

近百年台灣極端降雨量之變化情形-以端值理論為例

朱蘭芬¹ 陳永明¹ 張靜貞²

國家災害科技防救中心¹ 中央經濟研究院²

摘要

本研究利用主要有兩個目的，首先利用一般化極端值理論(generalized extreme value, GEV)來模擬台灣六個百年氣象站(台北、台中、台南、恆春、花蓮以及台東)日雨量之年極大值之極端降雨的分配，研究結果發現台灣六個百年測站中，台北、台中、台南與台東四個測站適合以 Gumbel 分配來描繪其極端降雨現象，其中台北、台中、台東測站又屬於 non-stationary 遞增的極端降雨情況，顯示此三個測站極端降雨量有線性增加的趨勢；恆春、花蓮之極端降雨現象適合以 stationary 之 GEV 分配來模擬。此外，進一步根據配適後的最佳的分配，估算極端雨量之 10、20、50、100 年的回復期水準(return level)。估計的結果顯示，恆春氣象站未來 20、50、100 年的回復期降雨量分別為 387、432、462(mm)。

關鍵字：極端理論、降雨量、重現期

一、前言

IPCC(2007 年)的報告指出全球暖化主要的影響層面之一為極端事件發生頻率和強度之改變¹。最顯著的例子即是極端的降雨量。根據 FAO(2008) 指出 1980-2000 年極端天氣(洪水、颱風)所導致的天然災害比例有上升的趨勢，由 4% 上升至 27%，上升了 13%。

台灣為海島國家每年夏秋之際的颱風是台灣發生豪大雨機率最高，亦是對農作物造成巨大的災害的時點。根據氣象局的資料顯示歷年來(1901-2011 年)24 小時累積雨量的紀錄有增加的趨勢，意味著未來因極端降雨所導致的災損也會有增加的趨勢。此外，台灣因為地狹人稠，都市發展快速，豪雨來襲所引發土石流、山地崩塌、淹水等複合型災害，衝擊人民的經濟與生活、造成嚴重的人命傷亡。以 2009 年的莫拉克颱風為例，短短幾天內(8 月 6-10 日)整場颱風累積的總雨量在阿里山奮起湖站總累積雨量高達 2823mm，在尾寮山(屏東山地門鄉)高達 2910mm，此驚人的豪雨不僅使高雄縣小林村遭到破壞，亦造成全台灣 619 人死亡，76 人失蹤與 33 人受傷。農業損失高達 164 億元，整個社會的損失高達 905 億元佔 GDP 產值 0.75%。

不僅台灣如此，整個世界也有受極端降雨量影響的困擾，因此近年來成為學者研究的議題。有關極端雨量的研究的方向有二，其一為有百分位排序或百分位值，包括 Karl and Knight(1998)、Easterling et al.(2000)、Manton et al. (2000)分析東南亞和南太平洋的極端日溫度與日降雨量變化趨勢時、Zhai et al.(2005)則是以中國 740 個測站之總體降雨量以及極端日降雨量發生頻率的趨勢分析、Kunkel et al. (1999)則是根據美加地區極端降雨的趨勢，以日雨量統計資料推估延時 3 日與 7 日的降雨事件。上述這些文獻皆以雨量紀錄(例如，50mm/天)的某百分位排序(例如，99th)最為極端降雨量判斷的依據。百分位排序法雖然簡單，但是排序的序位會因為資

料長度改變而須重新計算，若是資料的長度不夠，單一筆資料亦會影響百分位排序序位。由於這樣的方法並沒有統計學理基礎，而是以經驗法則加以排序，容易受到資料基期不同而導致不同的結果。因此近年來以統計學理為基礎的極端理論(Extreme value) 來配適極端資料的方法漸受重視。極端理論可讓分析者在有限的時間序列資料的分析中，估計未來 20 年、50 年或是 100 年重現期(return period)可能的樣貌，故可被用來設計與防洪農業與氣候風險監視等相關議題的研究。國外利用極端理論 Miroslava(1991,1992)、Elnaqa and Abuzeid (1993)、Pagliara et al. (1998)、Nguyen et al. (1998, 2002)、Koutsoyiannis and Baloutsos (2000)、Ferro(1993)、Cannarozzo et al.(1995)、Parida (1999)、Haylock and Nicholls (2000)、Withers and Nadarajah (2000)、Park et al. (2001)、Aronica et al. (2002)、Crisci et al. (2002)、Zalina et al. (2002)、Park and Jung (2002)、Adamowski and Bougadis (2003)。

