

林卓宏,梁敏妍,梁军,等. 江门市雷暴多发期气候特征研究[J]. 气象,2012,38(12):1502-1507.

江门市雷暴多发期气候特征研究^{* 1}

林卓宏^{1,2} 梁敏妍² 梁 军¹ 卢子安¹ 黄嘉佑³

1 广东省江门市新会区气象局, 江门 529100
2 江门市气象局, 江门 529030
3 北京大学物理学院大气与海洋科学系, 北京 100871

提 要: 使用江门市 1961—2010 年和广东省其他 20 个地级市 1971—2010 年期间的逐日雷暴日数资料,用频率分析和主因子分析等方法,对江门地区雷暴多发期的气候特征进行了研究。结果表明,江门地区的雷暴气候特征与广东省其他市的相关性高,其雷暴发生的气候规律在广东地区有很强的代表性。江门地区的雷暴多发期为 4—9 月;其中雷暴多发期又分为 4—6 月和 8—9 月的前、后雷暴多发期,7 月为过渡期。前雷暴多发期有先下降然后上升的气候变化趋势,突变年份是 1983 年,与西风带大气环流的 20 世纪 80 年代初的突变对应。在候尺度的突变分析中,发现突变出现在 5 月第 4 候,与很多研究公认的南海夏季风的平均爆发日期一致。

关键词: 雷暴日, 雷暴频率, 雷暴多发期, 突变

A Study on Climatic Characters in High Frequency Period of Thunderstorm in Jiangmen of Guangdong Province

LIN Zhuohong^{1,2} LIANG Minyan² LIANG Jun¹ LU Zi'an¹ HUANG Jiayou³

1 Jiangmen Xinhui District Meteorological Office of Guangdong Province, Jiangmen 529100
2 Jiangmen Meteorological Office, Jiangmen 529030
3 Department of Oceanic and Atmospheric Sciences, School of Physics, Peking University, Beijing 100871

Abstract: The data of daily thunderstorm in Jiangmen City during 1961—2010 and the other twenty cities of Guangdong Province during 1971—2010 are used in the study of the high frequency period of thunderstorm, through the method of frequency analysis and the principal component analysis (PCA). The results show that, the climate characteristics of thunderstorms in Jiangmen City have the high correlation with the other cities of Guangdong Province, and the thunderstorm's climate law is of the very strong representative in Guangdong area. The high frequency period of the thunderstorm is concentrated in the April—September period. Furthermore, it can be divided into the early phase (April—June period) and the later phase (August—September period), and July is a transition period. The climate change trend of the early phase high frequency thunderstorm is dropping first and then rising, with the abrupt change year being 1983. It is corresponding to the abrupt change of the atmospheric circulation in the westerly zone at the beginning of 1980s. Analysis of pentad-scale reveals that the abrupt change occurs at the fourth pentad in May, just the South China Sea summer wind outbreak period.

Key words: thunderstorm day, thunderstorm frequency, high frequency period of thunderstorm, abrupt change

^{*} 广东省江门市气象局课题资金(2011001)资助
2011 年 10 月 30 日收稿; 2012 年 6 月 1 日收修定稿
第一作者: 林卓宏,主要从事雷电科技研究、防雷工程管理、气象科技服务等. Email:linzhuohong@139.com

引 言

雷暴是伴有雷击和闪电的对流天气现象,一般伴有阵雨,有时还会出现局部的大风、冰雹等强对流天气。江门市属亚热带地区,天气复杂多变,雷暴等气象灾害频发,给经济发展、交通运输安全和人们的身体健康造成严重威胁。近年来,随着城市建设发展,雷暴的气候变化规律越来越受到大的关注^[1-4],加强对雷暴发生规律的研究,对防雷减灾、雷电预警预报都具有重要意义。

