

# 台灣北部地區長期降雨特性變化之研析

鍾琬喬<sup>1</sup>

淡江大學水資源管理與政策研究中心高級研究專員

蘇騰鉉<sup>2</sup>

淡江大學水資源管理與政策研究中心及水利技師

侯玉娟<sup>3</sup>

淡江大學水資源管理與政策研究中心研究專員

## 摘要

從事水利工程規劃設計時，需要利用雨量觀測資料進行不同降雨延時之雨量頻率分析，以推估不同降雨延時及各設計重現期距之雨量強度，作為規劃設計的依據。

近年來氣候變遷造成長期水文時間序列之降雨型態改變，雨量資料分群將影響水文分析時雨量站之採用年限，爰此，本研究針對台灣北部地區 24 小時及 48 小時之年最大降雨序列，採用 Cumulative Deviations 檢定法及 Mann-Whitney-Pettitt 檢定法檢定時間序列的變異點發生位置，並藉由 Kruskal-Wallis 檢定法檢視降雨特性是否發生顯著變異，以作為探討台灣北部地區長期水文資料變化特性之參考。

分析結果顯示，目前北區僅基隆站之 24 小時年最大降雨序列於 1995 年產生一顯著之變異點。應用三參數皮爾遜三型分布 PT3 進行後續頻率分析，採用變異點發生後之資料分析之設計雨量推估，相較利用所有歷史資料之分析結果呈現增加之趨勢，且於重現期 2 年之河川區域劃設標準增加率為最大。惟以五堵水位流量站上游集水區為例，雖基隆站單站降雨序列發生變異，透過徐昇多邊形法推求區域平均雨量後，平均雨量時序之變異性並不顯著。

因此，雖目前台灣北部地區長延時之年最大降雨序列之氣候變遷仍不顯著，然使用不同降雨年限之資料進行分析，對頻率分析結果確實存在影響。建議未來相關水文設計分析時，資料選用過程中應針對區域平均雨量是否存在變異性進行顯著分析。如檢定結果顯示存在一顯著變異點時，可同時採用所有歷史資料及變異點發生後之資料兩種方案進行設計雨量之比較，並視水文設計之目的、保護對象及風險考量，擇一最佳方案作為洪流量分析之依據。

**關鍵字：**氣候變遷、水文分析設計、降雨量頻率分析、統計檢定

## 一、前言

從事水利工程規劃設計時，需要利用雨量觀測資料進行不同降雨延時之雨量頻率分析，以推估不同降雨延時及各設計重現期距之雨量強度，作為規劃設計的依據。

近年來氣候變遷造成長期水文時間序列之降雨型態改變，過去 Kiely(1999)曾利用 Mann-Whitney-Pettitt 檢定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變異點。

雨量資料分群將影響水文分析時雨量站之採用年限，本研究希冀透過時間序列之統計檢定方法，針對台灣北部地區長期之降雨年最大序列進行統計分析，探討時序是否確實存在一變異點造成資料分群，及資料分群於後續水文設計應用產生之效應，以作為水文設計時資料選用之參考。

## 二、 分析資料蒐集

本文主要研究區域為台灣北部地區，由於水文設計進行暴雨量頻率分析時，主要採用年最大值選用法 (annual maximum series)，且設計延時之 24 小時及 48 小時，集水區之平均雨量分析年限以 25 年以上為原則。因此，本研究針對北部地區水利署及氣象局兩單位之雨量站，以資料長度達 50 年以上之測站為主要分析對象，並檢出其 24 小時及 48 小時之年最大降雨量，分析測站共計 15 站如表 1 所列，其位置分布如圖 1 所示。

表 1 分析雨量測站列表(北區)

