

# 氣候變遷與設計流量關係之研究-以烏溪為例

邱建源<sup>(1)</sup> 謝平城<sup>(2)</sup>

## 摘要

隨著氣候變遷，河川的流量、輸砂量不斷的擴大，以致於防砂壩、堤防的洪峰流量設計需要全面性調整。為平衡經濟成本與防洪安全規模，依氣候變遷情形及趨勢提出合宜的流量設計便顯得相當重要。本研究以台中縣與彰化縣交界線之烏溪流域作為研究範圍，採用雙重檢驗利用主成份分析法，初步篩選溫度與氣壓諸參數，其中年最低溫度、月最低溫度、年平均氣壓及月最低氣壓對雨量、流量之相關最為明顯，配合非線性迴歸方法推估溫度、溼度、氣壓三個因子，和雨量、流量、流量重現期距，三個變量之間的關係。經由迴歸方法之p-value檢定後，初步得知三個氣象因子溫度、溼度、氣壓與月降雨量有關，同時此三變量也與月平均日流量與月平均日流量重現期距有關。

本文同時也深入研究氣候因子與流量重現期距之關係，先從年降雨量與氣壓之線性迴歸關係式，推求雨量應擴大之值，且配合水文統計方法，推求出大肚橋流量站各重現期距，將二者疊加，並利用降雨-逕流關係推求流量重現期距，結果得知年平均氣壓每上升30百帕，則洪峰流量設計至少需調增五年的重現期距，不過年設計流量均無法採用當年之年平均氣壓，因此於設計流量時，需考量此設計構造物將要沿用幾年，並預測未來之年平均氣壓上升之趨勢，加以修正。

(**關鍵詞**：氣候變遷、氣壓、非線性迴歸方法、重現期距)

## Study on relationship between Climate Change and Designing Flood - A Case in Wu River

Jian-Yuan Chiou<sup>(1)</sup> Ping-Cheng Hsieh<sup>(2)</sup>

Graduate student<sup>(1)</sup> Professor<sup>(2)</sup>, Department of Soil and Water Conservation, National Chung-Hsing University, Taiwan, R.O.C.

## ABSTRACT

With climate changes ,discharge of the rivers and watershed sediment increase , it is necessary imperative to readjust the flow design of embankment and check dam. Therefore, this article attempts to balance the economy and the safety on the flow design. The research site of the Wu River is located in the Wu River basin between Taichung County and Changhua County. The whole research

---

<sup>(1)</sup> 國立中興大學水土保持學系研究生

<sup>(2)</sup> 國立中興大學水土保持學系教授(通訊作者 e-mail : pchsieh@dragon.nchu.edu.tw)

work includes the Principle analysis to find out appropriate factors about temperature and atmosphere by choosing minimum, maximum or average value. This article investigates the correlation of relative humidity, temperature and atmosphere by regressing with discharge, rainfall and discharge return period. The regression objects include month data and year data. However, temperature and humidity are no relationship with one day maximum rainfalls, by regression p-value examine. Therefore, summer average temperature and one day maximum rainfall are regressed with discharge. In theoretical perspective, linear regression method is designed to figure out the relationship between rainfall and atmosphere by using yearly data. The rainfall of one hundred-year return period is added to the above value that predicts how the atmosphere affects the discharge return period. The result shows that in order to prevent the flood if atmosphere increases thirty hectopascal , the flood return period would at least increase five year. So the designer should predict future yearly average atmosphere trend and consider the design structure's durable years, and then design the flood return period.

(**Keyword:** climate change, atmosphere, non-linear regression, returns period)

## 前言

台灣地區由於地勢陡峻、地質構造複雜、地狹人稠、豪雨集中，山坡地約佔全島總面積四分之三以上，平地之開發趨於飽和狀態，隨著國民對生活品質要求不斷的提高，對休閒活動也越趨講究，以前鮮少使用的山坡地也陸續被開發使用。山坡地的大量開發改變了地形因子，集流時間減少，入滲量減少，加上氣候變遷的影響，使得洪峰流量不斷地增加。因此對於氣候與雨量、流量、流量重現期距之關係的研究，將有助於河川流量設計與防砂壩流量設計安全性的提高。

Chiang et al.(1989)發現台灣地區溫度在夏季有增加的趨勢；Liu et al.(1996)指出台灣地區降水強度愈來愈增強的趨勢；此外在國內的水文分析的研究包含有：魏元恆(1976)分析1897-1974年台灣地區年平均溫度，得到年平均溫度有上升趨勢以及兩年週期的結論；旺中和(2004)研究結果得知台灣北部地區雨量增加20%；童慶斌(1999)分析台灣德基水庫、翡翠水庫、曾文水庫、秀姑巒溪流域等

四個集水區，發現集水區內之豐、枯水期極端化加大，受氣候變遷的影響，豐水期流量增加，對台灣的防洪系統是一大挑戰。

綜觀前述各研究，大多表明台灣地區溫度呈一致上升趨勢，而降水量呈現豐枯明顯之現象。因此在氣候變遷下，氣候因子（例如：溫度、溼度、氣壓），與雨量、流量、流量重現期距關係研究應用於設計暴雨頻率，將有助於堤防之流量重現期距進行全面性之檢討時，提供一項有效的參考依據。

