称为最优权重。为得到最优权重 k^* , 本次研究采取穷举的方案, 以 $v + ku$ 与华南夏季降水总量相关系数取得最大值为标准, 在合适的解空间中寻找最优的权重解, 从而确立适当的权重来对纬向风分量加以综合考虑, 得到改进的指数。解空间的选取主要通过参考 1~12 月逐月平均的纬向风分量和经向风分量的量级来确定。

因为与 Lu and Chan (1999) 采取的时间序列长度和起始年份不同, 为了更好地反应改进的指数与原指数在不同时间段与华南地区夏季降水总量相关性的区别, 本文从 1970 年开始, 取其当年的前 9 年至后 9 年共计 19 年的年份跨度, 逐年滑动地求原指数、改进的指数与华南地区夏季降水总量的相关系数, 从而得到两条相关系数随时间变化的曲线。

2.2.2 最优风投影分量全年逐月平均值与华南地区降水量的回归分析

本文以上内容的基本研究对象是中国南海夏季风强度与华南地区夏季降水总量的线性相关性。但是, 南海季风是华南降水的重要因素, 影响机理复杂, 非简单线性关联。在利用逐月再分析资料定性地给出改进指数所需要的投影方向后, 还可以对最优风投影分量与华南地区降水的非线性关系做进一步定量的分析, 这里的非线性变现为一种统计特征, 将用到广义线性回归模型。

在实际的研究过程中, 在总结最优风投影分量逐月平均值与华南地区逐月降水量之间的相互关系时, 我们发现, 从全年逐月的角度看, 中国南海季风增强, 会使得华南地区降水总量非线性的增长, 这种现象并非只存在于夏季, 所以如非特殊说明, 本文此后涉及两者定量关系的“最优风投影分量全年逐月平均值”和“逐月降水量”均指“全年逐月”。另一方面, 以全年逐月南海夏季最优风投影分量为自变量, 华南逐月降水强度距平为因变量, 将因变量均匀的划分成几个子区间, 各子区间中因变量的标准差随子区间的中值的增大而线性增大, 可以利用最小二乘法回归得到的一个线性关系, 这个关系能够通过 95% 的信度水平检验。需要说明的是, 这里采取均匀划分子区间的作法, 是考虑到逐月资料数据量稀疏, 同理于用直方图近似代替连续变化的函数 (Von Mises, 1964)。因此, 抛开均

匀划分子区间的手段, 这个回归关系就可以理解为逐月降水强度的标准差随南海夏季风强度线性增加, 记为 $\sigma = av + b$ 。这里引入类似于广义线性回归模型的方法, 从而试图更好地刻画中国南海季风强度与华南地区逐月降水量之间的非线性关系。事实上, 广义线性回归模型在金融或生物统计学中都已广泛运用 (Myers et al., 2012), 而在气候学研究中, 也已有十分成功的先例, 如 Villarini et al. (2013) 在分析极端降水频率变化时, 引入的泊松分布模型下的广义线性回归方法。广义线性回归模型的连接函数呈指数形式, 这也符合降水非负的特性。

本文所用到回归模型采用了正态分布和 Gamma 分布两类假设, 两类假设条件下回归模型的具体构建分别如下:

(1) 正态分布假设

以 $\mu = \exp(\beta_1 v + \beta_0)$ 作为连接函数, 其中, β_1 为形状参数, β_0 为缩放参数, μ 为数学期望值。并且假设实际值与数学期望值的偏差满足正态分布。依据最大似然方法的概念, 样本总的似然函数表示为

$$P(x_1, x_2, \dots, x_n; \mu_1, \mu_2, \dots, \mu_n; \sigma_1, \sigma_2, \dots, \sigma_n) = \prod_{i=1}^N \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_i} \exp\left[-\frac{(x_i - \mu_i)^2}{2\sigma_i^2}\right], \quad (2)$$

其中, N 表示样本总数; x_i 表示第 i 个样本元素的值; μ_i 表示第 i 个样本元素的数学期望值, 只与样本元素对应的最优风投影分量 v 月平均值有关, 等于 $\exp(\beta_1 v_i + \beta_0)$; σ_i 表示第 i 个样本元素预期的标准差, 只与样本元素对应的最优风投影分量 v 的月平均值有关, 等于 $av_i + b$ 。要使 (2) 式左端最大, 也就是使对数似然函数

$$\log P = -\sum_{i=1}^N \frac{(x_i - \mu_i)^2}{2\sigma_i^2} - \sqrt{2\pi} \sum_{i=1}^N \log \sigma_i \quad (3)$$

能取到最大值, 本文 $\log$ 表示以任意指定正实数为底数的对数函数 (以下推导只依赖对数的单调性, 与其具体数值大小无关), 注意到式 (3) 右侧第二项对于某一给定的样本为常数, 由此问题转化为, 通过改变 β_1 和 β_0 的取值, 以使得

$$f(\beta_1, \beta_0) = -\sum_{i=1}^N \frac{[x_i - \exp(\beta_1 v_i + \beta_0)]^2}{2(av_i + b)^2} \quad (4)$$

取到最大值为标准, 得到一组确定的最优解 β_1^* 、 β_0^* 。

至此, 华南逐月降水总量的数学期望值 $\mu = \exp(\beta_1^* v + \beta_0^*)$ 和标准差 $\sigma = av + b$ 都可以表示为随所选南海地区 1000 hPa 层中月平均最优风投影分量 v 变化而变化的函数。随南海地区 1000 hPa 层中月平均最优风投影分量 v 变化, 可以得到一族正态概率分布函数。这一族正态概率分布函数具有非线性变化的数学期望值。除了关心非线性变化的数学期望值, 我们还关心数学期望值两侧为不同置信度的阈值曲线, 以 68.3% 或 95.4% 为例, 分别为以数学期望值为对称轴加减一个标准差或两个标准差 (Gjedrem and Olesen, 2005)。这两条阈值线所指出的范围, 应该能够包含南海地区 1000 hPa 层中月平均最优风投影分量为各个具体值时, 华南地区逐月降水总量的较可能出现的情况。

