

台灣強降雨頻率遽變之研究

盧孟明 陳佳正

氣象科技研究中心

中央氣象局

摘要

從全球氣候變遷對農業、水土保持、氣象災害風險等層面的影響來看，氣候研究者需要評估每小時或每日的累積雨量的統計特性是否可能因氣候變化而改變，年平均雨量值對於評估氣候變化對社經影響的用處則較為有限。是以，本報告分析了1951至2004年台北、台中、台南、花蓮以及台東五個測站大於5mm/hr的時雨量紀錄，發現全年最大降雨序列沒有明顯的線性變化趨勢，但時間尺度在十年左右的年代際變化相當明顯。貝氏降雨遽變分析結果顯示，台北在1996年而東部在1988年有著明顯的氣候體制轉移的現象。本報告提出的降雨頻率變化分析結果可以作為檢驗欲探討全球氣候變遷對台灣影響的研究工具是否適當的驗證項目，即如果氣候模式無法合理描述台灣強降雨的年代際變化和氣候體制轉移的特徵，藉以評估百年變化的適當性則值得懷疑。

關鍵字：降雨強度、降雨頻率、水文氣候

一、前言

在氣候變遷的情境下，對於各種氣候因子在時間序列上的變化已逐漸成為非常重要的研究，而確立出其因子在年代中的主要位移時間點即是其中的一種。氣候的震盪波動本身可分為週期性(periodical，如El Niño)與非週期性(nonperiodical，如趨勢變化-trend variation、遽變-abrupt change等)兩種，非週期性或低頻變化與氣候變遷會對於生態系統造成極大的影響，這亦為我們為何要了解氣候因子的位移時間點之原因。其他例子如太平洋十年震盪(PDO)的研究，此些分析欲了解氣候系統的體制轉變(regime shift)，這對於應用層面如農業或水利界皆是不可或缺的。而降雨為非常重要的一種氣候因子，根據最新的IPCC報告(IPCC, 2001)發現，全球地區的降雨強度可能在增強，而且高強度的降雨事件頻率也可能在增加，強降雨事件對人類的生活甚至於生命有直接的影響，頻率高或強度大的豪雨能增加河川流量與地表侵蝕，造成水資源調配的困難與惡化山崩與地滑的災害。因此，本研究之觀點即著眼在台灣地區的強降雨變化。

台灣的水文氣候被錯綜複雜的亞洲與太平洋季風系統和複雜的地形綜合效應所控制，雨量頻率和強度的變化與季風和區域降雨形態密切相關。Wang and Lin (2002)提出了一個全面性的亞洲與太平洋夏季季風雨的時空架構。他們把亞洲與太平洋季風系統分成印度夏季季風(ISM)，西北太平洋夏季季風(WNPSM)和東亞夏季季風(EASM)三個季風次系

統，這些次系統的雨季雖不同，但有緊密連結的關係。水氣傳輸路徑在東亞夏季季風盛行期間受亞洲大陸和周遭海洋之間的海平面壓力距平對比的影響甚大。東亞沿岸區域在5到7月的主要水氣來源在印度洋和西太平洋，7月之後直到10或11月西北太平洋夏季季風撤退之前的主要的水氣來源則完全以西太平洋為主。在這些氣候背景條件下，台灣的雨量和降雨強度變化的控制因素脫離不了印度洋和西太平洋海溫高低與東亞的三個次季風系統的強弱變化。由於中央山脈對降雨系統的阻擋或抬升作用，同一種影響因子在台灣不同地區表現的反應並不相同，季節性的差異甚大，以致於台灣地區東西兩地的水文氣候也有明顯的差別。

對於台灣地區東西兩地水文氣候的不同影響，本文以選用的5個不同地區的測站資料來呈現。而分析決定歷史時間序列的主要轉換點本文則引用貝氏分析方法(Bayesian Analysis)來進行，貝氏分析提供了一種彈性客觀的統計原則，站在由歷史觀測所得之前資訊(prior information)條件下估算所謂的事後機率(posterior probability)，可使計算結果更富含實際合理與客觀性。Tapsoba et al.(2004)利用貝氏單轉換點(single-shifting)模式分析非洲西部1950-90期距的雨量遽變，不論是單點或空間上的分析都顯示出有著顯著改變。Chu and Zhau(2004)提出並應用此一方法來決定中北太平洋的熱帶氣旋發生數量的時間序列轉換點，建立假設檢定之階層式方法(hierarchical method)推估出1982年為時間序列上擁有最高事後機率之轉換點。本文提出了根據時雨量歷史資料分析近

半世紀以來雨量頻率和強度的變化特徵，並檢驗強降雨的頻率在時間序列中是否存在顯著轉換點，簡單討論造成變化的可能原因並提出未來研究的想法與建議。選取之五測站的資料描述在第二章說明，年降雨量之變化候氣候特徵在第三章討論，第四章扼要說明貝氏降雨遽變分析方法，強降雨頻率遽變之結果在第五章提出，第六章則為結論。

