

# 近50年台湾东部台风强降雨事件的强度与频率变化特征

张伯宇

(台南大学文化与自然资源学系, 台南 70005, 台湾)

**摘 要:**本研究以曾发布台风警报和最大24小时降雨量不小于50 mm为标准, 分别在台湾东部的宜兰、花莲、成功、台东、大武、兰屿等6处测候站1960-2009年的观测资料中, 界定出117~151次不等的台风强降雨事件, 并取最大24小时降雨量和年次数为强度与频率指标, 采用非母数统计验证方法, 检视各测候站研究年期内台风强降雨事件之强度和频率序列的趋势变化与阶段变化。分析结果显示, 整体而言研究区内台风强降雨事件的降雨强度无显著的变化, 但发生频率在1980-1990年间出现跃升之现象。由于晚近台风强降雨事件的发生频率较以往为高, 致灾风险相对提升, 未来台湾东部地区防灾意识的强化和因应能力的固实有其必要性。

**关 键 词:**台风强降雨; 强度; 频率; 趋势变化; 阶段变化; 台湾东部

## 1 引言

自20世纪后期以来, 全球各地干旱、洪涝等水文异变现象或极端事件频传, 气候变迁议题备受关注。由于大尺度的大气变化, 常存在多重空间尺度的模态, 地区或小区域尺度的天气或气候变化, 往往是多重空间尺度作用的交互影响结果<sup>[1]</sup>, 故在全球或大区域的均匀变化趋向下, 气候变量的反应可能呈现出地域独特性或空间差异<sup>[2]</sup>。职是之故, 无论就学理或灾害的实务面向, 地区尺度与小区域尺度的气候变化特征探究显具必要性和价值。晚近, 诸多研究已对不同国家或地区数十年至百年时间尺度之降水特征进行变迁分析与探讨<sup>[3-14]</sup>。

夏、秋季节高强度的台风降雨是酿致台湾巨大水土灾害之主要诱因。台湾的台风降水机制多元, 大体言之, 台风外围气流多造成地形雨, 距中心大约百公里以内圈环流形成的环流雨为主, 另亦有中、小尺度型的对流系统或螺旋雨带降雨。环流范围、水气含量、行进路径和陆地地形效应的交互作用影响, 造成各地间的降雨量值表征常具显著差异, 时、空变化的成因趋于复杂。目前地区尺度下与灾害相关之台风强降雨特征的变化, 尚待更多系

统性的分析成果呈现。

西太平洋为台风主要源地之一, 根据百余年来统计, 此海域生成的侵台台风, 在宜兰、花莲和台东3县份登陆的次数比率最高, 故该区往往是台湾最早受到台风影响的地区, 台风期间降雨量也较其他地方多, 面临相对较大的灾害潜在冲击。又, 台湾东半部和西半部地区分处山脉两侧, 受地形影响, 两区的台风降雨量值时呈反相(out of phase), 具有地区尺度的独特性。爰此, 本研究遂选取台湾东部为范围, 基于灾害意涵的考量, 分析其近50年来台风强降雨事件强度与发生频率的变化特征。

## 2 范畴界定与数据来源

### 2.1 范畴界定

#### 2.1.1 研究区域与分析年期

本研究所指称之台湾东部包括宜兰、花莲、台东3个行政区。考虑资料的正确性、完整性与可取得性, 分析年期以1960-2009年为区间。

#### 2.1.2 台风强降雨事件

历来文献对侵台台风所采的定义不一致<sup>[15-18]</sup>。基于灾害的思考角度, 本研究以曾发布警报之台风

收稿日期: 2011-03; 修订日期: 2011-06.

作者简介: 张伯宇(1971-), 男, 助理教授, 主要研究方向为自然地理学、地形学、自然灾害。

E-mail: pychang60@mail.nutn.edu.tw

为对象,而强降雨事件则是参酌台湾中央气象局的大雨标准和世界气象组织的强降雨定义,以最大 24 小时降雨量达 50 mm 为标准,故其所组成之序列乃为部份延时序列(partial duration series)。

### 2.1.3 分析之变量

致灾事件的强度愈剧,其致灾潜势愈高。一般而言,分析土石崩塌灾害的风险时,常以 1 小时、数小时或 24 小时内的最大降雨量为代表,而洪水灾害的风险分析多使用 24 小时或数日时距<sup>[19]</sup>。本研究参酌上述原则,选择 24 小时最大降雨量为强度指标。另在发生频率变化的分析上,采台风强降雨事件年次数为变量。

### 2.1.4 分析之变化类型

本研究中分析之变化类型包括趋势变化(trend change)与阶段变化(step change)。前者旨在解析时间序列数据于特定期内量值分布中心是否存在显著的长期性增减变动趋向,后者则用以检测时间序列数据之集中趋势量值是否具有显著的跳跃式偏移和最大偏移的发生时间。上述两种变化可能交错依附,兼存于同一时间序列中<sup>[20-21]</sup>。

## 2.2 数据来源

台风事件最大 24 小时降雨量资料整理自研究区内宜兰、花莲、成功、台东、大武、兰屿等 6 处测候站的台风降水记录(<http://61.56.13.28/data.php>),除兰屿为离岛测候站外,其余测候站位于中央山脉或海岸山脉东侧之冲积平原、河口三角洲平原与狭窄的海岸平原上(图 1)。

## 3 分析方法

### 3.1 序列数据前处理

#### 3.1.1 去趋势化与预白化

时间序列因常具有显著的时序自相关,致使趋势变化的检定结果发生型 I 错误的机率提高<sup>[22]</sup>。若去趋势化(detrending)之时序数据存在显著自相关,应预白化(pre-whitten)去趋势序列,消弭自相关效应后,复叠先前去除的趋势量,再就新产生的预白化序列分析其变动趋势,即去趋势预白化(trend free pre-whitten, TFPW)<sup>[23]</sup>。此外,诸多阶段变化分析法的使用要求符合独立样本之前提,当存在序列自相关时,去自相关化亦为必要的步骤<sup>[24-25]</sup>。因此,本研究于检定趋势变化和阶段变化前,先对原初序