(2) Gamma 分布假设

事实上, 降水分布的特征往往不是正态的, 虽然逐月降水总量距平具有的偏度不高, 可以用正态分布来近似, 但为了更准确地分析中国南海季风强度与华南地区逐月降水量之间的非线性关系, 就需要引入偏态化的模型。研究表明, Gamma 分布模型是一种适合描述降水概率分布模型 (Thom, 1958)。因此本文又以 Gamma 分布假设为出发点构建了回归模型。

与正态分布类似, 以 $M_{\text{mode}} = \exp(\beta_1 v + \beta_0)$ 作为链接函数, 其中, M_{mode} 为最大似然值。特别指出的是, 假设最大似然值而不是数学期望值随 v 呈指数变化, 是因为这样的假设能够保证 Gamma 分布的参数总是大于 1 的, 从而保证后续分析能得到两条连续的阈值曲线。事实上, 在正态分布假设中, 最大似然值总是等于数学期望值, 正态分布假设模型的最大似然值也是随 v 呈指数变化的。依据最大似然方法的概念 (Choi and Wette, 1969), 似然函数表示为

$$P(x_1, x_2, \dots, x_n; k_1, k_2, \dots, k_n; \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_n) = \prod_{i=1}^N \frac{x_i^{k_i-1} \exp\left(-\frac{x_i}{\theta_i}\right)}{\theta_i^{k_i} \Gamma(k_i)}, \quad (5)$$

其中, N 表示样本总数, k_i 表示第 i 个样本元素所对应最优风投影分量所决定的 Gamma 分布概率密度函数的形状参数, θ_i 表示第 i 个样本元素所对应最优风投影分量所决定的 Gamma 分布概率密度函数的比例参数, $\Gamma(k_i)$ 为 Gamma 函数。对数似然函数

则记为

$$\log P = \sum_{i=1}^N (k_i - 1) \log x_i - \sum_{i=1}^N \frac{x_i}{\theta_i} - \sum_{i=1}^N x_i \log \theta_i - \sum_{i=1}^N \log \Gamma(k_i). \quad (6)$$

由于, Gamma 分布的最大似然值 M_{mode} 和方差满足关系 $M_{\text{mode}} = (k - 1)\theta$, $\sigma^2 = k\theta^2$, 所以可以构建二元二次方程组。由该方程组解得形状参数 k 和比例参数 θ 为

$$\begin{cases} k = 1 + 0.5 \left[\left(\frac{M_{\text{mode}}}{\sigma} \right)^2 + \sqrt{\left(\frac{M_{\text{mode}}}{\sigma} \right)^4 + 4 \left(\frac{M_{\text{mode}}}{\sigma} \right)^2} \right], \\ \theta = \frac{1}{k - 1} \left\{ 1 + 0.5 \left[\left(\frac{M_{\text{mode}}}{\sigma} \right)^2 + \sqrt{\left(\frac{M_{\text{mode}}}{\sigma} \right)^4 + 4 \left(\frac{M_{\text{mode}}}{\sigma} \right)^2} \right] \right\}, \end{cases} \quad (7)$$

形状参数 k 只取大于 1 的解, 是为了保证 Gamma 分布的最大似然值非零, 从而能取到大小两条变化阈值线 (Stacy and Mihram, 1965)。若形状参数取小于 1 的解, 则只能得到随南海地区 1000 hPa 层中月平均最优风投影分量变化的大值阈值线, 而小值阈值为常数零, 这并不是我们希望得到的模型结构。

对于各个样本元素又有

$$\begin{cases} M_{\text{mode } i} = \exp(\beta_1 v_i + \beta_0), \\ \sigma_i = a v_i + b, \end{cases} \quad (8)$$

a 和 b 已由最小二乘法线性回归得到, 将 β_1 和 β_0 逐步回带, 直至返回到式 (6), 使式 (6) 变为 β_1 和 β_0 的函数, 表达式冗长, 结果的具体形式此处略。通过改变 β_1 和 β_0 的取值, 以使式 (6) 取到最大值为标准, 得到一组确定的最优解 β_1^* 、 β_0^* 。进一步得到 Gamma 分布假设条件下, 随南海地区 1000 hPa 层中月平均最优风投影分量 v 变化而变化的最大似然值呈对数变化的 Gamma 函数, 以及该 Gamma 函数变化的形状参数 $k = k(v; \beta_1^*, \beta_0^*, a, b)$ 和缩放参数 $\theta = \theta(v; \beta_1^*, \beta_0^*, a, b)$ 。

下面需要确定 95% 信度水平下的阈值线。不同于正态分布假设的情况, 由于 Gamma 函数的非对称性, 并不能简单地得到置信度与数学期望值、标准差的关系。但是通过反证法不难证明, 两侧阈值需要满足的要求是两阈值对应的概率密度值相等, 这样可以保证这两阈值所包括的区间是满足置信度的最窄区间。反证法如下, 假设两阈值所包括

区间已经是最窄, 若两侧概率密度值不等, 则用概率密度高的一侧的微元代替定积分值相等的概率密度低的一侧的微元, 概率密度高的一侧的微元定积分区间宽度一定窄于低的一侧, 运用割补法可以使总的定积分区间更窄, 故原假设不成立。本文没求出这两条阈值线具体的解析形式, 而是通过数值计算方法, 求得大小两条阈值线。对于该组变化的 θ 和 k , 高、低阈值 T_h 、 T_l 始终满足方程组:

$$\begin{cases} T_h^{k-1} \exp\left(-\frac{T_h}{\theta}\right) = T_l^{k-1} \exp\left(-\frac{T_l}{\theta}\right), \quad T_h > T_l, \\ \int_{T_l}^{T_h} \frac{x^{k-1} \exp\left(-\frac{x}{\theta}\right)}{\theta^k \Gamma(k)} dx = 95\%. \end{cases} \quad (9)$$

3 结果与讨论

3.1 选取最优风投影方向来综合经向和纬向风分量的结果与讨论

为了确定纬向风分量的权重系数, 需要采用穷举方法遍历权重值域。在此之前, 为了确定适合的值域, 需要分析纬向风分量和经向风分量之间的关系。

将中国南海地区月平均的纬向风分量和经向风分量分别作为横坐标和纵坐标, 以散点图形式标在图中 (图 1)。由图 1 所示, 要尽量圈取绝大多数散点, 宜用长轴和短轴明显不等的椭圆, 而不是正圆, 这说明散点分布呈现明显的偏心特征。也就是所选区域风向风速有明显季节变化特征, 从侧面印证所选区域符合季风区的要求。

