

台北測站長時間降雨之趨勢檢定

錢滄海⁽¹⁾ 楊孟叡⁽²⁾ 曹舜評⁽³⁾ 李汴軍⁽⁴⁾

摘 要

氣候變遷造成的影響是全球研究人員所關心的議題，本研究蒐集中央氣象局台北雨量站自 1900 年至 2006 年共 107 年之日雨量紀錄，自其中整理出五個時間序列：「年降雨日數」、「年降雨量」、「一日最大降雨量」、「最大連續不降雨日數」與「年平均降雨強度」，加以統計分析。又以 Mann-Kendall 趨勢檢定法針對上列之時間序列進行趨勢檢定，研究發現五組時間序列除了「一日最大降雨量」無明顯的趨勢之外，「年降雨量」、「年平均降雨強度」及「最大連續不降雨日數」有漸增趨勢，而「年降雨日數」則有漸減趨勢，這顯示該地區降雨分佈隨著時間確實有變化，且有短時間暴雨增多，乾旱機率增大的趨勢。

(關鍵字：氣候變遷、年降雨量、Mann-Kendall 趨勢分析)

Trend Test Based on Long-term Rainfall in Taipei Station

Chang-Hai Chien⁽¹⁾ Meng-Jui Yang⁽²⁾ Shun-Ping Tsao⁽³⁾ Beng-Chun Li⁽⁴⁾

Assistant Professor⁽¹⁾, Graduate Student⁽²⁾, Department of Soil and Water Conservation, National Chung Hsing University, Taichung, Taiwan, R.O.C.

Assistant Professor⁽³⁾, Associate Professor & Department head⁽⁴⁾, Department of Environmental and Hazards-Resistant Design, HuaFan University, Taipei, Taiwan, R.O.C.

ABSTRACT

Problems related to climate change are global issues of concern to researchers. In this study, we collect rainfall records of year 1900-2006 from Central Weather Bureau and perform analyses on time series including rainy days, cumulative rainfall, etc. Furthermore, we study the trends of those time series using Mann-Kendall test. Study indicates that time series of “Annual rainfall”, “Average

⁽¹⁾ 國立中興大學水土保持學系助理教授(通訊作者 e-mail：tw_mikechien@hotmail.com)

⁽²⁾ 國立中興大學水土保持學系碩士班研究生

⁽³⁾ 華梵大學環境與防災設計學系助理教授

⁽⁴⁾ 華梵大學環境與防災設計學系副教授兼系主任

rainfall intensity”, “Number of no-rainfall days” increasing and time series of “Number of rainy days” decreasing, but time series of “Maximum rainfall” has no trends. That is distribution of rainfall changed and have trend to a situation with large probability of arid and heavy rain.

(**Keywords** : Climate Change, Annual Rainfall, Mann-Kendall Trend Test)

前 言

近年來，全球溫室氣體造成的暖化現象已是大眾所矚目的焦點，因暖化所引起的氣候變遷則是學者專家們不斷探討之議題。

然而，氣候變遷卻是一門新的科學，遠比以往熟悉的化學、物理、海洋、生物、地質、大氣科學等來的複雜，甚至可以說是以上各科學的綜合體。(見圖 1)

在水土保持的領域來說，氣候若是真的有了變化，那麼許多工程手冊或者規範中所定義的參考數據是否仍可繼續使用，將會是一大考驗。許晃雄(2001)提到，目前的氣候變遷推估，就像經濟成長率、股市榮枯的預測一樣，不保證完全準確(恐怕還得時時修正)，卻是人類追求永續發展的過程中，必須審慎考慮的重要指標。一般來說，氣候變遷的問題一直都是以模擬未來情境作為研究的方向，也就是使用 GCM 模式來模擬。政府間氣候變化專門委員會(Intergovernmental Panel on Climate Change, IPCC) 利用氣候的數值模型去推估將來可能的氣候變遷。至目前為止，主要用來研究氣候變遷的氣候模式為全球大氣 - 海洋耦合模式(coupled atmosphere ocean general circulation

models, AOGCMs)，包含了大氣運動、表面洋流、溫鹽環流、以及大氣/海洋交互作用，除此之外，大氣化學、植被及土壤的影響也都考慮在內，是目前模擬溫室氣體影響未來氣候最先進的工具。(徐嘉君等,2008)

雖說這樣的技術在模擬大空間尺度的問題上稱得上準確，一旦尺度變小，侷限在區域性問題上的時候就不盡理想，同樣的，該模型在時間上也有同樣的問題，越是長時間的尺度越準確，反之相反。同時，美國氣候變異與變遷評估委員會 USGCRP (2000)，也指出GCM模式之模擬結果無法精確評估氣候變遷對集水區地域性降雨特性變化之影響，而統計方法可產生較佳之結果。例如：學者吳至剛(2002)曾利用Mann-Kendall趨勢檢定探討高雄地區長期溫度及降雨之變化趨勢。

就不同降雨類型而言，北部地區較具顯著的變化現象(鄭克聲,2003)。綜合以上所述，本研究不採用GCM模式來進行推估模擬，而是針對台北降雨時間分佈整理出五組時間序列，進而分析不同序列之分佈情形，並使用Mann-Kendall趨勢檢定法來檢定其趨勢，目的是希望藉由長時間的雨量紀錄來探討該地區降雨分佈是否有變化。本研究之結果也可做為未來蓄水排洪設施在設計時的參考，或做為手冊、規範

中參考數據調整之依據。

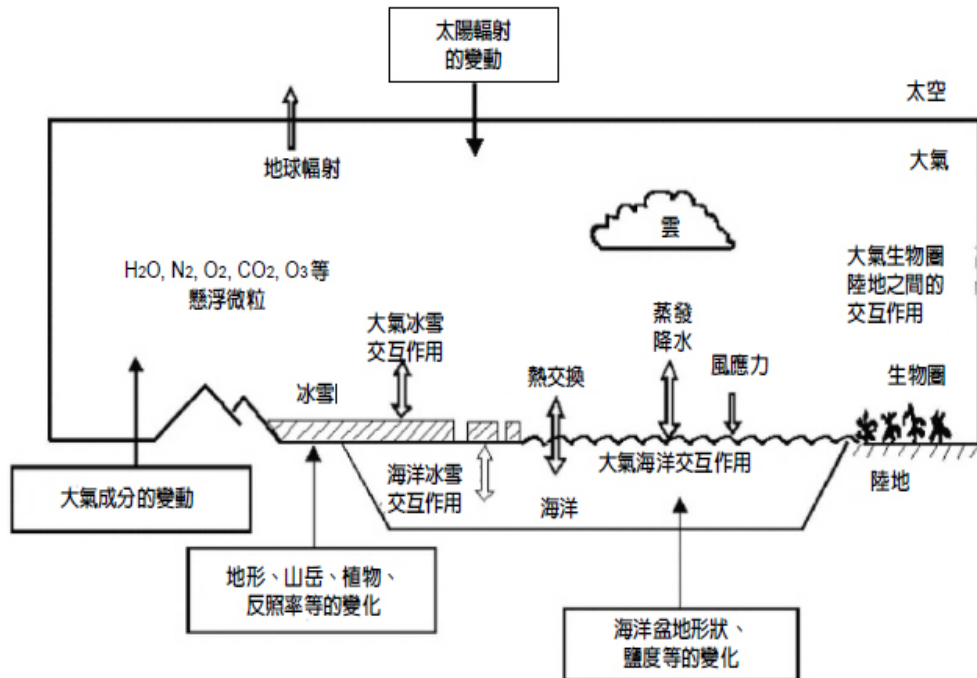


圖 1 .氣候系統中，各因子間的交互作用（取自曾忠一,1987）

Figure1.Interaction of factors in climate system (Chung-Yi Tseng, 1987)

