臺灣地區雨量站暴雨量隨時間變化之分析

高裕哲[1]　馮智勇[1]　陳品妤[2]　沈里音[2]　朱寶信[3]
多采科技有限公司[1]　　中央氣象局氣象科技中心[2]
美國夏威夷大學氣象系[3]

摘　　要

本研究利用臺灣地區21個測站(包含3個離島測站)之60年(1954年至2013年)時雨量觀測記錄，採非平穩性極端值機率分布進行資料配適並分析20年、50年及100年重現期之一日暴雨量，以探討測站極端降雨事件發生頻率與強度隨年代變化之趨勢。分析流程依序為：(1)計算連續24小時累積雨量序列、(2)選取年最大值為分析序列、(3)分析序列以非平穩性極端值分布進行配適、(4)推估重現期雨量或稱重現水準、(5)以Mann-Kendall Test檢驗降雨趨勢是否具單調遞增或遞減特性，及(6)以Kendall-Theil Robust Line推估降雨量年增值。

分析結果顯示大部份測站20年、50年與100年重現期一日暴雨量隨年代變化呈現增加的趨勢，且山區測站(竹子湖、日月潭、阿里山與玉山站)之雨量年增值隨著重現期越高而增加，明顯與平地測站不同，另一方面，基隆、花蓮與恆春站近年20年重現期一日暴雨量已達到約400mm，約為1950年代百年重現期水準。

然而，臺灣東部地區、蘭嶼、臺南、新竹等測站的20年、50年與100年重現期一日暴雨量隨年代變化呈現減少的情形，與大多數測站之分析結果較不相同，將探討是否因近年來颱風侵颱路徑變化有關。

關鍵字：頻率分析、廣義極端值機率分布、GEV

一、前言

氣候變遷可能造成極端氣候事件發生的更加頻繁，甚至強度也比以往所發生的極端氣候事件更加強烈，如近年來可感受到暴雨、水災、強颱等事件的發生頻率與強度已不同以往，因此，本研究欲藉由氣象局所提供之人工氣象站時雨量資料，以非平穩性極端值機率分布(Non-stationary Generalized Extreme Value，Non-stationary GEV)進行一日暴雨量的頻率分析，探討一日暴雨量長期變化趨勢。

使用年最大值序列選取分析資料，再以非平穩性極端值機率分布進行模型配適(model fitting)，推估不同重現期(return period)之下的降雨量，觀察其變化情形，詳細的資料處理方式與分析流程將於第二章進行說明。

第三章將說明分析結果以及相關數據與圖表，第四章為研究總結與討論。

二、研究方法

本研究中所探討的為一日(連續24小時)暴雨量隨時間之變化情形，主要使用氣象局提供之1954年至2013年，共21個測站的時雨量資料進行分析，使用測站如表1所示，各測站之時資料將以年最大值序列選取方式，即每年選取一筆最大的24小時累積雨量進行分析。

表1 分析使用之測站

StaID	SrtaName	StaID	SrtaName
466900	淡水	467490	臺中
466910	鞍部	467530	阿里山
466920	臺北	467540	大武
466930	竹子湖	467550	玉山
466940	基隆	467570	新竹
466950	彭佳嶼	467590	恆春
466990	花蓮	467610	成功
467080	宜蘭	467620	蘭嶼
467350	澎湖	467650	日月潭
467410	臺南	467660	臺東
467440	高雄		

而對於每年之極端降雨量所成之序列，再以統計模型，即非平穩性極端值分布進行模型配適，而非平穩性極端值分布為廣義極端值分布(generalized extreme value，GEV)之特例，其機率分布函數如下

$$F(x;\mu,\sigma,\xi)=\begin{cases}\exp\left\{-\left[1+\frac{\xi(x-\mu)}{\sigma}\right]^{-\frac{1}{\xi}}\right\} & \text{for } \xi\neq 0\\ \exp\left\{-\exp\left[-\frac{x-\mu}{\sigma}\right]\right\} & \text{for } \xi=0\end{cases}$$

μ、σ 與 ξ 分別為location parameter、scale parameter與shape parameter，而重現期 T 之雨量或稱為重現水準(return level)之估計式 x_T 如下

$$x_T=\mu-\frac{\sigma}{\xi}\times\left[1-\{1-\log(1-1/T)\}^{-\xi}\right] \tag{1}$$