列去趋势化(式 1),并检定去趋势化序列第一期差秩次自相关(lag-one rank autocorrelation)之显著性(式 2),若信赖系数不小于 95%,接续依去趋势预白化程序处理;若自相关性不显著,趋势变化和阶段变化的检定以原初序列为之。

$$x'_t = x_t - (\alpha + t\beta), \quad 1 \leq t \leq n \quad (1)$$

式中:  $x'_t$  为时序  $t$  去趋势化量值;  $x_t$  为时序  $t$  量值;  $\alpha$  为趋势线截距;  $\beta$  为趋势线斜率;  $n$  为样本数。

$$T_1 = |r_1| \sqrt{(n-2)/(1-r_1^2)} \quad (2)$$

$$r_1 = \frac{\sum_{t=1}^{n-1} [R_t(x') - \bar{R}_t(x')] [R_{t+1}(x') - \bar{R}_t(x')]}{\sum_{t=1}^n [R_t(x') - \bar{R}_t(x')]^2}$$

$$\bar{R}_t(x') = \sum_{t=1}^n R_t(x')/n$$

$$T_1 \sim t(n-2)$$

式中:  $T_1$  为  $t$  分配检定量;  $r_1$  为第一期差等级自相关系数;  $n$  为样本数  $R_t(x')$ 、 $R_{t+1}(x')$  分别为时序  $t$ 、 $t+1$  的去趋势化量值秩次。

#### 3.1.2 趋势线参数估计

最大 24 小时降雨量属连续性变量(continuous variable),其序列趋势线参数采 Theil-Sen 法<sup>[26-27]</sup>求算(式 3、式 4),而强降雨降水事件年次数为具高比率相同量值的离散性变数(discrete variable),基于数据属性考虑,序列趋势线参数则是根据秩次以

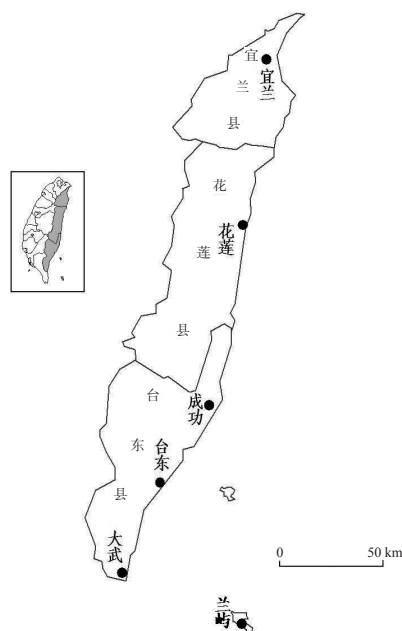


图 1 台湾东部测候站分布

Fig.1 The distribution of weather stations in eastern Taiwan

Theil 部分法(Theil's incomplete method)<sup>[26]</sup>估计(式 5、式 6)。

$$\beta_1 = \frac{\text{med}}{1 \leq t < t+d \leq n} [(x_{t+d} - x_t)/d] \quad (3)$$

$$\alpha_1 = \frac{\text{med}}{1 \leq t \leq n} (x_t - \beta_1 t) \quad (4)$$

式中:  $\beta_1$  为 Theil-Sen 趋势线斜率;  $\alpha_1$  为趋势线截距 med 为中位值;  $n$  为样本数;  $x_t$ 、 $x_{t+d}$  分别为时序  $t$ 、 $t+d$  量值;  $d$  为时序差。

$$\beta_2 = h_{\bar{R}_t(h)} / \text{rnd}(n/2) \quad (5)$$

$$\alpha_2 = \frac{\text{med}}{1 \leq t \leq n} (x_t - t\beta_2) \quad (6)$$

$$h_t = x_{t+\text{rnd}[(n-1)/2]} - x_t, \quad 1 \leq t \leq \text{rnd}[(n-1)/2]$$

$$\bar{R}_t(h) = \sum_{i=1}^{\text{rnd}[(n-1)/2]} R_i(h) / \text{rnd}[(n-1)/2]$$

式中:  $\beta_2$  为部分法趋势线斜率;  $\alpha_2$  为部分法趋势线截距;  $h_{\bar{R}_t(h)}$  为平均秩次  $\bar{R}_t(h)$  对应之半期距量值差;  $n$  为样本数; rnd 为四舍五入整数值; med 为中位值;  $h_t$  为时序  $t$  半期距量值差;  $x_t$ 、 $x_{t+\text{rnd}[(n-1)/2]}$  为时序  $t$ 、 $t+\text{rnd}[(n-1)/2]$  量值;  $\bar{R}_t(h)$  为半期距量值差平均秩次;  $R_i(h)$  为时序  $t$  半期距量值差秩次。

### 3.2 趋势变化分析

台风强降雨事件最大 24 小时降雨量序列的趋势变化采 Mann-Kendall 法<sup>[28-29]</sup>分析(式 7), 信赖水平设定为 95%。台风强降雨事件年次数因多量值相同者, 不适于 Mann-Kendall 检定法的使用, 故本研究依据 Cox-Stuart 法<sup>[30]</sup>提出修改式(式 8)进行趋势检定, 信赖水平亦设为 95%。

$$Z_1 = \frac{[S + \text{sign}(S)]}{\sqrt{[n(n-1)(2n+5) - \sum_{k=1}^g m_k(m_k-1)(2m_k+5)]/18}} \quad (7)$$

$$S = \sum_{t=1}^{n-1} \sum_{d=1}^{n-1} \text{sign}(x_{t+d} - x_t), \quad 1 \leq t < t+d \leq n$$

$$S > 0 \rightarrow \text{sign}(S) = -1$$

$$S = 0 \rightarrow \text{sign}(S) = 0$$

$$S < 0 \rightarrow \text{sign}(S) = 1$$

$$x_{t+d} - x_t > 0 \rightarrow \text{sign}(x_{t+d} - x_t) = 1;$$

$$x_{t+d} - x_t = 0 \rightarrow \text{sign}(x_{t+d} - x_t) = 0;$$

$$x_{t+d} - x_t < 0 \rightarrow \text{sign}(x_{t+d} - x_t) = -1;$$

$$Z_1 \sim N\left(0, [n(n-1)(2n+5) - \sum_{k=1}^g m_k(m_k-1)(2m_k+5)]/18\right)$$

式中:  $Z_1$  为常态分配检定量;  $n$  为样本数;  $m_k$  为相同量值群组  $k$  组内样本数;  $g$  为相同量值群组数;