在一般雷暴气候特征的研究中,对雷暴日数的气候变化趋势规律研究较多^[5-9]。实际上,雷暴伴随的降水常常是由强烈对流引起的,它可以反映大范围大气的垂直结构、降水云的热力和动力结构^[10-18],通过对雷暴发生频率的研究可以探寻大尺度环流系统的变化。本文针对江门市雷暴气候特征的研究,从雷暴发生的频率角度,试图揭示副热带地区的大尺度环流变化,例如南海夏季风爆发时间等问题。

2 资料及方法

本文使用广东省江门市 6 个国家气象观测站 1961—2010 年的逐日雷暴发生日数、降水量资料和其他 20 个地级市 80 个国家气象观测站 1971—2010 年的逐日雷暴发生日数资料。

江门市有新会、鹤山、开平、恩平、台山和上川等 6 个国家气象观测站,上川为海岛观测站,与陆地的雷暴发生规律不十分相似,没有选取。因此,我们仅选取江门大陆地区的 5 个测站进行研究。为了了解地区的雷暴发生规律,我们取 1971—2010 年 4—9 月雷暴发生日数资料,进行主因子分析^[20]。表 1 给出 5 个测站雷暴日数公共因子方差贡献及因子荷载分布。

从表 1 看见,5 个测站雷暴日数的第 1 公共因

子方差贡献高达 87%,3 个公共因子方差贡献高达 97%,说明它们雷暴日数序列有很强的相似性。以第 1 因子荷载为横坐标,第 2 因子荷载为纵坐标,做 5 个测站因子荷载散布图(见图 1),图中圆圈大小为第 3 因子荷载值。

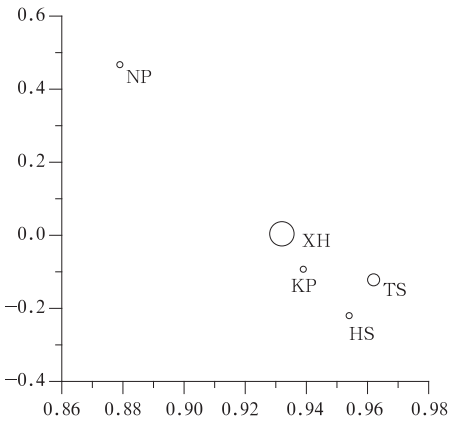


图 1 江门地区测站雷暴日数因子荷载散布图
Fig. 1 The station scatter diagram of factor loading in the number of thunderstorm days in the Jiangmen area

从图 1 可见,在江门地区雷暴日数 3 个公共因子中,新会站的雷暴日数序列有最强的代表性。因此我们选取新会站作为代表站。由实际计算表明,新会站 1971—2010 年 4—9 月的逐日雷暴发生总日数与鹤山、开平、恩平、台山的雷暴发生总日数序列之间相关系数分别为 0.85、0.81、0.79 和 0.90,它们之间存在密切相关(均超过 0.05 显著性水平检验)。说明新会站能够代表江门地区,特别是陆地地区的雷暴气候变化特征。

为了进一步说明江门地区雷暴气候规律的代表性,结合各测站的建站时间,保证资料的完整性,我们应用 1971—2010 年 4—9 月广东省其他 20 个地级市共 80 个国家气象观测站的逐月的雷暴发生日数资料,分别计算它们与新会站雷暴序列之间的相关系数,结果表明其相关系数均在 0.44 以上,它们之间存在密切相关(均超过 0.05 显著性水平检验)。它们的相关均为正相关,平均相关系数为 0.69;还可以分不同地区计算各区的平均相关系数,表 2 列出新会站与广东省 21 个地区雷暴序列平均相关系数的数值。

从表 2 看见,新会的雷暴序列与广东省 62%地区的平均相关系数超过 0.70,可见江门地区雷暴发生气候规律在广东省有很强的代表性。研究江门地区的雷暴发生规律是有意义的。而江门地区的新会站,其雷暴日数气候变化规律可以代表江门地区。

| 表 1 5 个测站雷暴日数方差贡献及因子荷载分布 Table 1 The variance contributions and factor loading distributions of the number of thunderstorm days in the Jiangmen area | | | | |
|---|--------|--------|--------|------|
| | 第 1 因子 | 第 2 因子 | 第 3 因子 | 累积贡献 |
| 方差贡献 | 0.87 | 0.06 | 0.04 | 0.97 |
| 新会(XH) | 0.93 | 0.00 | 0.32 | |
| 鹤山(HS) | 0.95 | -0.22 | -0.83 | |
| 开平(KP) | 0.94 | -0.09 | -0.28 | |
| 恩平(NP) | 0.88 | 0.47 | -0.07 | |
| 台山(TS) | 0.96 | -0.12 | 0.11 | |