台灣地區有關極端降雨量的研究大部分是以非極端理論為主，例如鄒等(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；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。

近年來，台灣的天然災害有增多且嚴重性加重的傾向，故政府成立防災中心或相關災害研究中心，積極蒐集災損資料或模擬原始氣象資料以期分別能掌握災損以及氣象狀況。台灣雨量測站密度高品質好，故以統計學理為基礎的極端值理論來分析極端降雨的情況應該有其正面的學術貢獻或參

¹ 根據全球氣候指標報告，極端天氣的災害事件包括颱風、暴風雨、豪雨、洪水、乾旱、熱浪、寒害以及其他罕見且具有毀滅性的災害

考價值，此是本研究的動機亦是目的。因此，本研究將以極端值理論估計台灣六個百年測站 1911-2010 年之極端降雨量分布情形，並據此進一步估算未來 20、50、100 年之極端降雨量之回復期水準。本研究第二節為研究資料的來源，第三節為極端值理論與推估方法，第四節為估計結果，第五節為結論。

二、研究資料的來源

中央氣象局所屬的氣象站共有 26 站，本研究選用 1911-2010 年之台北、台中、台南、恆春、花蓮以及台東六個百年氣象站的日降雨量資料為研究對象，選取每年最大的日降雨量(此即為區域最大值法，block-maxima method)作為極端降雨的定義，此為傳統定義極端值的方法²。表 1 為台北、台中、台南、恆春、花蓮以及台東六個百年測站的敘述統計結果。在此六個氣象站中，以恆春之年平均日最大降雨量之觀測值為最大，台北之年平均最大降雨量之觀測值為最小，由平均值看來，年最大日降雨量由北至南有漸漸增多的傾向；根據標準差與最大、最小值之差異我們發現，年最大日降雨量以台中觀測站的變化最大，恆春觀測站資變化次之。

表 1 台灣六個觀測站之敘述統計

觀測站	平均值	標準差	最小值	中位數	最大值	最大最小值差異	觀測值
台北	161	70.33	20.59	145.90	425.20	404.61	111
台中	188	93.06	25.81	169.35	660.20	634.39	110
台南	208	85.14	12.88	200.40	523.50	510.62	111
恆春	231	89.16	17.48	216.10	484.80	467.32	111
花蓮	216	84.86	12.80	210.30	465.80	453.00	100
台東	212	86.66	7.77	200.65	484.00	476.23	110