$x_t$ 、 $x_{t+d}$  分别为时序  $t$ 、 $t+d$  量值。

$$Z_2 = \frac{T + \text{sign}(T)}{\sqrt{\frac{\{ \text{rnd}[(n-1)/2] \}^2}{4 \text{rnd}[(n-1)/2]} - \frac{[ \sum_{1 \leq t \leq \text{rnd}[(n-1)/2]} \text{cnt } t (D_t = 0) ]^2}{4 \text{rnd}[(n-1)/2]}}} \quad (8)$$

$$T = \sum_{1 \leq t \leq \text{rnd}[(n-1)/2]} \text{cnt } t (D_t > 0) - \sum_{1 \leq t \leq \text{rnd}[(n-1)/2]} \text{cnt } t (D_t < 0) / 2$$

$$D_t = x_{t+\text{rnd}[(n-1)/2]} - x_t, \quad 1 \leq t \leq \text{rnd}[(n-1)/2]$$

$$T > 0 \rightarrow \text{sign}(T) = -0.5; \quad T = 0 \rightarrow \text{sign}(T) = 0;$$

$$T < 0 \rightarrow \text{sign}(T) = 0.5$$

$$Z_2 \sim N\left(0, \frac{\{ \text{rnd}[(n-1)/2] \}^2}{4 \text{rnd}[(n-1)/2]} - \frac{[ \sum_{1 \leq t \leq \text{rnd}[(n-1)/2]} \text{cnt } t (S_t = 0) ]^2}{4 \text{rnd}[(n-1)/2]}\right)$$

式中:  $Z_2$  为常态分配检定量;  $n$  为样本数; rnd 为四舍五入整数值; cnt 为计数值;  $x_t$ 、 $x_{t+\text{rnd}[(n-1)/2]}$  分别为时序  $t$ 、 $t+\text{rnd}[(n-1)/2]$  量值。

### 3.3 阶段变化分析

最大 24 小时降雨量序列经必要的去自相关化处理后, 采 Mann-Whitney-Pettitt 法<sup>[31]</sup>与 Brown-Forsythe 检定法<sup>[32]</sup>以多层次二元分割程序进行多变异点的阶段变化分析, 遇 Mann-Whitney-Pettitt 统计量(式 9)或 Brown-Forsythe 统计量(式 10)信赖系数低于设定水平时不予分段。由于高信赖水平下不易检测出序列中实际存在非均同性(non-homogeneity)<sup>[33]</sup>, 故参阅相关研究将阶段变化分析的信赖水平设为 90%<sup>[33-34]</sup>。

$$p_1 = e^q \quad (9)$$

$$q = -6 \max_{1 \leq i \leq n} \left| 2 \sum_{t=1}^i R_t(x') - i(n+1) \right| / (n^3 + n^2)$$

式中:  $p_1$  为 Mann-Whitney-Pettitt 统计量机率; max 为最大值;  $i$  为时序;  $R_t(x')$  为时序  $t$  去趋势化量值秩次;  $n$  为样本数。

$$BF = \frac{\sum_{j=h}^{h+1} n_j \left( \sum_{t=i_j}^{i_j+n_j-1} R_{t \in j}(x') / n_j - \sum_{t=i_j}^{i_j+n_j-1} \sum_{j=h}^{h+1} R_{t \in j}(x') / \sum_{j=h}^{h+1} n_j \right)^2}{\sum_{j=h}^{h+1} (1 - n_j / \sum_{j=h}^{h+1} n_j) v_j} \quad (10)$$

$$(1 \leq h \leq n-1)$$

$$v_j = \sum_{t=i_j}^{i_j+n_j-1} (R_{t \in j}(x') - \sum_{t=i_j}^{i_j+n_j-1} R_{t \in j}(x') / n_j)^2 / (n_j - 1);$$

$$BF \sim F \left( 1, \frac{[ \sum_{j=h}^{h+1} (1 - n_j / \sum_{j=h}^{h+1} n_j) v_j ]^2}{\sum_{j=h}^{h+1} [(1 - n_j / \sum_{j=h}^{h+1} n_j)^2 v_j^2 / (n_j - 1)]} \right)$$

式中:  $BF$  为 Brown-Forsythe( $F$ 分配)检定量;  $n_j$  为分段  $j$  段内样本数;  $h$ 、 $h+1$  为分段次;  $R_{i \in j}(x')$  为分段  $j$  时序  $t$  去趋势化量值秩次;  $i_j$  为分段  $j$  起始时序。多层次分割所得之分段资料,其相邻分段交界点的 Mann-Whitney-Pettitt 统计量或相邻分段之 Brown-Forsythe 统计量信赖系数低于 90% 者需加以合并,合并方式为较后分出之分段先归并回前一层次其被分出的分段中。同一分割层次内需合并处不小于两处时,以前一层次 Mann-Whitney-Pettitt 统计量机率较低者优先合并,若 Mann-Whitney-Pettitt 统计量机率相同,则再以 Brown-Forsythe 统计量信赖系数为基准,较低者先合并。重复上述程序直至所有相邻分段均达机率或信赖水平设定要求。

鉴于数据属性,年台风强降雨事件次数阶变特征系采用修改次数累积法(modified CUSUM method)(式 11)和 Cochran-Armitage 检定法(式 12)<sup>[35-36]</sup> 分析。前法是针对前述两项变数大于和小于中位数的数据数大多不相等,无法适用次数累积法而提出,以 Kolmogorov-Smirnov 统计量机率计算式(式 11)<sup>[37]</sup> 进行显著性检定。使用修正次数累积法和 Cochran-Armitage 检定法分析阶变特征时程序同于最大 24 小时降雨量序列。

$$p_2 = e^f \quad (11)$$

$$f = [-2.000071 + 0.331/\sqrt{n} + 1.409/n]nD^2$$

$$D = \frac{\max_{1 \leq i \leq n} \left| \left\{ \sum_{t=1}^i \text{sign}[R_t(x') - \bar{R}_t(x')] - i \sum_{t=1}^i \text{sign}[R_t(x') - \bar{R}_t(x')] / n \right\} \right|}{n/\sqrt{2}}$$