捷運淡水線中正紀念堂站六號出口步行五分鐘即可抵達。(見圖2)

材料與方法

(一) 研究區域

台北氣候是多雨的，春季有春雨，夏季有午後雷陣雨，秋有颱風雨甚至到了冬季還有東北季風雨。可以說是整年都籠罩在陰雲之中。

(二) 資料來源

座落於台北市公園路64號的中央氣象局，緊鄰國家圖書館，夾在弘道國中與台北教育大學之間，沾染了濃濃的書卷氣息，從

(三) 資料統計

本研究蒐集設置在台北中央氣象局之雨量站從 1900 到 2006 的年每日降雨資料，進而從中篩選出多組不同期距的時間序列(time series)加以分析。(見表 1)

(四) 趨勢檢定

從散佈的資料中尋找趨勢的方法有很多種，諸如：MWP(Mann-Whitney-Pettitt)檢定方法、Kruskal-Wallis因子分類變異數

水土保持學報 42(3) : 285-304 (2010)

Journal of Soil and Water Conservation , 42 (3) : 285-304(2010)

分析及Mann-Kendall trend test等，本研究同時也觀察時間序列之分佈情形，如：常態分佈。



圖 2. 中央氣象局外觀與地理位置

Figure2. Appearance and location of Central Weather Bureau.

表 1. 本研究分析之時間序列

Table1. Time series in this study

年降雨日數	計算每年降雨總日數。
年一日最大降雨量	該年中，降雨量最大日的數值。
年降雨量	該年中，從第一天至最後一天總降雨量累計
年降雨強度	該年中，年累積降雨量/年降雨日數
年最大連續不降雨日數	該年中，連續不降雨日數之最大值

資料是否呈常態分佈，我們可以從三個方面來探討：

(1)觀察資料的P-P Plot及Q-Q Plot，這兩種圖前項對資料的中間區段較為敏感，後項則對接近尾部的數據較敏感，若是嚴重偏離圖中直線則非常態分佈。

(2)從統計量來判斷，看平均值(Mean)和中位數(Median)是否相近，平均值 ± 1.96 標準差可包括95%的數值，並以偏度(skewness)和峰態(kurtosis)評估之。

(3)施以統計檢定方法，例如：Chi-Square test。當然了，若是使用無母數檢定趨勢存在則沒有這樣的限制，不用考慮樣本是否為常態分佈，例如：Mann-Kendall 的趨勢檢定法(Trend test)。

The Mann-Kendall 的趨勢檢定法 (Mann, 1945; Kendall,1975)是一種廣泛應用在時間序列趨勢檢定的方法。給定一組時間序列 $X=\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ ，假設所有觀測值 x 彼此之間無相依性，則令：

$$S = \sum_{i < j} a_{ij} \quad (1),$$

$$\text{其中， } a_{ij} = \text{sign}(x_j - x_i) = \text{sign}(R_j - R_i) \quad (2)$$

當 $x_i < x_j$ ，則 $a_{ij} = 1$

當 $x_i = x_j$ ，則 $a_{ij} = 0$

當 $x_i > x_j$ ，則 $a_{ij} = -1$

且 R 為觀測值 x 之排序號(rank)，根據 Kendall(1975)所提，該序列見方程式(1)之平

均數與變異數如方程式(3)及(4)。

$$E(S) = 0 \quad (3)$$

$$V_0(S) = n(n-1)(2n+5)/18 \quad (4)$$

其中， n 為觀測值數目。同時，Kendall(1975)也提到該序列 S 可以在顯著水準 α 下，藉由標準常態變量(standardized variable) T 進行趨勢檢定見方程式(5)。

$$\text{當 } S < 0, \text{ 則 } T = \frac{S+1}{\sqrt{V_0(S)}}$$

$$\text{當 } S = 0, \text{ 則 } T = 0$$

$$\text{當 } S > 0, \text{ 則 } T = \frac{S-1}{\sqrt{V_0(S)}} \quad (\text{Eq-5})$$

當 $|T| > T_{\alpha/2}$ 時通過檢定， $T > 0$ 為漸增， $T < 0$ 為漸減。

本研究以顯著水準 $\alpha=5\%$ (H_0 :沒有趨勢存在)進行 Mann-Kendall 趨勢檢定，來探討是否有增加或減少的趨勢。

一、年降雨日數

從圖 3 可以看到 1900-2006 年間，年最大降雨日數為 214 日，最小降雨日數也有 127 日，相差 87 日且序列似乎有逐年減少的跡象。另外圖 6 顯示此序列尾端的數據稍有偏離，稍後將以 Chi-square 及 Kolmogorov-Smirnov 檢定驗證之。

以 Mann-Kendall 趨勢檢定該序列，在顯著水準 $\alpha=5\%$ 下，可得標準常態變量 $T = -5.187$ 且因 $|T| > T_{\alpha/2} = 1.96$ ，所以是漸減趨勢。

接下來我們以圖 4 為基礎進行 Chi-square 檢定，得到結果為一常態分佈，若以圖 5 為基礎進行 Kolmogorov-Smirnov 檢定其結果亦為常態分佈。

二、年一日最大降雨量

圖 7 中，年一日最大降雨平均為 161.2 毫米，最大為 425.2 毫米，最小 72.6 毫米，相差 352.4 毫米。

在顯著水準 $\alpha=5\%$ 的情況下，進行趨勢檢定，可得標準常態變量

$$\text{標準常態變量 } (T = -0.0242), \text{ 因}$$

$$|T| < T_{\alpha/2} = 1.96, \text{ 故並無明顯趨勢。}$$

進行 Chi-square 檢定結果，不為常態分佈(見圖 8)，但若以 Kolmogorov-Smirnov 檢定(圖 9)則年一日最大降雨量呈常態分佈。

年一日最大降雨量時間序列之偏度為 1.252，峰度 4.576，呈現右偏現象，107 年間更有四次當日降雨量超過 300 毫米，為平均值的 2 倍，從圖 10 中也可以明顯的看到數據偏離的現象。

三、年降雨量

圖 11 為不同年份之年降雨量之時間序列，可以看到 1900-2006 年間，平均每年降雨量為 2161.02 毫米，最大 4404.7 毫米，最小 1192.5 毫米，相差 3212.2 毫米。從圖中可看到，越接近 2006 年，波動越大，似乎有變高的現象。雖然圖中看不太出來年降雨強度是否有增減的趨勢，不過在顯著水準 $\alpha=5\%$ 的情況下。

水土保持學報 42(3) : 285-304 (2010)

Journal of Soil and Water Conservation , 42 (3) : 285-304(2010)

