

# 1951-2005 年台灣極端降雨事件 發生頻率之變化

盧孟明 陳佳正 林昀靜

中央氣象局氣象科技中心

(中華民國九十五年六月六日收稿；中華民國九十六年四月十九日定稿)

## 摘 要

本文分析了台灣的台北、台中、台南、花蓮與台東五個測站七種延時(1hr, 3hr, 6hr, 12hr, 24hr, 48hr 以及 72hr)的極端降雨事件發生頻率的長期變化特徵。線性變化趨勢分析方法採用二項邏輯迴歸法(binominal logistic regression)，時間序列轉折點分析(abrupt change point analysis)則採用 Mann-Whitney-Pittitt 無母數檢定與卜瓦松分佈(Poisson distribution)為主體的貝氏轉折點分析(Bayesian Analysis)兩種方法判定。

根據五十五年(1950-2005)時雨量資料的分析結果發現，在極端降雨事件年發生率的線性變化長期趨勢方面，只有台北測站的七種延時的極端降雨事件皆有增加的趨勢，花蓮的短延時(<6hr)極端降雨事件也有增加的趨勢，而台中台南兩站的極端降雨事件頻率沒有明顯的變化趨勢。

時間序列轉折點的分析結果顯示只在台北、台中測站偵測到達 5%統計顯著水準的極端降雨事件頻率的轉折點，轉折點的年份雖因事件延時而異，但主要分布在 1967 年和 1978 之間。採用十年累計的極端降雨頻率可更清楚辨識轉折點年份，台北測站的一小時延時極端事件的轉折點出現在 1974-1983 年，花蓮的轉折點出現在 1975-1984 年，台東則出現在 1979-1988 年，轉折點之後的頻率高於轉折點之前，顯示台灣東北部的短延時極端降雨事件發生頻率在 1979 年之後確有增多的跡象。台北、花蓮、台東的短延時極端降雨事件雨量佔全年雨量比例的高峰期出現在 1983-1998 年，然而極端事件占台中、台南全年雨量比例在 1983 年之後卻是偏低，1989-2003 年是個低谷。換言之，降雨強度在台中、台南近年來沒有加強的，甚至在 1979 年之後有減少的趨勢。

本研究的分析結果顯示台灣有必要加強研究大尺度氣候背景場的年代際變化，探討這些年代際變化如何影響台灣附近的颱風梅雨特性以及因複雜地形而產生的小區域氣候特徵的差異。

關鍵詞：極端降雨長期變化、水文氣候、氣候統計分析

## 一、前言

全球暖化的現象正在發生(NCDC 2005)。氣候暖化可能造成降雨強度增強和高強度降雨事件更加頻繁，對人類的生活甚至生命造成直接的影響或威脅。頻率高或強度大的豪雨可使河川流量驟增，加速地表侵蝕作用，造成水資源儲放的困難與山崩地滑災害的惡化。2004年的敏督利颱風為花蓮帶來破紀錄的雨量強度（陳與盧2006a），研究台灣極端降雨事件的強度和頻率長期以來如何變化以及和全球氣候變遷有何關係無疑已是一個刻不容緩的課題。

氣候變化可分為週期或似週期性（periodical，如聖嬰現象）與非週期性（nonperiodical，如線性趨勢和突變等）兩種，本文的探討範圍以後者為主。以往在台灣豪大雨或極端降雨的長期變化這方面的研究並不多。鄒等(2002)發現台灣西部地區五至七月的豪(大)雨發生次數的年際變化與南海地區同樣月份的季內振盪強度的年際變化有正相關的關係。陳與汪(2000)分析1930-97的資料發現台灣的秋雨（9~11月）有準二十年振盪現象，東部的變化強度高於西部；吳明進等(2002)以因子分析及多窗譜分析方法根據日降水量變化的特徵將台灣劃分成六區，並發現花蓮附近地區日降水量變率最高；盧與麥(2003)則利用台灣測站與 Dai et al. (1997)提供的長期月雨量資料分析1920-1995年的雨量長期變化特徵，除了指出雖然75年來台灣的全年累積雨量沒有明顯的線性變化趨勢但夏季（秋季）減少（增加）趨勢明顯之外，還發現台灣和全球的平均降雨長期變化趨勢不盡相似，東亞的雨量變化特徵有明顯的區域與季節性差異。另外，汪(2004)以水資源與環境的觀點分析台灣的近百年資料發現雨量南減北增的差異持續加強，隨著年降雨時數的減少年平均降雨強度有上升的趨勢。

如何辨識氣候上的突變或是一個時間序列的轉折點(change point)近年來受到廣泛的重視，主要因為資料顯示如北太平洋海溫等不少氣候因子具有年代際變化的特徵。Yasumaka and Hanawa (2002)分析1899-1998期間顯著(significant)又有系統(systematic)的北太平洋海溫型轉換(regime shift)，發現1950年之後出現了四次轉換，分別發生在1957/58, 1970/71, 1976/77, 1988/89。類似的轉換時間點也曾被多位作者提出(Graham et al. 1994, Trenberth and Hurrell 1994, Wang 1995)。Chang et al. (2000)指出太平洋海溫高低會影響副熱帶高壓的強弱，進而影響華南梅雨的多寡以及華南和長江梅雨的相位關係。Ho et al. (2004)則發現副熱帶高壓強弱明顯反映在西北太平洋颱風路徑的傾向。平均而言，副高在1980-2001期間比在1951-79偏強，因此1980-2001年從太平洋往南海的西行颱風和在135°E以東就轉北的北行颱風的比例偏高，而從熱帶西太平洋暖池往東海以西北方向行進的颱風比例則偏少。顯然，極端降雨事件頻率轉折點的辨識將有助於日後進一步了解台灣水文氣候的影響因素和機制。

一個降雨事件是否會導致坡地災害取決於短延時（小於1日）的雨量多寡，而一個降雨事件是否會釀成洪災則取決於較長延時（1-3日）的累積雨量多寡。無論如何，延時和雨量是強降雨致災的兩個重要參數，屬於長時期平均雨量（如：年降雨率）所無法解析的部份。世界氣象組織定義的雨量強度以每小時累積雨量為標準。因此，本研究選擇以五十五年的時雨量資料為根據分析台灣極端降雨事件的雨量極值或發生頻率的變化。極端降雨事件乃指統計上發生機率極小的強降雨事件而言。若以TH代表極端降雨事件的雨量門檻（閾值），則雨量大於TH的事件每年發生機率不超過10%者才能稱得上是一個氣候的極端降雨事件。極端降雨事件的雨量閾值判定方法的

詳細說明可參考陳與盧(2007)，本文的極端事件是按照該文計算超越機率(EP)為 1%、5%、10% 的閾值判定。本文選用的 5 個台灣測站亦與陳與盧(2007)相同，都是在 1951-2005 年這段期間時雨量資料齊全的測站。在線性趨勢分析方面採用了二項邏輯迴歸(Binomial Logistic Regression)法(Frei and Schar 2001, Zhai 2005)，時間序列的轉折點分析則採用 Mann-Whitney-Pittitt(MWP)無母數檢定與以下瓦松分佈(Poisson distribution)為主體的貝氏分析(Bayesian Analysis, 簡稱 BAY)方法。Kiely(1999)曾利用 MWP 法來檢驗愛爾蘭當地的降雨與河川流量氣候變化，研究發現 1975 年左右年降雨量與河川流量都在其後有著顯著的增加趨勢；Franks(2002)同樣利用此法來確立澳洲地區的年洪水量變化的時間點，並指出洪水頻率估計需考慮氣候變遷因素而更新；Li et al. (2005) 也應用了此法分析澳洲西南部的年最大日降雨量與冬夏季最大日降雨量的時間序列，結果在 1965 年左右發現了一個極端降雨提升的轉折點。Tapsoba et al. (2004) 利用貝氏單轉折點模式來分析非洲西部 1950-90 期距的雨量變化，發現不論是單一格點或是空間形勢都可辨識出這段期間內有一個顯著