## 方法論

一般在擬具計畫以及規劃相關工程時，首先須考量的便是洪流量之規模。工程師常利用水文統計演算出各雨量之重現期距，配合降雨-逕流模式計算出該重現期距之流量，加以考慮不同層級的河川，依照法規或規範給予不同的重現期距，來配置河堤或防砂壩等水工構造物。然而若於此重現期距考量氣候變遷影響之因果關係加以修正，對於流量重現期距設計將會更完善。謝龍生等(2004)使用 CCCM、GFD3、GISS 三種氣候

模式，對氣候變遷情節，採用 A2 情節與 B2 情節預測洪峰流量設計。A2 情節為主要描述一個非常多變異性組成的世界。而 B2 情節則表示主要描述地方性經濟、社會與境域永續性的結果。其研究結果指出評估氣候變遷尚具有相當高之不確定性，因此建議使用多個 GCM 氣候變遷情境模擬，而其預測變化量的參考價值低，並不直接用於決策。

本研究選取台中縣內烏溪之雨量站及蒐集台中測站氣候變化情形為分析對象，推估氣候變遷與雨量之間的迴歸關係。因為氣壓降低將導致空氣收縮而密度變重，水蒸氣易形成雨滴落下。以烏溪之流量設計為例，研究氣候因子改變如氣壓下降時，流量、雨量設計需增加或減少若干年之重現期距。期望研究成果可提供日後水患治理規劃及相關因應策略之研擬參考。

### 1. 暴雨設計法

設計暴雨頻率，首先收集烏溪雨量站之年最大三日暴雨值，站名如下：清流(1)、翠巒、六分寮、北山(2)、草屯(4)、頭汙坑六個雨量站。使用徐昇氏多邊形法演算平均雨量，將平均雨量透過水利署之套裝軟體 FREQ5 程式進行水文統計，選用適當之分佈。其分佈必需經過 K-S 檢定後合格，且其誤差指標 SE 最小，此指標越小，則代表樣本數結果越集中，可信度越高，因此選用此頻率分佈。

### 2. 密合度檢定法

K-S(Kolmogorov-Smimov)檢定法：

Kolmogorov-Smimov 檢定法是一種用於適合度檢定之方法，檢定某一樣本是否從某

一理論分配的母體中抽出的。此法與 Chi-Square 適合度檢定比較後發現 K-S 檢定較佳，不但如此，且 K-S 法所處理的常是個別的觀測值，而非分組資料。因此若使用 K-S 檢定時，將會比 Chi-Square 使用上更為方便。因為此法在於小樣本的情形下仍然適用，而 Chi-Square 檢定則不能使用。

K-S 檢定法的步驟如下：應用實際分配各階段的累積機率  $S(X)$ ，並用計算理論分配各階段的累積機率  $F(X)$ ，將各階段理論分配與實際分配累積機率差之絕對值計算出如下：

$$|F(X) - S(X)| \quad (1)$$

K-S 檢定的統計量如下：

$$D = \max |F(X) - S(X)| \quad (2)$$

使用 K-S 檢定時，其  $D_n$  的臨界值公式

$$D_n = \frac{1.36}{\sqrt{n}}$$

， $n$  為資料的數量，若最大  $D_n$  值

小於  $D_n$  臨界值，則為適當分佈；反之，若最大  $D_n$  值大於或等於  $D_n$  臨界值則為不適當之分佈。本研究分別計算五種頻率分析之機率計算下之  $D_n$  值，找出最大  $D_n$  值，並與 K-S 檢定的  $D_n$  臨界值做檢定，判斷找出最佳頻率曲線。

### 3. 降雨-逕流演算

本研究之單位歷線法採用「修正三角形單位歷線」，因為其歷線峰值較「三角形單位歷線」、「瞬時單位歷線」高，三角形單位歷線適合海島型地區，而台灣亦屬於海島型區域，而且此歷線亦為水利署所使用歷線之一。況且，此修正之三角形歷線，亦有依

據台灣之區域特性修正過，故適合性較佳。而在易淹水地區水患治理計畫縣管區排牛稠溪排水系統規劃報告中，洪峰流量計算採用瞬時單位歷線法、合理化公式與修正三角形單位歷線法等三種方法，其分析成果與鄰近集水區比流量相互比較，也建議採用修正三角形單位歷線法成果。

軟體的使用方面，修正三角形單位歷線採用 MTQ 軟體，該軟體為水利署的套裝軟體，係以 Fortran 程式撰寫。在降雨-逕流演算時，MTQ 軟體輸入時會有一滲漏損失 (mm/hr) 值之設定，本研究將其假設為入滲指數。入滲指數推估方法係採用直線連接法進行基流分離，以基流分離後之直接逕流量換算成降雨深度再與總雨量比較。本研究是將賀伯颱風與敏督利颱風之入滲指數加以平均。

雨型設計採用水利署河川治理及環境規劃參考手冊之烏溪各雨量站雨型設計，並利用徐昇式多邊型法，求出平均雨型。除此之外並以 Rziha 公式演算集流時間。

#### 4.各重現期距之流量與反推

本研究進行流量之重現期距分析乃使用暴雨設計法，推求特定重現期距下雨量之修正，再由降雨-逕流模式演算此重現期距之流量，得到合適之機率分佈，使其反推最大瞬時流量之重現期距。推求方法如下：首先利用通用頻率因子公式推求  $K_T$ ，並利用各種分佈之頻率因子公式，反求出重現期距。除此之外，本研究也由年最大平均日流量之觀測值，利用 FREQ5 程式演算流量重現期距，經檢定後選擇誤差指標最小者，作為反推月平均日流量重現期距之依據。反推之方法如上