二、資料

中央氣象局第三組資料處理科整理過的資料中有5個測站具長達50年穩定監測的逐時累積雨量，分別是台北、台中、台南、花蓮以及台東測站，大致代表了北、中南及東部的區域概況。本研究使用1951至2004共54年整的資料，由於儀器或記錄造成的誤差上限約在0.5 mm/hr與1 mm/day，本研究決定只採用時雨量大於5 mm/hr的資料以排除因資料誤差產生的分析錯誤。

資料缺漏的比例在此五測站發生的情形非常低(表1)，其中花蓮測站在54年中完全沒有缺漏的數據，而台北、台中與台東則分別有4、1及8個時間缺漏數據。最嚴重的數據缺漏情況發生在台南，除2004年有2個時間缺漏數據外，在1957年從11月15日至30日總共有16天的連續數據缺漏。由表1所示的全部缺漏紀錄顯示，幾乎所有的事件都集中發生在11月至3月，而此段期間並不容易發生本研究所探討的大雨事件，因此可推論大雨分析結果應不至於被缺漏數據所影響。

表1. 小時雨量資料缺漏

Station	Year	Month	Day	Local Time
Taipei	1953	3	22	12
	1953	4	5	18
	1953	4	8	16
	1953	5	29	24
Taichung	1968	2	11	14
Tainan	1957	11	15	1-24
	1957	11	16	1-24
	1957	11	17	1-24
	1957	11	18	1-24
	1957	11	19	1-24
	1957	11	20	1-24
	1957	11	21	1-24
	1957	11	22	1-24
	1957	11	23	1-24
	1957	11	24	1-24

	1957	11	25	1-24
	1957	11	26	1-24
	1957	11	27	1-24
	1957	11	28	1-24
	1957	11	29	1-24
	1957	11	30	1-24
	2004	12	6	10
	2004	12	6	11
Taitung	1952	12	31	1
	1952	12	31	2
	1952	12	31	3
	1954	11	27	11
	1965	1	23	5
	1965	1	23	14
	1965	1	23	21
	1968	4	15	6

三、年降雨量之變化

台灣地區長期降雨變化顯示清楚的季節性差別，而此種差異乃由不同的季風系統引起。盧與麥(2003)指出在1921-1995此段期間，台灣夏天(6-8月)雨量有減少的趨勢但在秋天(9-11月)則有增加的趨勢，引起此趨勢之原因可能在於熱帶東太平洋的暖海溫與與其相關之西太平洋副高系統增強。

台灣地區之氣候主要由東亞與西太平洋季風系統所控制，兩個系統的季節特性有所不同。由季風流與陡峭的中央山脈所影響，主要降雨季在東部與西部有所不同(Yen and Chen 2000)，圖1即表示了五測站候雨量之氣候平均值，顯示了東、西部氣候特徵的差異。在台中與台南的候雨量有明顯的雙峰，但在台北測站則呈現各候相當平均的分布。而在候雨量大小方面，台北測站都在80毫米以下，花蓮與台南測站最大的候降雨氣候值超過100毫米。另外總降雨量平均值部份，在台北、台中、台南、花蓮以及台東分別是2324毫米、1641毫米、1672毫米、2156毫米以及1856毫米。不同測站的候降雨反映了東亞與西太平洋季風系統對台灣的影響與區域地形的控制。