表 2 新会站与广东省各地区雷暴序列相关情况
Table 2 The correlation coefficients between
Xinhui and the other cities in Guangdong Province
in the series of the number of thunderstorm days

| 地区 | 站数 | 平均相关系数 |
|----|----|--------|
| 江门 | 5 | 0.87 |
| 广州 | 5 | 0.73 |
| 深圳 | 1 | 0.87 |
| 珠海 | 2 | 0.80 |
| 汕头 | 4 | 0.66 |
| 佛山 | 3 | 0.76 |
| 韶关 | 8 | 0.62 |
| 河源 | 5 | 0.67 |
| 梅州 | 7 | 0.66 |
| 惠州 | 4 | 0.69 |
| 汕尾 | 3 | 0.70 |
| 东莞 | 1 | 0.80 |
| 中山 | 1 | 0.86 |
| 阳江 | 2 | 0.71 |
| 湛江 | 6 | 0.64 |
| 茂名 | 5 | 0.64 |
| 肇庆 | 6 | 0.70 |
| 清远 | 7 | 0.62 |
| 潮州 | 2 | 0.73 |
| 揭阳 | 4 | 0.71 |
| 云浮 | 4 | 0.69 |

因此取此站的雷暴日数序列(1961—2010 年逐日雷暴发生数),作为代表序列进行研究。

为克服因为各月份的日数不同而影响在不同月份的雷暴日数的可比性,本文提出使用雷暴频率,其定义如下:

$$f = m/n \tag{1}$$

式中, m 为 t 年的月(候)雷暴日, n 为月(候)的日数, f 为月(候)雷暴频率。当样本容量足够大时,频率可以作为气候概率的很好估计。在研究对象(候、旬、月、季、年)尺度中,以雷暴出现日数除以研究对象的总日数,可以得到雷暴发生的频率(以下简称为雷暴频率)。用它能够在不同尺度雷暴事件中进行比较研究。

例如,研究对象为月尺度时,其雷暴频率是该月雷暴出现日数除以该月的总日数;如果研究该月多年的雷暴频率,则是用该月多年雷暴出现总日数除以该月的多年总日数。

对雷暴日的年际变化长时间趋势序列分析,研究常常使用直线趋势法,但是序列不同时期往往有不同的直线变化趋势,为了诊断不同时期直线变化趋势的突变点,本文使用双相回归分析找序列的突变点^[19]。对时间序列 $T_i(i=1, \cdots, n)$, 其双相回归模型可以表示为

$$T_i = \begin{cases} a_0 + b_0 i + e_i & i = 1, \cdots, c \\ a_1 + b_1 i + e_i & i = c + 1, \cdots, n \end{cases} \tag{2}$$

式中 e_i 为误差。设它是独立的且遵从平均值为 0 的正态分布。上式中的第一式表示突变点 c 以前的时段的拟合直线,它反映该时段的线性趋势;第二式则反映后一时段的线性趋势。需要求 c 的最大或然估计值,其最大或然函数为

$$T_i = a_0 + b_0 i + b(i - c) \text{IND}c(i) + e_i$$

其中

$$b = b_1 - b_0$$
$$\text{IND}c(i) = \begin{cases} 0 & i \leq c \\ 1 & i > c \end{cases} \tag{3}$$