Mann-Kendall 趨勢檢定之標準常態變量

$T = 1.9651$ 因 $|T| > T_{\alpha/2} = 1.96$, 故有漸增趨勢。
均數與變異數如方程式(3)及(4)。

$$E(S) = 0 \quad (3)$$

$$V_0(S) = n(n-1)(2n+5)/18 \quad (4)$$

其中, n 為觀測值數目。同時, Kendall(1975) 也提到該序列 S 可以在顯著水準 α 下, 藉由標準常態變量(standardized variable) T 進行趨勢檢定見方程式(5)。

$$\text{當 } S < 0, \text{ 則 } T = \frac{S-1}{\sqrt{V_0(S)}}$$

當 $S = 0$, 則 $T = 0$

$$\text{當 } S > 0, \text{ 則 } T = \frac{S-1}{\sqrt{V_0(S)}} \quad (\text{Eq-5})$$

當 $|T| > T_{\alpha/2}$ 時通過檢定, $T > 0$ 為漸增, $T < 0$ 為漸減。

本研究以顯著水準 $\alpha=5\%$ (H_0 : 沒有趨勢存在) 進行 Mann-Kendall 趨勢檢定, 來探討是否有增加或減少的趨勢。

四、年降雨日數

從圖 3 可以看到 1900-2006 年間, 年最大降雨日數為 214 日, 最小降雨日數也有 127 日, 相差 87 日且序列似乎有逐年減少的跡象。另外圖 6 顯示此序列尾端的數據稍有偏離, 稍後將以 Chi-square 及 Kolmogorov-Smirnov 檢定驗證之。

以 Mann-Kendall 趨勢檢定該序列, 在顯著水準 $\alpha=5\%$ 下, 可得標準常態變量 $T = -5.187$ 且因 $|T| > T_{\alpha/2} = 1.96$, 所以是漸減趨勢。接下來我們以圖 4 為基礎進行 Chi-square 檢定, 得到結果為一常態分佈, 若以圖 5 為基礎進行 Kolmogorov-Smirnov 檢定其結果亦為常態分佈。

五、年一日最大降雨量

圖 7 中, 年一日最大降雨平均為 161.2 毫米, 最大為 425.2 毫米, 最小 72.6 毫米, 相差 352.4 毫米。

在顯著水準 $\alpha=5\%$ 的情況下, 進行趨勢檢定, 可得標準常態變量 $T = -0.0242$, 因 $|T| < T_{\alpha/2} = 1.96$, 故並無明顯趨勢。

進行 Chi-square 檢定結果, 不為常態分佈(見圖 8), 但若以 Kolmogorov-Smirnov 檢定(圖 9)則年一日最大降雨量呈常態分佈。年一日最大降雨量時間序列之偏度為 1.252, 峰度 4.576, 呈現右偏現象, 107 年間更有四次當日降雨量超過 300 毫米, 為平均值的 2 倍, 從圖 10 中也可以明顯的看到數據偏離的現象。

六、年降雨量

圖 11 為不同年份之年降雨量之時間序列, 可看到 1900-2006 年間, 平均每年降雨量為 2161.02 毫米, 最大 4404.7 毫米, 最小 1192.5 毫米, 相差 3212.2 毫米。從圖中可看到, 越接近 2006 年, 波動越大, 似乎有變高的現象。雖然圖中看不太出來年降雨強度是否有增減的趨勢, 不過在

顯著水準 $\alpha=5\%$ 的情況下，Mann-Kendall 趨勢檢定之標準常態變量 $T = 1.9651$ 因 $|T| > T_{\alpha/2} = 1.96$ ，故有漸增趨勢。