从图 1 可以看出, 在 1000 hPa 等压面上, 1961~2011 年中国南海地区, 经向风分量和纬向风分量基本属于同一个数量级, 都是在 0 m s^{-1} 至 $\pm 10 \text{ m s}^{-1}$ 的区间范围内, 因此, 穷举法的权重区间确定为 $[-1, 1]$ 。

在给定的权重区间中穷举最优权重的结果表现在图 2 上。图 2 中横坐标为穷举区间中权重系数 k , 纵坐标为求得的不同权重下中国南海地区风投影分量 $v + ku$ 与华南地区夏季降水总量的相关系数。从图 2 中可以看出, 在所选取的 k 的值域内, 当权重系数 k 取 -0.2 时, 中国南海地区夏季风投影分量 $v + ku$ 与华南地区夏季降水总量具有比 k 取 0 时更好的相关性, 相关系数高达 0.753。也就是说此时 $\tan \alpha$ 等于 -0.2, α 约等于 -11.3° 。这说明夏季平均

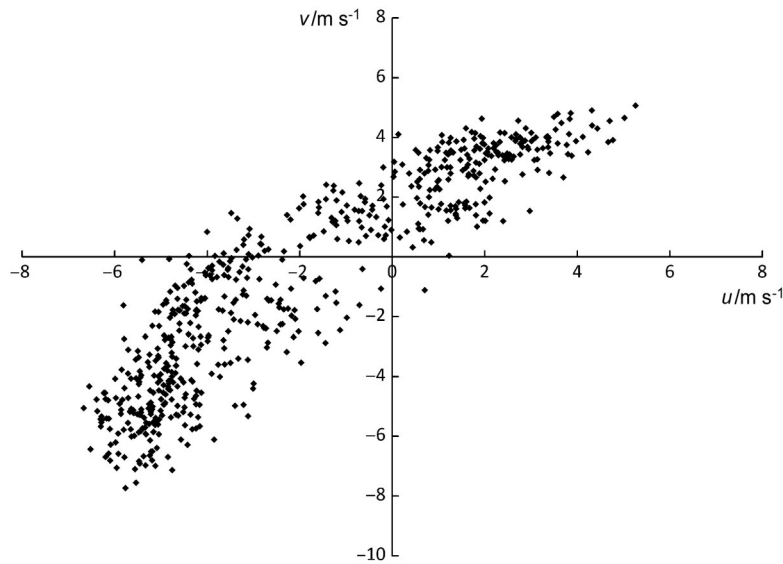


图1 1961~2011年中国南海地区月平均的纬向风 u 和经向风 v 的散点图

Fig. 1 Scatter diagram of the monthly mean zonal wind (u) and meridional wind (v) over the South China Sea (SCS) during 1961–2011

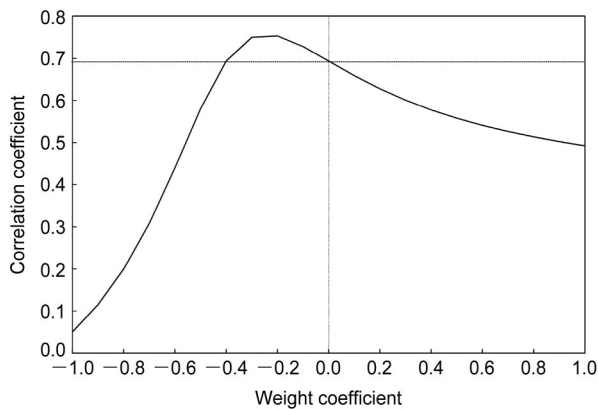


图2 不同权重系数 k 下南海地区风投影分量与华南地区夏季降水总量的相关系数, 水平虚线为95%信度水平的显著性检验线

Fig. 2 Correlation coefficients between the wind projection component over the SCS and the total summer precipitation in South China (SC) under different weight coefficients k , the horizontal dashed line indicates reference line of 95% confidence level

的南海地区 1000 hPa 层中的风场, 在自正北方向逆时针旋转 11.3° 方向上的投影与华南地区逐年的夏季降水总量有最好的相关性。所以可以定义出新的指数为 1000 hPa 层中 ($7.5^\circ \sim 20^\circ \text{N}$, $107.5^\circ \sim 120^\circ \text{E}$) 区域内, 南海最优风投影分量 $v \equiv v - 0.2u$ 的夏季平均值。

图3给出的是各年标准化的华南降水异常和两种逐年滑动的指数与华南地区夏季降水总量的相关系数。横坐标是滑动区间的中间值, 滑动区间跨度 19 年, 因此滑动区间的实际起始年份为横坐标之

前的第 9 年。纵坐标是在滑动区间的时间段里两种指数与华南地区夏季降水总量的相关系数。

如图 3a 所示, 标准化的夏季降水与最优风投影分量在 1976 年之前并没有显著的相互关系, 但在 1976 年之后其正负较为一致, 尤其在 1987 年之后, 其正负与数值大小都呈现密切的相互关系。如图 3b 所示, 滑动区间起始年份在 1970 年 (即图 3b 中滑动区间中间年份在 1979 年) 以前, 两种指数与华南地区夏季降水总量的相关系数并不高, 而在 1970 年以后, 两种指数分别与华南地区夏季降水总量的相关系数都稳定地维持在较高的水平, 明显高于 95% 信度水平的阈值线 (虚线), 且改进的指数始终高于原指数。这说明, 改进的指数与华南地区夏季降水总量的相关系数较原指数的改进, 自 1970 年之后始终存在, 与所选的分析时间区间无关。

图 4 和图 5 分别给出了最优风投影分量在高值年 (1994、1997、2006 年) 夏季和低值年 (1980、1989、1996 年) 夏季 1000 hPa 等压面上合成的风场距平和 100 hPa 等压面上合成的位势高度距平场, 根据气候平均值的定义 (房一禾等, 2016), 此处距平是相对 1981~2010 年平均态计算。