欲探討極端雨量隨時間的變化情形，可將廣義極端值分布之參數設定做調整如下

$$\mu_t=\mu_0+\mu_1 t$$

$$\log\sigma_t=\sigma_0+\sigma_1 t$$

除參數 ξ 外，μ 與 σ 皆為時間的 t 函數，而參數經此調整後之分布，稱為非平穩性極端值分布。以序列資料進行參數之估計後，推估重現期所對應之雨量，此又可稱為重現水準(return level)，因參數設定納入時間因素對於降雨量變化之影響，故所推估之重現水準可能因時間變化而出現遞增或遞減趨勢，故原式(1)之估計式改寫如下

$$x_T=\mu_0+\mu_1 t-\frac{\exp(\sigma_0+\sigma_1 t)}{\xi}\times\left[1-\{1-\log(1-1/T)\}^{-\xi}\right],\quad \xi\neq 0 \tag{2}$$

因上式也為時間 t 之函數，故所估計的重現水準不再只是一個數值，而是隨著時間變化的一個序列。

對此將使用Mann-Kendall test檢驗重現水準是否具有單調遞增或遞減之趨勢，再以Kendall-Theil Robust Line (一簡單線性迴歸方法，其參數估計值較不易受到資料影響)，估計出極端降雨量之年遞增或年遞減數值，而Mann-Kendall Test與Kendall-Theil Robust Line分別說明如下。

Mann-Kendall Test之虛無假設與對立假設如下

H_0: *No monotonic trend*

H_1: *Upward or downward monotonic trend*

檢驗時間序列是否具有單調遞增或遞減的趨勢。假設一時間序列為 $\{x_1,x_2,...,x_n\}$，則檢定該序列是否具有單調遞增或遞減之趨勢，可依下列步驟進行

1.計算 $n(n-1)/2$ 個，x_j-x_k 的差值，其中 $j>k$，即計算

$$x_2-x_1, x_3-x_1, x_n-x_1, ...,$$
$$x_3-x_2, x_4-x_2, ..., x_n-x_{n-1}$$

2.定義

$$\text{sgn}(x_j-x_k)=\begin{cases}1, \text{ if } x_j\text{-}x_k>0\\ 0, \text{ if } x_j\text{-}x_k=0\\ \text{-1, if } x_j\text{-}x_k<0\end{cases}$$

3.計算

$$S=\sum_{k-1}^{n-1}\sum_{j-k+1}^{n}\text{sgn}(x_j-x_k)$$

4.計算

$$\text{VAR(S)}=\frac{1}{18}\left[n(n-1)(2n+5)-\sum_{p-1}^{g}t_p(t_p-1)(2t_p+5)\right]$$

其中 g 為序列數值可分的組數，t_p 為第 p 組具有幾筆觀測數據，如一序列

(23, 24, 29, 6, 29, 24, 24, 29, 23)

則 $g=3$、$t_1=2$、$t_2=3$、$t_3=3$

5.計算

$$Z_{MK}=\begin{cases}\frac{S-1}{\sqrt{\text{VAR(S)}}} & \text{if } S>0\\ 0 & \text{if } S=0\\ \frac{S+1}{\sqrt{\text{VAR(S)}}} & \text{if } S<0\end{cases}$$

6.拒絕虛無假設，若 $|Z_{MK}|\geq Z_{1-\alpha/2}$，其中 Z 為標準常態分布之分位數

Kendall-Theil roust line為一簡單線性迴歸方法，其參數估計值較不易受到資料影響，而線性估計式如下

$$\hat{Y}=\hat{b}_0+\hat{b}_1 X$$

而參數估計式

$$\hat{b}_1=median\,\frac{(Y_j-Y_i)}{(X_j-X_i)}\quad \text{for all } i<j \text{ and}$$
$$i=1,2,...,n\text{-}1,\ j=2,3,...,n$$

$$\hat{b}_0=Y_{median}-\hat{b}_1 X_{median}$$

上述分析流程大致可分為：(1)原始資料轉換為累積雨量序列、(2)分析序列的選取、(3)分析序列的統計模型配適、(4)重現水準的估計、(5)重現水準增減趨勢的檢驗、(6)極端降雨量的年增或年減量估計。

三、結果分析

某些地區如基隆、花蓮與恆春站近幾年之20年重現水準已達到約400mm，約為1950年代的百年重現水準，即相較於百年重現期之極端降雨量，更可能發生之20年重現期之降雨強度已經明顯的增強，且其已達1950年代百年可能發生一次之降雨強度，如附圖1所示，而圖上虛線表示以極端值一型分布(Extreme value type I, EVI)，進行頻率分析之結果，因該分布未考慮時間因素的影響，故其所推估之20年、50年及100年重現水準皆為常數而非時間函數。