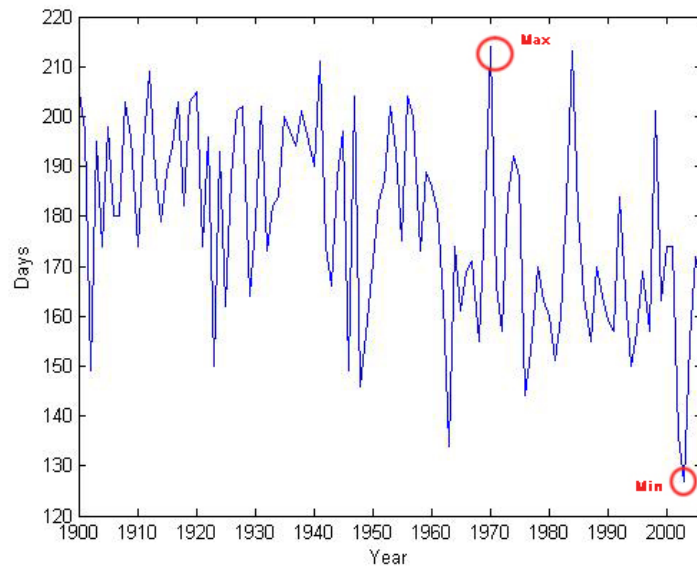


圖 3. 年降雨日數之時間序列

Figure3. Time series of number of rainy days

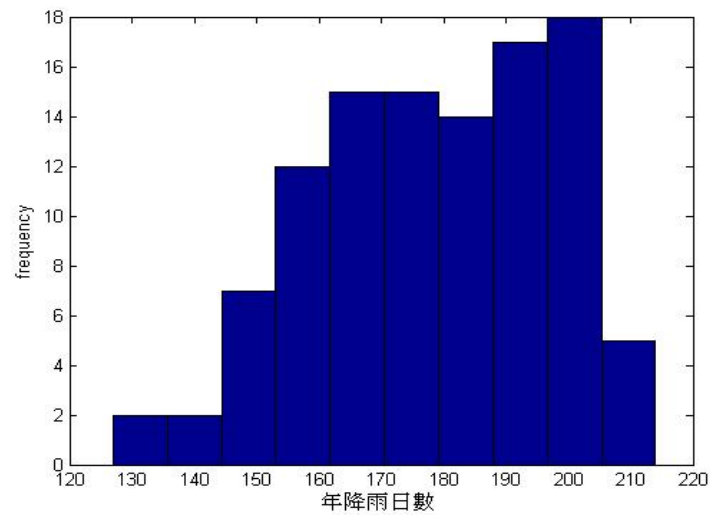


圖 4. 年降雨日數次數直方圖

Figure4. Histogram of number of rainy days

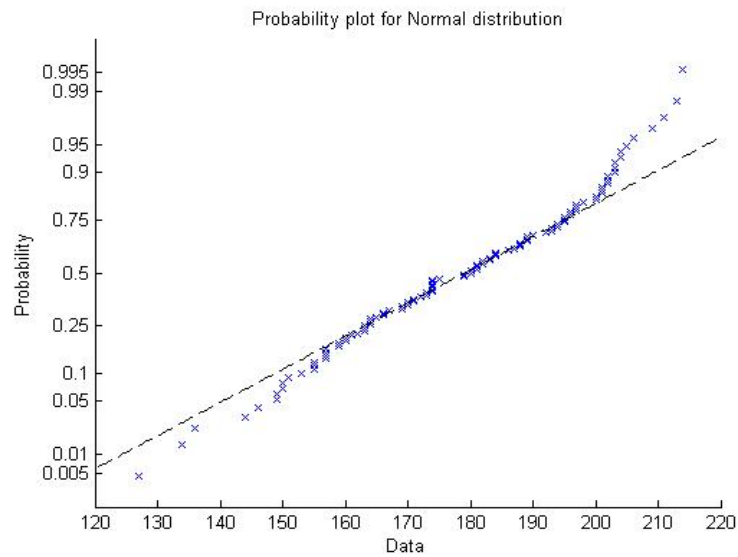


圖 5. 年降雨日數 P-P 圖

Figure5. P-P plot of number of rainy days

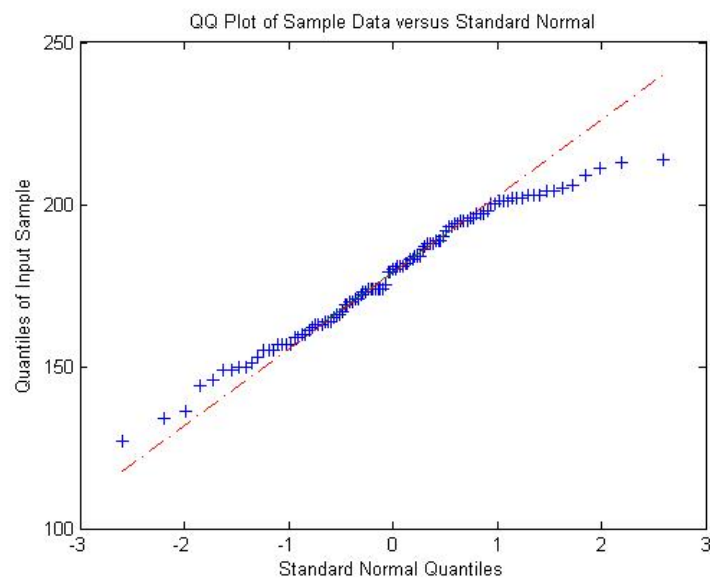


圖 6. 年降雨日數 Q-Q 圖

Figure6. Q-Q plot of number of rainy days

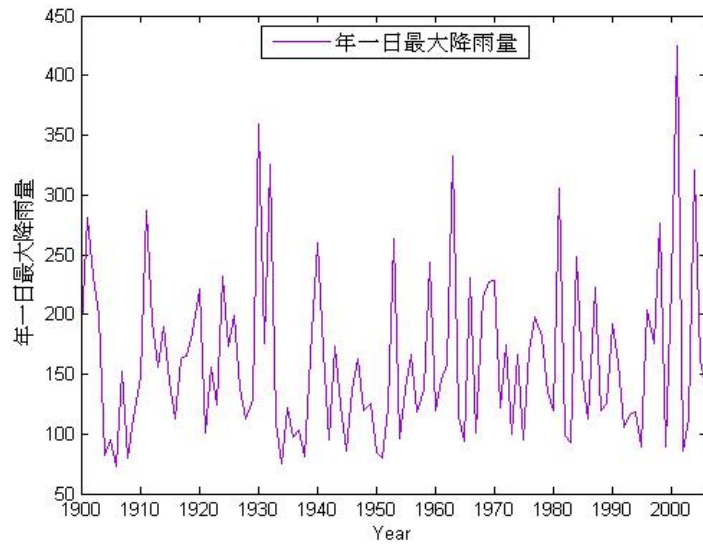


圖 7. 年一日最大降雨之時間序列
Figure7. Time series of maximum rainfall.

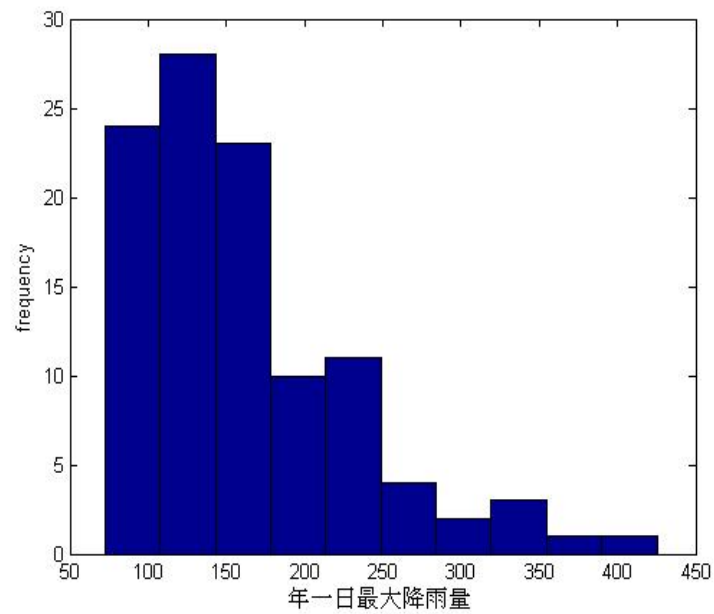


圖 8. 年一日最大降雨直方圖
Figure8. Histogram of maximum rainfall.