式中:  $p_2$  为修改式次数累积法统计量机率;  $n$  为样本数;  $D$  为 Kolmogorov-Smirnov 统计量;  $\max$  为最大值;  $i$  为时序;  $x'_t$  为时序  $t$  去趋势化量值;  $R_t(x')$  为时序  $t$  去趋势化量值秩次。

$$Z_3 = \frac{\{0.5 \ln[(1+r_{ca})/(1-r_{ca})] + r_{ca}/[2(n-1)]\}}{\sqrt{1/(n-3)}} \quad (12)$$

$$r_{ca} = \frac{\left\{ \sum_{j=h}^{h+1} [(-1)^{j-h+1} \sum_{k=1}^1 kn_{jk}/n_{js}] \right\}}{\sqrt{\sum_{k=1}^1 \sum_{j=h}^{h+1} n_{jk} [k - \frac{1}{k} \sum_{j=h}^{h+1} n_{jk} / \sum_{j=h}^{h+1} n_{js}]^2 / (\prod_{j=h}^{h+1} n_{js} / \sum_{j=h}^{h+1} n_{js})}}$$

$$\begin{aligned} n_{jk} = & \tau_1 \left\{ \sum_{i_j < t \leq i_j + n_{js} - 1} [R_{t \in j}(x') > \sum_{j=h}^{h+1} R_{t \in j}(x') / \sum_{j=h}^{h+1} n_{js}] \right\} \\ & + \tau_2 \left\{ \sum_{i_j < t \leq i_j + n_{js} - 1} [R_{t \in j}(x') = \sum_{j=h}^{h+1} R_{t \in j}(x') / \sum_{j=h}^{h+1} n_{js}] \right\} \\ & + \tau_3 \left\{ \sum_{i_j < t \leq i_j + n_{js} - 1} [R_{t \in j}(x') < \sum_{j=h}^{h+1} R_{t \in j}(x') / \sum_{j=h}^{h+1} n_{js}] \right\} \end{aligned}$$

$$R_{t \in j}(x') > \sum_{j=h}^{h+1} R_{t \in j}(x') / \sum_{j=h}^{h+1} n_{js} \rightarrow k=1, \tau_1=1 \quad \tau_2=0 \quad \tau_3=0$$

$$R_{t \in j}(x') = \sum_{j=h}^{h+1} R_{t \in j}(x') / \sum_{j=h}^{h+1} n_{js} \rightarrow k=0, \tau_1=1 \quad \tau_2=1 \quad \tau_3=0$$

$$R_{t \in j}(x') < \sum_{j=h}^{h+1} R_{t \in j}(x') / \sum_{j=h}^{h+1} n_{js} \rightarrow k=-1 \quad \tau_1=1 \quad \tau_2=0 \quad \tau_3=1$$

$$Z_3 \sim N\left(0, \frac{1}{n-3}\right)$$

式中:  $Z_3$  为常态分配检定量;  $r_{ca}$  为 Cochran-Armitage 相关系数;  $n$  为样本数;  $h$ 、 $h+1$ : 分段次;  $n_{js}$  为分段  $j$  段内样本数;  $n_{jk}$  为分段  $j$  级别  $k$  样本数;  $cnt$  为计数值;  $med$  为中位值;  $x_{t \in j}$  为分段  $j$  时序  $t$  量值;  $i_j$  为分段  $j$  量值起始时序。

### 3.4 趋势变化与阶段变化相对重要性分析

就统计的检测而言,时间序列资料的趋势分析和阶段变化分析结果往往具有关联性,如趋势变化显著者表示时间序列前、后期量值分布中心差距明显,其于阶段变化分析的统计检定上亦常能达致信赖水平的要求。在本质上,两类变化特征可能交结俱存,但也可能是某类变化特征的出现依附于另一类变化特征的存在,两者并非同时兼有<sup>[20]</sup>。两类变化特征间之相对重要性,可藉助去阶变化序列(式 13)的趋势分析与去趋势化序列(式 1)的阶变分析予以厘清<sup>[21]</sup>。经上列程序分析后若仅检测出其中一类变化特征,显示该类居于主要地位;若两类变化特征均再被检测出或均未再被检测出,意涵两类变化特征彼此交结兼存。

$$x'_{t \in j} = x_{t \in j} - \dot{c}_j, \quad i_j \leq t \leq i_j + n_j - 1 \quad (13)$$

$$\begin{aligned} \dot{c}_j = & x_{i_j < t \leq i_j + n_j - 1} (R_{t \in j}(x)) + \\ & \frac{(x_{i_j < t \leq i_j + n_j - 1} (R_{t \in j}(x)) - x_{i_j < t \leq i_j + n_j - 1} (R_{t \in j}(x))) [\bar{R}_{t \in j}(x) - \min_{i_j < t \leq i_j + n_j - 1} (R_{t \in j}(x))]}{\max_{i_j < t \leq i_j + n_j - 1} (R_{t \in j}(x)) - \min_{i_j < t \leq i_j + n_j - 1} (R_{t \in j}(x))} \\ & \bar{R}_{t \in j} = \sum_{t=i_j}^{i_j + n_j - 1} R_{t \in j} / n_j \end{aligned}$$

式中:  $x'_{t \in j}$  为分段  $j$  时序  $t$  去阶变化量值;  $x_{t \in j}$  为分段  $j$  时序  $t$  量值;  $\dot{c}_j$  为分段  $j$  集中量值;  $i_j$  为分段  $j$  量值起始时序;  $n_j$  为分段  $j$  段内样本数;  $\max$  为最大值;  $\min$  为最小值;  $R_{t \in j}$  为分段  $j$  时序  $t$  量值之秩次;  $x_{i_j < t \leq i_j + n_j - 1} (R_{t \in j})$ 、 $x_{i_j < t \leq i_j + n_j - 1} (R_{t \in j})$ : 秩次  $\max_{i_j < t \leq i_j + n_j - 1} (R_{t \in j})$ 、 $\min_{i_j < t \leq i_j + n_j - 1} (R_{t \in j})$  对应量值。



4 结果

4.1 序列自相关显著性分析

依据前述定义,研究区内5处测候站1960年至2009年间台风强降雨事件次数自117~151次不等,以大武测候站事件数最多,兰屿测候站事件数居末。台风强降雨事件最大24小时降雨量序列的去趋势化第一期差等级自相关系数介于-0.03~0.20间,其中大武测候站的资料序列具有显著的自相关性(信赖系数为98.42%)(表1),因此该站序列在进行趋势检定与阶变检定前须经预白化处理,以去除序列自相关的影响。各测候站台风强降雨事件年次数序列长度均为50年,去趋势化第一期差等级自相关系数介于-0.17~0.07间,信赖系数悉数在76%以下,无一达臻显著(表2),遂就原初序列进行后续分析。

4.2 台风强降雨事件最大24小时降雨量之变化

1960-2009年台湾东部各测候站台风强降雨事件的最大24小时降雨量中位值介于110~153 mm,最大量值在419~842 mm间,最小量值受强降雨事件降雨量的阈值界定影响,各序列均与50 mm相去不远,全距以大武、花莲两站较大(表3)。

趋势分析结果显示,花莲、大武和兰屿测候站之序列量值分布中心呈正向(增加)变动;宜兰、成功与台东等3处则呈负向(减少)变动。在95%的信赖水平下,各测候站序列的趋势变化均未显著(信赖系数介于6%~89%)。阶段变化分析则指出,花莲测候站序列的集中量值具有先降后升的显著3阶段变化(变化点分别位于1975年的艾尔西(Elsie)台