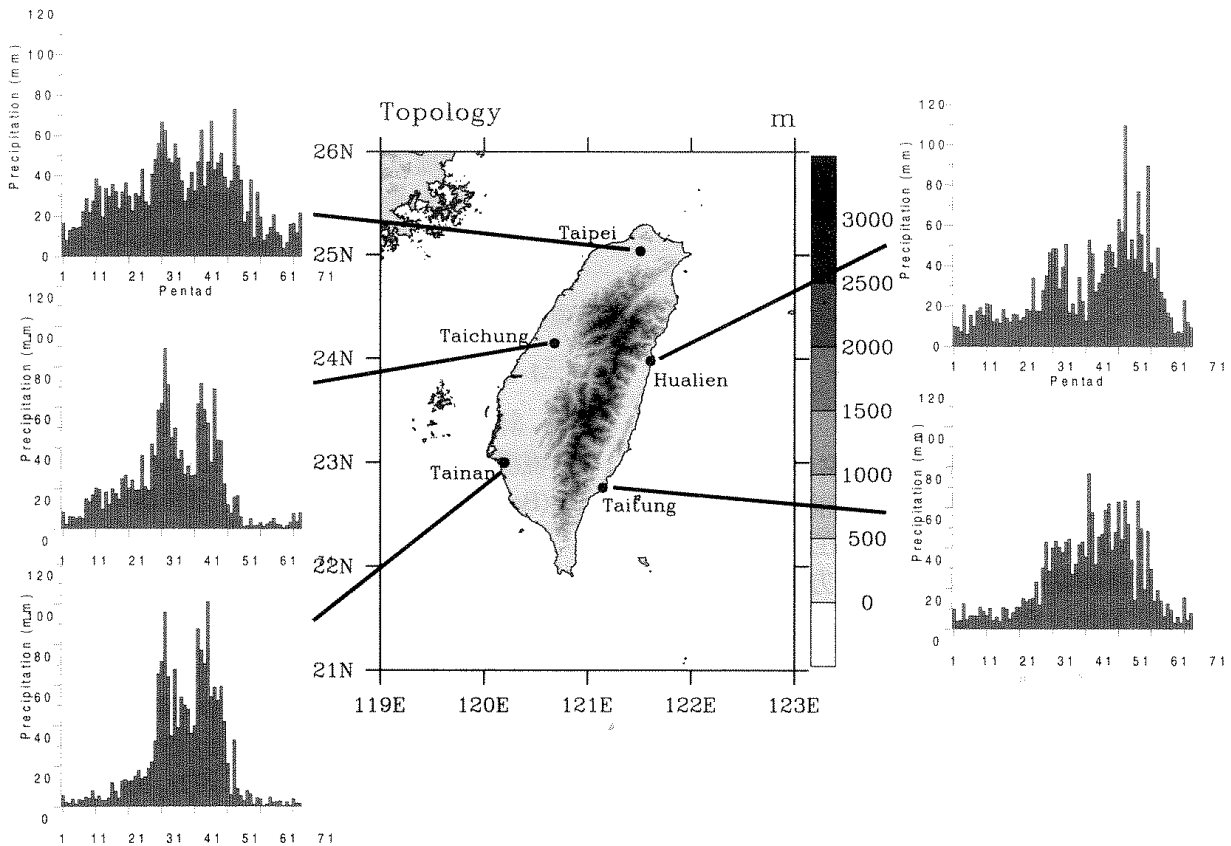


圖 1. 氣象測站位置圖與該站候降雨氣候平均值

降雨季的峰值出現在東部的時間比西部晚，這些峰值與Wang and Lin (2002)所確立之季風降雨峰值在時間上相當一致。第一次峰值發生的時間從第30候起至第32候止，大略可對應到Wang and Lin (2002)顯示的5月26日至6月9日東南亞季風(EASM)雨量峰值；在台灣西南部第二次峰值發生的時間從第44候起至第46候止，也大略對應至從8月4日至18日一波由西北太平洋季風(WNPSM)北部所引起之降雨峰值。台灣東部地區降雨峰值的時間大致上為從第53候起至第56候止，乃對應於東南亞季風與中南半島北部之降雨峰值。因此，台灣西部地區之第一次降雨峰值可能聯繫於東南亞和西北太平洋夏季季風的肇始(onset)過程，而東部地區之降雨峰值可聯繫於東南亞和西北太平洋夏季季風的撤退(retreat)過程。

四、貝氏降雨遽變分析

以下從基本之如何利用卜瓦松分佈(Poisson distribution)計算降雨事件發生數量與強度的關係，引申說明至如何應用貝氏理論來建立假設檢定並推估決定出降雨時間序列之轉換點。

卜瓦松分佈為單一參數之離散典型分佈，參數 λ 指向事件發生的次數強度，利用卜瓦松分佈可讓我們了解此種事件在固定時間內發生次數的機率，卜瓦松機率質點函數(probability mass function)如下所示

$$P(r|\lambda, T) = \exp(-\lambda T) \frac{(\lambda T)^r}{r!}, \quad (1)$$

where $r = 0, 1, 2, \dots$ and $\lambda > 0, T > 0$.

若以降雨事件為例， r 代表大雨發生次數， T 以年計，則可解釋為給定或計算得到一 λ 值下， T 年內發生 r 次大雨事件之機率。卜瓦松分佈之期望值與標準差即為 rT 乘積，因此若有觀測紀錄資料，我們應可簡單的推估出卜瓦松分佈的唯一參數，但由於目前討論的問題為事件的年轉換改變情況，亦即若已定值 λ 表示長時間以來事件的發生機率是不合理的，因此首先必須先對記錄事件進行R統計檢定來決定是否有分析氣候事件年代轉換的必要。利用Keim and Cruise(1998)發展的R統計值， $R = \frac{\sigma^2}{x}$ 簡單計算觀測紀錄之變異量與平均值的比值，與評判標準 R_c 統計值比較， $R_c = [\chi^2_{n-1, \alpha} / n - 1]$ 也就是給定自由度與信賴度之卡方變量單邊檢定，若 $R > R_c$ ，則拒絕支持卜瓦松參數 λ 為定值之假設。因此，取代 λ 為一隨機變量而不是原本之定值，本研究承襲Chu and Zhou(2004)與Epstein(1985)以一伽馬分配(gamma distribution)型式來表示隨機變量 λ 與事前資訊的關係

$$f(\lambda|r', T') = \frac{T'^{r'} \lambda^{r'-1} \exp(-\lambda T')}{\Gamma(r')}, \quad (2)$$