由21個測站的頻率分析結果顯示，除臺灣東部地區、蘭嶼、臺南、新竹外，極端降雨量大都呈現增加之趨勢，而山區的降雨年增值又稍高於平地地區，如附圖2、附圖3、附圖4所示，分別為20年、50年、100年重現水準的年增值或年減值，紅色三角形表示增加，藍色三角形表示減少，而三角形大小表示增減數值的大小，其數值以Kendall-Theil Robust Line進行估計(單位：mm/year)，而填滿的三角形表示Mann-Kendall檢驗為顯著，即該測站以非平穩性廣義極端值分布所推估重現水準具有遞增或遞減的趨勢。

而為分析東部地區、蘭嶼、臺南、新竹降雨年增值減少的原因，將探討是否因近年來颱風侵臺路徑的變化或是因其分析序列隨時間變化並無出現明顯趨勢等因素所導致。

將上述重現水準呈減少趨勢的6個測站鄰近區域，1954年至2013年受颱風侵襲之颱風路徑整理如附圖5，而路徑分類如附圖6，除新竹站的颱風侵襲路徑集中在第2類別，其餘5個測站，僅以颱風路徑不易觀察出是否雨極端降雨的強度有關。

四、總結與討論

觀察臺灣地區非平穩性頻率分析之結果，臺東、大武、成功、蘭嶼、臺南、新竹外，極端降雨量大都呈現增加之趨勢，還可發現基隆站、花蓮站與恆春站近年來的20年重現期所對應之一日暴雨量已達到約400mm之水準，約為50年至60年前百年重期之一日暴雨量之水準，即約50年至60年前，此一日累積雨量可能百年才發生一次，由此可見幾十年前的極端降雨事件，在近年來的發生頻率已經越來越高，若使用未考慮時間變化因素的機率分布，如極端值一型分布，其分析結果為一常數，無法有效觀察出極端降雨量隨時間之變化。

而分析結果中，極端雨量年增值呈現下降的地區，似乎也不容易以颱風路徑的變化歸納出原因，未來可針對這些地區進行其他可能影響因素的探討，如測站的地理位置，周圍環境等，也可能是這些地區的極端降雨行為隨時間並未出現明顯的改變，故可在模型配適前，先對序列進行是否具非平穩性特性的檢定，或是模型的概似比檢定等。

五、參考文獻

1.Ying Ruan Chen and Pao-Shin Chu，2014: Review Trends in precipitation extremes and return levels in the Hawaiian Islands under a changing climate

2.Eric Gilleland，2009: introduction to the analysis of extreme values using R and extRemes

3.Richard W. Katz a, Marc B. Parlange, Philippe Naveau，2002: Statistics of extremes in hydrology