圖 1-圖 3 為 1911-2010 年台灣六個百年測站之日降雨量資料年最大值之散佈圖，根據圖形我們發現極端降雨似乎有遞增的現象產生。

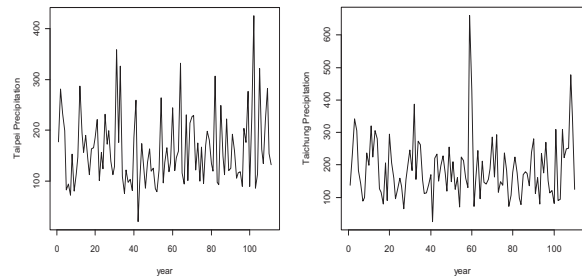


圖 1 1911-2010 年台北(左)、台中(右)之年最大日降雨量

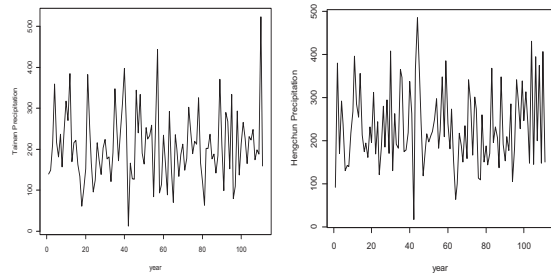


圖 2 1911-2010 台南(左)之年最大日降雨量、恆春(右)之年最大日降雨量

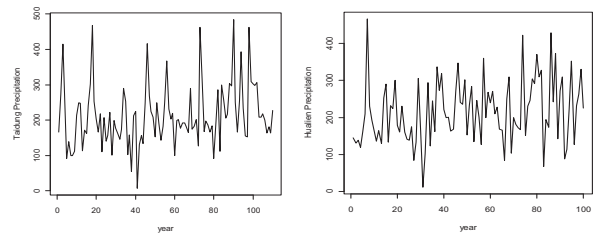


圖 3 1911-2010 台東(左)之年最大日降雨量、花蓮(右)之年最大日降雨量

三、極端值理論與推估方法

極端值理論依照所選資料的不同而分成兩類，即區域最大值法與超越門檻值法，本文採用區域最大值法。區域最大值法係將資料依特定期間(例如，年、季、月)分成數個區塊並選取每個區塊內的最大值，做為樣本資料，然後藉由這些最大值的收斂結果來決定其分配，該方法假設若有一 i. i. d 時間序列資料， $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$ ，而 M_n 為這些序列的極大值，則 M_n 可表示為：

$$M_n = \text{Max}\{x_1, x_2, \dots, x_n\} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} P_r(M_n \leq z) &= P_r(X_1 \leq z, \dots, X_n \leq z) \\ &= P_r\{X_1 \leq z\} \times \dots \times P_r\{X_n \leq z\} \\ &= \{F(z)\}^n \end{aligned} \quad (2)$$

假如存在一序列之常數 $\{a_n > 0\}$ 與 $\{b_n\}$ ，當 n 趨近無限大時，(2)式會趨近一個非退化分配(non-degenerate distribution)， $H(x)$ ，如(3)式：

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \left(\frac{M_n - b_n}{a_n} \leq x \right) \rightarrow H(x) \quad (3)$$

此時 $H(x)$ 為極端值分配，必定 Gumbel、Fréchet 以及 Weibull 三種分布的其中一種。

(一) Gumbel 分配： $G(z) = \exp\left\{-\exp\left[-\left(\frac{z-b}{a}\right)\right]\right\}$

²另一種方法為超越門檻值法(Peak Over Threshold, POT)，see Coles, 2001。

$$-\infty < z < \infty; \quad (4)$$

$$(二) \text{Fréchet 分配: } G(z) = \begin{cases} 0 & z \leq b, \\ \exp\left\{-\left(\frac{z-b}{a}\right)^{-\alpha}\right\} & z > b; \end{cases} \quad (5)$$

$$(三) \text{Weibull 分配: } G(z) = \begin{cases} \exp\left\{-\left[\frac{z-b}{a}\right]^{-\alpha}\right\} & z < b, \\ 1 & z \geq b; \end{cases} \quad (6)$$

之後 Von Mises(1954)和 Jenkinson(1955)將此三種標準極端值分配予以一般化, 形成目前所謂的一般極端值理論分配 (Generalized Extreme Value Distribution; GEV), 式子如下:

$$G(z) = \exp\left\{-\left[1 + \xi\left(\frac{z-u}{\sigma}\right)\right]^{-1/\xi}\right\} \quad (7)$$

此式子極為彈性, 由資料的特性自行決定其分配特性。早期利用極端值理論推估時, 需先依研究者的主觀判斷, 從 Gumbel、Fréchet 以及 Weibull 三種分布從中擇一來推估, 此舉容易產生主觀的衡量誤差。(7)式中, u 、 σ 、 ξ 分別為位置(location)、規模(scale)、形狀(shape)或尾端指數(tail index)參數。位置參數用來決定分配的中心位置, 規模參數則用來決定判斷分的廣狹程度, 形狀參數則是決定尾部分配的型態。當形狀參數大於 0 或是小於 0 時, 則(7)式分別簡化為 Fréchet 與 Weibull 分配; 當規模參數等於 0 時, (7)式簡化為 Gumbel 分配(Coles, 2001; Kotz and Nadarajah, 1999), 其式如下:

$$G(z) = \exp\left\{-\exp\left[-\left(\frac{z-u}{\sigma}\right)\right]\right\}, \quad -\infty < z < \infty; \quad (8)$$