式中伽馬函數之定義為 $\Gamma(x) = \int_0^{\infty} t^{x-1} e^{-t} dt$ 。在此機率關係下，可與卜瓦松機率質點函數(1)式合併加總或以積分表示

$$\begin{aligned} P(r|\lambda, T) &= P(r|r', T', T) = \int_0^{\infty} P(r|\lambda, T) f(\lambda|r', T') d\lambda \\ &= \frac{T^r}{r!} \frac{T'^{r'}}{\Gamma(r')} \int_0^{\infty} \lambda^r e^{-\lambda T} \lambda^{r'-1} e^{-\lambda T'} d\lambda \\ &= \frac{\Gamma(r+r')}{\Gamma(r')r!} \left[\frac{T'}{T+T'} \right]^r \left[\frac{T}{T+T'} \right]^r \end{aligned} \quad (3)$$

以上已將如何以卜瓦松之非定常參數分佈之型態描述，由此可以合理推估在已知事前資訊下，某固定年內發生 r 次大雨的機率，而到底在降雨時間序列中，使否有轉換點存在，以貝氏分析方法，以下由建立假設檢定開始分為三小段說明。

(一) 建立假設檢定模式

本研究以決定是否在降雨時間序列中有一轉換點存在為主，建立簡單假設檢定，虛無假設 H_0 為無時間序列邊變轉換點，對立假設 H_1 為有單一時間序列邊變轉換點，以數學簡式表示可如下：

H_0 : “無時間序列邊變轉換點”：

$r_i \sim \text{Poisson}(r_i | \lambda, T), i = 1, 2, \dots, n, T$ 為時間序列單位(年)
 $\lambda \sim \text{gamma}(r', T')$, 事前資訊參數 r' 與 T' 須已知。

H_1 : “有單一時間序列邊變轉換點”：

$r_i \sim \text{Poisson}(r_i | \lambda_1, T), \text{ when } i = 1, 2, \dots, \tau - 1$

$r_i \sim \text{Poisson}(r_i | \lambda_2, T), \text{ when } i = \tau, \dots, n.$

$\tau = 2, 3, \dots, n, T$ 如 H_0 中所述，而

$\lambda_1 \sim \text{gamma}(r'_1, T'_1)$

$\lambda_2 \sim \text{gamma}(r'_2, T'_2)$, 事前資訊參數 r'_1, T'_1, r'_2, T'_2 須已知。

在此定義 τ 即為所謂之時間序列轉換點，由 τ 將整體觀測時期一切為二， τ 即為第二時期的第一年。由此假設檢定模式可知，若將事前資訊參數計算求出，我們即可建立兩種假設情境，繼而可以依據貝氏分析轉換得到兩種假設情境之事後機率，比較決定何種假設須被捨棄。

(二) 計算事前資訊參數

由前段摘要，共有三組事前資訊參數須被計算決定： (r', T') for H_0 , (r'_1, T'_1) and (r'_2, T'_2) for H_1 。根據的方法承襲Chu and Zhao(2004)與Carlin and Louis(2000)簡單利用前二動差，即樣本平均值與樣本變異數來推估是前資訊參數

$$\hat{T}' = \frac{m_r}{s_r^2 - m_r} \quad (4)$$

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

式中 m_r 即為樣本平均值， s_r 即為樣本標準差。但此式有一缺點，就是當樣本平均值非常接近樣本變異數時，或是樣本平均值大於樣本變異數，則不可用需注意。而關於本研究之三組事前資訊參數採用何樣本來源與計算結果會在後段再為敘述。

(三) 假設檢定分析

計算得到事前資訊參數即可推得事前兩種假設情境模式分佈(prior model distribution)，利用貝氏定理(Bayes's rule)我們可將假設之事後機率導出

$$P(H_i | \mathbf{r}) = \frac{P(\mathbf{r} | H_i) P(H_i)}{\sum_{i=0}^1 P(\mathbf{r} | H_i) P(H_i)}, i = 0, 1, \quad (5)$$

其中 $\mathbf{r} = [r_1, r_2, \dots, r_n]$ 為各年之觀測紀錄結果。在此有一前提即是須決定 H_0 與 H_1 之機率發生型態，由於無任何事前資訊參考，在此以均勻分配(uniform distribution)之情況考量，即 $P(H_0) = P(H_1) = 0.5$ 表示。另外，假設檢定事後機率式(5)中其餘項分為 H_0 與 H_1 之情況可分別推導表示如

$$P(\mathbf{r} | H_0) = \prod_{i=1}^n \frac{\Gamma(r_i + r')}{\Gamma(r') r_i!} \left(\frac{T'}{1+T'} \right)^{r'} \left(\frac{1}{1+T'} \right)^{r_i} \quad (6)$$

即式(3)之概似方程(likelihood function)形式，與

$$P(\mathbf{r} | H_1) = \sum_{\tau=2}^n P(\mathbf{r} | \tau, H_1) P(\tau | H_1), \quad (7)$$