六、附圖

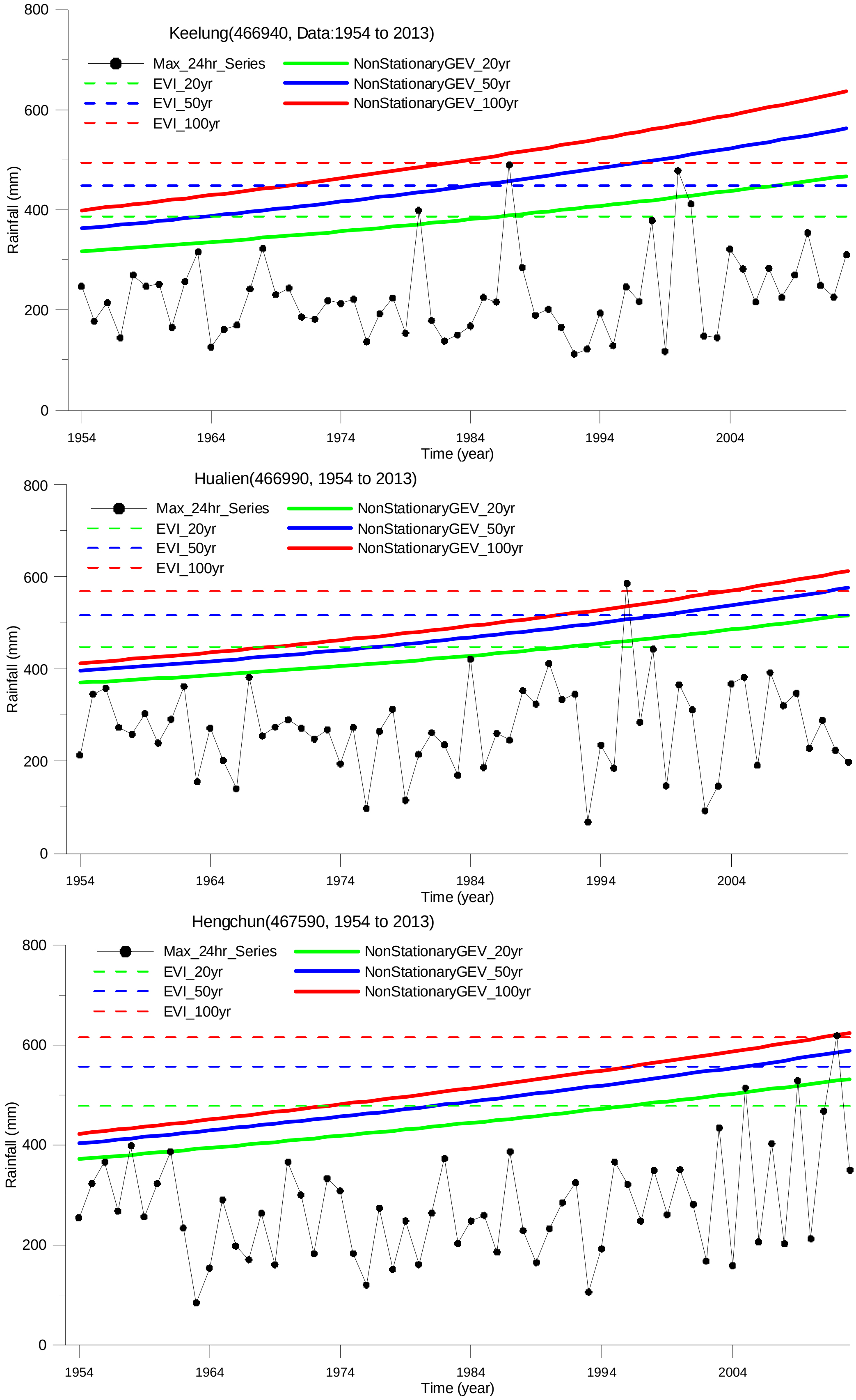

圖1：基隆、花蓮與恆春站20年、50年與100年非平穩性頻率分析結果

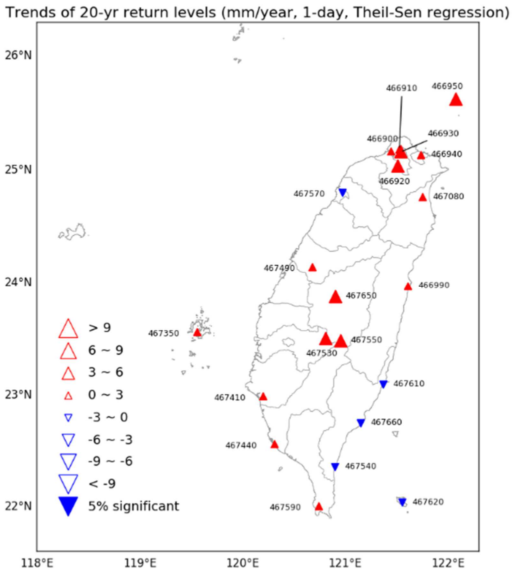

圖2：20年重現期雨量的變化趨勢(以Kendall-Theil Robust Line或稱Theil-Sen robust regression進行估計，單位：mm/year)，填滿的三角形表示Mann-Kendall檢驗為顯著