从图 4 中可以清楚地看出, 在 ($7.5^\circ \sim 20^\circ \text{N}$, $107.5^\circ \sim 120^\circ \text{E}$) 范围内, 高值年南风更盛且风场在 20°N 以南的印度洋洋面有显著的西风气流, 这有助于水汽的持续输送; 而在低值年这个范围内的

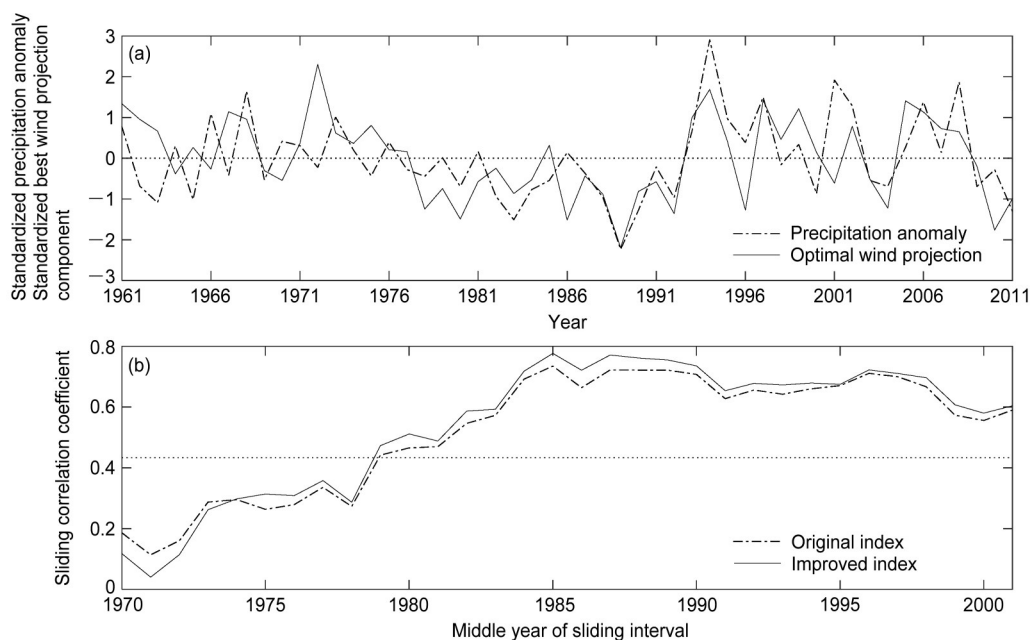


图3 (a) 标准化的华南夏季降水异常(点虚线)和标准化的最优风投影分量(实线); (b) 原指数(以南海西风分量计算的中国南海夏季季风强弱指数, 点虚线)、改进的指数(以南海最优风投影分量计算的中国南海夏季季风强弱指数, 实线)与华南地区夏季降水总量的滑动相关系数, 虚线表示样本长度为19年的95%信度水平的显著性检验线

Fig. 3 (a) Standardized precipitation anomalies (dotted-dashed line) in SC and standardized best wind projection component (solid line); (b) the sliding correlation coefficients between the total summer precipitation in SC and the original index (index of SCS summer monsoon based on westerly wind projection in SCS, dotted-dashed line), the improved index (index of SCS summer monsoon based on optimal wind component in SCS, solid line), the width of the sliding interval is 19 years, dashed line indicates reference line of 95% confidence level

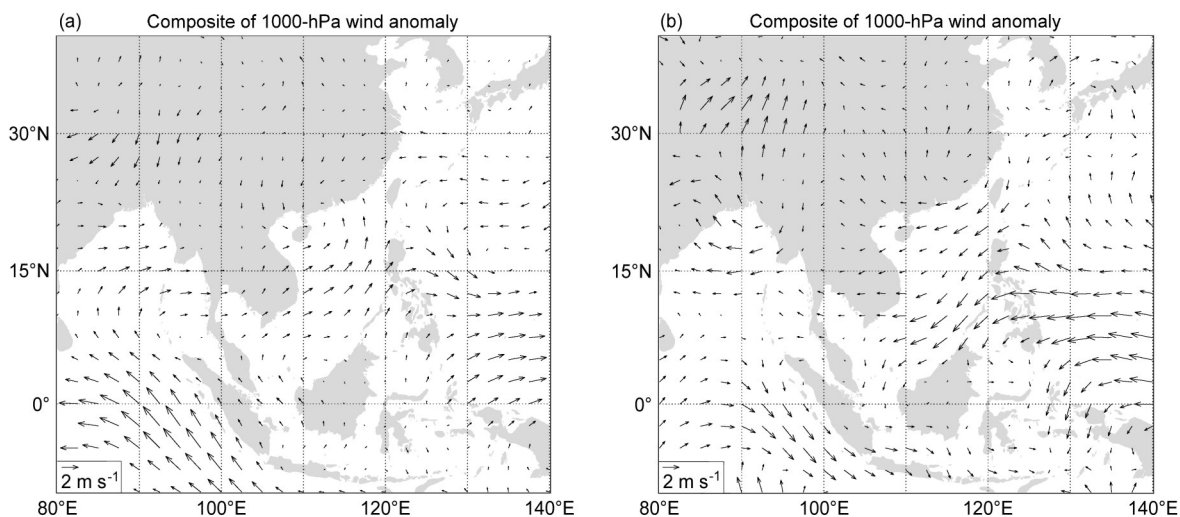


图4 改进的指数 (a) 高值年 (1994、1997、2006年) 和 (b) 低值年 (1980、1989、1996年) 夏季 1000 hPa 风场距平合成
Fig. 4 Composites of 1000-hPa wind anomalies (units: m s^{-1}) in summer in the (a) high-value years (1994, 1997, 2006) and (b) low-value years (1980, 1989, 1996) of the improved index

风场呈现东北向的距平且自印度洋越过中南半岛的水汽输送为负距平。越赤道气流较强也是最优风投影分量较强年份风场的一个特征。值得注意的是, 改进的指数高值年往往也是南亚高压建立偏早的年

份(王黎娟等, 2013)。从图5的距平场中可以清晰地看出, 改进的指数高值年的夏季南亚高压较低值年偏弱, 南亚高压脊线附近高值年距平场有向北的升度而低值年有向南的升度, 即南亚高压脊线位