用來估計 GEV 的方法很多, 本研究利用最大概似法(Maximum likelihood method)來推估, 以準牛頓反覆迭代法(quasi-Newton iterative algorithm)完成最大概似函數的估算。假設 GEV 之概似函數為 x_1, x_2, \dots, x_n 之獨立觀察值之機率密度函數連乘, 可表示為(9)式:

$$L(u, \sigma, \xi) = \frac{1}{\sigma^n} \prod_{i=1}^n \left(1 + \xi\left(\frac{z_i-u}{\sigma}\right)\right)^{-\left(\frac{1}{\xi}+1\right)} \times \exp\left\{-\sum_{i=1}^n \left(1 + \xi\left(\frac{z_i-u}{\sigma}\right)\right)^{-1/\xi}\right\} \quad (9)$$

其中,

$$1 + \xi\left(\frac{z_i-u}{\sigma}\right) > 0 \quad \text{for } i = 1, \dots, n \quad (10)$$

假設以最大概似估計法推估出的參數 \hat{u} 、 $\hat{\sigma}$ 與 $\hat{\xi}$ 可用來表示 u 、 σ 、 ξ 之最適推估值, 且使(9)式的函數(L)達到最大。Nadarajah and Choi (2007)指出 Gumbel 分配符合大部分極端降雨量資料, 因此本研究除了配適 GEV 分配外, 亦配適 Gumbel 分配(with u 、 σ constant)。為了進一步了解極端降雨量是否存在時間趨勢的情形³, 再將 GEV 分配與 Gumbel 分配的位置參數設定為時間的函數如(11)與(12)式:

$$\begin{aligned} GEV_{time \text{ trend}} : \mu &= a + b(\text{Year} - t_0 + 1) \\ \sigma &= \text{constant}, \xi = \text{constan} \end{aligned} \quad (11)$$

$$\begin{aligned} Gum_{time \text{ trend}} : \mu &= a + b(\text{Year} - t_0 + 1) \\ \sigma &= \text{constant}, \xi = 0 \end{aligned} \quad (12)$$

本研究將(7)、(8)式設為 Model 1 & Model 2; (11)、(12)設為 Model 3 & Model 4。由於 Gumbel 分配為 GEV 分配的子模型(submodel), 故在選擇最適模型時可以概度比檢定

(likelihood test ratio)做為決策準則。假設 L_1 、 L_2 分別是模型(參數未受限的模型)與模型(參數受限的模型)之最大概似估計值, 因此, 概度比檢定的統計值為 $\lambda = -2(L_2 - L_1)$ 為服從自由度為 ν 的卡方分配(ν 為兩個模型估計參數個數的差值, 以 Model 1&2 來說, Model 2 即為受限的模型, 期待估的參數比 Model 1 少一個, 故在 5% 的顯著水準下, 若 $\lambda = -2(L_2 - L_1) > \chi_{\nu=1}^2(0.95)$, 則表示 Model 1 為較優選的模型⁴。

依照概度比檢定得出最適模型後, 配適結果的好壞將以 QQ plot 與 PP plot 來判斷。舉例來說, 若最佳的配適模型為 Model 1, 若將年雨量之最大觀察值由小到大按順序排列並與模型預測之百分位數 y_i (其中 $F(y_i) = i - 0.375 / (n + 0.25)$) 繪在同一圖形上, 藉由觀察值與預測模型的差異來看配適的好壞, 當兩者愈吻合表示配適的結果愈佳。

在得出最適的模型後, 即利用該模型之累積分配函數來求算重現期水準(return level)⁶。舉例來說, 降雨量 $x > x_T$ 之機率為 $p = P(x > x_T) = 1/T$, 此 x_T 即為重現水準, T 即為重現期。GEV 之重現期水準 x_T 與 T 互為反函數, 如(13)式:

$$x_T = \mu - \frac{\sigma}{\xi} \left[1 - \left\{-\log\left(1 - \frac{1}{T}\right)\right\}^{-\xi}\right] \quad (13)$$

Gumbel 分配之重現期水準之展開式如(14)式:

$$x_T = \mu - \sigma \log\left\{-\log\left(1 - \frac{1}{T}\right)\right\} \quad (14)$$