轉換點 τ 由2開始，即第二年開始可能發生降雨情境轉換，式(7)中 $P(\mathbf{r} | \tau, H_1)$ 亦可如式(6)般做概似方程的推導如

$$\begin{aligned} P(\mathbf{r} | \tau, H_1) &= \prod_{i=1}^n P(r_i | \tau, H_1) \\ &= \begin{cases} \prod_{i=1}^{\tau} \frac{\Gamma(r_i + r'_1)}{\Gamma(r'_1) r_i!} \left(\frac{T'_1}{1+T'_1} \right)^{r'_1} \left(\frac{1}{1+T'_1} \right)^{r_i}, i = 1, 2, \dots, \tau \\ \prod_{i=1}^n \frac{\Gamma(r_i + r'_2)}{\Gamma(r'_2) r_i!} \left(\frac{T'_2}{1+T'_2} \right)^{r'_2} \left(\frac{1}{1+T'_2} \right)^{r_i}, i = \tau, \dots, n, \end{cases} \end{aligned} \quad (8)$$

而式(7)中 $P(\tau | H_1)$ 項如同假設 H_0 與 H_1 之機率發生型態般，定為均勻分配；由此我們皆代入式(5)即可計算出兩種假設情境之事後機率。

並且，由兩種假設情境之事後機率比推導，可得到貝氏因子(Bayes factor)如

$$B = \frac{P(H_1 | \mathbf{r})}{P(H_0 | \mathbf{r})} \bigg/ \frac{P(H_1)}{P(H_0)} = \frac{P(\mathbf{r} | H_1)}{P(\mathbf{r} | H_0)}, \quad (9)$$

此貝氏因子可用來判別是否接受虛無假設 H_0 或對立假設 H_1 ，由Raftery(1996)之整理建議若 $2\ln B$ 之值在0~2範圍區間內，則對立假設並不顯著，而 $2\ln B$ 之值在2~6區間，則代表對立假設有正向顯著性，6~10區間則表示此正向顯著性非常強烈。另外，我們可以再一次利用貝氏方法計算出各年是為轉換點之事後機率如

$$P(\tau|r, H_1) = \frac{P(r|\tau, H_1)P(\tau|H_1)}{\sum_{\tau=2}^n P(r|\tau, H_1)P(\tau|H_1)}, \quad (10)$$

由於 $P(\tau|H_1)$ 項已定為均勻分配，因此式(10)可簡略表示為

$$P(\tau|r, H_1) = \frac{P(r|\tau, H_1)}{\sum_{\tau=2}^n P(r|\tau, H_1)}, \quad (11)$$

以上即為貝氏分析探討時間序列轉換點之全部計算過程，之後本研究將以測站實例計算來說明各重要結果數值。

五、強降雨分析

(一) 強降雨事件分類

從圖2的年最大時雨量時間序列和經過十年滑動平均的曲線都看不出任何顯著的線性變化趨勢。本研究對於年總降雨量與降雨時數做過統計(圖略)，統計結果與圖2都顯示年降雨量與年降雨極值互不相關，因此極端的強降雨事件並不必然發生於總降雨量多之年份，反之亦然。接下來我們將分析三種強降雨事件頻率的長期變化特徵，大雨(strong)事件指時雨量大於20 mm/hr，暴雨(very torrential)事件指時雨量大於50 mm/hr，而大暴雨(extremely torrential rainfall)事件指在54年時雨量資料中排名在雨量最大的前100名以內的事件。

(二) 強降雨事件頻率分析

本文以10年作為基期來統計1951至2004年的強降雨事件，三種類型的降雨事件統計於圖3所示。在大雨變化方面，台北測站有增加的趨勢(圖3a)。因台中與台南資料特性接近而花蓮與台東測站資料的特性相近，本文將台中與台南資料合併統計以代表「中南部」而花蓮與台東測站資料合併統計以代表「東部」。圖3b顯示中南部的大雨頻率有類似20年週期的振盪現象，頻率較高的時期發生在50、70與90年代，而頻率較低的時期則在60與80年代。圖3c則顯示不同於其他地區的結果，東部在1974-83與1981-90兩個時期大雨事件的發生頻率出現了極顯著的差異，而1981-99期間為東部強降雨的頻繁期。