对固定的 c 值上式为标准二元线性回归模型,其因子为 i 和 $(i - c) \text{IND}c(i)$ 。用最小二乘法容易求出回归系数 a_0, b_0 和 b 。根据式(3)可求出另一时段斜率 b_1 。对上述雷暴序列试验计算出各突变点的回归方程,并求出各方程的残差平方和,然后根据残差平方和最小来定出最大的突变点。对这一突变趋势是否显著还可以作检验。其统计量为

$$U = \frac{(S_0 - S)/3}{S/(N - 4)} \tag{4}$$

它遵从分子自由度为 3,分母自由度为 $N - 4$ 的 F 分布。式中 S_0 为使用样本所有资料的直线回归方程的残差平方和,即式(4)中 $c = N$ 时的方程的残差平方和。 S 为对应突变点的残差平方和。

对于检验两段相邻时期的雷暴频率状态,本文使用一个序列两段相邻时期平均值差异性检验。即使用如下统计量^[20]

$$T = \frac{\bar{x} - \bar{y}}{s \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \tag{5}$$

其中

$$s = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n_1} (x_i - \bar{x})^2 + \sum_{i=1}^{n_2} (y_i - \bar{y})^2}{n_1 + n_2 - 2}}$$

式中, x 和 y 分别为序列两段相邻时期的分序列, n_1 和 n_2 分别为序列两段相邻时期的样本容量, \bar{x} 和 \bar{y} 为两段分序列的平均值。该统计量遵从自由度为 $n_1 + n_2 - 2$ 的 t 分布。它可以类似上述双相回归分析找序列的突变点,以诊断两段相邻时期的雷暴频率平均状态是否有最大显著差异,即序列的突变点。

3 雷暴频率气候变化特征

3.1 月尺度雷暴频率气候变化特征

由 1961—2010 年期间的逐日雷暴发生日数,统

计逐年各月份雷暴发生日数,并计算 50 年各月份雷暴发生总频数、频率(见表 3)。

表 3 雷暴发生总频数、频率月际变化

Table 3 The monthly variations of the number and frequency of thunderstorm days during 1961—2010

| 月份 | 总频数 | 频率/% | 频率增长量/% |
|----|-----|------|---------|
| 1 | 4 | 0.3 | 0.0 |
| 2 | 47 | 3.4 | 3.1 |
| 3 | 129 | 8.3 | 4.9 |
| 4 | 328 | 21.9 | 13.6 |
| 5 | 554 | 35.7 | 13.8 |
| 6 | 729 | 48.6 | 12.9 |
| 7 | 681 | 43.9 | -4.7 |
| 8 | 778 | 50.2 | 6.3 |
| 9 | 495 | 33.0 | -17.2 |
| 10 | 103 | 6.6 | -26.4 |
| 11 | 12 | 0.8 | -5.8 |
| 12 | 4 | 0.3 | -0.5 |

从表 3 可以看出,江门市的雷暴频率分布呈双峰型,较大频率分别出现在 6 和 8 月,雷暴频率在 50%左右,分别与华南地区的两个汛期对应。从全年各月看,4 月开始雷暴发生频率明显增大,超过 20%,雷暴频率较大状态一直持续到 9 月。其中从 3—4 月,频率增长量超过 10%,进入雷暴多发期;5—6 月是雷暴高发月份,与南海夏季风爆发时期(南海夏季风平均爆发日期为 5 月^[21])对应;10 月雷暴频率低于 20%,且呈明显下降趋势,相比 9 月的频率下降 26.4%。因此我们把 4—9 月的期间称为雷暴多发时期。另外,从表 1 还可以看出,在 4—9 月的雷暴多发期中,7 月的雷暴频率比 6 和 8 月要小,从而形成频率分布的双峰型;因此,把 4—6 月称为前雷暴多发期,把 8—9 月称为后雷暴多发期,把 7 月称为过渡期。

为了确定前、后雷暴多发期中哪个月份雷暴频率有代表性,我们使用因子分析方法分别对 4—6 月和 8—9 月的雷暴频率矩阵(由 50 年对应月份雷暴频率组成)作主因子分析,得出前、后雷暴多发期主因子参数情况见表 4。