估算重現水準時, 須將先前利用最大概似法求得出的 $\hat{\mu}$ 、 $\hat{\sigma}$ 、 $\hat{\xi}$ 代入(13)或(14)即可。以極端理論來說, 2-year 回復期所對應之降雨量即為極端降雨之中位數。其它如 20-year、50-year、100-year 的算法也與 2-year 相同。

四、估計結果

令 L_i 利用最大概似法(maximum likelihood method)針對台灣六個氣象站每年最大日降雨量資料的配適結果。令 L_i 表示模型 1-4 所估計出之最大概似估計值, 即 $i = 1, \dots, 4$ 。

以台北觀測站的估計結果為例, Model 1 之 $\hat{\mu}=130.68$ 、 $\hat{\sigma}=52.48$ 、 $\hat{\xi}=0.03$ 、 $L_1=555.48$; Model 2 之 $\hat{\mu}=131.41$ 、 $\hat{\sigma}=52.84$ 、 $L_2=555.56$; 因為 $\lambda = -2(L_2 - L_1) = -0.16 < \chi_{1,0.1}^2 = 2.701$ 無法拒絕虛無假設之 $\xi=0$ 的假設, 表示 Model 2(Gumbel)為較佳的模型; 以 Model 1&3 來說, Model 3 之 $\hat{\mu}=124.12$ 、 $\hat{\sigma}=52.20$ 、 $\hat{\xi}=0.03$ 、 $L_3=555.27$, 故 $\lambda = -2(L_1 - L_3) = -0.42 < \chi_{1,0.1}^2 = 2.70$, 顯示無法拒絕虛無假設之 GEV 時間參數(b)為零的假設, 意指沒有趨勢現象的 GEV 模型是較佳的模型; 以 model 2&4 來說, Model 4 估計出來的 $\hat{\mu}=1150.9$ 、 $\hat{\sigma}=72.92$, 位置參數之時間趨勢項為 13.00, $L_4 = 583.71$, 故 $\lambda = -2(L_2 - L_4) = 56.3 > \chi_{1,0.1}^2 = 2.70$, 顯有時間趨勢的 Gumbel 分配為較佳

⁴ 為保守的推估, 因為 Maxima block 的觀察值實際上是有相依的情況。

⁵ 詳見 Royston (1982)

⁶ 本文將降雨量大於或等於某一特定值之發生時距稱為重現期距, 而此重現期距之平均值為重現期(return period), 此重現期所對應的某特定降雨量即為重現水準的降雨量

³ 若存在時間趨勢則表示模型為 non-stationary

的配適模型，經由上述層層推論可以得知台北測站之極端雨量分配以 Model 4(有時間趨勢項的 Gumbel 分配)來詮釋雨量的分配較其他三個模型為佳。

依照上述的步驟類推，我們得出台中、台南、恆春、花蓮以及台東極端降雨量之配適模型分別為 Model 4、Model 2、Model 1、Model 1、Model 4(如表 3)。即台北、台中、台東三個測站分別皆比較適合以 non-stationary Gumbel 分配來配適極端降雨量，恆春、花蓮兩測站適合以 non-stationary GEV 的分配來配適極端降雨量，台南測站適合以 stationary Gumbel 分配來配適極端降雨量。

表 3 台灣地區 1911-2010 年六個百年氣象站的觀測結果

	Best Model	μ	σ	ξ	Time Trend
台北	Model 4	150.90 (15.13)	72.92 (5.47)		29.60 (23.15)
台中	Model 4	143.72 (15.13)	66.23 (5.46)		28.00 (26.15)
台南	Model 2	165.41 (7.77)	73.60 (5.48)		
恆春	Model 1	196.34 (8.78)	79.07 (6.14)	-0.15 (0.07)	
花蓮	Model 1	182.48 (8.51)	76.76 (5.94)	-0.15 (0.07)	
台東	Model 4	144.62 (14.67)	67.01 (25.40)		69.16 (5.07)