的轉折點，而 Chu and Zhao (2004) 提出並應用貝氏分析來決定中北太平洋的熱帶氣旋發生數量的轉折點，建立了假設檢定之階層式流程並判定轉折點發生在 1982 年的可能性最大。這些研究顯示時間序列轉折點的判定是國際間共同關心的問題，也是描述區域氣候變化特徵的一項基本參數。

本研究所使用的資料在第二章說明；第三章則簡單說明判定變化的線性趨勢和轉折點的統計方法，讀者若對統計方法不感興趣可略過此章直接閱讀下一章的分析結果；第四章討論各測站極端降雨頻率的線性變化趨勢和辨認是否有轉折點存在的計算結果；第五章為總結。

## 二、資料

本文分析了台灣 1951-2005 年期間品質最佳的五個氣象測站的時雨量資料(陳與盧 2007)，這五站分別是台北，台中，台南，花蓮以及台東。陳與盧(2007)詳細說明了極端降雨的判定方法，根據該文的表一，本文整理出 1951~2005 年 5 個測站的 7 種延時 (1hr, 3hr, 6hr, 12hr, 24hr, 48hr 以及 72hr) 雨量分別超過了 4 種超越機率 (1%，

表一 台北測站之二項邏輯迴歸結果，7 種延時 4 種超越機率之極端降雨量頻率序列的迴歸斜率係數值之顯著程度， $\oplus$  ( $\ominus$ ) 表示達到 1% 顯著水準的上升 (下降) 趨勢， $\oplus$  ( $\ominus$ ) 表示達到 5% 顯著水準的上升 (下降) 趨勢，+ (-) 表示達到 10% 顯著水準的上升 (下降) 趨勢，而 + (-) 表示有上升 (下降) 趨勢但不顯著。

Station	Duration							
	Hualien	1hr	3hr	6hr	12hr	24hr	48hr	72hr
EP=1%		$\oplus$	+	+	+	$\oplus$	$\oplus$	+
EP=5%		$\oplus$	$\oplus$	$\oplus$	+	+	+	+
EP=10%		$\oplus$	$\oplus$	+	+	+	+	+
EP=33%		$\oplus$	+	+	-	+	-	-

5%、10%以及 33%) 閾值，共有  $5 \times 7 \times 4 = 140$  個降雨事件序列，作為雨量強度和頻率變化趨勢的分析基礎。為避免小雨事件污染對超越機率閾值的估算，本研究排除了時雨量小於 5 mm/hour 的事件不計。

### 三、方法

#### (一) 趨勢變化分析

趨勢變化分析方法可分為無參數方法和有參數方法兩種。無參數法不需要限定資料母體的機率分佈，常用的方法有 Mann-Kendall 法 (Alexander et al. 2006; Zhai et al. 2005; Zhang et al. 2001; Kunkel et al. 1999)；有參數法則須限定母體的機率分佈型態。Frei and Schar (2001)指出極端降雨的年發生率可用二項分佈(binomial distribution)模擬，如此就可以用廣義線性模式(generalized linear models, GLM)的邏輯迴歸(logistic regression)法分析資料的長期線性變化趨勢，簡稱為二項邏輯迴歸法(binomial logistic regression)，也是本文採用的方法。二項邏輯迴歸法假設資料（即極端降雨事件的出現）的機率分佈屬於二項分佈，而發生特定事件的頻率  $\pi$ （如年  $m$  日中發生  $n$  次極端降雨）會隨時間改變。 $\pi$  是否有一種線性的變化趨勢，則須用邏輯迴歸分析檢視。

初始極端降雨頻率出現機率的時間線性迴歸方程可以下式表示：

$$\eta(\pi) = \alpha + \beta \cdot t, \quad (1)$$

邏輯迴歸慣用正準邏輯(canonical logit)鏈結將迴歸鏈結轉換至機率值域範圍  $\pi \in [0, 1]$ ，關係如下：

$$\eta(\pi) = \text{logit}(\pi) \equiv \ln\left(\frac{\pi}{1-\pi}\right), \quad (2)$$

由此，初始之線性迴歸方程可整理成：

$$\pi = \frac{\exp(\alpha + \beta \cdot t)}{1 + \exp(\alpha + \beta \cdot t)}. \quad (3)$$

推估出趨勢斜率參數  $\beta$  後，即可檢驗其顯著程度以確定樣本是否存在線性變化趨勢。截距( $\alpha$ )與斜率( $\beta$ )參數都可以利用以費雪矩陣(Fisher scoring matrix)為計算核心的 Newton-Raphson 遞回方法計算(McCullagh 與 Nelder, 1989)。算出二項邏輯迴歸係數後，可利用對數概似比統計量(log-likelihood ratio statistic, 簡稱 LLRS)(Flury, 1997)來檢定虛無假設  $H_0: \beta=0$ 。因對 LLRS 符合凱氏(Chi-square)分佈，故可設定 p-value 來判定是否接受或拒絕虛無假設：

$$\begin{aligned} &\text{Accept } H_0 \quad \text{if } \text{LLRS} \leq c \\ &\text{Reject } H_0 \quad \text{if } \text{LLRS} > c, \\ &c \sim \chi_{p-q}^2 (1 - \text{pvalue}) \end{aligned} \quad (4)$$

假定拒絕虛無假設，即代表時間序列有線性變化趨勢，趨勢的方向則視斜率參數  $\beta$  的符號而定。

#### (二) 時間序列轉折點分析

本研究採用的 MWP 無母數檢定與以下瓦松分佈(Poisson distribution)為主體的 BAY 法簡述如下。

##### 1. Mann-Whitney-Pittitt (MWP)方法

MWP 為由 Pittitt(1979)發展的一種無母數統計方法，用以辨識一時間序列是否存在有轉折點(change point)。假定一長度  $T$  的時間序列  $X(x_1, \dots, x_T)$  可被切割為兩段樣本序列，表示為  $x_1, \dots, x_t$  和  $x_{t+1}, \dots, x_T$ ，利用此資料可簡單計算出對於  $t$  之指標值  $V(t)$  與  $U(t)$ ：

$$V_{t,T} = \sum_{j=1}^T \text{sgn}(x_t - x_j) \text{ for } t = 1, \dots, T$$

$$\begin{cases} \text{sgn}(x) = 1, \text{ if } x > 0, \\ \text{sgn}(x) = 0, \text{ if } x = 0, \\ \text{sgn}(x) = -1, \text{ if } x < 0. \end{cases} \quad (5)$$

$$U_{1,T} = V_{1,T},$$

$$U_{t,T} = U_{t-1,T} + V_{t,T}, \text{ for } t = 2, \dots, T,$$

由此得到  $T$  個對應於不同  $t$  之計算指標值  $V(t)$  與  $U(t)$ ，而  $U(t)$  為由  $V(t)$  計算而來，此值簡單解釋即為各可能的轉折點  $x_t$  相較於其他各點之累加優勢次數，因此根據此值絕對最大值即代表此序列最可能之轉折點， $K_T = \max |U_{t,T}|$ 。對於決定出之轉折點的統計顯著程度，可用 Mann-Whitney-Wilcoxon 檢定統計量 ( $Z_c$ ) 檢驗，此二序列 (轉折前後) 期望值相同的假設被拒絕之條件為  $|Z_c| > u_{1-\alpha/2}$ ， $u_{1-\alpha/2}$  為在  $(1-\alpha/2)$  等分位下之標準常態分佈值， $\alpha$  即為顯著水準。而統計量  $Z_c$  值可由下式計算：

$$Z_c = \frac{\sum_{t=1}^{N_1} R(y_t) - N_1(N_1 + N_2 + 1)/2}{[N_1 N_2 (N_1 + N_2 + 1)/12]^{0.5}}, \quad (6)$$