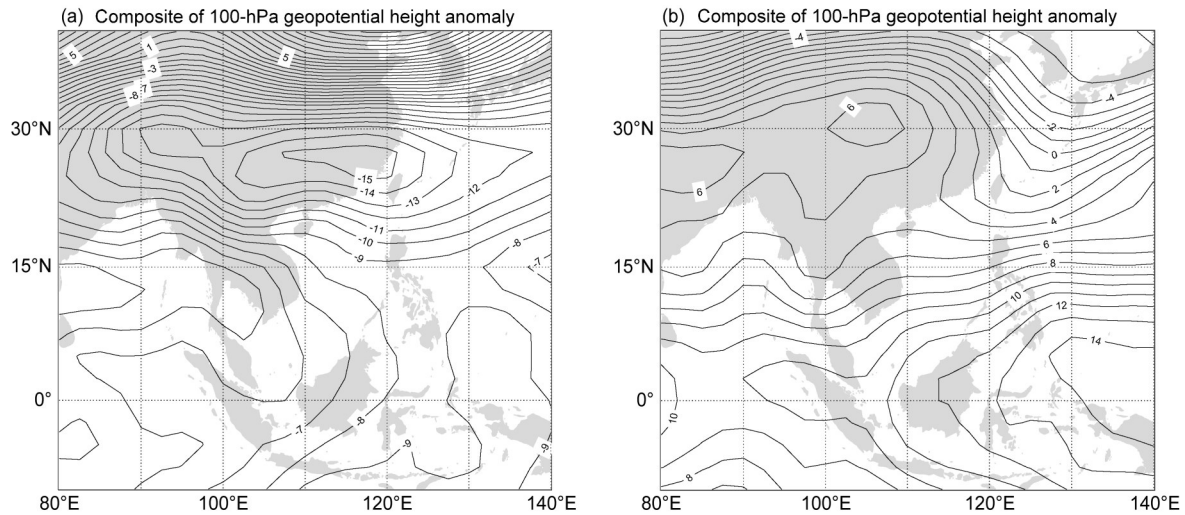


图5 改进的指数 (a) 高值年和 (b) 低值年夏季 100 hPa 位势高度距平合成 (单位: gpm)

Fig. 5 Composites of 100-hPa geopotential height anomalies (units: gpm) in summer in the (a) high-value years (1994, 1997, 2006) and (b) low-value years (1980, 1989, 1996) of the new index

置低值年较高值年偏南。已有研究表明, 南亚高压建立偏早年份里的 4~5 月间, 在关键区 ($7.5^{\circ}\sim 20^{\circ}\text{N}$, $107.5^{\circ}\sim 120^{\circ}\text{E}$) 距平风场就已表现出偏东风特征, 与偏晚年关键区距平风场偏西风相反 (王黎娟和郭帅宏, 2012), 这种偏东风与偏西风的差异与夏季风场的偏向一致。

改进的指数较旧指数的改进可能存在一些内在机理等待被发觉和研究, 下面将只是探讨性地提出一种可能的原因。注意到改进的指数实际上是在 1000 hPa 高度上中国南海地区夏季风自正北方向逆时针旋转 11.3° 的方向上的投影, 然而在夏季, 40°N 向南则盛行南风或西南风 (Ding, 1994), 因此西偏北方向上的风投影并不直接反应风速率的强弱。但值得注意的是, 这个方向恰与华南及中南半岛海岸线的走向垂直, 且偏向青藏高原方向, 在已有的工作中发现, 南亚高压与南海夏季风强度有显著的关系 (郭帅宏等, 2014)。在这个方向上的低层风投影量强盛, 也许直接表征出该年海陆间热力差异明显, 在热力差异明显的年份, 水汽将更多的输送到华南地区, 且热力差异对饱含水汽的气团本身的相变提供条件, 从而造成了华南降水偏多, 反之亦然。

表 1 给出了改进的指数与其他季风指数的对比, 各指数均经过标准化处理, 因此其大小可能与原始值有所差别 (何金海等, 2001)。

从表 1 中可以看出, 改进的指数在正负情况上

与另三种指数基本一致。当另三种指数共同指出一个强年或弱年时, 改进的指数也能反应当年的季风强度, 例如 1985、1994 年这样公认的季风强度强年和 1980 这样的季风强度弱年。而当另三种指数所表示的季风强弱不一致时 (例如 1984、1988、1992、1993 年), 对应到图 3, 可以看出, 改进的指数的正负与华南降水异常的正负具有很好的一致性, 但也有个别例外 (例如 1986 年)。可见, 改进的指数对于季风的强弱年判定具有一定参考价值, 而仅从南海季风强度与华南降水异常的定量关系上看, 改进的指数的参考价值较其他三种指数更明确。当然, 南海季风的影响十分广泛, 不仅限于华南降水, 所以在考虑季风强度时, 还是应该综合考虑各个指数的数值, 根据实际情况适当选择。

3.2 最优风投影分量全年逐月平均值与华南地区降水量回归分析的结果与讨论

为了更好地反应最优风投影分量与华南降水的定量关系, 我们将最优风投影分量分不同区间统计了月降水异常的标准差, 发现两者有很好的线性相关关系, 结果如图 6 所示。具体计算方法是, 将最优风投影分量逐月平均值均匀划分成不同子区间, 其对应的华南地区逐月降水量标准差在不同子区间上的柱状图, 以及最优风投影分量逐月平均值与华南地区逐月降水量标准差的线性回归线, 线性回归结果通过 95% 的信度水平检验。

在图 6 反应的最优风投影分量逐月平均值与华

表1 改进的指数与施能等(1996)、孙秀荣和陈隆勋(2000)、张秀芝等(2002)指数的比较

Table 1 The comparison between improved index and other indices defined by Shi et al. (1996), Sun and Chen (2000), Zhang et al. (2002)