所述。

#### 5.溫度與其他因子對降雨量、流量及重現期距變化之趨勢分析

根據聯合國氣候變遷委員會 IPCC (2001) 推估西元 2100 年後，地球平均溫度比西元 2000 年將會上升 6.4°C，換言之，平均未來每十六年，地球溫度將會上升 1°C；由柳中明 (1998) 研究指出溫度變化將影響大氣中的水汽含量，因此，暖化現象將造成降雨量的變化。

不僅如此，溼度和氣壓也會影響降雨量，進而影響流量與其重現期距。本研究採用徐昇氏多邊形法求得烏溪年平均最大一日暴雨與月平均雨量，更進一步為了更深入研究溫度、平均相對溼度、氣壓因子，與雨量、流量、重現期距之間的關係。本研究使用主成份分析法 (PCA) 篩選溫度與氣壓之最高值、最低值與平均值，分析何者對流量影響最具有代表性。主成份分析法是一種藉由主軸旋轉之方法，以主軸轉換多變量資料，將資料進行萃取或壓縮。主成份分析法是假設多變量資料可藉由線性轉換，將其重新組合為純量場 (即主成份)，用以減少資料的維度，並依據解釋變異量之大小，依序找出具有代表性並且相互獨立之各個主要特徵。因此，可由主成份分析法，選出合適的溫度、溼度及氣壓因子，分別對雨量、流量、重現期距進行線性與非線性迴歸。且研究之對象不僅收集年資料，亦包括月資料的收集。

此外，本文利用氣壓因子與年降雨量進行迴歸分析雨量趨勢變化，將迴歸之結果加入上述水文統計之結果，以作為因氣候變遷時，同一重現期距下，雨量之值增大的依據，

使用此修正後之重現期距設計暴雨量，經降雨-逕流模式演算結果，顯示氣候變遷與流量重現期距之關係。

### 6.The Mann-Kendall 的趨勢檢定法

張建雲等(2009)使用 Mann-Kendall 秩序相關檢驗法，與線性迴歸法，檢驗氣候因子對不同河川之影響。錢滄海等(2010)則使用 Mann-Kendall 的趨勢檢定法研究台北測站之年降雨趨勢，其檢驗的內容包括降雨日數、一日最大降雨量、年降雨量、年平均降雨強度及最大連續不降雨日數。本研究亦採用 Mann-Kendall 的趨勢檢定法，檢驗氣候因子與河川流量之間是否有上升抑或下降之趨勢(Mann,1945;Kendall,1975)。此法是一種廣泛應用於時間序列之趨勢檢定方法。若給定一組時間序列例如  $X = \{x_1, x_2, x_3, \dots, x_n\}$ ，則必需假設觀測值  $x$  彼此之間並無相依性，因此可假設：

$$S = \sum_{i < j} a_{ij} \quad (3)$$

而(3)式中，

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

$$\text{當 } x_i < x_j, \text{ 則 } a_{ij} = 1$$

$$\text{當 } x_i = x_j, \text{ 則 } a_{ij} = 0$$

$$\text{當 } x_i > x_j, \text{ 則 } a_{ij} = -1 \quad (4)$$

$R$ 為觀測值 $x$ 之排序號(rank)

方程式(3)之變異數與平均數如方程式(5)及(6)：

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

$$E(S) = 0 \quad (6)$$

方程式(5)中， $n$  為觀測值數目。Kendall(1975)闡明該  $S$  序列，在顯著水準  $\alpha$  下，可藉由標準常態變量 (standardized variable)  $T$  進行趨勢檢定，如方程式(7)所示。

$T =$  標準常態變量

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

$$\text{當 } S = 0, \text{ 則 } T = 0$$

$$\text{當 } S > 0, \text{ 則 } T = \frac{S-1}{\sqrt{V_0(S)}} \quad (7)$$

當  $|T| > T_{\alpha/2}$  時，通過檢定， $T > 0$  為趨勢漸增，反之  $T < 0$  則為趨勢漸減。

本研究探討此序列是否有遞增或遞減之趨勢，是以顯著水準  $\alpha = 5\%$  檢定之。

## 流域與研究區介紹

烏溪流域位於台灣西海岸之中央地帶，其源於中央山脈合歡山西麓，東以中央山脈為界線，西臨台灣海峽，北鄰大甲河流域，南鄰濁水河流域，集水區地勢自東北向西南傾斜，烏溪主流長度 119.13 公里，流域面積廣達約 2,025.6 平方公里，河床平均坡降為 1/92。烏溪自上游南港溪與支流眉溪匯合後至柑子林河段，蜿蜒於叢山中，河幅狹而窄。自柑子林往下游河道雖仍在山谷中，河道漸趨直線，河床亦漸趨寬廣。至雙冬橋下游起，河道而逐漸離開山谷，河床亦更為寬廣，開始產生瓣狀分歧現象。自烏溪橋下游起，河道才完全離開山谷而進入台中盆地，因失去