分區	流域	站號	站名	所屬單位	時資料檢出 超過 50 年	起迄年限
北區	北海岸河系 流域	466910	鞍部	中央氣象局	53	1960~2012
		466940	基隆	中央氣象局	53	1960~2012
	淡水河流域	466900	淡水	中央氣象局	53	1960~2012
		466920	臺北	中央氣象局	113	1900~2012
		466930	竹子湖	中央氣象局	53	1960~2012
		01A200	火燒寮	經濟部水利署	58	1955~2012
	頭前溪流域	467571	新竹	中央氣象局	53	1960~2012
	蘭陽溪流域	467080	宜蘭	中央氣象局	78	1935~2012
		01U050	土場(1)	經濟部水利署	50	1963~2012
		01U060	梵梵(2)	經濟部水利署	50	1963~2012
		01U070	留茂安	經濟部水利署	50	1963~2012
		01U080	南山	經濟部水利署	55	1958~2012
		01U120	新寮(1)	經濟部水利署	55	1958~2012
		01U130	冬山	經濟部水利署	55	1958~2012
		01U190	新北城	經濟部水利署	55	1958~2012



圖 1 分析雨量測站位置分布圖(北區)

## 三、 分析方法與流程

本研究採用世界氣象組織建議之統計檢定方法，利用 Cumulative Deviations 檢定法及 Mann-Whitney-Pettitt 檢定法，分別找出一最大可能發生變異點之年份，以進行年最大值序列趨勢變異點檢測，並藉由 Kruskal-Wallis 檢定法檢定當資料具有非均一性時，在變異點前後段樣本是否自同一母體，以檢視降雨特性是否發生顯著變異，作為探討台灣北部地區長期水文資料變化特性之參考。茲將分析方法說明如后：

Cumulative Deviations 檢定法

Cumulative Deviations 檢定法 (Buishand, 1982) (以下稱 CD 檢定法)，該檢定法首先計算觀測量  $Y_i$  累積之偏差量如下：

$$S_k = \sum_{i=1}^k (Y_i - \bar{Y}) \quad , k = 1, \dots, n \quad (1)$$

其中， $\bar{Y}$  為長期觀測值的平均值， $n$  為資料長度。

如果時間序列之資料前後存在均一性，則  $S_k$  值將在零附近變動。進一步利用長期觀測值的標準偏差  $D_Y$ ，修正  $S_k$  的尺度，如下所示：

$$S_k^* = S_k / D_Y \quad , k = 1, \dots, n \quad (2)$$

其中，

$$D_Y^2 = \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2 / n \quad (3)$$

如果  $S_k^*$  之最大絕對值為：

$$Q = \max_{1 \leq k \leq n} |S_k^*| \quad (4)$$

若時間序列之  $Q/\sqrt{n}$  值大於統計檢定的臨界值，則表示該序列非均一性。本文取 90% 的信賴水準，在記錄年限不同之情況下，由表 2 可查得各不同年限之統計檢定臨界值。

表 2  $Q/\sqrt{n}$  之百分點臨界值

$n$	$Q/\sqrt{n}$		
	90%	95%	99%
10	1.05	1.14	1.29
20	1.1	1.22	1.42
30	1.12	1.24	1.46
40	1.13	1.26	1.50
50	1.14	1.27	1.52
100	1.17	1.29	1.55
$\infty$	1.22	1.39	1.63

(一) Mann-Whitney-Pettitt 檢定法

Mann-Whitney-Pettitt 檢定法 (以下簡稱 MWP 檢定法) 是對連續資料檢測在時間序列中有顯著改變的改變點 (以年時間序列而言，即前後兩組差距最大的那一年)，將資料劃分為前後兩部分，然後再檢測前後部分是否有明顯之變化。其計算法則及方法摘要如下：

$T$  為時間序列中的資料長度，在假設  $t$  為最可能之變化點，然後考慮將時間序列資料分成前後二部分，二部分包含之資料筆數分別為  $\{X_1, X_2, \dots, X_t\}$  和  $\{X_{t+1}, X_{t+2}, \dots, X_T\}$ 。首先定義一指標：

$$U_t = \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^T \text{sgn}(X_i - X_j) \quad (5)$$