风和1986年的南施(Nancy)台风),然第一、三阶段的分段集中量值相去不远,其余测候站序列则未被检测出显著的阶段变化(表4、图2)。

4.3 台风强降雨事件年次数之变化

近50年台湾东部台风强降雨事件年次数除台东和兰屿测候站介于0~5次外,其他测候站皆介

表2 台湾东部台风强降雨事件年次数去趋势化序列自相关显著性

Tab.2 The significance of rank autocorrelation in detrending annual number series of typhoon heavy rainfall events in eastern Taiwan			
测站	年数	去趋势化第一期差序列等级自相关系数	序列等级自相关系数信赖系数
宜兰	50	0.07	37.79%
花莲	50	0.04	23.88%
成功	50	-0.17	75.00%
台东	50	-0.17	75.28%
大武	50	0.06	31.92%
兰屿	50	-0.16	72.17%

表3 台湾东部台风强降雨事件最大24小时降雨量序列主要表征数

Tab.3 Main measures of characteristics of 24-hours maximum series of typhoon heavy rainfall events in eastern Taiwan				
测站	中位值/mm	最大值/mm	最小值/mm	全距/mm
宜兰	132.40	698.70	50.00	648.70
花莲	131.90	443.50	50.00	393.50
成功	152.15	562.30	50.40	511.90
台东	136.40	538.30	51.50	486.80
大武	137.90	842.00	50.50	791.50
兰屿	110.40	419.50	51.00	368.50

表1 台湾东部台风强降雨事件最大24小时降雨量去趋势化序列自相关显著性

Tab.1 The significance of rank autocorrelation in detrending 24-hours maximum series of typhoon heavy rainfall events in eastern Taiwan			
测站	总次数	去趋势化第一期差序列等级自相关系数	序列等级自相关系数信赖系数
宜兰	129	0.01	5.15%
花莲	145	0.06	49.14%
成功	134	-0.03	28.90%
台东	128	0.05	41.59%
大武	151	0.20	98.42%*
兰屿	117	0.05	42.22%

\*信赖系数不小于95%

表4 台湾东部台风强降雨事件最大24小时降雨量变化特征

Tab.4 Changes of 24-hours maximum series of typhoon heavy rainfall events in eastern Taiwan

测站	趋势线斜率	信赖系数	阶段变化发生时间与升降方向	主要变化类型
宜兰	-0.20	78.0%	—	—
花莲	0.18	76.3%	1975年艾尔西(Elsie) ↓ 1986年南施(Nancy) ↑	阶变
成功	-0.29	88.7%	—	—
台东	-0.13	50.5%	—	—
大武	0.02	6.4%	—	—
兰屿	0.11	57.8%	—	—

↑:上升 ↓:下降

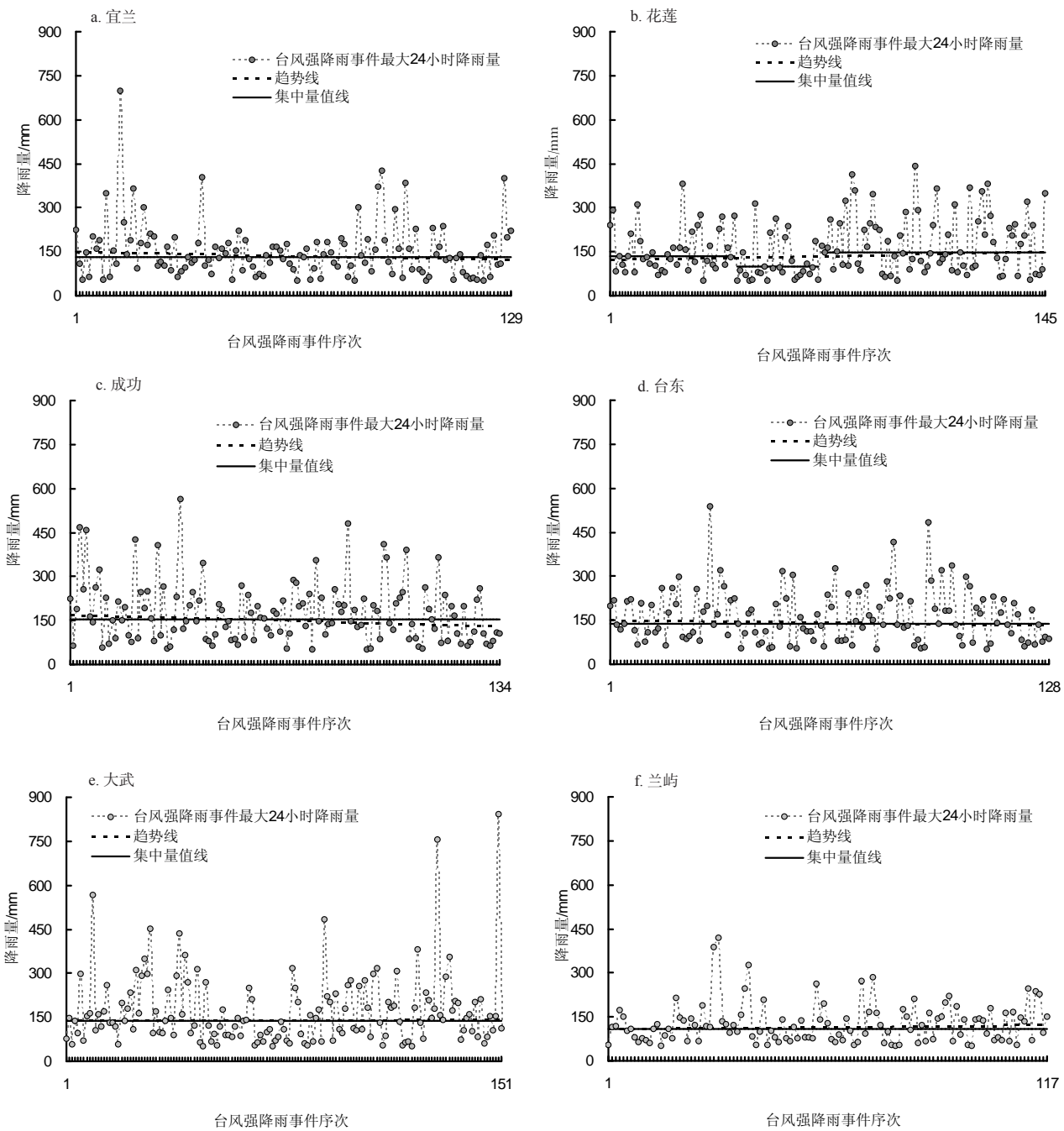


图2 1960-2009年台湾东部测候站台风强降雨事件最大24小时降雨量变化

Fig.2 Changes of 24-hours maximum of typhoon heavy rainfall events in eastern Taiwan during 1960-2009