表 4 前、后雷暴多发期主因子分析

Table 4 The principal component analysis on the early and later high frequency period of the thunderstorm

| | 4—6 月 | | | 8—9 月 | |
|-----------|-------|------|------|-------|------|
| 主因子累积方差贡献 | 0.48 | 0.77 | 1.00 | 0.68 | 1.00 |
| 相关系数 | 0.58 | 0.72 | 0.75 | 0.83 | 0.83 |

从表 4 中 4—6 月雷暴频率矩阵的 3 个主因子累积方差贡献可以看出,前雷暴多发期中,第一主因子解释方差接近 50%,是 4—6 月的雷暴频率的主要气

候变化特征;第一主因子与 6 月的雷暴频率序列的相关最高,其相关系数为 0.75;说明 6 月雷暴频率可以代表前雷暴多发期。类似对 8—9 月的后雷暴多发期的雷暴频率矩阵做主因子分析,第一主因子解释方差达到 68%,与 8 月雷暴频率的相关系数为 0.83,可见 8 月雷暴频率也可以代表后雷暴多发期。计算 6 和 8 月雷暴频率序列与雷暴多发时期的其他月份的雷暴序列相关系数,发现 6 月雷暴与 4 和 5 月有较大的正相关,其中与 5 月的正相关通过 0.05 显著性水平检验,与 7、8 和 9 月相关很小。8 月雷暴与 9 月有显著正相关(通过 0.05 显著性水平检验)。6 和 8 月雷暴发生与 7 月的相关都很小,而且是负相关。说明江门地区雷暴多发时期中存在两个不同的多发期:前一雷暴多发期是 4—6 月,反映这期间是西风带的锋面降水出现的雷暴;后一雷暴多发期是 8—9 月,反映这期间是热带东风波的热带气旋出现的雷暴。这两个时期降水和雷暴气候特征不同,它们之间的 7 月是过渡期。这方面与李丽平等^[21]的研究结论一致:华南汛期主要集中在 4—9 月,其中 4—6 月为前汛期,主要表现为锋面降水;7—9 月为后汛期,主要以台风降水为主。但是,把 7 月定义为前汛期和后汛期的过渡期,是本文的一个新发现。

在前雷暴多发期中,从代表月份的多年 6 月雷暴频率年际变化(图 2)可以看出:对 1961—2010 年的雷暴频率序列进行线性趋势分析,拟合直线的斜率为 0.0003,几乎为 0,表明从长期变化角度来看,没有趋势变化(见图 2 细直线);但是,从频率曲线年际变化看,1961—1983 年期间有下降趋势,而 1983—2010 年期间有上升趋势。

为了诊断 6 月的雷暴发生频率线性趋势的突变点,我们使用双相回归方法诊断。选取 1968—2001 年的 34 个年份为试验的突变点,用式(4)计算各试验年份的 U 值, U 值随试验年分布呈单峰型,最大值出现在 1983 年(图略),结果发现以 1983 年为突变点的回归方程有最小的残差平方和,其 U 值达到所有试验突变点方程的最大值,为 8.2,其通过 0.05 显著性水平检验。图 2 中显示 1961—1983 年期间的直线趋势(见图 2 中粗虚线),其下降趋势通过 0.05 的显著性水平检验,而 1983—2010 年期间有显著上升趋势。1983 年的突变,与西风带大气环流的 20 世纪 80 年代初的突变对应^[22-24],进一步说明前雷暴期的降水是西风带降水性质。