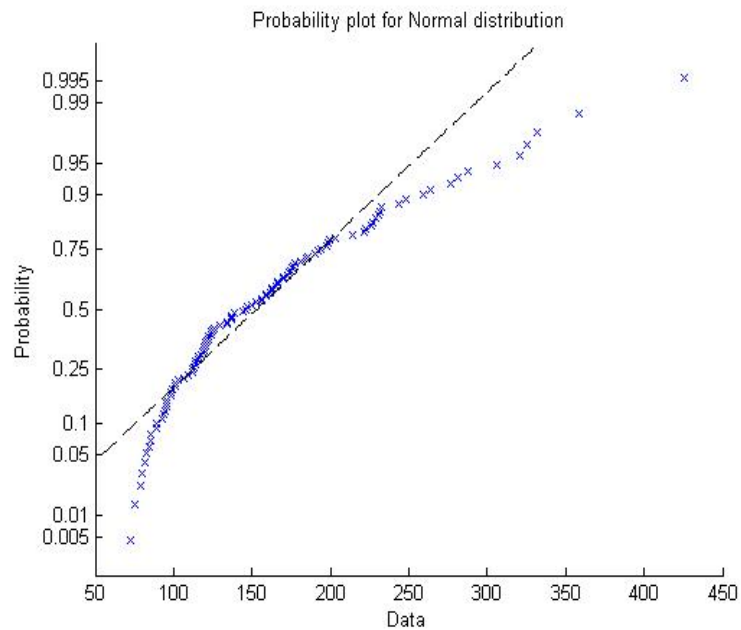


圖 9. 年一日最大降雨之 P-P 圖

Figure9. P-P plot of of maximum rainfall

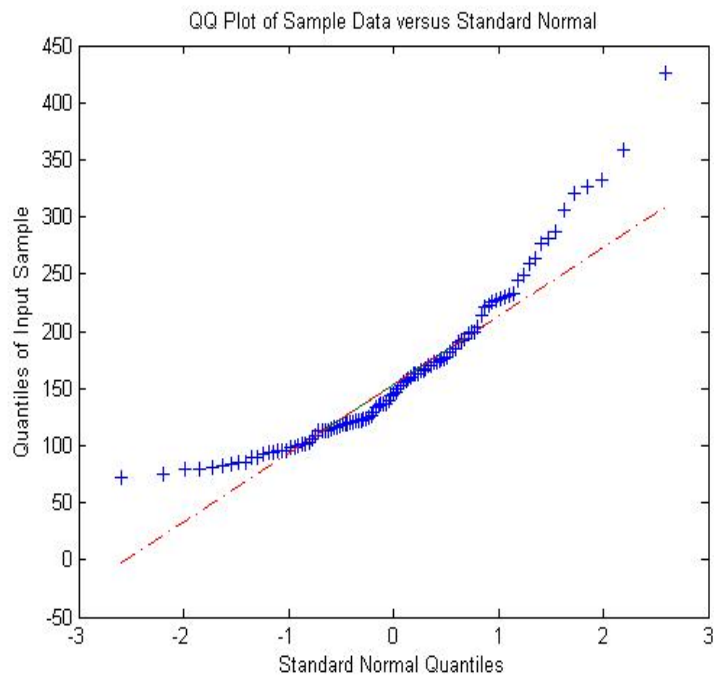


圖 10. 年一日最大降雨之 Q-Q 圖

Figure10. Q-Q plot of maximum rainfall

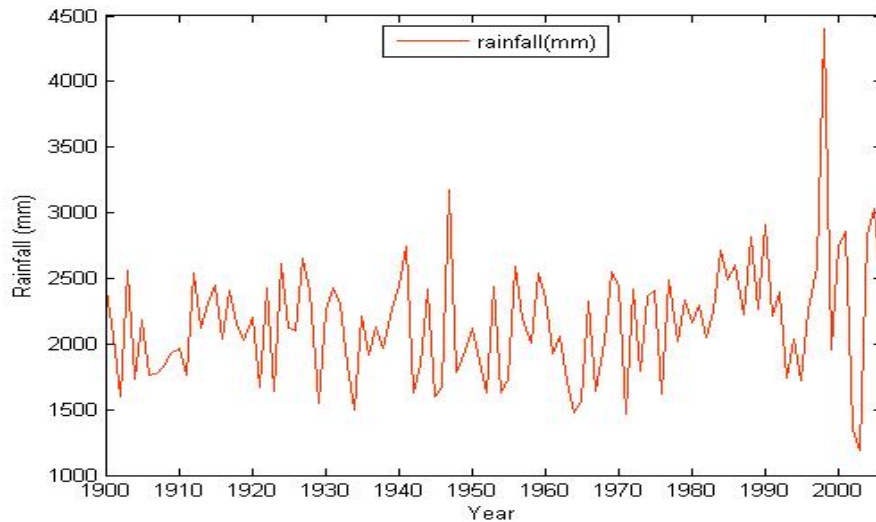


圖 11. 年降雨量之時間序列

Figure11. Time series of annual rainfall

年降雨量之偏度為 1.084，峰度 7.1695，比較特別的是 1990-1990 年間，曾經一度接近 4500 毫米。如圖 14 所示及年降雨量分佈只有在尾端數據有小幅度的偏移，以 Chi-square 與 Kolmogorov-Smirnov 檢定之，皆呈常態分佈(圖 12 與 13)。

七、年平均降雨強度

年平均降雨強度，平均值為 12.2 mm/day，中位數 12.0mm/day，兩者非常接近。另外，107 年間最大強度 21.9 mm/day，最小為 8.1 mm/day，相差達 13.8mm/day。從圖中可看到，在 1980-1990 之間波動幅度相對較小，但在 1990 之後卻有劇烈波動(圖 15)。

年平均降雨強度以 Mann-Kendall 趨勢檢定法進行，在顯著水準 $\alpha=5\%$ 的情況下，

可得標準常態變量 $T=4.9371$ ，因 $|T| > T_{\alpha/2}=1.96$ ，故有**漸增趨勢**。

圖 16 為不同年份之年平均降雨強度直方圖，可以看到強度集中在 10 與 14mm/day 間，圖 17 及 18 進行累積機率與卡方檢定後皆為常態分佈。

八、年最大連續不降雨日數

圖 19 為不同年份之最大連續不降雨日數之時間序列，1900-2006 年之間，平均日數為 9.7 日，最多 24 日，最少 4 日，相差 20 日。以無母數之 Mann-Kendal 趨勢檢定法進行檢定，在顯著水準 $\alpha=5\%$ 的情況下，可得標準常態變量 $T=2.4470$ ，因 $|T| > T_{\alpha/2}=1.96$ ，故有**漸增趨勢**。