山谷的約束，且地勢較緩，洪水因此常氾濫兩岸形成洪災，河流亦呈現瓣狀分歧狀態，而其流經台中縣龍井鄉、大肚鄉、烏日鄉；彰化縣伸港鄉、和美鎮、彰化市、芬園鄉及南投縣草屯鎮、國姓鄉與埔里鎮等之行政區域，而出海。

烏河流域東西長約 84 公里，南北寬約為 52 公里，平均高程是 651 公尺，集水區地勢自東北向西南傾斜而下，山地面積約佔 2/3 強，平地包括埔里盆地、台中盆地及濱海地區之一部份。流域上游之南港溪與支流眉溪二溪河槽淺且窄，坡陡而流急，河道多呈直線，蜿蜒度小。

烏溪之降雨主要受季風及地形影響，每年十一月至翌年四月為本流域之旱季，五到十月為雨季，年平均降雨量為 2,087mm。烏溪全年平均風速為 1.5 m/s，各季最大風速依序為夏季 5.7 m/s > 秋季 5.6 m/s > 冬季 3.6m/s > 春季 3.0 m/s。各季平均風速大小均為 1.5m/s，風向方面，春、秋、冬三季盛行北風，夏季為南風；此溪亦為台中縣與彰化縣之界河。



圖 1 烏河流域示意圖

Figure 1. The diagram in Wu River basin

## 結果與討論

### 1. 暴雨頻率分析結果

使用六個雨量站資料進行徐昇氏多邊形法計算平均雨量，平均雨量經水文統計結果後其最大三日暴雨之統計量如表一所示。

本研究將三日平均降雨資料之五種重現期距分佈進行 K-S 檢定分析，計算所得之數值如表二所示。其中經由二參數對數常態分佈、三參數對數常態分佈、皮爾遜三型分佈、對數皮爾遜三型分佈及極端值一型分佈的五種 K-S 檢定分析中，可得到 Dn 臨界值與最大 Dn 兩數值。再進行兩者之比較，當 Dn 臨界值大於最大 Dn 時，可知此分佈結果為適當，可列入良好參考價值，且其評估的可信度較高；同理當 Dn 臨界值小於最大 Dn 時，結果為不適當。三日暴雨資料中，可知在五種分佈之最大 Dn 中，具有最小之誤差為對數皮爾遜三型分佈，而在各種分佈皆通過檢定的情形下，尤可看出其差異性，意即對數皮爾遜三型具有更佳的可信度和不偏性。此外，以 Freq5 程式演算之結果如表三

表一 烏溪雨量站-年最大三日暴雨統計量  
Table 1. maximum three-day storm rainfall at precipitation station in the Wu River

名稱	數值
資料年數	40
平均值	282.7
對數平均值	5.6
最小值	150.1
偏歪係數	1.39
對數偏歪係數	0.66
最大值	589.4
標準偏差	105.5
對數標準偏差	0.33

表二 三日暴雨 K-S 檢定表

Table 2. Maximum three-day storm rainfall checked by K-S examine

分佈型態	最大 Dn 值	Dn 臨界值	適當否	SE 值
極端值一型分佈	0.936	0.215	適當	23
三參數對數常態	0.976	0.215	適當	22
皮爾遜三型分佈	0.931	0.215	適當	21
對數皮爾遜三型	0.976	0.215	適當	20
二參數對數常態	0.947	0.215	適當	23

所示，選用對數皮爾遜三型分佈，是因為其誤差指標 SE 最小。

### 2.基流分離與入滲結果呈現

賀伯颱風與敏督利颱風大肚橋流量站測得之流量歷線與其基流分離示意如圖 2 所示，而直接逕流歷線如圖 3 所示。由基流分離可得知入滲量，兩場颱風之平均入滲量為 9.185mm/hr。

### 3.主成份分析結果

由表四中可得知，雖然主成份四(PC4)影響僅僅占全部比例的 12.44%，不過，由表五 PC4 與最大瞬時流量之相關係數之絕對值高達 0.874，由表四、五中可知年最低溫度、年平均氣壓、平均相對溼度與 PC4 相關性較高，而 PC4 又與年最大瞬時流量最為相關。因此選取此三種因子，待與年最大瞬時流量進行迴歸。

因為由表六中主成份 PC1，特徵值最高，且占全部比例之 98.7%，因此首重此成份，表七中為月資料各成份與各因子之相關

係數，在此表中，可得知主成份 PC1 與月平均日流量之相關係數絕對值高達 0.998，加上月最低氣壓、月平均相對溼度、月最低溫度與 PC1 相關係數較高，進而可知此三種因子與月平均日流量關係最密切。

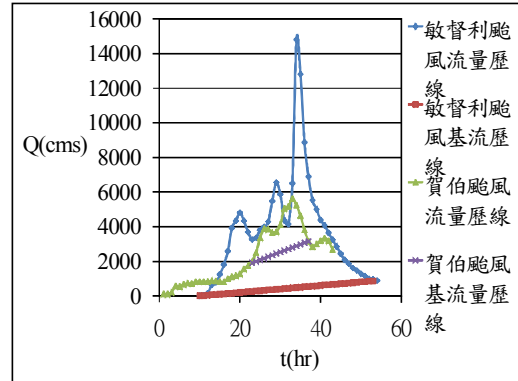


圖 2 敏督利與賀伯颱風大肚橋流量站基流分離

Figure 2. Base flow is separated with Mindulle and Herb typhoon discharge hydrograph at Ta-tu bridge discharge station