8 月的雷暴发生频率是后雷暴多发期的代表月份。从多年 8 月雷暴频率年际变化(图 3)可以看到:对 1961—2010 年的雷暴频率序列进行线性趋势

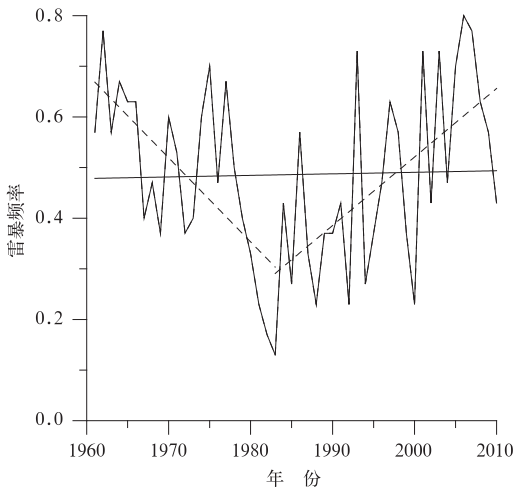


图 2 6 月雷暴发生频率逐年变化

Fig. 2 The interannual variation of June thunderstorm frequency during 1960—2010

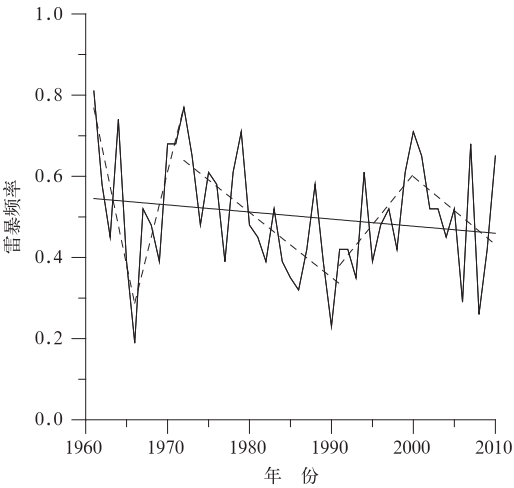


图 3 8 月雷暴发生频率逐年变化

Fig. 3 The interannual variation of August thunderstorm frequency during 1960—2010

分析,拟合直线的斜率为 -0.0017 ,呈下降趋势(见图 3 中直线)。8 月雷暴频率年际变化与 6 月的变化趋势完全不同,可以分为 5 个升降时段:1961—1966 年,下降;1966—1972 年,上升;1972—1990 年,下降;1990—2000 年,上升;2000—2010 年,下降。使用双相回归方法诊断,对 1961—1972 年时段,得到显著的突变点年份为 1966 年,对应 U 值为 4.2;对 1972—2010 年时段,得到显著的突变点年份为 1991 年,对应 U 值为 6.3。图 2 中虚线显示各时段的拟合直线。

3 候尺度雷暴频率气候特征

为了研究雷暴频率的突变期,需要对雷暴气候

特征的研究尺度细化,即研究 4—9 月雷暴多发期的候尺度气候特征。类似计算 1961—2010 年期间 4—9 月 36 候雷暴频率和 50 年总频数和频率,其序列称为候尺度的雷暴气候频率序列。

图 4 给出雷暴气候频率的逐候分布。从图中可以看出,候雷暴频率分布呈双峰状态,有前、后两个雷暴多发期,19—37 候(4 月第 1 候至 7 月第 1 候)为前雷暴多发期,41—54 候(7 月第 5 候至 9 月第 6 候)为后雷暴多发期,38—40 候(7 月第 2 候至 7 月第 4 候)为过渡期。