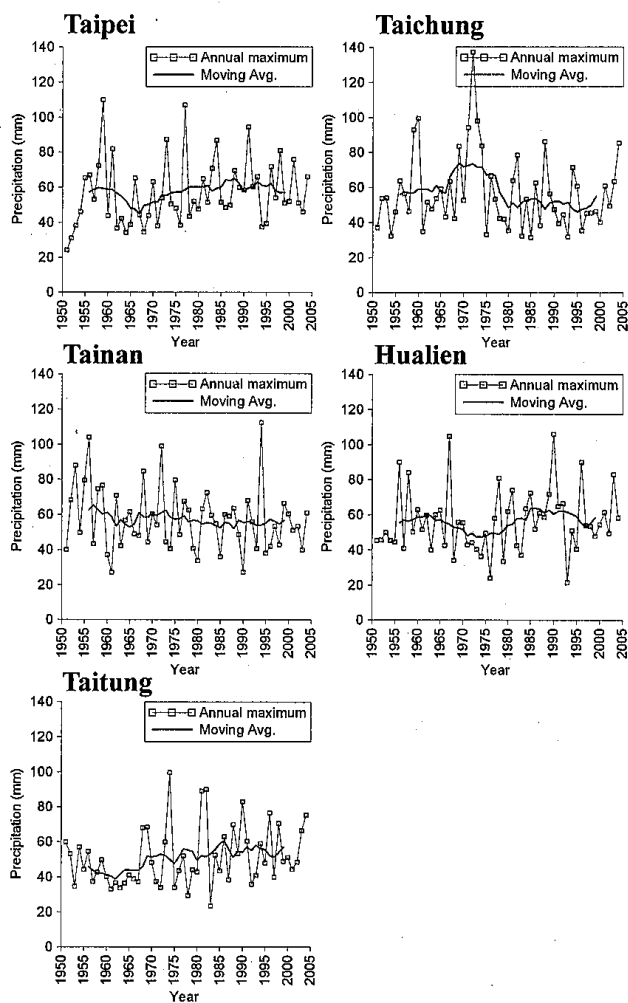


圖 2. 五測站年最大時雨量逐年時間序列(空心方塊曲線)與 10 年滑動平均曲線。

在暴雨變化方面，台北測站的事件頻率增加趨勢不如大雨明顯，圖3a顯示了在1960-90期間有稍微增加的趨勢，然而過了1990年後此趨勢又減弱了。在中南台灣部份，和54年的平均情況相比暴雨發生頻率在1989-98期間最低(圖3b)。東部的暴雨頻率長期變化仍是與相其他區域明顯不同，圖3c顯示在1981-99年這段時期發生頻率相較於其他時期是異常頻繁。

圖3a-c顯示最極端的強降雨事件，即54年當中前100名等級的大暴雨事件，頻率變化與暴雨事件大致相仿，但是在台北與東部有放大顯示大雨頻率變化特徵的效果，在中南部則突顯強降雨頻率的減少趨勢。

綜合言之，我們發現強降雨頻率長期變化有著明顯的區域性差異，顯示台灣水文氣候受到各個亞洲季風次系統影響之鉅，而各個季風次系統也有其獨特的長期變化特徵。

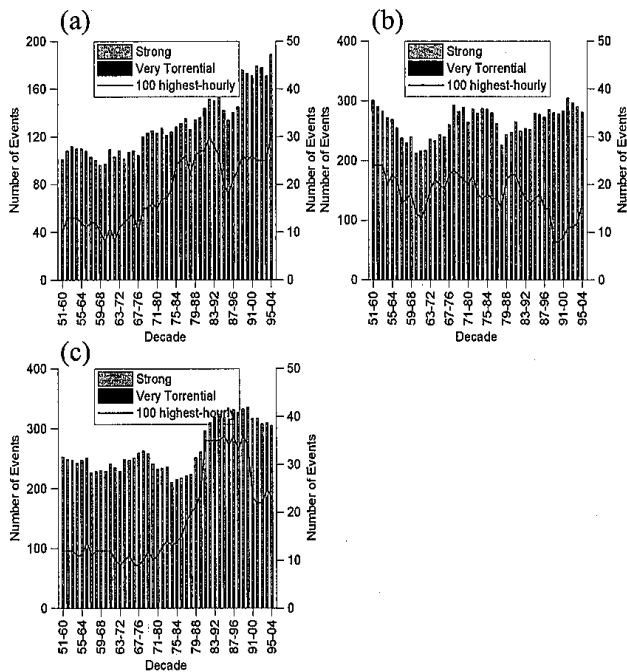


圖 3. 三種類型小時大雨事件以十年基期累計統計圖；(a)為台北測站，(b)為台中與台南合併結果，(c)為花蓮與台東合併結果；大雨(strong)與大豪雨(very torrential)為直條圖對應於左方縱軸，前100位即超大豪雨(extremely torrential)為折線圖對應於右方縱軸

(三) 強降雨頻率貝氏轉換點分析

本研究希求探討的觀點為強降雨頻率是否存在遽變，由第四章所述，首先必須先決定並統計所謂大雨事件在各年份發生的次數，在此針對事件數量多寡可能對於結果有所影響的考量，採用前小節所述之三種類強降雨中之大雨(strong)事件為準，予以統計推估出卜瓦松分佈之參數值，並且同樣合併中南部與東部的資訊來做後續計算。由於在建立假設檢定的過程中，必須獲得事前資訊(prior information)作為輸入值，如式(4)，而由於式(4)之計算也有所限制，本文參照Tapsoba et al.(2004)選取方法與簡易之便採用了各站在時間序列中開頭十年(1951-60)與最後十年(1995-2004)之大雨事件作為事前資訊的來源，台北站之 (r_1', T_1') 與 (r_2', T_2') for H_1 分別是 (8.01, 0.80) 與 (2.39, 0.13)，而 (r', T') for H_0 為 (2.21, 0.15)，台中與台南之 (r_1', T_1') 與 (r_2', T_2') for H_1 分別是 (12.55, 0.42) 與 (17.25, 0.61)，而 (r', T') for H_0 為 (15.26, 0.52)，花蓮與台東之 (r_1', T_1') 與 (r_2', T_2') for H_1 分別是 (30.91, 1.22) 與 (12.17, 0.40)，而 (r', T') for H_0 為 (14.10, 0.51)；其計算過程可參照式(4)。