上式中需將原時間序列切割為二分離序列  $y_1, \dots, y_{N_1}$  與  $y_{N_1+1}, \dots, y_{N_2}$ ，( $N_1 + N_2 = T$  分別代表二序列之個數)，再將原序列作漸增排序而得到一新序列  $z_t, t=1, \dots, T$ ，由此  $R(y)$  即指  $y_t$  在新序列  $z_t$  的順位值；分析轉折點時， $N_1$  等於  $K_T = \max |U_{t,T}|$  時之  $t$ ， $Z_c$  亦會在同時達到最大值。

## 2. 貝氏轉折點分析 (BAY) 法

本研究採用的第二種時間序列轉折點分析方法為貝氏轉折點分析法，簡稱為 BAY 法，比 MWP 法複雜。以貝氏稱之乃因方法中運用了事前資訊 (prior information) 與事後機率 (posterior probability) 的觀念。此法計算步驟可歸納為四，

第一為建立資料假設分佈，第二為建立假設檢定模式，第三為計算事前資訊，最後一步為進行假設檢定分析。BAY 法和 MWP 法最大的差別在於前者需要先決定強降雨事件發生機率的分佈型態，而後者無此需要。換言之，BAY 考慮的是一段時期與另一段時期間的統計差異性，MWP 則僅考慮從前一個時間至下一個時間轉變的幅度，因此利用兩種不同方法辨識出的轉折點不一定相同。本研究僅確認兩種方法都偵測到並差距小於三年的轉折點為真正的轉折點，基本想法是要根據 BAY 法確定轉折點前後的各十年樣本機率分佈確有改變，而根據 MWP 法找到轉折變率最大的時間點。

極端降雨的年發生率除可以前述的二項分配約略描述外，許多文獻也指出可以用卜瓦松分佈 (Poisson distribution) 來描述 (Chu 與 Zhao, 2004; Dong, 2004; Egozcue 與 Ramis, 2001)，並且可依據 Keim 與 Cruise (1998) 所導出的 R 比率統計量來先行檢驗此發生率是否符合定常率的卜瓦松歷程，若不符合定常率 (即存有趨勢與轉折性變化) 的卜瓦松歷程，則可以伽瑪分佈 (gamma distribution) 來計算有事前資訊 (Epstein 1985) 作為輸入的變率卜瓦松分佈：

$$P(r | \lambda, T) = P(r | r', T', T) = \int_0^{\infty} P(r | \lambda, T) f(\lambda | r', T') d\lambda$$

$$d\lambda = \int_0^{\infty} \left[ e^{-\lambda T} \frac{(\lambda T)^r}{r!} \right] \left[ \frac{T'^{r'} \lambda^{r'-1}}{\Gamma(r')} e^{-\lambda T'} \right] d\lambda \quad (7)$$

$$d\lambda = \frac{\Gamma(r+r')}{\Gamma(r') r!} \left[ \frac{T'}{T+T'} \right]^{r'} \left[ \frac{T}{T+T'} \right]^r,$$

其中  $r = 0, 1, \dots$  可視為極端降雨發生次數， $r'$  與  $T'$  為事前資訊 (prior information) 參數需大於零，另外  $\lambda$  即為卜瓦松分佈強度參數， $T$  為固定時間單位，皆須大於零。

接續第二步建立檢定模式為假設降雨時間序列有否轉折點存在，假設檢定模式可簡單定義為：虛無假設  $H_0$ ， $\tau$ （轉折點）不存在；與對立假設  $H_1$ ， $\tau$  存在。兩種假設的卜瓦松分佈強度參數分別對照不同的事前資訊組合，在  $H_0$  假設情況下， $\lambda \sim \text{gamma}(r', T)$ ；而在  $H_1$  假設情況下， $\lambda_1 \sim \text{gamma}(r_1', T_1')$ ， $\lambda_2 \sim \text{gamma}(r_2', T_2')$ ，1 與 2 下標的差別在於  $\tau$  轉折點前與後的關係，由此可知有四個事前資訊參數  $r_1'$ ， $T_1'$ ， $r_2'$ ， $T_2'$  必須先設定。

第三步驟為計算事前資訊參數。依照 Chu and Zhao(2004)和 Carlin and Louis(2000)的計算方法，可利用前二動差即樣本平均值與樣本變異數來推估事前資訊參數

$$\hat{T}' = \frac{m_r}{s_r^2 - m_r} \tag{8}$$

$$\hat{r}' = m_r \hat{T}'$$

式中  $m_r$  即為樣本平均值， $s_r$  即為樣本標準差。這個方法的缺點是當樣本平均值非常接近樣本變異數，或是樣本平均值大於樣本變異數時無法計算。本研究由於無其他事前紀錄資訊，採取以序列起始 10 年(1951-1960)與最末 10 年(1996-2005)作為計算對立假設的事前資訊，而虛無假設則以此二者的平均代表。

計算出事前資訊參數( $\hat{T}'$ ， $\hat{r}'$ )後，二假設檢定下之分佈即可確立，然後用貝氏方法推導二假設之事後機率值(posterior probability)：

$$P(H_i | r) = \frac{P(r | H_i)P(H_i)}{\sum_{i=0}^1 P(r | H_i)P(H_i)}, \quad i = 0, 1. \tag{9}$$

其中  $r = [r_1, r_2, \dots, r_n]'$  為每年觀測發生次數。在此計算式中在二假設條件下發生次數機率項可由式(9)之概似方程推得，由於沒有任何前提條件可區別二假設的不同，二假設之發生事前機率可先以

均勻分佈(uniform distribution)給定其發生值，即  $P(H_0) = P(H_1) = 0.5$ ；接著以貝氏因子(Bayes factor)作為輔助評判指標判別何種假設較為顯著：

$$B = \left[ \frac{P(H_1 | r)}{P(H_0 | r)} \right] / \left[ \frac{P(H_1)}{P(H_0)} \right] = \frac{P(r | H_1)}{P(r | H_0)}. \tag{10}$$

Raftery (1996)指出若  $[2\ln B]$  落入 0~2 範圍，則對立假設  $P(H_1 | r)$  為不顯著，而若  $[2\ln B]$  值落入 2~6 範圍，則對立假設可達正向顯著，而若  $[2\ln B]$  大於 6，代表的是對立假設有非常強烈的顯著程度。

### 四、結果與討論

#### (一) 極端降雨強度變化 - 與總體降雨比例

為了增加對極端降雨事件的認識，我們先檢視不同等級降雨事件的累積雨量在全年總雨量所占比例。圖 1 是以 55 年樣本長度統計五個測站四種強度的降雨事件累積雨量分別占全年總雨量的比例。雨量強度的定義為每小時雨量，故同等於延時 1 小時的降雨事件的雨量值。圖 1 顯示各站