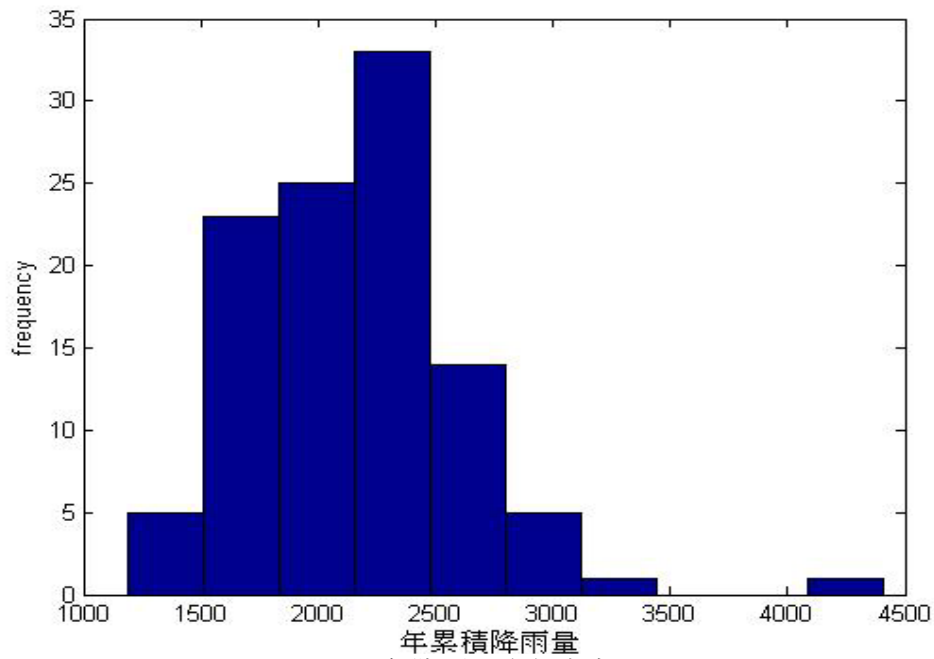


圖 12. 年降雨量次數直方圖

Figure12. Histogram of annual rainfall

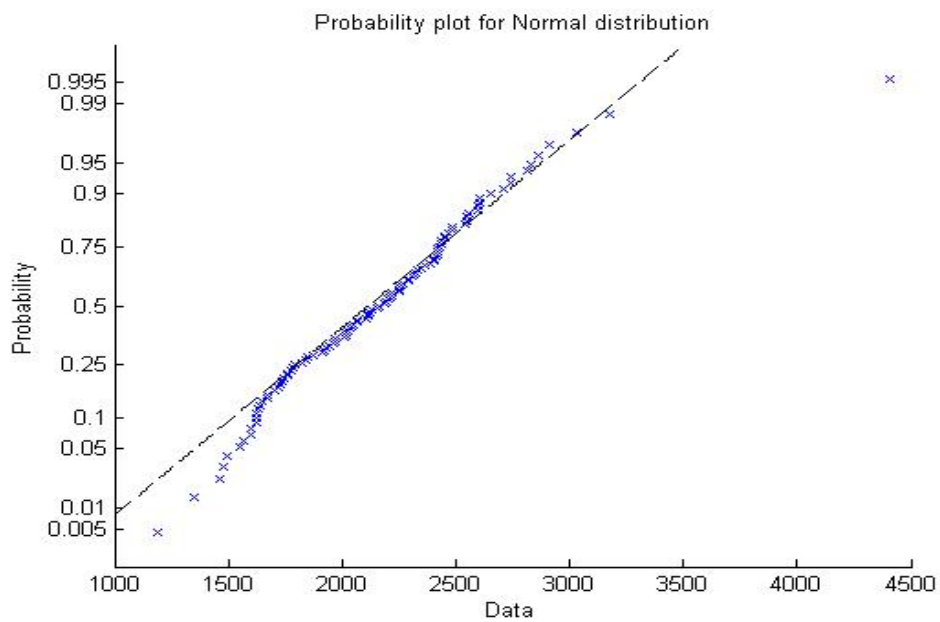


圖 13. 年降雨量之 P-P 圖

Figure13. P-P of annual rainfall

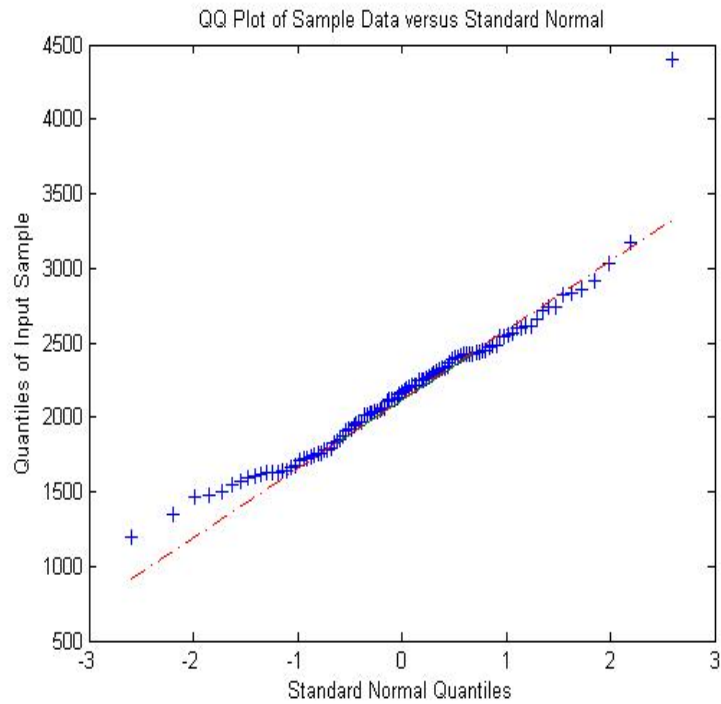


圖 14. 年降雨量之 Q-Q 圖

Figure14. Q-Q of annual rainfall

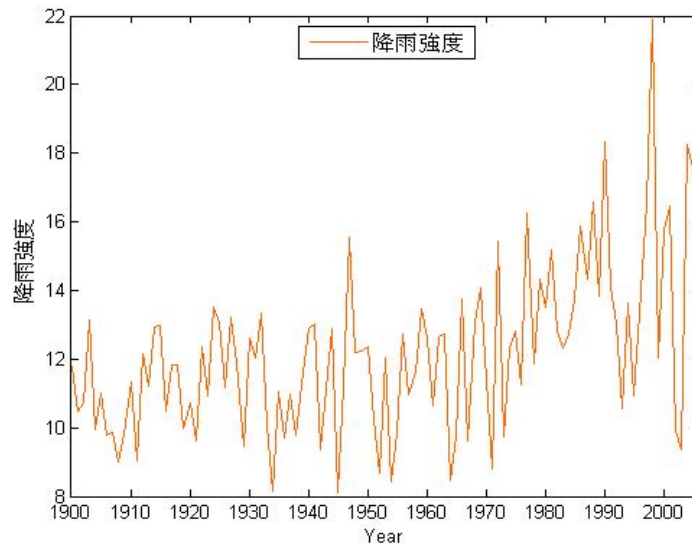


圖 15. 年平均降雨強度之時間序列

Figure15. Time series of average rainfall intensit

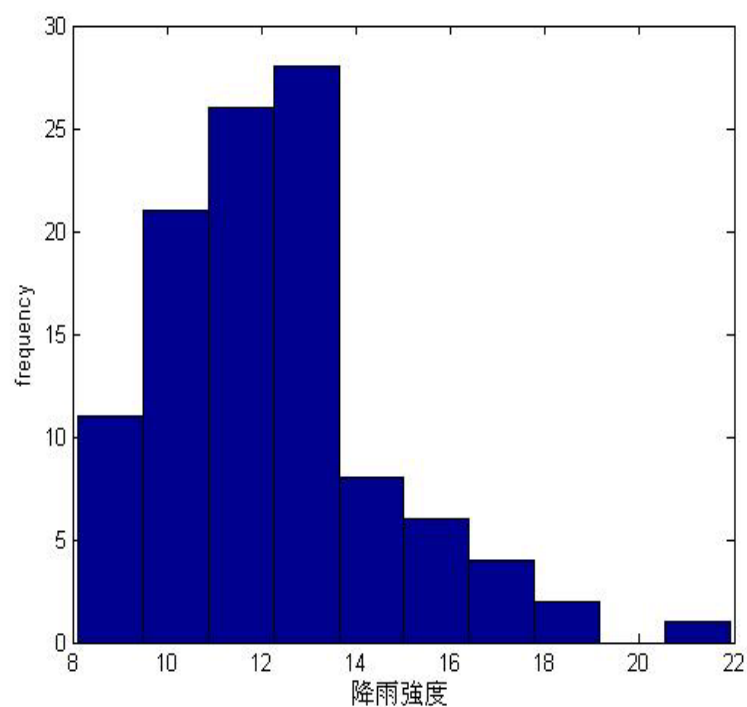


圖 16. 年平均降雨強度直方圖

Figure16. Histogram of average rainfall intensity

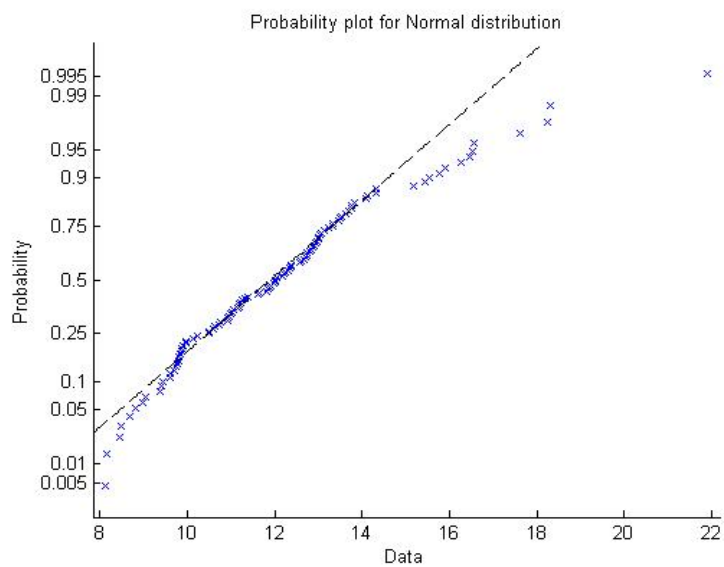


圖 17. 年平均降雨強度之 P-P 圖

Figure17. P-P plot of average rainfall intensity

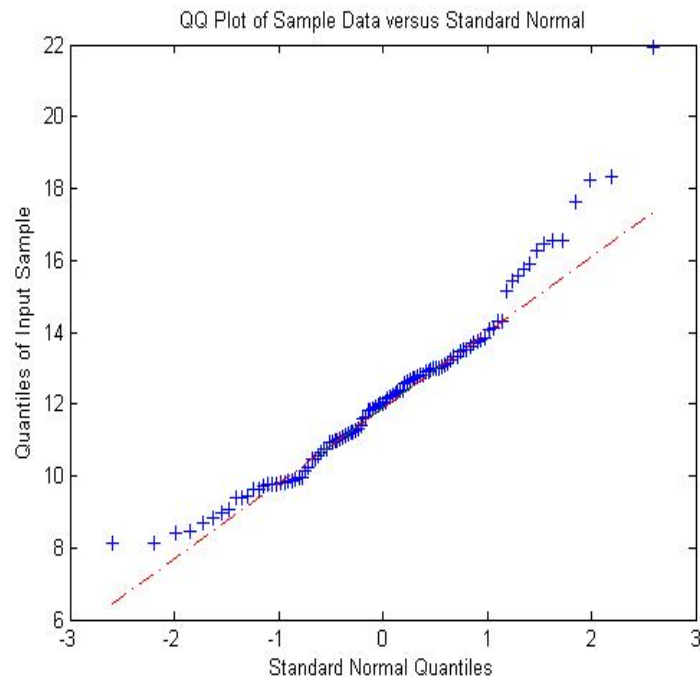


圖 18.年平均降雨強度之 Q-Q 圖

Figure18. Q-Q plot of average rainfall intensity

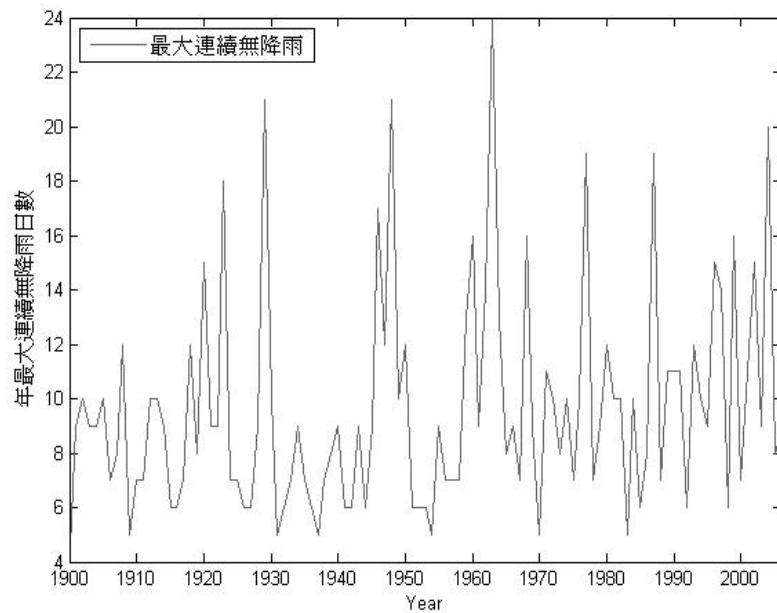


圖 19.年最大連續不降雨日數時間序列

Figure19. Time series of number of no-rainfall day

水土保持學報 42(3) : 285-304 (2010)