年份	改进的指数	其他指数		
		施能等(1996)	孙秀荣和陈隆勋(2000)	张秀芝等(2002)
1979	-0.391	-0.64	0.41	0.30
1980	-1.15	-1.93	-2.05	-0.73
1981	0.10	1.50	0.54	0.26
1982	0.37	0.00	-1.15	0.85
1983	-0.6	-0.45	-1.00	-1.16
1984	0.04	0.38	-0.27	-0.16
1985	1.01	1.08	0.44	1.21
1986	-0.86	-1.85	-0.15	0.60
1987	-0.11	-0.17	-1.58	-0.73
1988	-0.62	1.97	0.12	-2.09
1989	-1.8	1.32	-1.44	-0.98
1990	0.16	1.32	0.76	0.87
1991	-0.28	-1.01	-0.82	0.27
1992	-1.01	0.63	-0.46	-0.55
1993	1.18	1.19	-1.92	-0.68
1994	2.03	1.47	0.6	1.41
1995	0.37	1.04	-0.6	-1.69
1996	-1.26		-0.52	-0.89
1997	1.64		0.27	0.48
1998	-0.35		-0.83	-2.49
1999	1.41		-1.29	0.39

南地区逐月降水量标准差的线性回归关系基础上,采用广义线性相关拟合模型对两者的关系进行分析,并且对华南逐月降水的概率密度采用正态分布和Gamma分布两种模型。图7为最优风投影分量逐月平均值与华南地区逐月降水量的回归分析的结果,采用的是上文介绍的最大似然法。华南地区逐月降水量随最优风投影分量的增长呈指数增长;阈值线对应的是偏离数学期望值两个标准差的情况(图7a)。图7b为Gamma分布模型的回归结果,从低阈值(黑色)到期望值(红色)的Gamma分布概率密度函数积分和从期望值(红色)到高阈值(蓝色)的Gamma分布概率密度函数积分都等于0.475。所以华南地区逐月降水量出现再低阈值到高阈值间的信度水平也为95%。出现在高地阈值线之外的数据点可以视为出现了极端(出现概率低于5%)的月降水情况。

由图7可以看出,两种回归模型中,最大似然

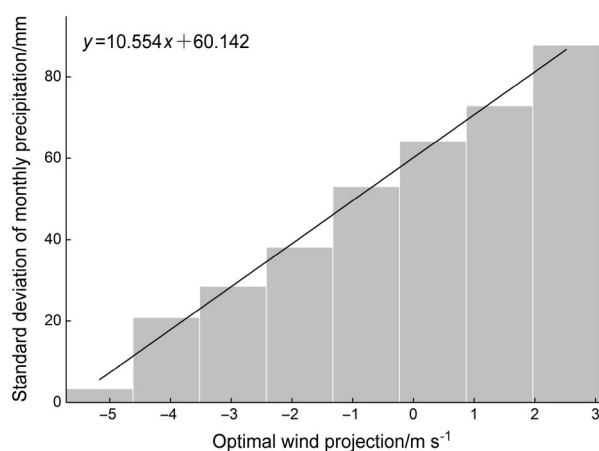


图6 最优风投影分量所分各子区间对应华南地区逐月降水量样本标准差(单位: mm)及降水量标准差与子区间中值的线性回归线
Fig. 6 Standard deviation (units: mm) of each sample of monthly rainfall in SC divided by the difference of the optimal wind projection components and the linear regression line between the standard deviation of precipitation and the middle values of the wind projection component in each interval

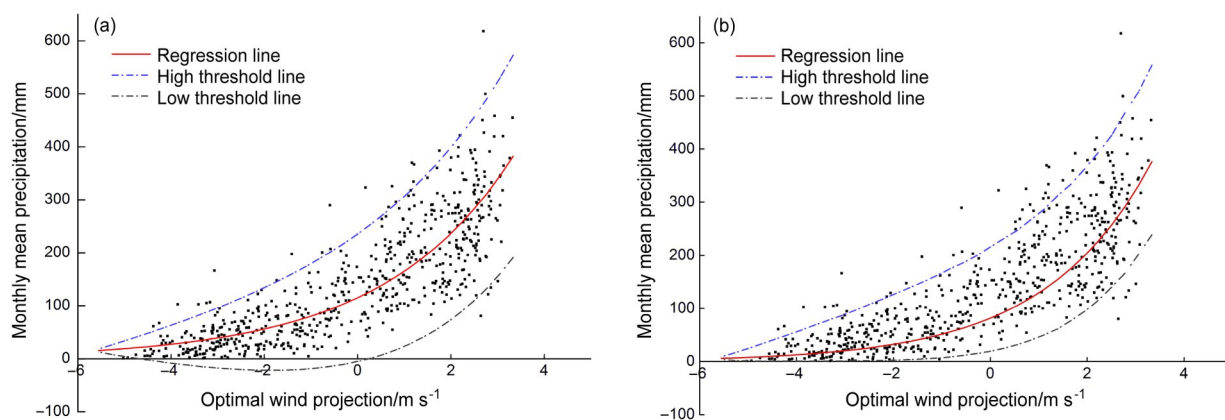


图7 南海最优风投影分量全年逐月均值与华南地区全年逐月降水量的回归分析: (a) 正态分布模型; (b) Gamma分布模型。红色实线为华南地区逐月降水量数学期望值与南海逐月最优风投影分量的回归曲线, 虚线为降水偏离数学期望值的高低两条阈值线

Fig. 7 Regression analysis of the monthly mean of the optimal wind projection in SCS and monthly precipitation in SC: (a) Normal distribution model; (b) Gamma distribution model. The red solid line is the regression curve between the mathematical expectation of monthly precipitation in SC and the projections component of monthly optimal wind in SCS, and the dotted lines indicate the high-low threshold lines of precipitation deviation from the mathematical expectation