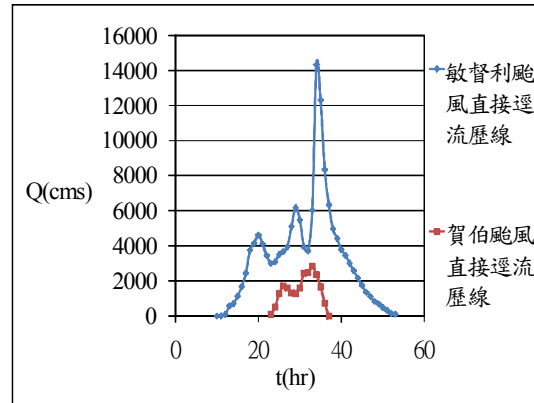


圖 3 敏督利與賀伯颱風大肚橋流量站直接逕流歷線

Figure 3. Direct discharge hydrograph are at Ta-tu bridge discharge station from Mindulle and Herb typhoon

表三 烏溪雨量站-年最大三日暴雨之各頻率年暴雨量(mm)

Table 3. Maximum three day storm rainfall return period are at precipitation station in the Wu River

重現期距(yr)	2	5	10	20	25	50	100	200	SE
二參數對數常態	265	359	421	480	498	556	614	672	23
三參數對數常態	263	356	419	481	501	563	626	691	22
皮爾遜三型分布	260	357	423	486	506	568	628	689	21
對數皮爾遜三型	257	347	416	488	512	592	679	775	20
極端值一型分布	266	371	441	507	528	593	658	722	23

表四 年資料主成份分析

Table 4. Principle Component analysis  
with year data

成份	特徵值	比例 增量	累積百 分比%
PC1	2.2535	0.2817	28.17
PC 2	1.5392	0.1924	47.41
PC 3	1.0987	0.1373	61.14
PC 4	0.9952	0.1244	73.58
PC 5	0.7467	0.0933	82.92
PC 6	0.6705	0.0838	91.3
PC 7	0.478	0.0597	97.27
PC 8	0.2182	0.0273	100

#### 4.氣候因子與雨量關連性分析

經迴歸分析後發現年最大雨量與最小氣溫相關係數檢定結果 p-value 為 0.356 (> 0.05) 因此兩者為非顯著相關變數，而年最大一日暴雨與年平均相對溼度相關係數檢定結果 p-value 為 0.440(>0.05)，因此兩者為非顯著相關變數。僅僅年最大一日暴雨與年平均氣壓相關係數檢定結果 p-value 為 0.0459，小於

0.05 通過檢定，因此年平均氣壓與年最大一日暴雨有相關，所以使用年均氣壓與年最大一日暴雨線性迴歸，迴歸式如下所示

$$R_1 = 0.164 P_1 \quad (8)$$

$R_1$  = 最大一日暴雨(單位 mm)

$P_1$  = 年平均氣壓(單位百帕)

其標準誤差為 0.013460， $R^2 = 0.818$ ，觀察值個數 34 個。預測性指標 press 為 29245580。

月資料迴歸方面，月最小氣溫、月平均相對溼度及月最小氣壓，與月平均降雨量之迴歸全數通過相關係數 p-value 檢定。由此顯示，月平均降雨量與上述氣候因子皆有相關。

由迴歸關係式結果得知若全年月平均最小氣溫每降一度，雨量減少 28.65mm。

其迴歸方程式如下所示：

$$r_2 = 28.7T_2^{3.07} + 3.63(10^{-5})M_2^{5.14} - 0.755P_2 \quad (9)$$

$r_2$  = 烏河流域月平均降雨量(mm)

$T_2$  = 月最小氣溫(°C)

$M_2$  = 月平均相對溼度(%)

$P_2$  = 月最小氣壓(百帕)， $R^2 = 0.778$   
標準誤差為 224.57，觀察值數 379 個。



表五 年資料各成份與各因子之相關係數

Table 5. The coefficient of correlation between components and factors with yearly data

成份	PC1	PC2	PC3	PC4	PC5	PC6	PC7	PC8	選取值
年最大瞬時流量	-0.006	-0.306	0.097	-0.874	-0.278	0.184	-0.044	-0.143	
年最低溫度	0.443	0.26	-0.095	-0.212	0.05	-0.736	-0.132	-0.348	V
平均相對溼度	-0.505	-0.192	0.236	0.01	0.544	-0.071	-0.146	-0.574	V
年最高溫	-0.071	-0.437	-0.697	0.115	-0.07	-0.049	-0.545	0.003	
年最高氣壓	0.362	-0.343	-0.285	-0.148	0.63	0.065	0.475	0.144	
年平均氣壓	0.27	-0.535	0.17	0.385	-0.41	-0.033	0.311	-0.445	V
年最低氣壓	-0.353	0.335	-0.57	-0.068	-0.197	0.066	0.509	-0.362	
平均溫度	0.464	0.306	-0.068	0.059	0.127	0.638	-0.283	-0.424	