于0~6次,各站之年次数以2次或3次为众。

分析结果发现,各测候站的年次数呈正向变动,宜蘭测候站在趋势分析中达到信赖水平,且自1985年起序列集中量值跃升,经去阶变化趋势分析与去趋势化阶变分析揭示,两类变化并存。花蓮、成功、台東、大武、蘭嶼等测候站的年次数序列无显著趋势变化,但均被检测出阶段变化,大武测候站序列集中量值呈5阶段的变化,4个变异时间点分

别位于1963年、1970年、1984年和1999年,自1970年后连续跃升;花蓮、蘭嶼、成功、台東等站之序列集中量值呈两阶段变化,晚期跃升,前者变异时间点位在1980年,后两地为1990年(表5、图3)。

### 5 结论与讨论

综合各测候站的分析结果显示,台湾东部地区

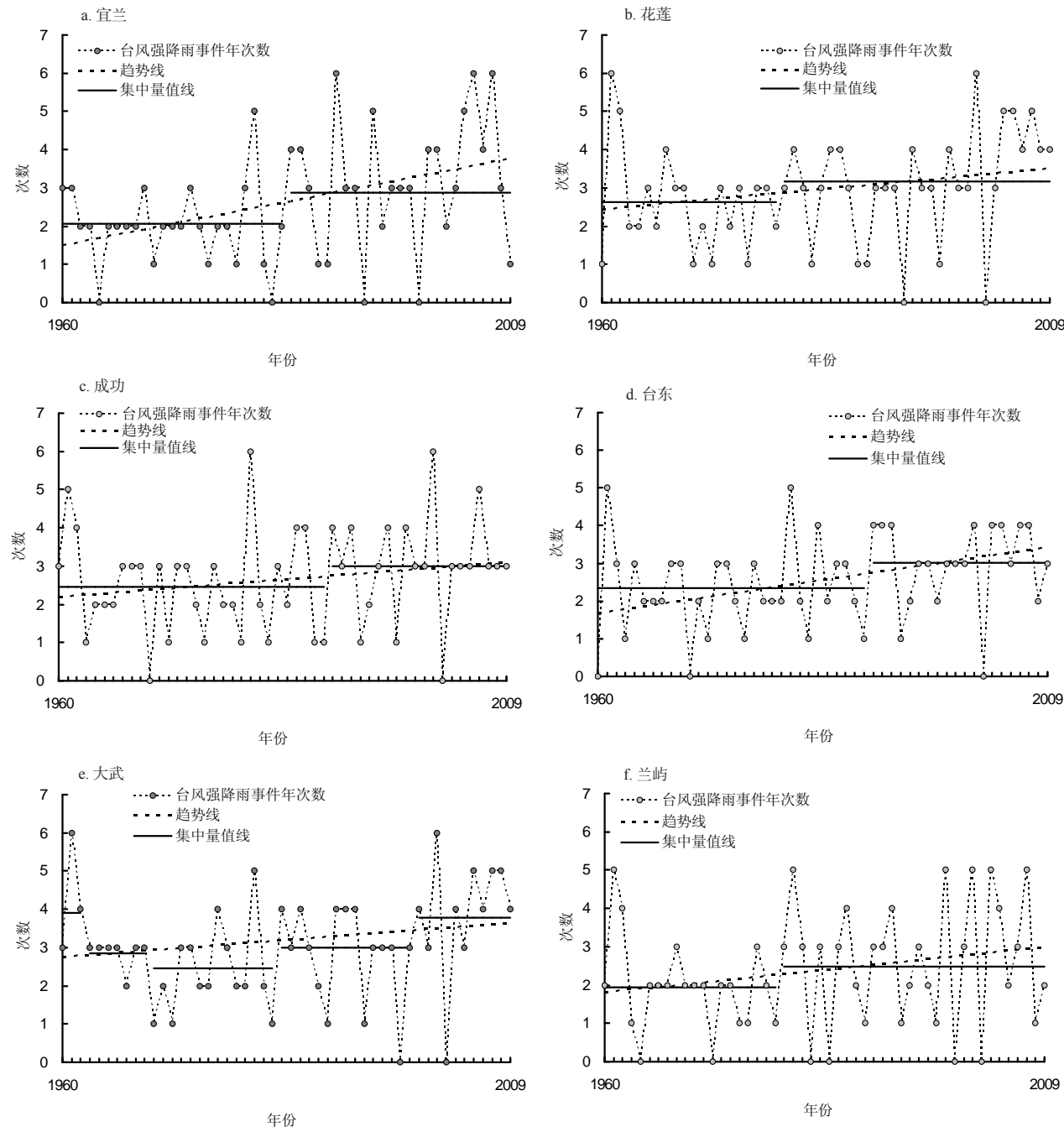


图3 1960-2009年台湾东部测候站台风强降雨事件年次数变化

Fig.3 Changes of the annual number of typhoon heavy rainfall events in eastern Taiwan during 1960-2009

近50年来台风强降雨事件之最大24小时降雨量无显著的趋势变化,且仅有花莲测候站被检测出先降后升的阶段变化,由于此变化未见于区域内其他测候站,其似乎较类同于非气候因素所造成的非均同性现象(图4)。

既有的全台尺度研究显示,数十年来台风期间时雨量介于10~50 mm的暴雨量呈上升的趋势;另若以2000年为分界,降雨量排名前10%、降雨强度

排名前5%或综合多项降雨变量所界定出排名前30名的极端强降雨台风于后期的发生频率要高于前期<sup>[38-39]</sup>。

理论上,暖化现象强化了大洋表面的蒸发,可能导致强降雨台风发生频率增加,但部分学界人士认为现阶段台风或飓风特征的变化仍在自然范围内,未显示出受到暖化的显著影响<sup>[40]</sup>,太平洋和大西洋海域强降雨台风的增加,或许受年代际震荡

表 5 台湾东部台风强降雨事件年次数变化特征

Tab.5 Changes of the annual number series of typhoon heavy rainfall events in eastern Taiwan