值曲线的参数 β_1 都不是一个接近于零的值, 这使得在 v 的值域 $[-5.7, 3.1]$ 内, $\beta_1 v$ 不能迅速接近零。也就是说 $\exp(\beta_1 v_i + \beta_0)$ 并不能用线性的 $\beta_1 e^{\beta_0} v_i + e^{\beta_0}$ 来很好的近似, 这反映出华南地区逐月降水量随最优风投影分量逐月平均值的变化呈现出明显的非线性特征。而从图7a、b中各自两条阈值曲线的情况看出, 两条阈值曲线都能包括大多数的散点, 即能很好包括华南地区逐月降水量在不同最优风投影分量逐月平均值的条件下出现的情况。但图7a中两条阈值曲线的收束性明显差于图7b中的两条阈值曲线, 且图7a中低值阈值线甚至出现了负值的情况, 这是由于正态分布模型对于降水资料是一种近似。逐月降水资料本身就具有一定偏度的, 而季节平均降水资料的偏度则要小许多(张静等, 2013)。而就计算的复杂度讨论, 尽管Gamma分布模型能更好地收束南海地区逐月降水量与不同最优风投影分量逐月平均值的关系, 但两条阈值线需要通过数值计算, 在“高低阈值对应的概率密度函数相等, 且以其为上下界的概率密度定积分等于置信度”的条件下求得, 不像正态分布模型, 只需在对应数学期望值基础上加减标准差即可。因此, 如果在模型近似程度允许的范围内, 建议优先选取正态分布模型; 而在近似要求较高的情况下, 建议选取Gamma分布模型。

事实上, 关于降水概率密度符合的偏态分布函数还有很多可行的假设, 这里不能穷尽。即使是对

降水概率分布近似度较正态分布假设要高的Gamma分布假设也会带来系统性问题, 从图7b中可以看出, 散落在高阈值线上方的点多于散落在低阈值线下方的点, 这可能是由于Gamma分布函数在长尾段和近零段对于降水概率密度的模拟能力不对称造成的, 这种不足可以通过更换或调整概率分布函数模型加以修正。本文旨在引入模型以揭示华南逐月降水总量与最优风投影分量的非线性关系。华南逐月降水总量的影响因子还有很多, 未来也会有更多的统计手段被加以运用, 希望对于降水这一最基本的天气现象可以有更精确、更实用的描述。

4 总结与讨论

本研究在Lu and Chan (1999)工作的基础上, 去除风在正北方向上作投影的约束条件, 并最终得出结论, 夏季中国南海地区1000 hPa层中实际风在自正北方向逆时针旋转 11.3° 的方向上的投影与华南地区夏季降水总量的年际相关性较原指数得到优化。本研究中发现, 在这一方向上的风投影强度与华南逐月降水标准差之间具有很好的线性关系。在此基础上, 利用广义线性回归模型, 研究了最优风投影分量的月平均值与华南逐月降水总量的非线性关系。这一关系不仅包含非线性变化的拟合曲线, 还包含其两侧的置信区间阈值线。本文中旨在以广义线性回归模型和正态、Gamma两类降水分布假设条件, 对南海季风强度与华南降水的关系进行定

量研究, 该定量关系比简单的两者线性相关关系更接近实际观测情况。从概率模型中不仅能分析出两者各自的异常, 还能监测到两者相互关系异常的现象。被排除在阈值线外的月份, 可被清楚地标记为两者关系异常的月份, 从而有助于对南海季风与华南降水之间的关系做更深入的研究。

值得注意的是, 本文的着眼点是对原有指数 (Lu and Chan, 1999) 的验证和改进, 原工作是对季风年际变化与降水关系这一气候问题进行的论述, 因此本文也是立足于年际变化这一点。但本文也试图从月异常的角度揭示两者的定量关系, 研究发现从月异常的角度看, 两者的线性相关性较低, 仅为 0.451, 这是由于两方面因素造成的, 一方面是样本数量的扩大, 另一方面是由于降水偏态分布的特征使得简单的线性并不能很好地反应两者的关系, 因此本文 2.2 节中采用了广义线性回归来建立两者的定量关系。而对于能反映季风的间断与活跃的候异常尺度, 对两者直接求线性相关, 其值仅为 0.213, 其原因可能有三点, 其中两点与月异常的情况相同, 还有一方面是夏季降水严重受到台风、局地强对流等中小尺度系统的影响, 尽管可以通过滤波方式从风场中提取出只与季风有关的指数, 但在分析降水时, 如果剔除华南受台风影响的日数, 则使得数据在时间上不连续, 其对应风场的滤波重构脱离实际物理意义。即从降水场中剔除台风影响日数和从风场中滤去非季风信号两者不能兼得。综合考虑, 本文所得到的定量结论仅满足于年际和月异常尺度。

本文在验证和改进 Lu and Chan (1999) 原有指数的过程中发现了该指数在 20 世纪 70 年代前后与华南降水相关性由弱转强的现象。本文如实的呈现了这一现象, 但并不能对这一现象给出明确的解释。关于这一现象的成因, 有以下三种猜测: 华南降水资料尽管在 1960 年无缺测站点数增多, 但数据的均质性在 1978 年前后是否具有一定差异; NCEP/NCAR 再分析资料在 1979 年是否因为观测手段或动力框架的更新使得还原中国南海风场的能力增强; 全球气候变化是否导致了南海季风与华南降水相关性的增强。但这都仅仅是猜测, 最终的原因可能是其中一个或几个、或其他一些尚未被考虑到因素所综合导致的, 对此还需进一步的研究。

参考文献 (References)