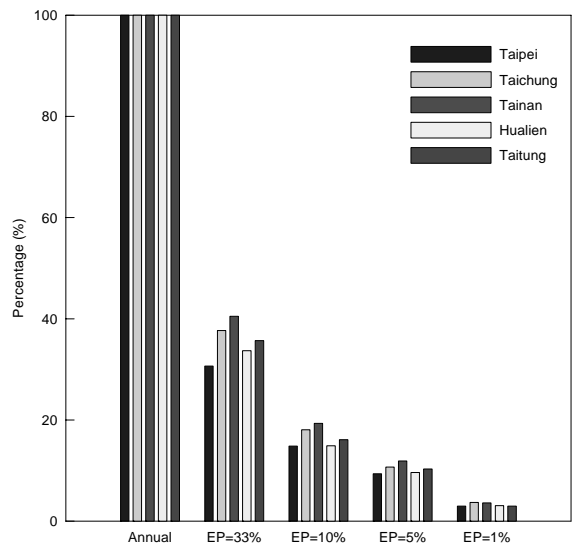


圖 1 台北、台中、台南、花蓮、台東，五個測站 1 小時延時降雨事件各超越機率下之累計雨量與年降雨總量平均百分比例。

之間的比例差異不大， $EP \leq 33\%$ 的事件累積雨量幾乎占年降雨量的 30%， $EP \leq 10\%$ 的事件也占年降雨量的 15%以上，反映出台灣地區雖然降雨頻繁，但是雨量來源對較少發生的強降雨事件依賴仍高。

每年的極端事件雨量在年降雨量所占比例有相當明顯的年際變化。圖 2 是  $EP \leq 5\%$  降雨事件雨量在年總雨量所占比例距平的時間序列，台北測站極端降雨事件所占比例在 1976 年之後有增加的趨勢，而 1977-1998 年期間花蓮和台東測站的極端降雨比例相對於 1977 年以前明顯偏多，年際差距可達 30% 的年雨量以上。台中在 1978-2000 這些年極端降雨的雨量比例明顯偏低而 1957-1977 期間極端降雨所占比例雖有震盪，比例偏高的次數還不少。反觀台南，雖離台中僅數十公里，卻沒有類似於台中的變化，極端降雨的雨量比例在 1978-1994 年反而偏高，顯示極端降雨事件的年際變化可有明顯的地區性差異。

## (二) 逐年極端降雨發生頻率線性變化趨勢

圖 2 顯示台北測站的極端事件雨量在總雨量所占比例似有增加的趨勢。為確定近五十年的極端降雨事件的發生頻率是否有顯著的變化，五個測站  $EP \leq 5\%$  和  $EP \leq 33\%$  等級的一小時延時降雨事件發生頻率的變化顯示在圖 3。圖 3 顯示台北、花蓮、台東三個測站變化的一致性較高， $EP \leq 33\%$  和  $EP \leq 5\%$  事件的發生頻率都達到了 5% 統計顯著水準的增加趨勢，變化趨勢的特徵在台北(圖 3a)最明顯。

五個測站 7 種延時的 4 種( $EP \leq 1\%$ , 5%, 10%, 33%)降雨事件發生頻率的線性變化趨勢計算結果整理在表一至五。上升(下降)趨勢以「+」(「-」)符號代表，變化趨勢的統計顯著性檢驗

則根據對數概似比統計量(LLRS)檢定分為極顯著(1%)，顯著(5%)，略顯著(10%)三種水準。結果顯示台北測站的極端降雨事件發生頻率的線性變化趨勢遠比其他的測站明顯，以  $EP \leq 10\%$  事件為例，7 種延時事件的年發生率都呈現增加趨勢並且都達到 1% 的統計顯著程度，這個結果和我們在圖 1 看到的增加趨勢特徵一致。另外，花蓮站 1、3 小時延時的極端降雨事件年發生率也有顯著的增加趨勢，但延時在 12 小時以上的事件發生頻率並沒有顯著的變化趨勢。

$EP \leq 1\%$  的極端降雨事件因每年發生的次數不多，容易受到單一天氣系統的影響。為降低這種影響，接下來將以十年的區間統計極端降雨事件降雨占總雨量的比例，以突顯強降雨的長期變化特徵。圖 4 清楚顯示台北、花蓮、台東的一小時延時極端降雨事件的累積雨量在總雨量所占比例近二十年來明顯增加了。花蓮的極端事件比例最低的十年出現在 1968-1977 年，台東出現在 1960-1969 年，台南的 1986 年以前的最低期出現在 1971-1980 年，台北測站在 1986 年以前的最低期則出現在 1962-1971 年。台北、花蓮、台東測站的極端事件所占比例偏高期間都出現在 1981-1998 這段期間，台中和台南在 1986 年之後極端事件所占比例均普遍偏低。

台中的雨量變化在五個測站當中表現得相當獨特，與台北的變化幾乎成反相位的關係(圖 4)。台中測站距中央山脈不遠，海拔高度有 85.3 公尺；而台北測站較位於台北盆地，海拔高度 6.1 公尺。兩個測站雖然直線距離不遠，地形環境卻相當不同。仔細檢查各個測站的極端降雨事件發生原因，發現縱使是以十年累計極端事件發生頻率為基礎，分析結果仍然不可避免會受單一超強事件影響。例如，1959 年的艾倫(Ellen)颱風兩天