表六 月資料主成份分析

Table 6. Principle components analysis with monthly data

成份	特徵值	比例	累積百分比%
PC 1	11503.72	0.987	98.7
PC 2	107.2948	0.0092	99.62
PC 3	22.7767	0.002	99.82
PC 4	15.1074	0.0013	99.95
PC 5	2.5922	0.0002	99.97
PC 6	2.0438	0.0002	99.99
PC 7	0.7959	0.0001	100
PC 8	0.4223	0	100

由上述之結果得知，氣候變遷下，溫度之上升對雨量的增加僅僅由月降雨量中，可以明顯看出。不過，對於年最大降雨資料而言並無影響。全球暖化確實造成月降雨量局部性的增多為一明顯之事實。

全球暖化對極端降雨之增加，此說法

在物理上有可能因溫度變化而影響大氣中的水汽含量，因此，暖化現象將造成降雨量的變化。

### 5. 流量結果分析與重現期距推算

由於誤差指標 SE 最小者為對數皮爾遜三型分佈，故選其分佈作為重現期距演算之分佈如表八所示。並使用此分佈反推，其詳細方法如下：首先利用通用頻率因子公式推求  $K_T$ ，並利用試誤法與對數皮爾遜第三類分佈頻率因子公式，求得合適之標準常態變量  $Z$ 。再使用  $Z$  與機率之關係，反求出重現期距。

由式(8)中，雨量與氣壓之關係式，因氣壓上升而調整雨量重現期距之值，經降雨-逕流演算後，產生因氣壓上升而增加之流量，再將增加之流量反推至流量重現期距。由於烏溪為中央管河川，依照規定中央管河川原則上採用 100 年之防洪設計，而表八中原 100 年重現期距因氣壓上升 30 百帕，其流量隨之上升至相當於重現期距 104.963

表七 月資料各成份與各因子之相關係數

Table 7. The coefficient of correlation between components and every factor with monthly data

成份	PC1	PC2	PC3	PC4	PC5	PC6	PC7	PC8	選取值
月平均日流量	-0.998	-0.069	-0.004	-0.014	0.002	0.003	0.001	0.001	
月最高溫	-0.012	0.193	0.147	-0.009	-0.042	0.768	0.323	-0.496	
月最低溫	-0.031	0.435	0.42	-0.037	0.624	-0.366	-0.01	-0.33	V
月平均溫度	-0.022	0.334	0.32	-0.07	0.181	0.401	-0.115	0.757	
溼度	-0.014	0.014	-0.075	0.981	0.158	0.055	0.023	0.052	V
月最高氣壓	0.029	-0.363	-0.313	-0.113	0.584	0.334	-0.539	-0.116	
月最低氣壓	0.04	-0.638	0.757	0.081	-0.066	0.021	-0.076	-0.037	V
月平均氣壓	0.027	-0.345	-0.151	-0.108	0.454	-0.032	0.765	0.232	

表八 對數皮爾遜三型分佈與變遷下調整之各重現期距及洪峰流量

Table 8. Log Pearson type III distribution and adjustment of peak discharge return period

重現期距	2	5	10	20	50	100	200
對數皮爾遜三型(cms)	3696.62	6239.76	8296.96	10538.53	13818.89	16564.93	19606.57
氣候變遷重現期距(yr)	2.132	5.279	10.579	20.964	51.546	104.963	210.362
氣候變遷調增後之洪峰流量(cms)	3830.10	6384.19	8449.49	10693.41	13974.18	16720.22	19762.65

年的流量。重現期距。因此發現原 100 年重現期距之防洪設計，在氣壓上升 30 百帕時，堤防的洪峰流量設計至少要增加 5 年，即以 105 年為設計之重現期距。

雖然堤防之流量重現期距越高越能帶給人民安全的生活空間，不過現實生活中，因工程成本考量，無法達到此理想狀態。因此，於安全與經濟兩者間之權衡輕重下，本研究提供將流量重現期距提高之參考值，以期能作為易淹水計畫之裨益。

此外，將表八與水利署所公告之烏溪各流量站之各重現期距洪峰流量互相比較

如表九所示，發現對數皮爾遜三型分佈各重現期距之洪峰流量的結果，接近大肚橋流量站之流量，因為大肚橋位於在烏溪出口與大里溪合流前兩者之間，所以其各重現期距之流量大小也應位於兩者上述兩位置之間較具有合理性。因此使用此流量作為反推大肚橋最大瞬時流量重現期距較合適。將推求之重現期距結果與流量對照繪製成圖，如圖4所示。

除此之外本研究也由年最大平均日流量之觀測值，利用 FREQ5 程式演算流量重現期距，作為反推月平均日流量重現期距之依據，進一步將測得之月平均日流量，

依照如表十所示之標準，換算成重現期距，如此將可使用迴歸法將重現期距與氣候因子之關連性作更進一步的分析。

表九 水利署公告之各重現期距流量

Table 9. Discharge return period is bulletined by Water Resources Agency

各重現期距洪峰流量 (資料來源：「台灣重要河川資料冊(修正版)」中「烏溪」之「各重現期距洪峰流量表」)											
控制站 重現期距	烏溪出口	大里溪 合流前	貓羅溪 合流前	烏溪橋	柑子林	北港溪 合流前	木履蘭 溪合流前	種瓜溪 合流前	眉溪 合流前	桃米坑 合流前	枇杷排水 合流前
200	26,000	18,800	13,200	11,570	10,500	4,730	4,320	4,180	2,500	2,250	1,800
100	21,000	15,200	11,000	9,800	8,910	4,410	4,190	4,000	2,200	2,000	1,550
50	17,000	12,200	9,000	8,360	7,590	3,590	>3,400	3,280	1,880	1,700	1,300
20	12,000	8,800	6,800	6,250	6,100	2,580	2,450	2,350	1,420	1,280	950
10	9,400	7,200	5,500	5,200	5,090	2,330	2,250	2,170	1,200	1,100	800
5	7,000	5,300	4,350	4,080	4,000	1,800	1,750	1,680	914	850	600
2	3,800	3,400	2,620	2,450	2,410	1,050	1,000	950	518	490	300