Journal of Soil and Water Conservation , 42 (3) : 285-304(2010)

發生。

從圖 21 與 22 中可看到，該序列之 P-P plot 與 Q-Q plot 明顯有偏離直線現象，使用 Chi-square 與 Kolmogorov-Smirnov 檢定，結果年最大連續不降雨日數**不呈常態分佈**。事實上，根據中央氣象局的定義，連續 20 日降雨不超過 0.5 毫米即可算是乾旱，圖 20 顯示 1900-2006 間約有四次乾旱

結論與建議

經過本研究分析，台北地區降雨時間分佈變化是可見的。以下歸納出幾點結論與建議，並摘要於表 2：

表 2. 1900-2006 雨量分佈與趨勢摘要表

Table2. 1900-2006 Summary table with the trend of the rainfall distribution

	年降雨 日數 (day)	年降雨 量 (mm)	年一日最 大降雨量 (mm)	年最大 連續不 降雨日 數(day)	年平均降雨 強度 (mm/day)
Mean	178.24	2161	161.2	9.654	12.17
Mid	180	2161.6	145.9	9	12
Mode	174	1192.5	89	9	8.11
Variance	374.62	206155.8	4768.1	15.92	5.8
Std.	19.36	454.04	69.05	3.99	2.41
Skewness	-0.2567	1.084	1.252	1.383	0.992
Kurtosis	2.3472	7.169	4.57	4.725	4.786
Chi-square 常態分佈 檢定	常態分 佈	常態分 佈	非常態分 佈	常態分 佈	常態分佈
Kolmogorov-Smirnov 常態分佈檢定	常態分 佈	常態分 佈	常態分佈	非常態 分佈	常態分佈
Mann-Kendall's 趨勢檢定($\alpha=5\%$)	漸減	漸增	未通過檢 定	漸增	漸增