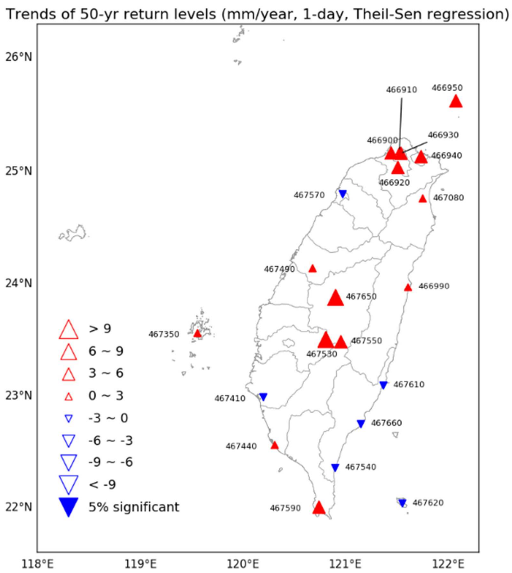

圖3：50年重現期雨量的變化趨勢(以Kendall-Theil Robust Line或稱Theil-Sen robust regression進行估計，單位：mm/year)，填滿的三角形表示Mann-Kendall檢驗為顯著

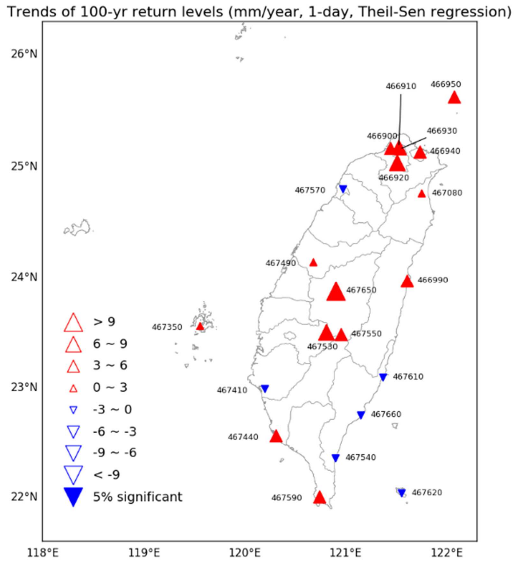

圖4：100年重現期雨量的變化趨勢(以Kendall-Theil Robust Line或稱Theil-Sen robust regression進行估計，單位：mm/year)，填滿的三角形表示Mann-Kendall檢驗為顯著

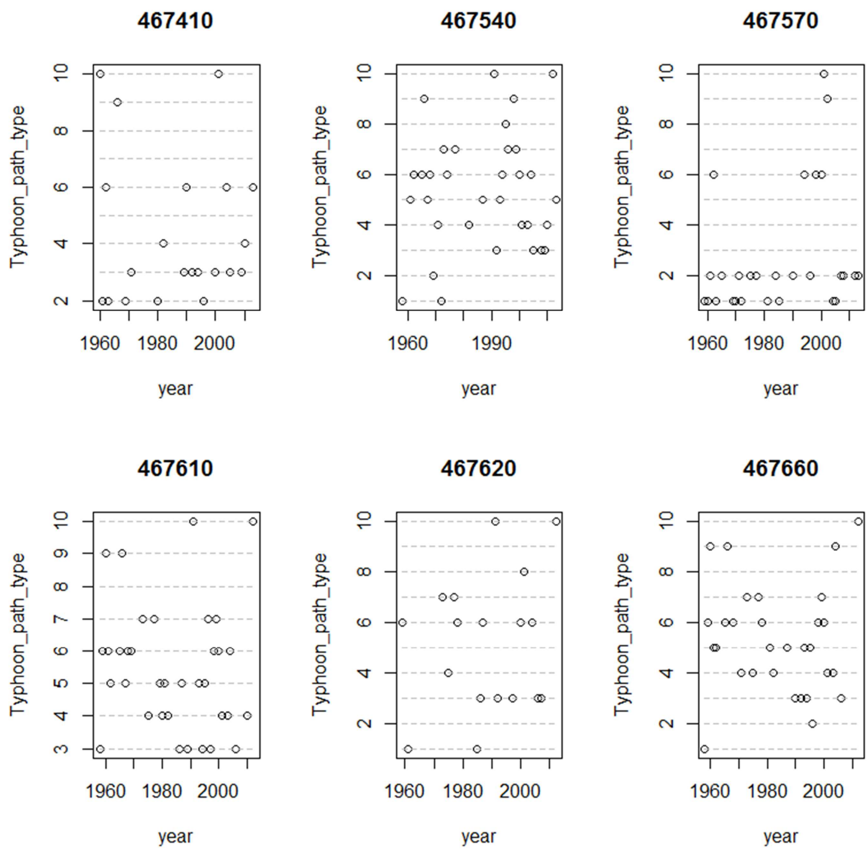

圖5：臺東、大武、成功、蘭嶼、臺南、新竹，1954年至2013年受颱風侵襲之颱風路徑整理