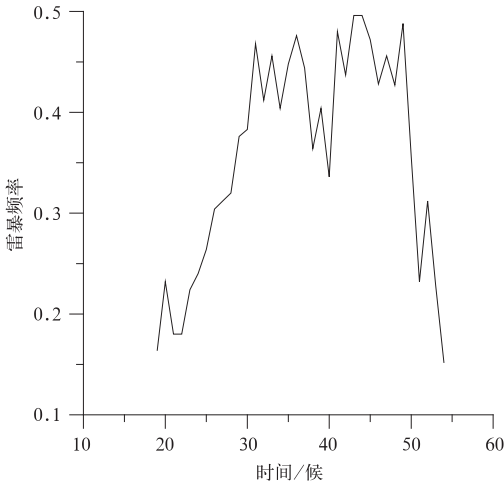


图 4 多年雷暴发生频率的逐候分布

Fig. 4 The pentad distribution of thunderstorm frequency during 1960—2010

选取前雷暴多发期进行雷暴频率状态的突变研究。在 50 年的多年候雷暴频率逐候序列中,依次选取 22—51 候为试验的突变点,利用式(5)分别计算各试验的突变点前后相邻两个时段雷暴频率序列的 T 值(见图 5),发现在 26—29 候均有小的 T 值,它们小于 5.0,其显著性水平均超过 0.05(在自由度为 17 时, T 值绝对值超过 2.1),可以确定为雷暴频率突变的候;其中第 28 候(5 月第 4 候) T 值最小,为 -5.253 ,是各试验点中最小值,可以确定为雷暴频率状态的突变候。计算表明在 19—28 候雷暴频率平均值为 23%,而 29—54 候雷暴频率平均值为 40%,它们有显著差异。值得指出的是,26—29 候(5 月第 2—5 候)也是很多研究结果显示的关于南海夏季风爆发的日期。例如,宋明坤等^[25]认为南海夏季风爆发前后降水的差异,他们文章中的突变是第 27 候,即 5 月第 3 候;林爱兰等^[26]认为,南海夏季风爆发日期(气候平均为 5 月中旬),也正是这段时期。本文确定的雷暴气候频率突变为第 28 候(5 月第 4 候),也是很多研究公认的南海夏季风平均爆发日期^[27]。说明雷暴

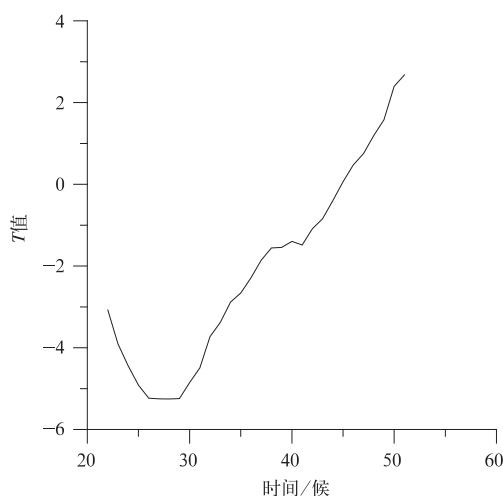


图5 多年雷暴频率的试验
突变点(候)T值逐候变化

Fig. 5 The variation of T value at the test
abrupt change pentad on the climatic
thunderstorm frequency series

频率突然增加,伴随大气强烈的对流活动突然增加是南海夏季风爆发的主要气候特征。

4 结论与讨论

本文使用江门市1961—2010年期间的逐日雷暴日数资料,对江门地区雷暴多发期的气候特征进行研究。研究结果表明:

(1)使用频率分析方法比雷暴日分析能够更好地分析区域的雷暴气候特征,能够确定江门地区的雷暴多发期为4—9月。4—6月为前雷暴多发期,以6月为代表月份。8—9月为后雷暴多发期,以8月为代表。7月为过渡期。

(2)对雷暴多发期的年际长期变化进行分析,发现前雷暴多发期有先下降然后上升的气候变化趋势,突变年份是1983年,与西风带大气环流的80年代初的突变对应,进一步说明前雷暴期的降水是西风带降水性质。后雷暴多发期有5个升降时段的气候变化趋势,突变年分别是1966和1991年。

(3)对雷暴多发期的候尺度气候特征研究表明,在5月第2—5候期间,雷暴频率差异性存在显著变化,其中5月第4候是最显著的突变候,与很多研究公认的南海夏季风的平均爆发日期一致。说明使用雷暴频率时间序列的突变诊断方法,也可以作为南海夏季风爆发日期的确定方法。

参考文献

[1] 欧阳兆云,周冬梅,欧阳小娟,等. 1959—2008年田阳雷暴气

候统计特征[J]. 气象与环境学报, 2010, 26(5): 61-63.