擁有了事前資訊後，便可帶入式(3)進行計算得到卜瓦松機率值，並且可進行式(5)-(11)之假設檢定分析來診斷是否強降雨頻率在年代中有轉換點之存在。表2即摘要了假設檢定過程中最重要的幾個參數值與結果，而圖4顯示了轉換的事後機率 $P(\tau|r, H_1)$ 與強

降雨頻率序列之對照結果。台北站的結果顯示當轉換點 $\tau = 1996$ 年時所計算出之事後機率值為最高 $=0.23$ ，而卜瓦松參數 λ_1 與 λ_2 分別為由 11.67 升至 20.22 可對照如圖4頻率序列中之橫虛線所示，而由貝氏因子 $[2\ln(B) = 16.71]$ 來看可說是支持 H_1 對立假設成立的顯著性很強，且換算出來之機率更高達 0.99，但由於此轉換點與事前資訊之時間重合，且如圖3a顯示似乎 1998 年存在著一較高之偏誤值(outlier)，必須將此偏誤值剔除才能驗證此假設檢定結果。而台中與台南之合併結果顯示似乎在 $\tau = 1978$ 年時存在最高的轉換點事後機率 $=0.04$ ，但由表2發現此轉換卻是頻率下降的遽變，由 $\lambda_1 = 27.04$ 下降至 $\lambda_2 = 26.70$ ，並且不論貝氏因子 $[2\ln(B) = 0.29]$ 或換算機率 $=0.54$ 都代表此區域沒有顯著的降雨遽變發生。最後是花蓮與台東的結果，由轉換點 $\tau = 1988$ 年時所計算出之事後機率值為最高 $=0.16$ ， $\lambda_1 = 24.27$ 上升至 $\lambda_2 = 21.88$ ，與貝氏因子 $[2\ln(B) = 6.61]$ 或換算機率 $=0.96$ 都顯示了對立假設 H_1 的顯著性，並且相較於台北的結果，花蓮與台東的轉換點發生與事前資訊沒有重合，而圖4c也沒有顯示有很明顯的偏誤值，因此此一結果可謂非常確定表示在東部地區之降雨在年代中有遽變發生。

表2. 強降雨頻率貝氏轉換點分析結果，由上至下三組分別為台北，台中與台南合併結果，花蓮與台東合併結果，分析時期為1951-2004年

Variable	Value (Taipei)
τ	1996
$P(\tau r, H_1)$	0.23
λ_1	11.67
λ_2	20.22
$2\ln(B)$	16.71
$P(H_1 r)$	0.99
Variable	Value (Taichung+Tainan)
τ	1978
$P(\tau r, H_1)$	0.04
λ_1	27.04
λ_2	26.70
$2\ln(B)$	0.29
$P(H_1 r)$	0.54
Variable	Value (Hualien+Taitung)
τ	1988
$P(\tau r, H_1)$	0.16
λ_1	24.27
λ_2	31.88
$2\ln(B)$	6.61
$P(H_1 r)$	0.96