测站	趋势线 斜率	信赖 系数	阶段变化发生时间 与升降方向	主要变 化类型
宜兰	0.05	99.2%*	1985 年 ↑	交结兼存
花莲	0.02	69.3%	1980 年 ↑	阶变
成功	0.02	69.3%	1990 年 ↑	阶变
台东	0.04	84.2%	1990 年 ↑	阶变
大武	0.02	58.2%	1963 年 ↓ 1970 年 ↑ 1984 年 ↑ 1999 年 ↑	阶变
兰屿	0.02	68.6%	1980 年 ↑	阶变

注: \*信赖系数不小于 95% ↑:上升 ↓:下降

(decadal oscillation)影响更大<sup>[41]</sup>,台湾气候在 20 世纪 50 年代后被界定出的数种突变现象,其中包括了 1980 年代起强降雨量于总降雨量中的比重跃升,也被认为与年代际震荡影响下大尺度环流变化具有高度相关性<sup>[42]</sup>,而近年侵台台风个数增多,似和西北太平洋副热带高压减弱、亚洲夏季季风槽增强造成台风路径向北偏移有关<sup>[43]</sup>。

本研究对台风强降雨事件的定义与上述研究不尽相同,但年次数的升降变化具有类似的结果,又各测候站年次数序列集中量值在 1980 年与 1990

年间均存在跃升变化点,和全台尺度的降水突变时间相近,是以研究区内台风强降雨事件发生频率的变化应得以自上述所提的可能肇因获得解释。

宜兰是唯一一处台风强降雨事件发生频率兼存显著趋势变化和阶段变化的测候站,若将研究年期等分为前、后半期,检视不同分期内各测候站台风强降水事件序列的台风路径组成比率变化,则宜兰测候站第二大类路径(通过台湾北部西行登陆)减少比率和第六大类路径增加比率(沿台湾东侧北行)明显高於其他 5 处测候站,趋势变化的显著性与之是否具有因果关联,有待日后进一步探究。

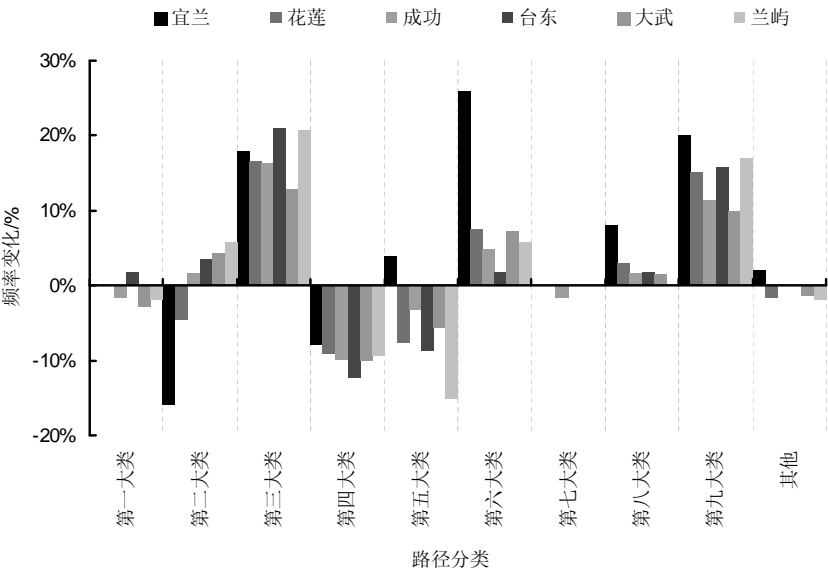
从致灾因子的角度言之,台风强降雨发生频率增加,代表诱发水土危害事件的潜势转高,未来研究区的抗灾能力亟需有相应之提升。

参考文献

[1] 周天军. 大洋经向翻转环流的多空间尺度变率. 科学通报, 2003, 48(增刊2): 49-54.

[2] Shongwe M E, van Oldenborgh G J, van den Hurk B, et al. Projected changes in mean and extreme precipitation in Africa under global warming, Part II: East Africa. Journal of Climate, 2010, 24(14): 3819-3837.

[3] Kunkel K E, Andsager K, Easterling D R. Long-term



第一大类:通过台湾北部西行未登陆;第二大类:通过台湾北部西行登陆;第三大类:通过台湾中部西行;第四大类:通过台湾南部西行登陆;第五大类:通过台湾南部西行未登陆;第六大类:沿台湾东侧北行;第七大类:沿台湾西侧北行;第八大类:东北转向;第九大类:南海生成。

图 4 台湾东部测候站台风强降雨事件最大 24 小时降雨量序列路径类型变化

Fig.4 Temporal variations of frequency related to typhoon tracks causing heavy rainfall events in eastern Taiwan