單位：(cms)

表十 實測年最大日流量之頻率分析結果

Table 10. Maximum daily discharge return period

重現期距	2	5	10	20	25	50	100	200	SE	選擇
二參數對數常態	1938	3191	4142	5137	5469	6545	7692	8916	359	
三參數對數常態	2014	3334	4242	5135	5422	6322	7239	8179	354	
皮爾遜三型分佈	1967	3343	4291	5207	5498	6393	7280	8163	339	
對數皮爾遜三型	2033	3391	4263	5054	5295	6004	6663	7277	383	
極端值一型分佈	2082	3613	4627	5599	5908	6858	7801	8741	336	V

單位：(cms)

### 6. 流量與重現期距迴歸之結果

在使用氣壓、溫度、溼度三因子之月資料，與月平均日流量迴歸結果可表示如方程式(10)所示：

$$Q_1 = 0.0148(T_2) + 1.29(10^{-13})M^{10.04} - 0.0292P_2 \quad (10)$$

$Q_1$  = 月平均日流量(cms)

$T_2$  = 月最小氣溫(°C)

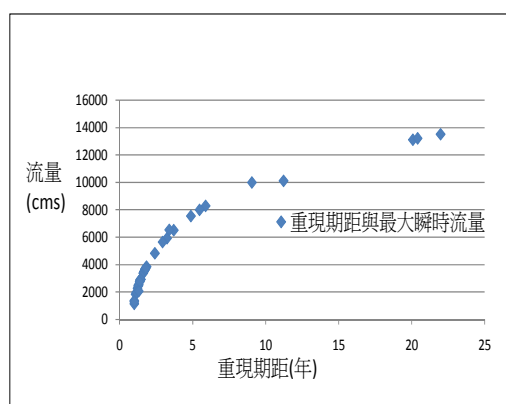


圖 4 重現期距與最大瞬時流量關係圖

Figure 4. The relationship between discharge return period and yearly maximum discharge at minimum time

$M_2$  = 月平均相對溼度(%)

$P_2$  = 月最小氣壓(百帕)

$R^2 = 0.729$  標準誤差為 81.10663。觀察值個數為 414 個。

經相關係數 p-value 檢定發現月最小氣溫、月平均相對溼度、月最小氣壓，p-value 皆小於 0.05，通過 p-value 檢定，顯示這幾個氣候因子與平均日流量有顯著關係。

在使用氣壓、溫度、溼度三因子之年資料，與流量迴歸方面：經相關係數 p-value 檢定發現年最低氣溫、年平均相對溼度、年平

均氣壓，p-value 皆大於 0.05，未通過 p-value 檢定，顯示這幾個氣候因子與最大瞬時流量並無顯著關係，而與最大瞬時流量有顯著關係，僅僅是年最大一日暴雨量。

在使用氣壓、溫度、溼度三因子之月資料，與月平均日流量重現期距迴歸方面：月平均日流量的重現期距與最小溫度、溼度、最小氣壓之相關係數 p-value 檢定中發現年最低氣溫、年平均相對溼度、年平均氣壓皆小於 0.05 顯示，通過檢定。

$$T_4 = 0.00201T_1 + 0.00015M_1 + 0.000914P_1 \quad (12)$$

$T_4$  = 月平均日流量重現期距(年)。

$T_2$  = 月最小氣溫(°C)

$M_2$  = 月平均相對溼度(%)

$P_2$  = 月最小氣壓(百帕)

$$R^2 = 0.999$$

在使用氣壓、溫度、溼度三因子之年資料，與年最大瞬時流量重現期距迴歸方面：年最大瞬時流量重現期距與氣候因子，如年最低氣溫、年平均氣壓、年平均相對溼度，p-value 檢定皆未通過，顯示氣候因子與年最大瞬時流量重現期距並無關聯性。而年最大瞬時流量之重現期距也僅僅與雨量有關聯性。

### 7. Mann-Kendall 趨勢檢驗

使用 Mann-Kendall 趨勢檢驗台中氣象站氣候因子，與大肚橋流量站之流量其結果如下所示：月之平均相對溼度從西元 1966 年到 2010 年，使用 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  $T = -12.70$ ，因  $|T| > T_{\alpha/2} = 1.96$ ，故其有漸減趨勢。然而台中站月最大氣壓、月

平均氣壓、月平均溫度與大肚橋流量站之年最大瞬時流量、年最大日流量、年平均日流量、月平均日流量上述資料等在 Mann-Kendall 趨勢檢定之結果中，並無上升抑或下降之規則趨勢。