- [2] 靳利梅,史军. 上海地区雷暴气候特征及变化研究[J]. 干旱气象, 2010, 28(1): 54-58.
- [3] 王东. 宿州市近56年雷暴气候特征分析[J]. 安徽农业科学, 2010, 38(26): 14494-1495.
- [4] 宫翠凤,姜中民,周丹,等. 威海市雷暴特征分析[J]. 气象与环境科学, 2010, 33(3): 48-51.
- [5] 林卓宏,梁敏妍,卢炳源. 气象防灾减灾项目可行性评价[J]. 广东气象, 2008, 30(2): 40-42.
- [6] 雷正翠,夏文梅,周霖华,等. 常州雷暴的气候特点及多普勒雷达回波特征[J]. 气象, 2009, 35(12): 118-125.
- [7] 陈翔,彭丽霞,高文亮,等. 洪泽湖地区强雷暴天气气候特征与雷达回波分析[J]. 气象, 2011, 37(9): 1118-1125.
- [8] 胡玲,郭卫东,王振宇,等. 青海高原雷暴气候特征及其变化分析[J]. 气象, 2009, 35(2): 64-70.
- [9] 张霞,王新敏,王全周,等. 郑州雷电发生的环境场特征及潜势预报[J]. 气象, 2010, 36(6): 95-100.
- [10] 宋明坤,李耀东,胡亮. 夏季风爆发前后南海地区降水性质的变化[J]. 热带气象学报, 2010, 26(3): 339-348.
- [11] 王婷婷,王迎春,陈明轩,等. 北京地区干湿雷暴形成机制的对比分析[J]. 气象, 2011, 37(2): 142-155.
- [12] 湛志刚,王婷,汪瑛,等. 广东省后汛期强对流天气潜势预报方法研究[J]. 气象, 2011, 37(8): 936-942.
- [13] 张一平,王新敏,牛淑贞,等. 河南省强对流闪电活动与雷达回波的关系探讨[J]. 气象, 2010, 36(2): 54-61.
- [14] 许爱华,马中元,叶小峰. 江西8种强对流天气形势与云型特征分析[J]. 气象, 2011, 37(10): 1185-1195.
- [15] 何晓红,林志强,罗布坚参,等. 拉萨春季一次雷暴天气过程分析[J]. 气象, 2009, 35(5): 55-61.
- [16] 张俊兰. 南疆柯坪强雷暴天气的分析[J]. 气象, 2011, 37(7): 880-888.
- [17] 刁秀广,赵振东,高慧君,等. 三次下击暴流雷达回波特征分析[J]. 气象, 2011, 37(5): 522-531.
- [18] 陈贵川,湛芸,乔林,等. 重庆“5.6”强风雹天气过程成因分析[J]. 气象, 2011, 37(7): 871-879.
- [19] 黄嘉佑,统计动力分析与预报[M]. 北京:气象出版社, 1993: 243.
- [20] 黄嘉佑,气象统计分析与预报方法[M]. 北京:气象出版社, 2007: 298.
- [21] 李丽平,章开美,王超,等. 近40年华南前汛期极端降水时空演变特征[J]. 气候与环境研究, 2010, 15(4): 446-450.
- [22] 杨素英,王谦谦,孙凤华. 中国东北南部冬季气温异常及其大气环流特征变化[J]. 应用气象学报, 2005, 16(3): 334-344.
- [23] 王晓春. 南亚、东南亚地区大气环流季节突变的多年状况[J]. 大气科学, 1994, 18(5): 303-309.
- [24] 彭加毅,孙照渤,朱伟军. 70年代末大气环流及中国旱涝分布的突变[J]. 南京气象学院学报, 1999, 22(3): 300-304.
- [25] 宋明坤,李耀东,胡亮. 夏季风爆发前后南海地区降水性质的变化[J]. 热带气象学报, 2010, 26(3): 339-348.
- [26] 林爱兰,李春晖,郑彬,等. 南海夏季风爆发与华南前汛期锋面降水气候平均的联系[J]. 中山大学学报(自然科学版), 2010, 49(4): 134-143.
- [27] 郑彬,林爱兰,谷德军,等. 利用大尺度环流确定2006年南海夏季风爆发日期[J]. 热带气象学报, 2009, 25(6): 690-696.