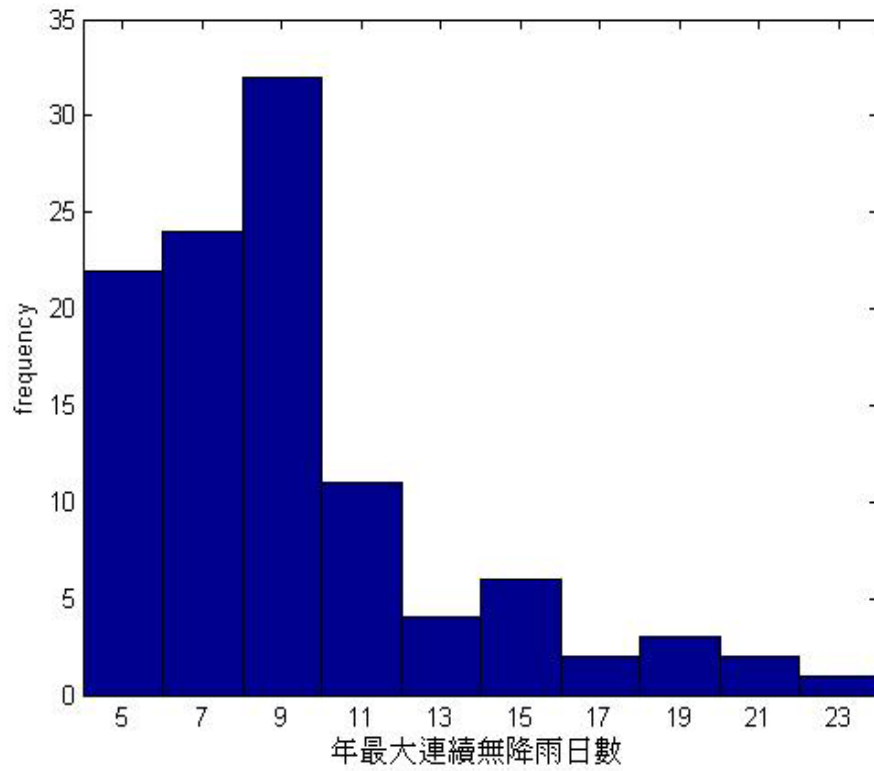


圖 20. 年最大連續不降雨日數次數直方圖

Figure20. Histogram of number of no-rainfall days

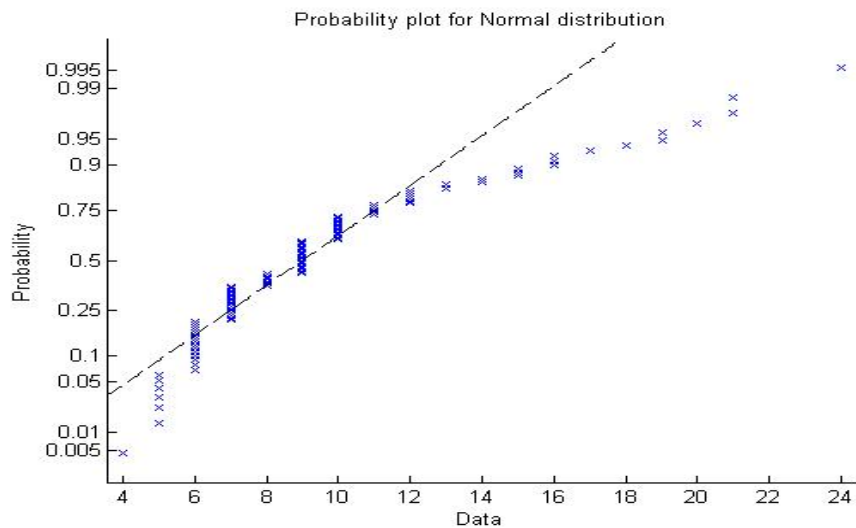


圖 21. 年最大連續不降雨日數之 P-P 圖

Figure21. P-P plot of number of no-rainfall days

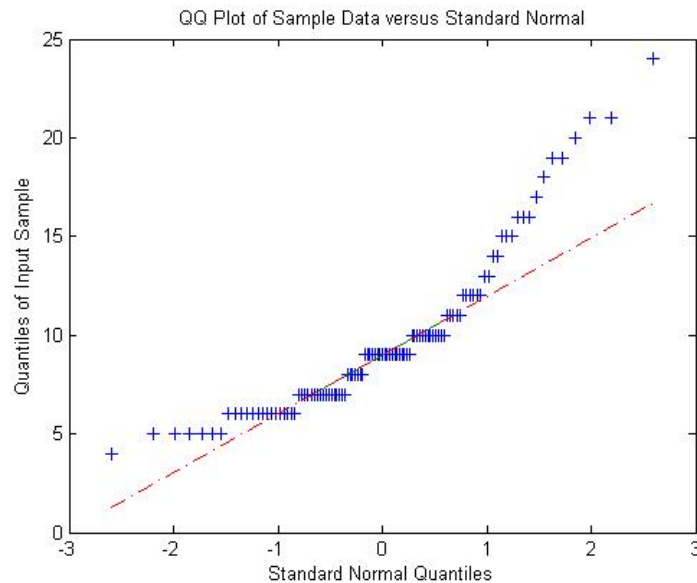


圖 22.年最大連續不降雨日數之 Q-Q 圖

Figure22. Q-Q plot of number of no-rainfall days

結論：

1. 從表 2 中可以看出，在 5%顯著水準下，**年降雨量、年平均降雨強度與年最大連續無降雨日數**有明顯增加的趨勢，而**年降雨日數**則有明顯下降的趨勢；不過**年一日最大降雨量**並無增減的趨勢。
2. 表 2 中，除**年一日最大降雨量**經 Chi-square 檢定後不為常態分佈，及**年最大連續無降雨日數**以 Kolmogoroy-Smimov 檢定不為常態分佈外，其餘皆為常態分佈。
3. 研究顯示，台北地區雨量有逐年增加的現象，但是降雨日數卻慢慢減

少，說明了單次降雨所帶來的雨量越來越多，這會造成原先的排洪設施所設計的量不敷使用，而形成短時間內降雨排水不良，導致淹水或沖蝕危害。

另外，年平均降雨強度增加會造成蓄水設施很快的就達到滿水位，而無法繼續將降水蒐集，造成浪費。再加上最大連續無降雨日數的漸增使得在降水無法有效利用的情況下，缺水的可能性增大，乾旱的危機也就呼之欲出了。

建議：

未來設計相關設施時，考量空間與經費有限，盡可能的不要設計大，而是以多並且加強彼此之間的聯繫，來達到快速疏導的目的，以因應氣候變遷所帶來的影響。

2. 本研究以長時間降雨紀錄探討氣候變遷問題，但降雨分佈有時候並非連續性的變化，建議未來可以定義一門閥值來區分暴雨、中雨、小雨等，在每年中出現的次數以進行頻率分析，可獲得更進一步的結論。
3. 在觀測值數量上來說，本研究僅使用了單一雨量站的資料，稍嫌不足，建議未來研究可使用更多紀錄站的數據來進行分析。
6. 鄭克聲(2003)，「氣候變遷對降雨時空分布特性影響之探討」，農業水利科技研究發展，九十一年度成果發表討論會，屏東恆春。
7. Kendall, M.G. (1975), Rank Correlation Methods, Griffin, London.
8. Khaled H. Hamed, (2008), "Trend detection in hydrologic data: The Mann-Kendall trend test under the scaling Hypothesis", Journal of Hydrology, 349: 350-363.

參考文獻

1. 中央氣象局，<http://www.cwb.gov.tw>.
2. 吳至剛(2002)，「氣候變遷對高屏流域水資源衝擊之探討」，國立成功大學水利及海洋工程學系碩士論文。
3. 徐嘉君，林淑華(2008)，「全球氣候變遷模式推估與情境模擬簡介」，林業研究專訊，第十五卷，第二期，第5-7頁。
4. 許晃雄(2001)，「淺談氣候變遷的科學」，科學發展月刊，第二十九卷，第十二期，第867-878頁。
5. 陳雲蘭(2008)，「百年來台灣氣候的變化」，科學發展，第424期，第6-11頁。
9. Mann, H.B. (1945), "Nonparametric tests against trend", Econometrical 13: 245-259.
10. USGCRP, (2000), "The potential consequences of climate variability and change for the water resources of the United States". The Report of the Water Section Assessment Team of the US National Assessment of the Potential Consequences of Climate Variability and Change.

99 年 06 月 09 日收稿

99 年 06 月 14 日修改

99 年 06 月 15 日接受

水土保持學報 42(3) : 285-304 (2010)

Journal of Soil and Water Conservation , 42 (3) : 285-304(2010)