其中， $\text{sgn}(x)=1$ , for  $x>0$  ;  $\text{sgn}(x)=0$ , for  $x=0$  ;  $\text{sgn}(x)=-1$ , for  $x<0$  。

因此把 $|U_t|$ 的所有點描繪出來即可以瞭解，假若真的有一個改變點的存在，我們會發現 $|U_t|$ 會增加直到改變點的位置，然後再開始一直減少，這樣之增加及減少或許會發生在好幾處，即有許多的改變點，所以更需要一個方程式去決定最顯著的改變點，因而我們確定最顯著發生改變點位置是 $|U_t|$ 為最大之處：

$$K_T = \max_{1 \leq t \leq T} |U_t| \quad (6)$$

然後再找出最大值的 $|U_t|$ 發生之機率最大者，即帶入下式：

$$p = 1 - \exp\left[\frac{-6K_T^2}{T^3 + T^2}\right] \quad (7)$$

考慮(7)-(9)式，即可以找出其改變點在哪一年，且發生機率為P；因此對在 $1 \leq t \leq T$ 的任何一年來說，可用下列的式子找出在每一年所發生之機率。

$$\hat{U}(t) = |U_t| \quad (8)$$

$$P(t) = 1 - \exp\left[\frac{-6\hat{U}(t)^2}{T^3 + T^2}\right] \quad (9)$$

若所計算出之P值大於等於0.90時，則存在有改變點的趨勢就越明顯。

## (二)Kruskal-Wallis 檢定法

本檢定法是由Kruskal與Wallis將Wilcoxon兩樣本檢定法加以推廣，提出此檢定法來檢定k組獨立樣本是否來自同一母體，此檢定法又稱為Kruskal-Wallis因子分類變異數分析（以下簡稱KW檢定法）。其檢定的步驟如下（顏月珠, 1986）：

1. 將k組獨立樣本之所有觀測值，由小而大順序排列，分別給予適當等級。
2. 求算檢定統計量H，如下所示：

(1) 如果樣本中n個觀測值均不相等，則H為：

$$H = \frac{12}{n(n+1)} \sum_{i=1}^k \frac{R_i^2}{n_i} - 3(n+1) \quad (10)$$

式中， $n = \sum_{i=1}^k n_i$ ，而 $n_i$ 代表各組樣本大小， $R_i$ 為各組樣本的等級和。

(2) 如果樣本中存在有部分觀測值相等，尤其是相同觀測值達25%以上，則H需校正為：

$$H = \frac{\frac{12}{n(n+1)} \sum_{i=1}^k \frac{R_i^2}{n_i} - 3(n+1)}{1 - \frac{\sum_{j=1}^c (t_j^3 - t_j)}{n^3 - n}} \quad (11)$$

式中，c是相同等級的集合數， $t_j$ 是第j個相同等級集合中的觀測值個數。因為當 $n_i > 5$ 時，H分配近似 $\chi^2$ 分配，故自由度 $v = k - 1$ 時，若 $H > X_{(1-\alpha, k-1)}^2$ ，則拒絕母體相同的虛無假設。

## 四、分析結果

本研究針對台灣北部地區資料年限超過 50 年之測站，其 24 小時及 48 個小時之年最大降雨序列，採信賴區間 90% 進行統計檢定，相關檢定分析結果如表 3 及表 4 所列。結果顯示北部地區資料變異性不顯著，僅基隆站應用 MWP 檢定法時檢出其 24 小時序列之顯著變異點發生於 1995 年，且應用 KW 檢定法前後兩樣本發現其資料不同質，故判定有顯著變異，如圖 2。

表 3 北區年最大降雨量檢定結果 (24 小時延時)