模型的配適結果由 QQ plot 與 PP plot 來判斷。QQ-Plot (quantile- quantile plot)是以觀測值之分位數(quantile)對應預設模型(本文為 Gumbel)所預測出的分位數來描圖；PP Plot(probability-probability plot)則是將觀測值對應預設模型之累積機率分配之配適結果描繪出來。兩者圖形之直線表皆示預設的模型，當觀測值愈與直線吻合則表示模擬的結果愈佳⁷。由此圖形顯示，我們發現配適的結果還算不錯。

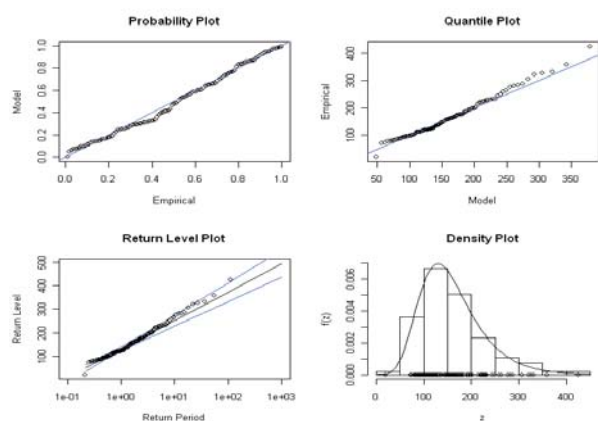


圖 4 台北氣象站 QQ Plot 與 Density Plot

表 4 為台灣地區六個測站之重現期雨量水準之推估結果

果。我們分別估算了中數、2030、2060、2110 回復期之降雨量水準以及其 95%的信賴區間值。由結果我們得知未來 20 年之恆春以及花蓮兩個氣象之日極端雨量將達到 400mm 的門檻，降雨量之大不可忽視；而在未來 50 年之日極端降雨量也將超過 400mm 門檻。

表 4 台灣地區六個氣象站之重現期雨量水準推估

	2-year	20-year	50-year	100-year
台北	189 (206,172)	271 (231,264)	301 (284,318)	323 (306,340)
台中	179 (163,195)	260 (223,255)	287 (271,303)	307 (291,323)
台南	204 (187,221)	287 (269,303)	317 (299,332)	339 (322,355)
恆春	224 (207, 243)	387 (357,435)	432 (394,503)	462 (417, 556)
花蓮	209 (192,228)	367 (339,411)	410 (374,477)	438 (396,525)
台東	183 (166,200)	266 (226,260)	296 (279,313)	318 (301,335)

五、結論

台灣地區的大雨主要集中在夏、秋季節，受到颱風影響甚著。因此本文利用一年中之日最大降雨量，以極端值理論模擬台灣六個百年氣象站之極端降雨量情況，並以此作為重現期降雨量計算的依據。

本文的估計結果發現六個百年測站中，有四個測站適合用 Gumbel 分配來配適，有兩個適合用 GEV 的分配來配適，與 Nadarajah and Choi (2007)的結果類似，即 Gumbel 分配符合大部分極端雨量資料。

台灣地區六個百年氣象站中，台北、台中、台東三個測站最適配適結果為 non-stationary 遞增的 Gumbel 分配，顯示極端降雨量皆有線性增加的趨勢。台南測站適合以 stationary Gumbel 分配來配適極端降雨量；恆春、花蓮兩測站適合以 GEV 的分配來配適極端降雨量，但此三個測站的極端雨量沒有明顯的增減趨勢。

由本文研究結果推測，台灣西部之極端降雨量以南部的恆春氣象站為最大，北部的台北氣象站次之，中部的台中氣象站最小。

在重現期降雨水準的估計部分，本研究分別估計了中位數(2-year)、2030(20-year)、2060(50-year)以及2110(100-year)的重現期雨量。估計結果以恆春測站的極端降雨量為最大，台中氣象站的極端降雨量最小，顯示未來台灣西部地區受極端降雨量影響最大的是南部，其次是北部，此估計結果可作為水文治理、水文建設等參考。