此外，本研究將被檢定流量與同一時段之氣候因子緊鄰，依照氣候因子之大小而排序，並用 Mann-Kendall 趨勢檢定試圖觀察流量是否隨著氣候因子有增加或減少之趨勢。結果發現年最大瞬時流量並不隨著年平均溫度高底而改變。最大瞬時流量也並不隨著七、八、九三月之月平均溫度改變。而氣象站 1979 年之氣壓資料短少，故將 1979 年之前後資料分開作檢定。在 1979 年之前資料檢定結果為，在顯著水準  $\alpha=5\%$  的情況下，可得標準常態變量  $T = -9.579$ ，因  $|T| > T_{\alpha/2} = 1.96$ ，故其有漸減趨勢。而 1979 年以後之資料檢定結果，在顯著水準  $\alpha=5\%$  之情況下，可得標準常態變量  $T = -10.9638$ ，因  $|T| > T_{\alpha/2} = 1.96$ ，故其亦有漸減趨勢。另外，月的日平均流量會隨著月平均溫度大小有漸增之趨勢，在顯著水準  $\alpha=5\%$  之情況下，可得標準常態變量  $T = 13.1036$ ，因  $|T| > T_{\alpha/2} = 1.96$ ，故其有漸增趨勢。

## 結論

本研究試圖建立氣候變遷下，設計流量修正之依據，以迴歸法推估氣候變遷時，如氣壓改變等，流量增長之情況，以簡單公式表示之，對於流量設計將更能於經濟與安全性間取得平衡。由於氣候變遷問題的複雜性及將其量化之困難，因此本研究具有簡單化於工程上之應用之貢獻，其主要具體成果如

下：

1. 由於採用迴歸方法分析雨量增加量，經降雨-逕流演算，加上頻率因子分析探討其與重現期距之間關係，本文所建立之方式相當簡單，其具有較佳的實用性及方便性，而迴歸方法產生可直接使用經驗公式，因此不必重新演算。
2. 為研究氣候因子與雨量之相關性，因此採用雙重檢驗，由主成份分析法作初步檢定，可知各項變因如極大、極小或平均值對該地區平均最大一日降雨量影響何者較具代表性；再用具有代表性之因子，經迴歸檢驗是否有相關性，所求得迴歸公式其具有表示各種因子對月雨量之關係的功能。因此可以推算各種因子全上升一單位時，分別對月雨量之影響情形。
3. 由於氣候變遷的影響下，且其短期內改變的速率不變的情況下，在烏溪流域氣壓每上升 30 百帕，則堤防的洪峰流量設計至少要增加 5 年的重現期距。

## 參考文獻

1. 旺中和(2004)，「台灣降雨的長期變化及對環境的衝擊」，自然與文化研討會，第 30-38 頁。
2. 童慶斌、洪念民、陳主惠(1999)，「氣候變遷對水資源影響評估與適應策略研擬」，中國農業工程學報，第四十五卷，第四期，第 73-90 頁。
3. 魏元恆、蕭長庚、徐君明(1976)，「台灣氣候之研究與應用」，全國大氣科學學術研討會論文彙編，國科會，第 198-409

- 頁。
4. 柳中明、吳佳瑜(1998), 「全球氣象災害分析」, 科學月刊, 第二十九卷, 第六期, 第 493-499 頁。
  5. 張建雲, 王國慶, 賀瑞敏, 劉翠善(2009), 「黃河中游水文變化趨勢及其對氣候變化之影響」, 水科學進展, 第二十卷, 第二期, 第 154-155 頁。
  6. 謝龍生、柳文成、童慶斌(2004), 「氣候變遷對大漢溪及新站河流域防洪系統潛在衝擊之研究」, 農業工程學報, 第五十卷, 第三期, 第 35-37 頁。
  7. 錢滄海、楊孟叡、曹舜評、李汴軍(2010), 「台北測站長時間降雨之趨勢檢定」, 水土保持學報, 第四十二卷, 第三期, 第 285-289 頁。
  8. 經濟部水利署水利規劃試驗所(2004) 「河川治理及環境規劃參考手冊」, 經濟部水利署水利規劃試驗所, 台北。
  9. 經濟部水利署第七河川局(2009) 「易淹水地區水患治理計畫縣管區排牛稠溪排水系統規劃」, 經濟部水利署第七河川局, 屏東。
  10. Chiang, S.H., A. Lo, and M.C. Wu (1989), eversing the atmospheric temperature warming in Taiwan, Proceeding international conference on responding to the threat of global warming options for the Pacific and Asian, Eastwest center, Hawaii, U.S.A..
  11. Liu, C.M., M.C.Wu and W.C. Wang (1996), "Potential climate change in Taiwan during greenhouse warming," *Envir. Prot. Soc. R.O.C.*, 19(6): 1-23.
  12. Mann, H.B. (1945), "Nonparametric tests against trend," *Econometrical* 13: 245-259.
  13. Kendall, M.G. (1975), *Rank Correlation Methods*, Griffin, London.
  14. IPCC (2001), *Climate Change 2001 Synthesis Report* Website: <http://www.ipcc.ch/pdf/climate-changes-2001/synthesis-spm/synthesis-sp>
- 
- 99 年 09 月 27 日收稿  
99 年 10 月 07 日修改  
99 年 11 月 16 日接受