站名	站號	CD 檢定法				MWP 檢定法			
		變異點 判定 (年)	顯著分析		KW 法 同質性 檢定	變異點 判定 (年)	顯著分析		KW 法 同質性 檢定
			$\frac{Q}{\sqrt{n}}$	檢定 結果			P	檢定 結果	
鞍部	466910	1966	0.678	不顯著	-	1966	0.681	不顯著	-
基隆	466940	1995	1.063	不顯著	-	1995	0.912	顯著	有變異
淡水	466900	1995	0.842	不顯著	-	1995	0.529	不顯著	-
臺北	466920	1995	0.776	不顯著	-	1995	0.446	不顯著	-
竹子湖	466930	1966	0.856	不顯著	-	1966	0.853	不顯著	-
火燒寮	01A200	1985	1.100	不顯著	-	1984	0.892	不顯著	-
新竹	467571	1983	0.917	不顯著	-	1986	0.761	不顯著	-
宜蘭	467080	1994	0.538	不顯著	-	1994	0.700	不顯著	-
土場(1)	01U050	1969	0.467	不顯著	-	1985	0.544	不顯著	-
梵梵(2)	01U060	2007	0.670	不顯著	-	2007	0.708	不顯著	-
留茂安	01U070	1999	0.711	不顯著	-	1999	0.506	不顯著	-
南山	01U080	1976	0.870	不顯著	-	1976	0.596	不顯著	-
新寮(1)	01U120	1974	0.784	不顯著	-	1998	0.700	不顯著	-
冬山	01U130	1965	0.727	不顯著	-	1965	0.748	不顯著	-
新北城	01U190	2008	0.671	不顯著	-	2008	0.513	不顯著	-

註:本次分析採信賴區間 90%，CD 法顯著變異檢視門檻為 1.14，MWP 法為 0.9，KW 法為  $X^2_{(0.9, k-1)}$

表 4 北區年最大降雨量檢定結果 (48 小時延時)

站名	站號	CD 檢定法				MWP 檢定法			
		變異點 判定 (年)	顯著分析		同質性 檢定	變異點 判定 (年)	顯著分析		同質性 檢定
			$\frac{Q}{\sqrt{n}}$	檢定 結果			P	檢定 結果	
鞍部	466910	1966	0.610	不顯著	-	1966	0.664	不顯著	-
基隆	466940	1997	1.092	不顯著	-	1999	0.813	不顯著	-
淡水	466900	1999	0.695	不顯著	-	1976	0.370	不顯著	-
臺北	466920	1995	0.774	不顯著	-	1932	0.418	不顯著	-
竹子湖	466930	1966	0.774	不顯著	-	1966	0.794	不顯著	-
火燒寮	01A200	1985	1.056	不顯著	-	1985	0.838	不顯著	-
新竹	467571	1977	0.909	不顯著	-	1986	0.714	不顯著	-
宜蘭	467080	1965	0.709	不顯著	-	1965	0.668	不顯著	-
土場(1)	01U050	1969	0.518	不顯著	-	2007	0.544	不顯著	-
梵梵(2)	01U060	2008	0.613	不顯著	-	2007	0.592	不顯著	-
留茂安	01U070	2006	0.471	不顯著	-	2006	0.393	不顯著	-
南山	01U080	1976	0.963	不顯著	-	1976	0.896	不顯著	-
新寮(1)	01U120	1978	0.890	不顯著	-	1998	0.743	不顯著	-
冬山	01U130	1978	0.773	不顯著	-	1965	0.756	不顯著	-
新北城	01U190	2008	0.746	不顯著	-	1988	0.601	不顯著	-