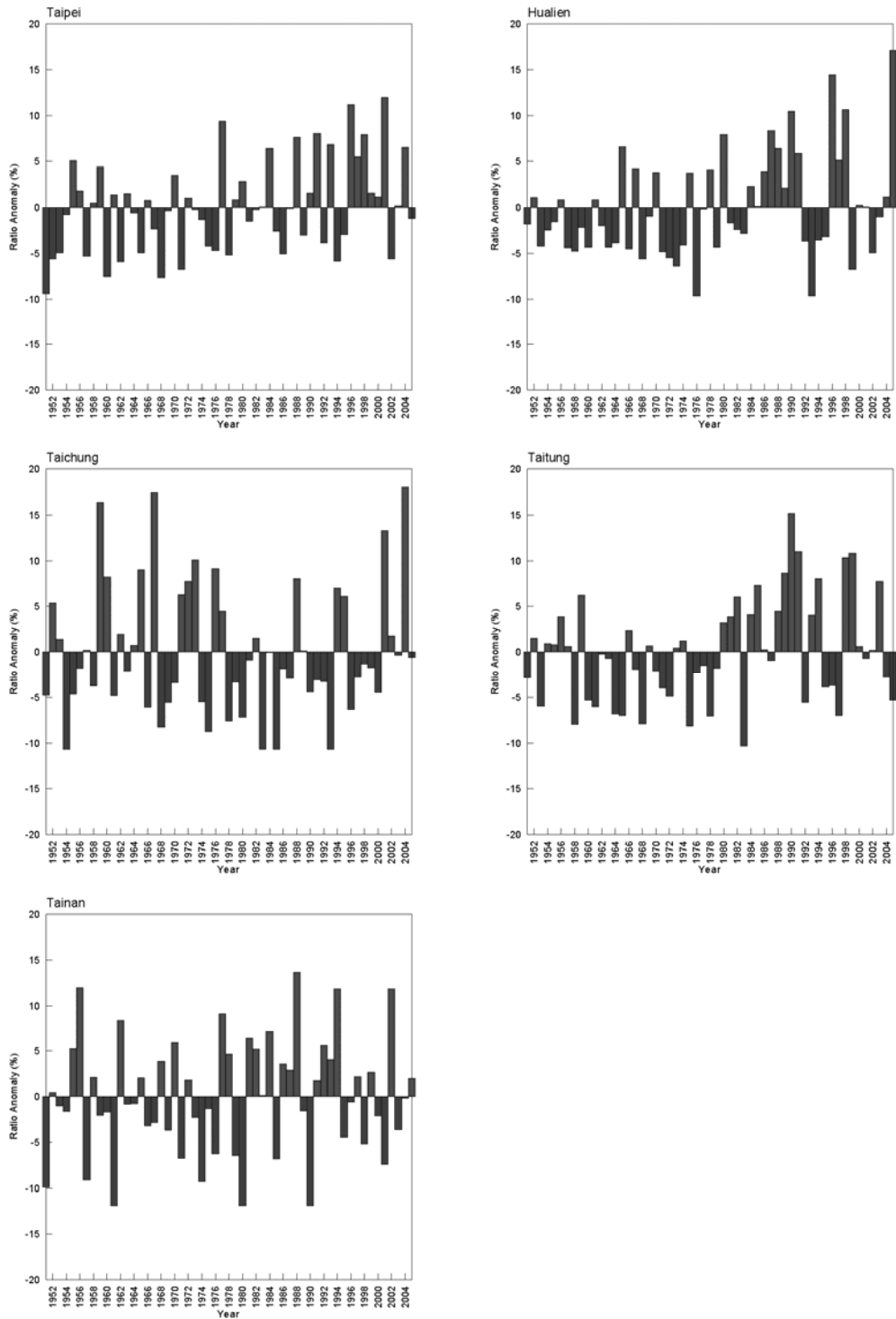


圖 2 延時 1 小時降雨事件極端降雨( $EP \leq 5\%$ )累計雨量與年降雨總量比例距平變化情形，分別為台北(a)、台中(b)、台南(c)、花蓮(d)及台東(e)。



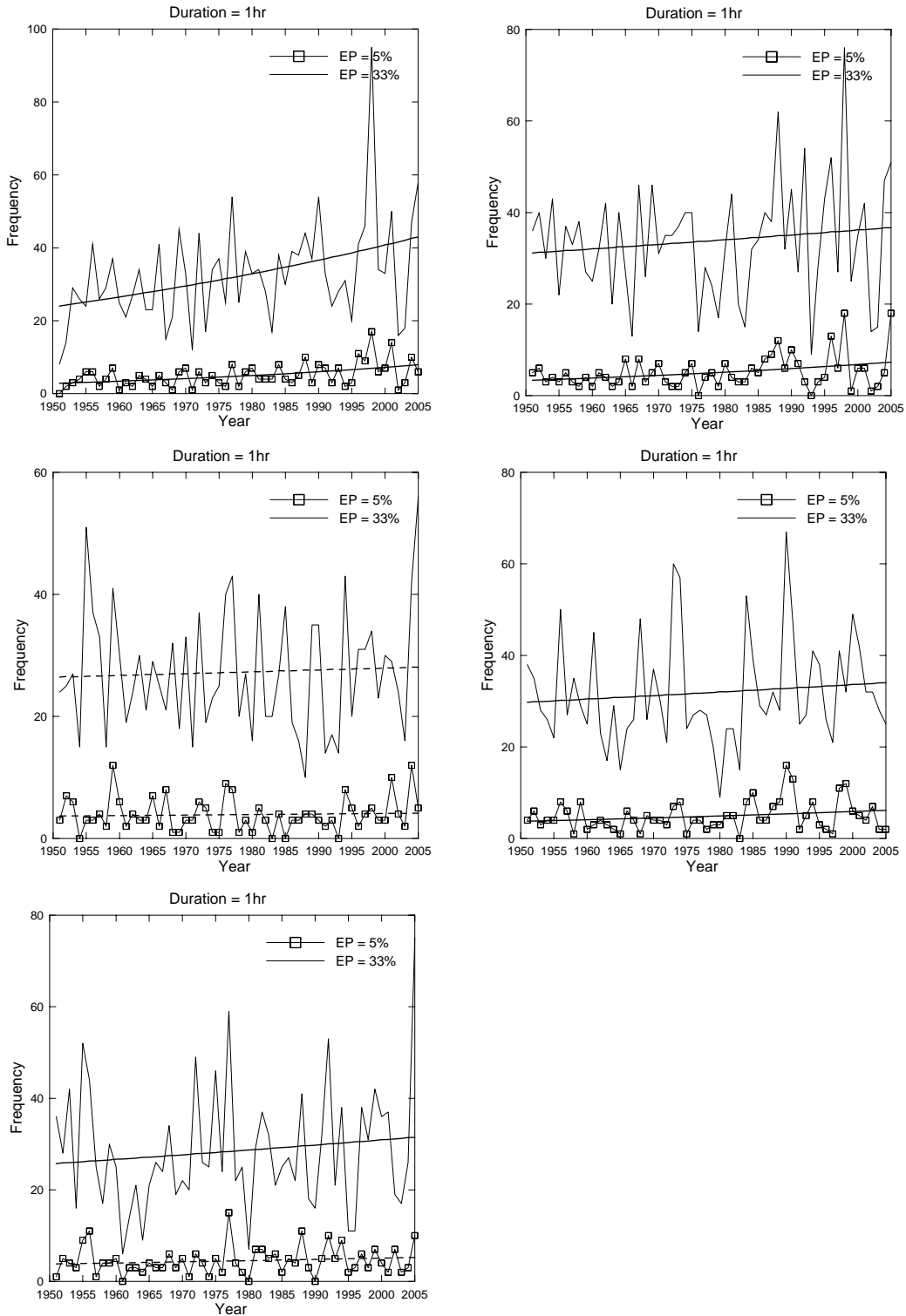


圖 3 1 小時延時 EP=5%與 33%之事件頻率時間序列，BLR 回歸曲線亦標註於圖上，超過 5%顯著程度以上者以實線表示，否則為虛線。圖分別為台北(a)、台中(b)、台南(c)、花蓮(d)及台東(e)。

表二 同表一，台中測站結果。

Station	Duration						
	1hr	3hr	6hr	12hr	24hr	48hr	72hr
Taichung							
EP=1%	+	-	+	+	+	+	-
EP=5%	+	+	-	-	-	-	-
EP=10%	+	+	+	-	-	-	-
EP=33%	+	+	+	⊕	+	+	⊕

表三 同表一，台南測站結果。

Station	Duration						
	1hr	3hr	6hr	12hr	24hr	48hr	72hr
Tainan							
EP=1%	-	-	+	+	+	+	+
EP=5%	+	+	+	+	+	+	+
EP=10%	⊕	⊕	+	+	+	+	+
EP=33%	⊕	+	-	-	-	-	-

表四 同表一，花蓮測站結果。

Station	Duration						
	1hr	3hr	6hr	12hr	24hr	48hr	72hr
Hualien							
EP=1%	⊕	+	+	+	⊕	⊕	+
EP=5%	⊕	⊕	⊕	+	+	+	+
EP=10%	⊕	⊕	+	+	+	+	+
EP=33%	⊕	+	+	-	+	-	-