六、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。

⁷ 由於篇幅限制，本研究僅列台北氣象站的觀測結果。

- 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。
- Aronica G, Cannarozzo M and Noto L 2002 Investigating the changes in extreme rainfall series recorded in an urbanised area; *Water Science and Technology* 45 49-54.
- Cannarozzo M, Dasaro F and Ferro V 1995 Regional rainfall and flood frequency-analysis for Sicily using the 2-component extreme-value distribution; *Hydrol. Sci. J.* 40 19-42.
- Coles, S. 2001: An introduction to Statistical Modeling of extremes values, Springer-Verlag: London.
- Crisci A, Gozzini B, Meneguzzo F, Pagliara S and Maracchi G 2002 Extreme rainfall in a changing climate: regional analysis and hydrological implications in Tuscany; *Hydrol. Processes* 16 1261-1274.
- 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.
- Easterling, D.R., G.A. Meehl, C. Parmesan, S.A. Changnon, T.R. Karl and L.O. Mearns, 2000: Climate extremes: observations, modeling, and impacts. *Science*, 289, 2068-2074.
- Ferro V 1993 Rainfall intensity-duration-frequency formula for India - discussion; *Journal of Hydraulic Engineering-ASCE* 119 960-962.
- IPCC, 2007, *Climate Change 2007 Synthesis Report*. Contribution of Working Groups I, II, and III to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change (Core Writing Team, Pachauri, P.K. and Reisinger, A. (eds.). IPCC, Geneva, Switzerland.
- Karl, T.R. and R.W. Knight, 1988: Secular trends of precipitation amount, frequency, and intensity in the United States. *Bull. Amer. Meteor. Soc.*, 79, 231-241.
- 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.
- Manton, M.J., P.M. Della-Marta, M.R. Haylock, K.J. Hennessy, N. Nicholls, L.E. Chambers, D.A. Collins, G. Daw, A. Finet, D. Gunawan, K. Inape, H. Isobe, T.S. Kestin, P. Lefale, C.H. Leyu, T. Lwin, L. Maitrepierre, N. Ouprasitwong, C.M. Page, J. Pahalad, N. Plummer, M.J. Salinger, R. Suppiah, V.L. Tran, B. Trewin, I. Tibig, and D. Yee, 2001: Trends in extreme daily rainfall and temperature in southeast Asia and the south Pacific: 1961-1998. *Int. J. Climatol.* 21, 269-284.
- Miroslava U 1991 The extreme value distribution of 5-min rainfall data Belgrade; *Theoretical and Applied Climatology* 44 223-228.
- Miroslava U 1992 The extreme value distribution of rainfall data at Belgrade, Yugoslavia; *Atmosfera* 5, 47-56.
- Nadarajah, S. and D. Choi, 2003: Extremes of daily rainfall in south Korea. *World Resource Review*, 15, 483-497.
- Nguyen V T V, Nguyen T D and Wang H 1998 Regional estimation of short duration rainfall extremes; *Water Science and Technology* 37 15-19.
- Nguyen V T V, Nguyen T D and Ashkar F 2002 Regional frequency analysis of extreme Koutsoyiannis D and Baloutsos G 2000 Analysis of a long record of annual maximum rainfall in Athens, Greece, and design rainfall inferences; *Natural Hazards* 22 29-48.
- Parida B P 1999 Modelling of Indian summer monsoon rainfall using a four-parameter Kappa distribution; *Int. J. Climatol.* 19 1389-1398.
- Park J S and Jung H S 2002 Modelling Korean extreme rainfall using a Kappa distribution and maximum likelihood estimate; *Theoretical and Applied Climatology* 72, 55-64.
- Elnaqa A and Abuzeid N 1993 A program of frequency analysis using Gumbel's method; *Ground Water* 31, 1021-1024.
- Park J S and Jung H S 2002 Modelling Korean extreme rainfall using a Kappa distribution and maximum likelihood estimate; *Theoretical and Applied Climatology* 72 55-64.
- Royston, J.P., 1982: An extension of Shapiro and Wilk's W test For normality to large samples. *Applied Statistics*, 31, 115-124.
- Withers C S and Nadarajah S 2000 Evidence of trend in return levels for daily rainfall in New Zealand; *J. Hydrol. (NZ)* 39 155-166.
- Zalina M D, Desa M N M, Nguyen V T V and Kassim A H M 2002 Selecting a probability distribution for extreme rainfall series in Malaysia; *Water Science and Technology* 45 63-68.
- 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.