註:本次分析採信賴區間 90%，CD 法顯著變異檢視門檻為 1.14，MWP 法為 0.9，KW 法為  $X^2_{(0.9,k-1)}$

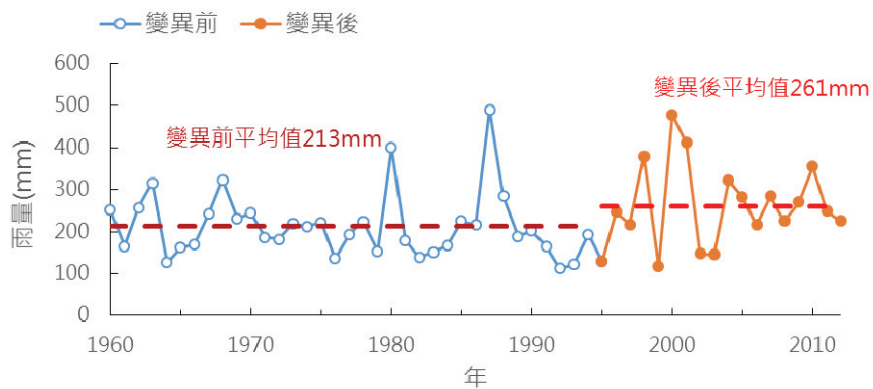


圖 2 基隆站 24 小時年最大降雨序列圖

## 五、 案例分析

針對發生顯著變異之基隆站 24 小時年最大降雨序列，探討其單站頻率分析及於區域雨量頻率分析時之應用，茲將結果說明如下：

### (一) 單站雨量頻率分析

採用基隆站 24 小時年最大降雨序列所有歷史資料不分段及變異點發生後之資料，利用卡方檢定法，進行分布適合度檢定，並進行頻率分析比較，茲將其結果說明如下：

1. 統計參數分析：變異點後段資料之平均值相較全資料之平均值有增加之趨勢，如表 5。

表 5 各站統計參數分析結果列表

站名	分析延時	資料分類	平均值	標準差	偏態係數	對數平均值	對數標準誤差	對數偏態係數
基隆	24hr	全資料	229.3	88.0	1.387	5.370	0.358	0.373
		變異點後段資料	261.2	99.6	0.771	5.494	0.398	-0.423

2. 卡方適合度檢定：

- (1) 由於變異點後段資料之對數偏態係數為負值，於頻率分析時各重現期雨量推估時將產生上限，故在應用上，應避免採用常用之三參數對數分布 LN3 及對數皮爾遜三型分布 LPT3。
- (2) 此外，全資料及變異點後資料兩序列，皆通過用皮爾遜三型分布 PT3 之適合度檢定，故本次分析將採用 PT3 分布進行後續頻率分析。

3. 頻率分析：PT3 分布之分析結果顯示，採用變異點後段資料之分析結果相較全資料之分析結果，呈現增加之趨勢，且於重現期 2 年之河川區域劃設標準增加率為最大，如表 6 及圖 3。

表 6 基隆站年最大降雨序列頻率分析結果列表 (24 小時)

分布	分析資料	重現期(年)							
		1.1	2	5	10	25	50	100	200
PT3	全資料	135.4	210.0	290.9	346.0	415.5	466.7	517.4	567.6
	變異點後段資料	141.1	248.6	338.9	393.9	458.8	504.3	547.7	589.6
變異點後段資料增加率		4%	18%	17%	14%	10%	8%	6%	4%

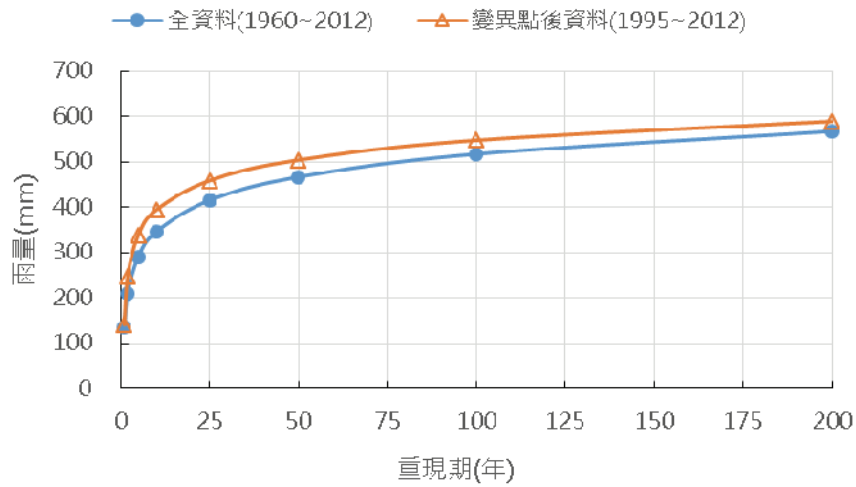


圖 3 基隆站 24 小時頻率分析結果比較圖 (以 PT3 為例)