表五 同表一，台東測站結果。

Station	Duration						
	1hr	3hr	6hr	12hr	24hr	48hr	72hr
Taitung							
EP=1%	⊕	⊕	⊕	+	+	+	+
EP=5%	⊕	+	+	+	+	-	+
EP=10%	+	+	+	-	-	-	+
EP=33%	+	-	-	-	-	-	-

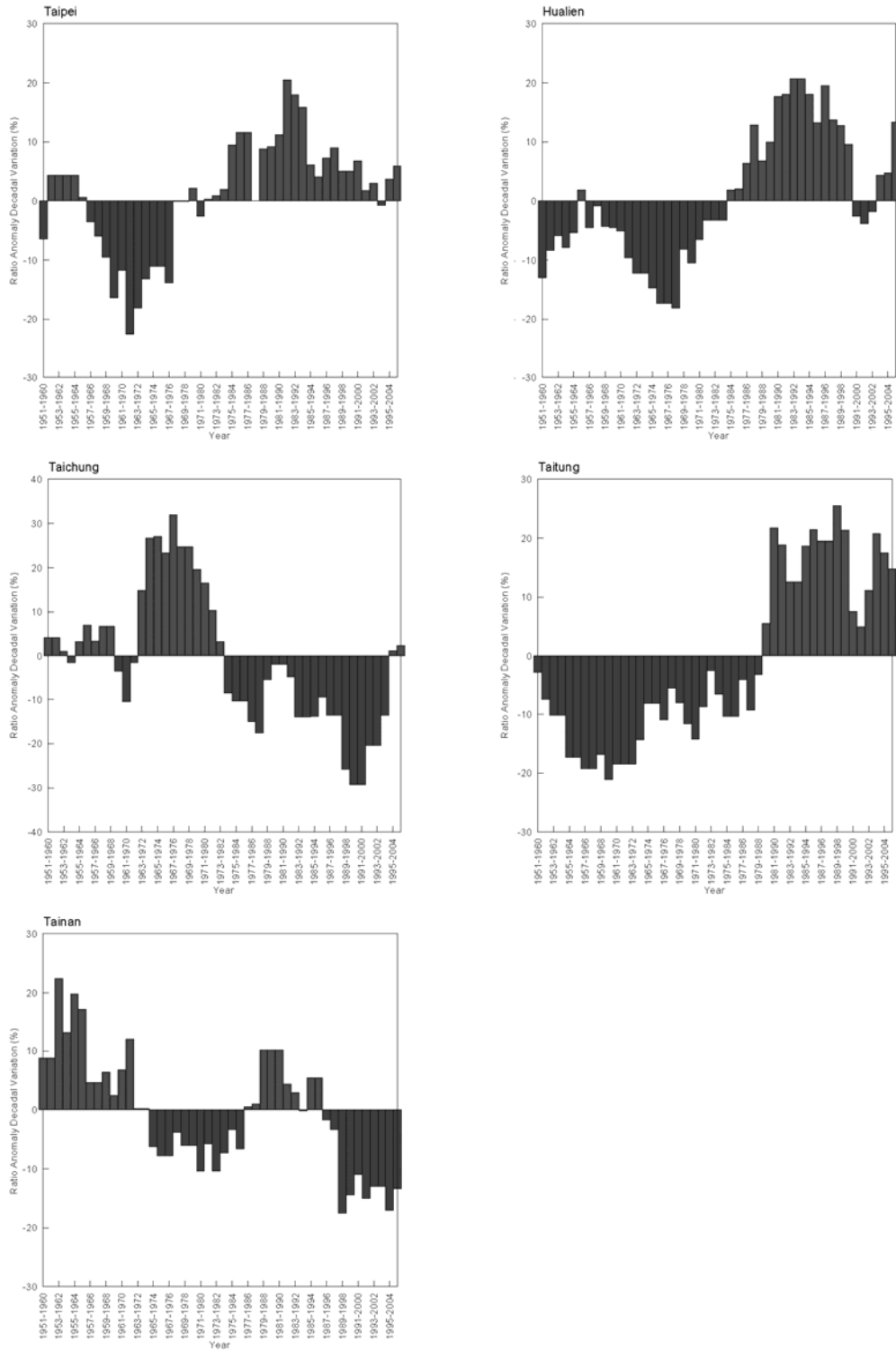


圖 4 以十年為區間統計  $EP \leq 1\%$  之極端降雨累計雨量佔總雨總量比例距平隨年份的變化，分別為台北(a)、台中(b)、台南(c)、花蓮(d)及台東(e)。

內為台中帶來了4次一小時延時的EP<1%極端強降雨事件，也是歷史上著名的八七水災，但是在台南僅發生一次同等級的強降雨事件，其他測站均沒有發生，可見極端降雨事件頻率的變化因素相當複雜，需另文討論極端降雨事件發生頻率和尺度氣候特徵與天氣系統的關係。

### (三) 氣候轉折點與極端降雨發生頻率

為確定台灣極端降雨事件發生頻率在近五十五年是否有轉折性的變化(abrupt change)和顯著的轉折點(change point)，本研究針對五個測站4種等級7種延時共140個極端降雨事件逐年發生頻率的時間序列進行分析。判定轉折點的方法使用了MWP和BAY兩種，只有當兩種方法偵測到的轉折點差距小於三年時轉折點才獲確認。結果發現僅台北站的極端降雨事件有顯著的轉折點，年份和特徵顯示在表六。延時1-3hr的極端降雨事件轉折點出現在1982-84年左右，延時48-72hr事件的轉折點出現在1976和1977年左右，延時6hr事件也在1975-77年左右有轉折點被辨識出

來；轉變趨勢都是極端事件的發生頻率由少變多。其他的測站因沒有偵測到顯著的轉折點，故略而不論。因為極端降雨事件每年發生的次數不多，容易受到單一天氣系統的影響（例如：一個颱風就可以產生多個事件），是以年與年之間的差異也比較大，不容易辨識和大尺度氣候因素有關的變化。加長統計極端降雨事件頻率的時間區間，可以達到類似低頻率波的效果，降低單一天氣系統的影響程度。因此，接下來以十年的區間統計極端降雨事件頻率，以突顯強降雨頻率的長期變化特徵。

從圖4可以發現若以十年為單位統計累積極端降雨事件的發生頻率能便於辨識轉折點的位置。根據MWP和BAY法分析十年累積的一小時延時極端降雨事件發生頻率的變化，五個測站的資料都可測到一個達5%統計顯著的轉折點，各站事件發生頻率隨時間的變化顯示在圖5a與b。圖5a和台北、花蓮和台東的極端事件頻率的長時期變化特徵相當類似，台北的轉折點出現在

表六 台北測站 Mann-Whitney-Pittitt 檢定與貝氏遽變分析結果，表示西元年最高機率之轉換點，x表示遽變轉換不顯著，+-符號表示經轉換點後序列平均改變為上升或下降，貝氏遽變分析當事前資訊計算失敗由\*\*表示，而當階層計算溢位由\*表示，而陰影部份為兩種分析結果差距小於三年者。

Station	Taipei	Duration						
		1hr	3hr	6hr	12hr	24hr	48hr	72hr
EP=1%	MWP	x	x	x	x	x	x	x
	BAY	*	1993+	1990+	**	1996+	**	1998+
EP=5%	MWP	1976+	1982+	x	x	x	x	x
	BAY	1988+	1983+	1969+	**	1966+	**	1984+
EP=10%	MWP	1983+	1968+	1975+	1976+	1968+	1976+	1976+
	BAY	1984+	1996+	1977+	1966+	**	1977+	1977+
EP=33%	MWP	1973+	1976+	1976+	1976+	1974+	1971+	1973+
	BAY	1986+	**	1996+	1988+	1985+	**	**