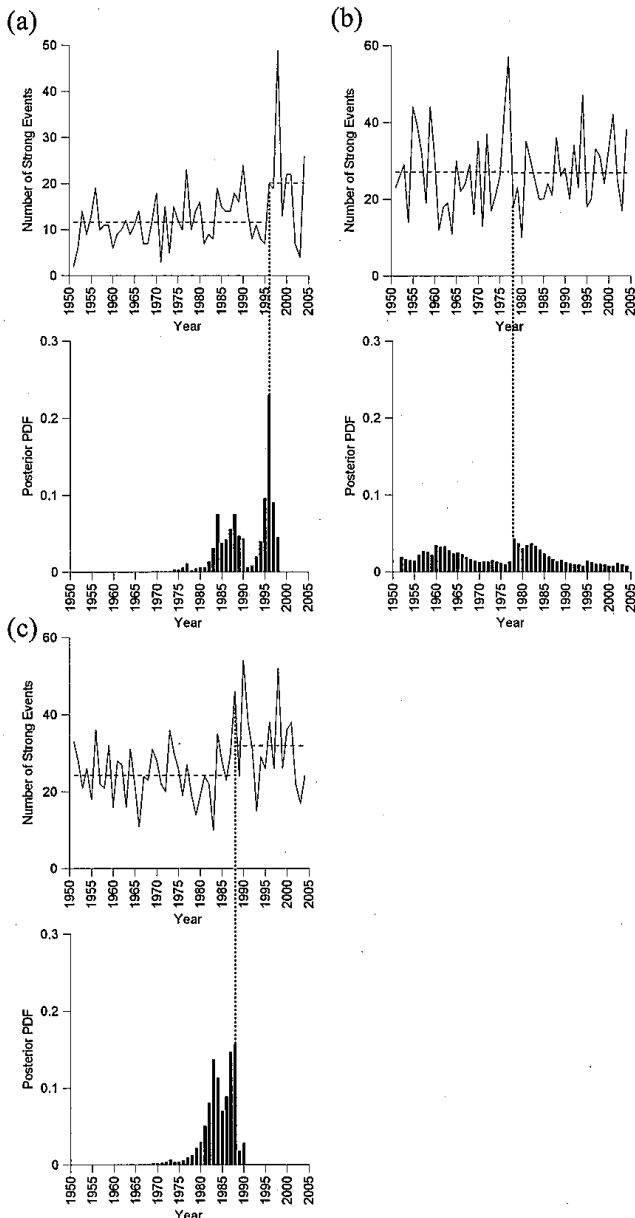


圖 4. 年強降雨事件頻率序列與轉換點事後機率組圖；(a)為台北測站，(b)為台中與台南合併結果，(c)為花蓮與台東合併結果；點虛線對應最高轉換點機率於兩圖之關係

六、結論

本文分析了1951至2004年台灣地區五個測站大於5mm/hr的時雨量紀錄，綜觀而言發現最大降雨序列並沒有明顯的線性變化趨勢，而三種類的強降雨分別在個區有著不同的變化，其中十年左右時間尺度的年代際變化則相當明顯，而由貝氏降雨遽變分析顯示台北強降雨似乎有體制轉換存在，而東部的情況更為確實，各項結果的一致性都很高，而其中以東部在1981-99年強降雨頻率明顯高於其他時期最為特殊。

未來可進行如Tapsoba et al.(2004)對於整區重複的工作以便了解並驗證各區轉換點的發生年代。近年

來許多文獻顯示亞洲季風的各個次系統降雨都有顯著的年代際變化(Goswami 2004, Huang 2001, Kripalnai et al. 2001, Ho et al. 2003)；然而由於各個變化的關鍵性時間特徵並不一致，對用以解釋激發變化的主要作用因子(溫室氣體、熱帶洋溫、極區海冰、...)和物理機制也不完全了解，氣候究竟是如何變為何變仍有待大量研究工作來回答。本研究結果為嘗試探討全球氣候變遷對台灣影響的氣候模式提出了一個檢驗模式合適性的驗證方向，若氣候模式無法合理描述台灣強降雨的年代際變化特徵，則對於更長期變化的描述其參考價值可能相當有限。另外，從氣象與農業或災害關係的觀點來看區域的降雨強度如何受到全球氣候變遷影響，重點應該置於每小時或每日的累積雨量是否可能因氣候變遷而超過現有氣候狀態可有的預期值，而非年平均雨量值的改變。

誌謝

本研究承蒙氣象局「氣候變異與劇烈天氣監測預報系統發展計畫」與國科會計畫補助(編號：NSC 93-2625-Z-052-010)，僅此致謝。

參考文獻

- 盧孟明、麥如俊，2003。台灣與全球雨量長期變化。大氣科學，31，199-219。
- Carlin, B. P., and T. A. Louis, 2000: Bayes and Empirical Bayes Methods for Data Analysis. Chapman & Hall/CRC, 419 pp.
- 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.
- IPCC, 2001: Climate Change 2001: The Scientific Basis. Cambridge. 881pp.
- Epstein, E. S., 1985: Statistical Inference and Prediction in Climatology: A Bayesian Approach. Meteor. Monogr., No. 42, Amer. Meteor. Soc., 199 pp.
- Goswami, B. N. 2004: Interdecadal change in potential predictability of the Indian summer monsoon. *Geophys. Res. Lett.*, 31, L16208, doi:10.1029/2004GL020337.
- Ho, C.-H., J.-Y. Lee, M.-H. Ahn and H.-S. Lee, 2003: A sudden change in summer rainfall characteristics in Korea during the late 1970s. *Int. J. Climatol.*, 23, 117-128.
- Huang, R. H., 2001: Decadal variability of the summer monsoon rainfall in East Asia and its association with the SST anomalies in the tropical Pacific. *CLIVAR Exchange*, 2, 7-8.

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.

Kripalani, R. H., A. Kulkarni, and S. S. Sabade, 2001: Decadal monsoon variability over South and East Asia. *CLIVAR Exchange*, 20, 1-3.

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.

Yen, M.-C. and T.-C. Chen, 2000: Seasonal variation of the rainfall over Taiwan. *Int. J. Climatol.*, 20, 803-809.

Wang, B. and LinHo, 2002: Rainy seasons of the Asian-Pacific monsoon. *J. Climate*, 15, 386-398.