(二) 區域雨量頻率分析

針對發生顯著變異測站 (基隆站) 之地區-五堵水位流量站上游集水區為例, 探討降雨時序統計特性發生變異對區域降雨之影響, 主要以五堵、瑞芳(2)、火燒寮及基隆等四站雨量測站, 利用徐昇多邊形法求取控制面積之權重, 作為區域平均雨量之依據, 測站相關位置及資料如圖 4 及表 7 所示。

區域平均雨量之分析結果如圖 5, 經 CD 檢定法及 MWP 檢定法兩方法進行變異點及顯著分析後, 結果顯示, 平均雨量時序之變異性並不顯著, 如表 8 所示。

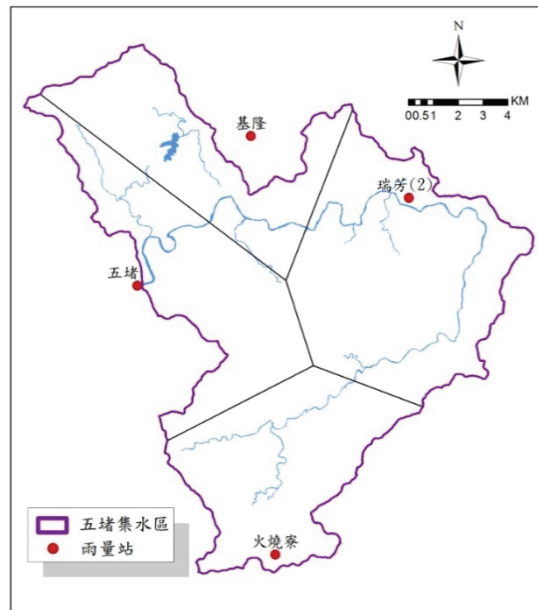


圖 4 五堵上游集水區選用雨量站位置分佈圖



表 7 五堵上游集水區選用雨量站徐昇權重

站號	站名	所屬單位	分析資料 起迄年限	分析資料 年數	控制面積權重 (%)
01A200	火燒寮	經濟部水利署	1955~2012	58	23.23
01A380	瑞芳(2)	經濟部水利署	1972~2012	41	34.36
01B030	五堵	經濟部水利署	1965~2012	48	22.71
466940	基隆	中央氣象局	1960~2012	53	19.7

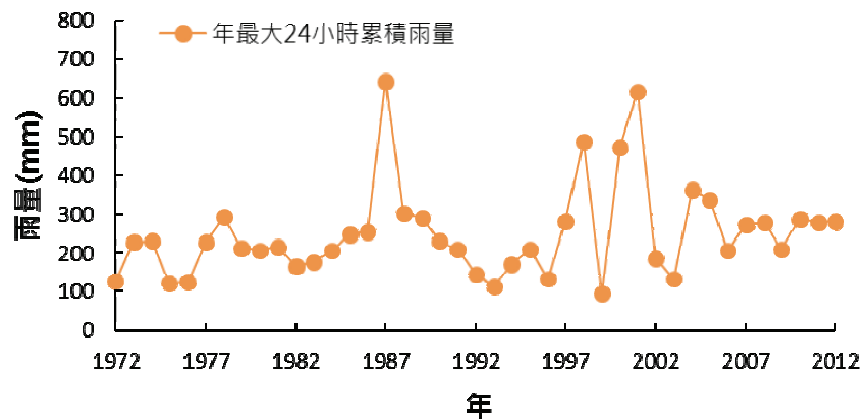


圖 5 五堵上游集水區 24 小時年最大降雨序列圖

表 8 五堵上游集水區平均雨量檢定結果 (24 小時延時)