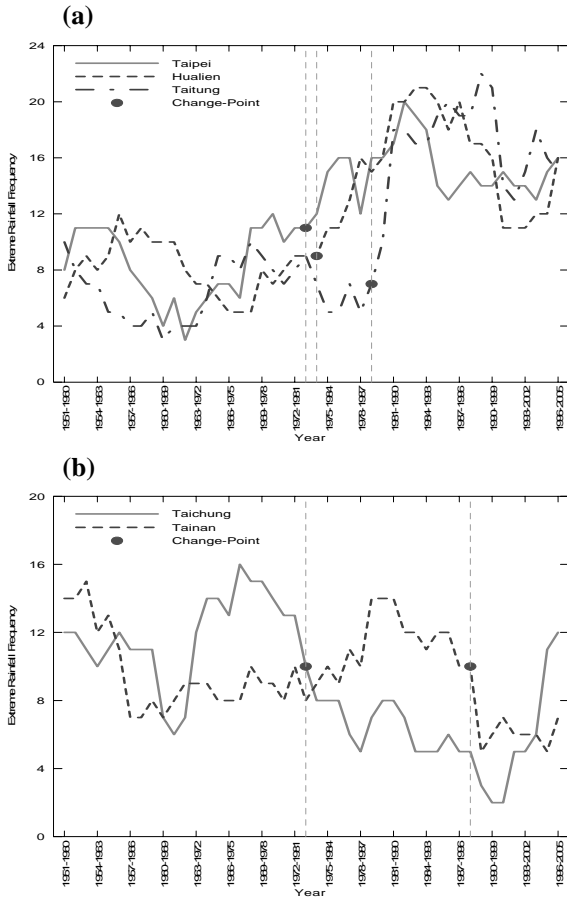


圖 5 根據 Mann-Whitney-Pittit 和貝式邊變分析 (Bayesian Analysis) 兩種方法分析十年累積的一小時延時超越機率小於 1% ( $EP \leq 1\%$ ) 的極端降雨事件發生頻率的邊變特性。以兩種方法偵測都達 5% 統計顯著性的轉換點 (Change Point) 標以「●」符號。(a) 實線為台北測站 (Taipei)、虛線為花蓮測站 (Hualien)、點虛線為台東測站 (Taitung)，(b) 實線為台中測站 (Taichung)、虛線為台南測站 (Tainan)。

1973-1982 年，花蓮出現在 1974-1983 年，台東則出現在 1979-1988 年，整體而言 1980 年之後的極端事件發生頻率有偏多的現象。不同於台北、花蓮和台東，圖 5b 顯示台中偵測到的轉折點出現在 1973-1982 年，從頻率偏多轉換至偏少，雖然在九十年代之後有回升的趨勢，但累積的資料尚不

足判定第二個轉折點的位置。台南最顯著的轉折點出現在 1988-1997 年，1957-1966 年的極端降雨頻率偏低，1976 年之後的頻率較多，至 1979-1988 達到高峰，但是在 1987-1996 出現轉折，頻率顯著下降。在台中的極端事件偏多而台南的極端事件偏少的這段期間 (1963-1976)，花蓮、台東的極端降雨事件頻率都是偏少。盧與陳 (2005) 分析五個測站的豪 (大) 雨十年累積發生頻率時發現東部 1981-99 年的豪 (大) 雨事件頻率明顯高於其他年份，本研究驗證了這一個發現。

## 五、結論與建議

本文用二項邏輯迴歸法分析了台灣五個測站 55 年 (1951-2005) 的 7 種延時 (1hr, 3hr, 6hr, 12hr, 24hr, 48hr 以及 72hr) 雨量分別超過了 4 種超越機率 (1%, 5%, 10% 以及 33%) 閾值降雨事件共 140 個序列的線性變化趨勢。結果發現台北測站的極端降雨事件變化趨勢遠比其他的測站明顯，近 55 年以來有上升的趨勢，花蓮極短時 ( $D \leq 6$  hr) 極端降雨事件發生頻率有增加的趨勢，表示雨量強度增強。另外，本文用 MWP 和 BAY 兩種方法分析 140 個序列以及以十年為單位的極端降雨事件發生次數的轉折點。逐年資料的計算結果顯示只有台北測站的極端降雨事件偵測到了達 5% 統計顯著水準的轉折點，並且不同延時的降雨事件的轉折點出現的年份也不同，短延時 (1-3hr) 事件的轉折點出現在 1982-84 年而長延時 (48-72hr) 事件的轉折點出現在 1976-77 年。若以十年累積的極端降雨頻率計算轉折點，台北測站的一小時延時極端事件的轉折點出現在 1973-1982 年，表示台北極端雨量頻率在 1976 年以後明顯增加了。花蓮的轉折點出現在 1974-1983 年，台東則出現在 1979-1988 年，明顯的變化都發生在 1979 年以

後。台中與台南雖然都在台灣西部並且距離不遠，但極端降雨事件頻率變化的相位並不類似，尤其是在 1957-1979 年期間台中的極端降雨事件偏多而台南的極端降雨事件略少。

Ho et al. (2004)發現 1980-2001 年的東海 (20°-30°N, 125°-135°E) 與菲律賓海 (5°-15°N, 135°-155°E) 的颱風比 1951-79 年減少，而南海 (15°-20°N, 110°-125°E) 的颱風則比 1951-79 年增加。這些變化很可能是由於 1979 年之後太平洋副熱帶高壓急劇增強(Change et al. 2000)所造成的。本研究發現台灣的極端降雨事件發生頻率自 1951 年以來的確也有明顯的變化，顯示有必要加強研究台灣的大尺度氣候背景場年代際變化，並探討這些年代際變化如何影響台灣附近的颱風降雨特性以及這些特性如何被地形影響而形成小區域的差異。

本報告分析的資料是氣象局測站長期資料品質最好的五個測站，使用較完整的機率分布方法統計極端雨量頻率和占年降雨量的比例，可以降低測站雨量品質對研究結果的影響。因強降雨往往發生在小區域，在觀測資料有限的條件下，五個測站結果不一致並不令人感到意外；如果測站分布更密，則可藉區域分析彌補資料長度不足的缺憾。本文雖然僅使用了五個測站的資料，但根據測站結果的相似性可以得到台灣西部的極端降雨事件沒有增加的趨勢，而北部與東部有增加的趨勢，為後續研究開啓一個思考方向，可說是達到分析五個測站資料的詮釋極限了。未來準備繼續分析山區與自動雨量站資料，以進一步了解台灣的水文氣候。

## 致 謝

本研究是在中央氣象局「氣候變異與劇烈天氣監測預報系統發展計畫」與國科會 NSC 94-2625-Z-052-009 與 NSC95-2625-Z-052-006 計畫的支持下完成。

## 參考文獻

- 汪中和，2004：臺灣降雨的長期變化及對環境的衝擊。自然與文化研討會，行政院農業委員會林業試驗所，三月，台北，50-54 頁。
- 吳明進、江志紅，2002：台灣地區日降水量變化的區域特徵。大氣科學，30(3)，259-273。
- 陳佳正，盧孟明，2007：台灣極端降雨氣候事件判定方法。大氣科學，35，105-118。
- 陳昭銘，汪鳳如，2000：台灣地區降雨之長期變化特性—秋雨之準二十年振盪。大氣科學，28(4)，343-362。
- 鄒治華，徐邦琪，柯文雄，2002：台灣五~七月豪(大)雨之中長期變化與季內振盪。大氣科學，30(1)，1-20。
- 盧孟明，麥如俊，2003：台灣與全球雨量長期變化研究(一)1920-1995 變化趨勢。大氣科學，31(3)，199-220。
- ，陳佳正，2005：豪大雨之頻率分析方法。氣象學報，46(1)，45-60。
- Alexander, L.V., X. Zhang, T.C. Peterson, J. Caesar, B. Gleason, A. Klein Tank, M. Haylock, D. Collins, B. Trewin, F. Rahimzadeh, A. Tagipour, P. Ambenje, K. Rupa Kumar, J. Revadekar, G. Griffiths, L. Vincent, D.B. Stephenson, J. Burn, E. Aguilar, M. Brunet, M.