- Choi S C, Wette R. 1969. Maximum likelihood estimation of the parameters of the Gamma distribution and their bias [J]. *Technometrics*, 11(4): 683–690.
- Ding Y H. 1994. The summer monsoon in East Asia [M]// *Monsoons over China*. Dordrecht: Springer, 1–90.
- 房一禾, 赵春雨, 王颖. 等. 2016. 新、旧气候态的差异及对东北地区气候业务的影响 [J]. *气候变化研究进展*, 12(3): 193–201.
- Fang Yihe, Zhao Chunyu, Wang Ying, et al. 2016. Differences between new and old climate patterns and their impacts on climate business in Northeast China [J]. *Climate Change Research (in Chinese)*, 12(3): 193–201. doi:10.12006/j.issn.1673-1719.2015.160
- 高辉, 何金海, 徐海明. 2001. 关于确定南海夏季风建立日期的讨论 [C]// *南海夏季风建立日期的确定与季风指数*. 北京: 气象出版社, 1–41.
- Gao Hui, He Jinhai, Xu Haiming. 2001. Discussion on determining the establishment date of the South China Sea summer monsoon [C]// *Determination of the Establishment Date of the South China Sea Summer Monsoon and Monsoon Index (in Chinese)*. Beijing: China Meteorological Press, 1–41.
- Gjedrem T, Olesen I. 2005. Basic statistical parameters [M]// *Selection and Breeding Programs in Aquaculture*. Dordrecht: Springer, 45–7.
- 郭帅宏, 王黎娟, 王苗. 2014. 南亚高压建立早晚与亚洲热带夏季风及中国中东部夏季降水的关系 [J]. *热带气象学报*, 30(1): 129–136.
- Guo Shuaihong, Wang Lijuan, Wang Miao. 2014. The relationship between the early and late establishment of the South Asia high and the tropical summer monsoon in Asia and the summer rainfall in central and eastern China [J]. *Journal of Tropical Meteorology (in Chinese)*, 30(1): 129–136. doi:10.3969/j.issn.1004-4965.2014.01.014
- 何金海, 丁一汇, 高辉, 等. 2001. 南海夏季风建立日期的确定与季风指数 [M]. 气象出版社: 118–123.
- He Jinhai, Ding Yihui, Gao Hui, et al. 2001. Determination of the Establishment Date of the South China Sea Summer Monsoon and Monsoon Index (in Chinese) [M]. Beijing: China Meteorological Press, 118–123.
- 何金海, 徐海明, 周兵, 等. 2005. 关于南海夏季风建立的大尺度特征及其机制的讨论 [J]. *气候与环境研究*, 5(4): 333–344.
- He Jinhai, Xu Haiming, Zhou Bing, et al. 2005. Discussion on the large-scale characteristics and mechanism of the establishment of the South China Sea summer monsoon [J]. *Climatic and Environmental Research (in Chinese)*, 5(4): 333–344. doi:10.3878/j.issn.1006-9585.2000.04.01
- Lu E, Chan J C L. 1999. A unified monsoon index for South China [J]. *Journal of Climate*, 12(8): 2375–2385.
- Myers R H, Montgomery D C, Vining G G, et al. 2012. Generalized Linear Models: With Applications in Engineering and the Sciences [M]. Hoboken: John Wiley & Sons, 11–13.
- 施能, 朱乾根, 吴彬贵. 1996. 近 40 年东亚夏季风及我国夏季大尺度天气气候异常 [J]. *大气科学*, 20(5): 575–583.
- Shi Neng, Zhu qiangen, Wu binggui. 1996. East Asian summer monsoon in recent 40 years and large-scale weather and climate anomalies in summer

- in China [J]. Chinese Journal of Atmospheric Sciences (in Chinese), 20(5): 575–583. doi:10.3878/j.issn.1006-9895.1996.05.08
- 孙秀荣, 陈隆勋. 2000. 东亚海陆热力差指数与中国夏季降水的关系 [J]. 南京气象学院学报, 23(3): 378–384. Sun Xiurong, Chen Longxun. 2000. The relationship between the sea land thermal difference index of East Asia and summer precipitation in China [J]. Transactions of Atmospheric Sciences (in Chinese), 23(3): 378–384. doi:10.13878/j.cnki.dqkxxb.2000.03.010
- Stacy E W, Mihram G A. 1965. Parameter estimation for a generalized Gamma distribution [J]. Technometrics, 7(3): 349–358.
- Thom H C S. 1958. A note on the Gamma distribution [J]. Monthly Weather Review, 86(4): 117–122.
- 田红, 郭品文, 陆维松. 2004. 中国夏季降水的水汽通道特征及其影响因子分析 [J]. 热带气象学报, 20(4): 401–408. Tian Hong, Guo Pinwen, Lu Weisong. 2004. Characteristics of water vapor channel of summer precipitation in China and analysis of its influencing factors [J]. Journal of Tropical Meteorology (in Chinese), 20(4): 401–408. doi:10.16032/j.issn.1004-4965.2004.04.008
- Villarini G, Smith J A, Vecchi G A. 2013. Changing frequency of heavy rainfall over the central United States [J]. Journal of Climate, 26(1): 351–357. doi: 10.1175/JCLI-D-12-00043.1
- Von Mises R. 1964. Mathematical Theory of Probability and Statistics [M]. New York: Academic Press, 276–289.
- 王黎娟, 郭帅宏. 2012. 4~5月南亚高压在中南半岛上空建立的年际变化特征及其与亚洲南部夏季风的关系 [J]. 大气科学学报, 35(1): 10–23. Wang Lijuan, Guo Shuaihong. 2012. Interannual variation characteristics of South Asia high over Indochina Peninsula during April to May of 2012 and its relationship with South Asia summer monsoon [J]. Transactions of Atmospheric Sciences (in Chinese), 35(1): 10–23. doi:10.13878/j.cnki.dqkxxb.2012.01.010
- 王黎娟, 郭帅宏, 何金海, 等. 2013. 4~5月南亚高压建立早晚年份环流差异及其可能成因 [J]. 大气科学, 37(6): 1165–1178. Wang Lijuan, Guo Shuaihong, He Jinhai, et al. The circulation difference and its possible causes in the early and late years of the establishment of South Asia high from April to May of 2013 [J]. Chinese Journal of Atmospheric Sciences (in Chinese), 37(6): 1165–1178. doi:10.3878/j.issn.1006-9895.2013.12079
- 张静, 倪长健, 袁淑杰. 2013. 季度降水分布函数的对比分析——以宜宾市为例 [J]. 成都信息工程大学学报, 28(1): 29–33. Zhang Jing, Ni Changjian, Yuan Shujie. 2013. Comparative analysis of seasonal precipitation distribution function—Taking Yibin City as an example [J]. Journal of Chengdu University of Information Technology (in Chinese), 28(1): 29–33. doi:10.16836/j.cnki.jcui.2013.01.005
- 张秀芝, 李江龙, 闫俊岳, 等. 2002. 南海夏季风爆发的环流特征及指标研究 [J]. 气候与环境研究, 7(3): 321–331. Zhang Xiuzhi, Li Jianglong, Yan Junyue, et al. 2002. Circulation characteristics and indices of summer monsoon onset in the South China Sea [J]. Climatic and Environmental Research (in Chinese), 7(3): 321–331. doi:10.3878/j.issn.1006-9585.2002.03.05