- trends in extreme precipitation events over the conterminous United states and Canada. *Journal of Climate*, 1999, 12(8): 1447-1452.
- [4] Xu Z X, Tkeuchi K, Ishidaria H. Monotonic trend and step changes in Japanese precipitation. *Journal of Hydrology*, 2003, 279(1-4): 144-150.
  - [5] Cheng K S, Hsu H W, Tsai M H, et al. Test and analysis of trend existence in rainfall data. *Asian Pacific Association of Hydrology and Water Resources 2nd Conference*, Singapore, 2004.
  - [6] Gemmer M, Becker S and Jiang T. Observed monthly precipitation trends in China 1951-2002. *Theoretical and Applied Climatology*, 2004, 77(1-2): 39-45.
  - [7] 郑景云, 郝志新, 葛全胜. 黄河中下游地区过去 300 年降水变化. *中国科学: D 辑*, 2005, 35(8): 765-774.
  - [8] Smadi M M, Zghoul A. A sudden change in rainfall characteristics in Amman, Jordan during the mid 1950s. *American Journal of Environmental Sciences*, 2006, 2(3): 84-91.
  - [9] 向辽元, 陈星, 黎翠红, 等. 近 55 年中国大陆地区降水突变的区域特征. *暴雨灾害*, 2007, 26(2): 149-153.
  - [10] 程建刚, 解明恩. 近 50 年云南区域气候变化特征分析. *地理科学进展*, 2008, 27(5): 19-26.
  - [11] 胡利平, 姚延锋, 裴古娥, 等. 天水地区近 50 年气温与降水变化特征. *地理科学进展*, 2009, 28(4): 651-656.
  - [12] Liu S C, Shiu C J, Chen J P, et al. Changes of precipitation intensity in East Asia. *IGAC 2008 Conference*, Annecy, France, 2008.
  - [13] Krishnamurthy C K, Lall U, Kwon H. Changing frequency and intensity of rainfall extremes over India from 1951 to 2003. *Journal of Climate*, 2009, 22(18): 4737-4746.
  - [14] Raj P P N, Azeez P A. Changing rainfall in the Palakkad plains of South India. *Atmósfera*, 2010, 23(1): 75-82.
  - [15] 戚启勋. 台湾八十年来之台风(1897-1976). 台北: 中央气象局, 1978.
  - [16] 萧长庚. 历年台风侵台客观定义之研究, 1988, 78 年研究发展专题第 263 号, 1-23.
  - [17] 王建国, 陈清得. 中央气象局历年台风警报发布概况, 台北: 中央气象局, 1993.
  - [18] 谢信良, 王时鼎, 郑明典, 等. 百年(1897-1996)侵袭台湾台风之统计分析. 1998. <http://photino.cwb.gov.tw/tyweb/tyfnweb/report/rpt-3-2/rpt2.htm>.
  - [19] The World Bank. *Natural Disaster Hotspots: Case Studies*. Washington D.C., U.S.A.: The World Bank Hazard Management Unit, 2006.
  - [20] Yevjevich V H. *Stochastic Processes in Hydrology*. Colorado, U. S. A.: Water Resources Publications, 1972.
  - [21] Xiong L H, Guo S L. Trend test and change-point detection for the annual discharge series of the Yangtze River at the Yichang hydrological station. *Hydrologic Sciences Journal*, 2004, 49(1): 99-112.
  - [22] Bayazit M, Önöz B. To prewhiten or not to prewhiten in trend analysis? /Pré-blanchir ou ne pas pré-blanchir dans l'analyse de tendance? *Hydrological Sciences Journal*, 2007, 52(4): 611-624.
  - [23] Yue S, Pilon P, Phinney B, et al. The influence of autocorrelation on the ability to detect trend in hydrological series. *Hydrological Processes*, 2002, 16(9): 1807-1829.
  - [24] Busuioc A, von Storch H. Changes in the winter precipitation in Romania and its relation to the large scale circulation. *Tellus*, 1996, 48A: 538-552.
  - [25] Zhang S R, Lu X X, Higgitt D L, et al. Recent changes of water discharge and sediment load in the Zhujiang (Pearl River) Basin, China. *Global and Planetary Change*, 2008, 60(3-4): 365-380.
  - [26] Thiel H. A rank-invariant method of linear and polynomial regression analysis, III. *Proceedings of Koninklijke Nederlandse Akademie van Wetenschappen Series A*, 1950, 53: 1397-1412.
  - [27] Sen P K. Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau. *Journal of the American Statistical Association*, 1968, 63(324): 1379-1389.
  - [28] Mann H B. Nonparametric tests against trend. *Econometrica*, 1945, 13(3): 245-259.
  - [29] Kendall M G. *Rank Correlation Measures*. London, United Kingdom: Charles Griffin and Company Ltd., 1975.
  - [30] Cox D R, Stuart A. Some quick sign tests for trend in location and dispersion. *Biometrika*, 1955, 42(1-2): 80-95.
  - [31] Pettitt A N. A non-parametric approach to the change-point problem. *Applied Statistics*, 1979, 28(2): 126-135.
  - [32] Brown M B, Forsythe A B. Robust tests for equality of variances. *Journal of the American Statistical Association*, 1974, 69: 364-367.
  - [33] Tu M, Hall M J, de Latt P J M, et al. Change in the flood regime of the Meuse river under climate variability// Webb B, Arnell N, Onof C, et al. *Hydrology: Science*

- and Practice for the 21st Century, Vol. I. London: British Hydrological Society, 2004: 234-238.
- [34] Luh W, Guo J. Approximate transformation trimmed mean methods to the test of simple linear regression slope equality. *Journal of Applied Statistics*, 2000, 27 (7): 843-857.
- [35] Cochran W G. Some methods for strengthening the common chi-squared tests. *Biometrics*, 1954, 10(4): 417-451.
- [36] Armitage P. Tests for linear trends in proportions and frequencies. *Biometrics*, 1955, 11(3): 375-386.
- [37] Marsaglia G, Tsang W W, Wang J. Evaluating Kolmogorov's Distribution. *Journal of Statistical Software*, 2003, 8(18): 1-4.
- [38] 周仲岛, 陈永明, 黄柏诚. 侵台台风剧烈降雨之气候变异分析. *中华水资源管理学会会刊*, 2007, 2(9): 19-29.
- [39] 吴宜昭, 陈永明, 朱容练. 台湾气候变迁趋势. *国研科技*, 2010, 25: 40-46。
- [40] Knutson T R, McBride J L, Chan J, et al. Tropical cyclones and climate change. *Nature Geoscience*, 2010, 3: 157-163.
- [41] Emanuel K. Increasing destructiveness of tropical cyclones over the past 30 years. *Nature*, 2005, 436(): 686-688.
- [42] 许晃雄. 台湾气候突变与年代际变化. 台北: 2008 台湾气候变迁研讨会, 2008.
- [43] Tu J Y, Chou C, Chu P S. The abrupt shift of typhoon activity in the vicinity of Taiwan and its association with western North Pacific-East Asian climate change. *Journal of Climate*, 2009, 22: 3617-3628.

## Changes of Intensity and Frequency of Typhoon Heavy Rainfall Events in Eastern Taiwan during 1960–2009

CHANG Poyu

(Department of Culture and Natural Resources, NUTN, Tainan 70005, Taiwan)

**Abstract:** In this study, the typhoon rainfall data of Ilan, Hualian, Chengkung, Taitung, Dawu and Lanyu weather stations located in eastern Taiwan during 1960-2009 are concerned. With the criteria of the issuing of typhoon warnings and 24-hours maximum rainfall above 50 mm, typhoon-induced heavy rainfall events were identified. Trend change and periodic change in the series of 24-hours maximum rainfall are taken as the intensity indicator and the annual number of heavy rainfall events was examined by using some nonparametric statistical methods. The results of data collation show that the number of target events ranges from 117 to 151 stations within the target period of study. Station-based analysis demonstrated that no significant change was found in the intensity series of typhoon heavy rainfall events in the study area. In contrast, there is a periodic increase in frequency of typhoon-induced heavy rainfall events. This change also implies that potential of hydrological and geological hazards will become higher. It is required that all these hazards be taken notice of in the future for disasters prevention.

**Key words:** typhoon heavy rainfall; intensity; frequency; trend change; periodic change; eastern Taiwan

本文引用格式:

张伯宇. 近 50 年台湾东部台风强降雨事件的强度与频率变化特征. *地理科学进展*, 2012, 31(1): 46-55.