CD 法				MWP 法			
變異點 判定(年)	顯著分析		同質性 檢定	變異點 判定(年)	顯著分析		同質性 檢定
	$\frac{Q}{\sqrt{n}}$	檢定 結果			P	檢定 結果	
1996	1.000	不顯著	-	1996	0.880	不顯著	-

## 六、結論與建議

本研究針對台灣北部地區 24 小時及 48 小時之年最大降雨序列變異點進行分析，經過統計檢定後，初步獲致結論說明如下：

1. 目前北區僅基隆站之 24 小時年最大降雨序列發生改變之趨勢，變異年為 1995 年。
2. 應用 PT3 分布進行頻率分析比較，採用變異點發生後之資料進行頻率分析之設計雨量推估，相較利用所有歷史資料之分析結果呈現增加之趨勢，且於重現期 2 年之河川區域劃設標準增加率為最大，約 18%。
3. 以五堵水位流量站上游集水區為例，雖基隆站單站降雨序列發生變異，然透過徐昇多邊形法推求區域平均雨量後，平均雨量時序之變異性並不顯著。

綜合上述研究結果可知，目前分析區域之年最大 24 小時雨量時序之氣候變遷仍不顯著，然使用不同降雨年限之資料進行分析，對頻率分析結果確實存在影響。建議未來相關水文設計分析時，資料選用過程中除離群值篩選外，亦可針對區域平均雨量是否存在變異性進行顯著分析。如檢定結果顯示存在一顯著變異點時，可同時採用所有歷史資料及變異點發生後之資料兩種方案進行設計雨量之比較，並視水文設計之目的、保護對象及風險考量，擇一最佳方案作為洪流量分析之依據。

惟為符合現行水文分析作業須知之規定，進行暴雨量頻率分析時，集水區之平均雨量以 25 年以上為原則，因此當變異點發生後之資料年限不足 25 年時，建議仍採用所有歷史資料進行分析。

## 七、參考文獻

1. 顏月珠，「實用無母數統計方法」，陳昭明發行，臺北，1986。
2. 「水文設計應用手冊」，經濟部水資源局，2001。
3. 宋嘉文、游保杉、鄭克聲，「台灣南部地區長期月雨量變化特性」，台灣水利，51(1)，17-25，2003。
4. 游保杉、楊道昌、郭俊超、呂季蓉，「加強農業水利科技研究發展—長期雨量變動對農業乾旱發生頻率影響之探討(1/2)」，行政院農業委員會研究計畫報告，2004。
5. 陳佳正，「豪大雨之頻率分析方法」，氣象學報，46(1)，45-60，2005。
6. 游保杉、楊道昌、郭俊超、呂季蓉，「加強農業水利科技研究發展—長期雨量變動對農業乾旱發生頻率影響之探討(2/2)」，行政院農業委員會研究計畫報告，2005。
7. 淡江大學，「台灣水文長期發展與綜合分析服務(1/2)」，經濟部水利署，臺北，2014。
8. Buishand, T. A., "Some methods for testing the homogeneity of rainfall records", *Journal of Hydrology*, 58, pp.11-27, 1982.
9. Ho, C.-H., J.-J. Baik, J.-H. Kim, D.-Y. Gong, and C.-H. Sui, "Interdecadal changes in summertime typhoon tracks", *J Climate*, 17, 1767-1776, 2004.
10. Intergovernmental Panel on Climate Change, "IPCC Third Assessment Report", Available from <http://www.icpp.ch/>, 2001.
11. Kiely, G., "Climate change in Ireland from precipitation and streamflow observation", *Advances in Water Resources*, 23, pp.141-151, 1999.
12. Kiely, G., J. D. Albertson, and M. B. Parlange, "Recent trends in diurnal variation of precipitation at Valentia on the west coast of Ireland", *Journal of Hydrology*, 207, pp.270-279, 1998.

投稿 104.04.17  
校稿 104.04.28  
定稿 104.05.04