- Taylor, M. New, P. Zhai, M. Rusticucci, J.L. Vazquez-Aguirre, 2006: Global observed changes in daily climate extremes of temperature and precipitation. *J. Geophys. Res.* (Atmospheres). (in press).
- Carlin, B. P., and T. A. Louis, 2000: *Bayes and Empirical Bayes Methods for Data Analysis*. Chapman & Hall/CRC, 419 pp.
- Chang, C. P., Y. Zhang, and T. Li, 2000: Interannual and interdecadal variations of the East Asian summer monsoon and the tropical sea-surface temperatures. Part 1: Relationships with Yangtze River Valley rainfall. *J. Climate*, 13, 4310-4325.
- Chu, P.-S., and X. Zhao, 2004: Bayesian change-point analysis of tropical cyclone activity: the central north Pacific case. *J. Climate*, 17, 4893-4901.
- Dai, A., I.Y. Fung, and A.D. Del Genio, 1997: Surface observed global land precipitation variations during 1900-1998. *J. Climate*, 10, 2943-2962.
- Dong, W., 2004: *Building a More Profitable Portfolio – Modern Portfolio Theory with Application to Catastrophe Insurance*. Reactions Publishing Group.
- Egozcue, J. J., and C. Ramis, 2001: Bayesian hazard analysis of heavy precipitation in eastern Spain. *Int. J. Climatol*, 21, 1263-1279.
- Epstein, E. S., 1985: *Statistical Inference and Prediction in Climatology: A Bayesian Approach*. Meteor. Monogr., No. 42, Amer. Meteor. Soc., 199 pp.
- Flury, B., 1997: *A First Course in Multivariate Statistics*. Springer, 713pp.
- Franks, S. W., 2002: Identification of a change in climate state using regional flood data. *Hydro.Earth Sys. Sci.*, 6(1), 11-16.
- Frei, C. and C. Schar, 2001: Detection probability of trends in rare events: theory and application to heavy precipitation in the Alpine region. *J. Climate*, 14, 1568-1584.
- Graham, N. E., 1994: Decadal-scale climate variability in the tropical and North Pacific during the 1970s and 1980s: Observations and model results. *Climate Dyn.*, 10, 135-162.
- Ho, C.-H., J.-J. Baik, J.-H. Kim, D.-Y. Gong, and C.-H. Sui, 2004: Interdecadal changes in summertime typhoon tracks. *J. Climate*, 17, 1767-1776.
- Keim, B. D., and J. F. Cruise, 1998: A technique to measure trends in the frequency of discrete random events. *J. Climate*, 11, 848-855.
- Kiely, G., 1999: Climate change in Ireland from precipitation and streamflow observations. *Advances in Water Res.*, 23, 141-151.
- Kunkel, K. E., K. Andsager, and D. R. Easterling, 1999: Long-term trends in extreme precipitation events over the conterminous United States and Canada. *J. Climate*, 12, 2515-2527.

- Li, Y., W. Cai, and E. P. Cambell, 2005: Statistical modeling of extreme rainfall in southwest western Australia. *J. Climate*, 18, 852-863.
- McCullagh, P., and J. Nelder, 1989: *Generalized Linear Models*. 2d ed. *Monogr. On Statistics and Applied Probability*, No. 37, Chapman and Hall, 511pp.
- NCDC, 2005: NCDC Climate of 2005 – Annual Report. <http://www.ncdc.noaa.gov/oa/climate/research/2005/ann/global.html>
- Raftery, A. E., 1996: Approximate Bayes factors and accounting for model uncertainty in generalized linear models. *Biometrika*, 83, 251-266.
- Tapsoba, D., M. Haché, L. Perreault, and B. Bobée, 2004: Bayesian rainfall variability analysis in West Africa along cross sections in space-time grid boxes. *J. Climate*, 17, 1069-1082.
- Trenberth, K. E., and J. W. Hurrell, 1994: Decadal atmosphere-ocean variations in the Pacific. *Climate Dyn.* 9, 303-319.
- Wang, B., 1995: Interdecadal changes in El Niño onset in the last four decades. *J. Climate*, 8, 267-258.
- Yasunaka, S., and K. Hanawa, 2002: Regime shifts found in the Northern Hemisphere SST field. *J. Meteor. Soc. Japan*, 80, 119-135.
- Zhai, P., X. Zhang, H. Wan, and X. Pan, 2005: Trends in total precipitation and frequency of daily precipitation extremes over China. *J. Climate*, 18, 1096-1108.
- Zhang, X., W.D. Hogg, and É. Mekis, 2001: Spatial and temporal characteristics of heavy precipitation events over Canada. *J. Climate*, 14, 1923-1936.



# Long-term Variations of the Occurrence Frequency of Extreme Rainfall Events during the Period of 1951-2005

Mong-Ming Lu Chia-Jeng Chen Yun-Ching Lin

Research & Development Center, Central Weather Bureau

(Manuscript received 06 June 2006; in final form 19 April 2007)

## ABSTRACT

The long-term variations of the occurrence frequency of the extreme rainfall events at five Taiwan stations are analyzed. The linear trend is determined by binomial logistic regression method. The change-point of the abrupt change during the period of analysis is determined by the nonparametric Mann-Whitney-Pittitt test and the parametric Bayesian analysis approach based on Poisson distribution.

Significant increasing trend of the occurrence frequency of the extreme rainfall events, with the durations of 1, 3, 6, 12, 24, 48, and 72 hours, is detected in the data of Taipei station. At Hualien, a station located at eastern Taiwan, the increasing trend of the extreme rainfall events with short durations ( $\leq 6$ hr) is detected. No significant trend is detected at Taichung, Tainan and Taitung.

A change-point significant at the 5% level is detected in Taipei's yearly frequency data of the extreme rainfall events with 7 different durations. Although the change-points of the events with different durations appear in different years, the change point of short-duration events occurred during 1982-84 and long-duration events occurred during 1976-77. The change-points of 10-year accumulative frequencies of the extreme 1-hr events are also detected. We find that 1983-1994 is a period with the most frequent extreme rainfall events in Taipei, Hualien and Taitung stations, while 1988-2003 is a period with the least frequent events in Tainan and Taichung. In other words, the rainfall intensity has decreased over south and western Taiwan, but increased over north and eastern Taiwan after 1979.

The findings in this study suggest the importance of understanding the relationship between the decadal-scale variations in large-scale atmosphere and sea surface temperature and its influence on Taiwan local climate. The complex terrain effect may significantly modify the influence of large-scale circulation and result in distinct contrast in the local climate responses.

**Key words:** Extreme rainfall variations, Hydro-climatology, Statistical climatology

