

極端降雨空間變異分析模擬與應用

鄭克聲¹ 連琮勛¹ 蘇冠銘²
國立臺灣大學生物環境系統工程學系¹ 經濟部水利署第六河川局²

摘要

台灣因位處西太平洋颱風密集發生與東亞季風降雨之處，每年均發生個數不等之颱風、梅雨或夏季對流雨之極端降雨事件。這些極端降雨事件經常導致坡地崩塌、土石流或淹水積水等災害事件。一般而言，某一極端降雨門檻（例如大豪雨之24小時累積雨量達350毫米）在不同雨量測站所對應之重現期並不相同。故大豪雨事件在有些地區可能數十年或百年才發生一次，在另外地區卻可能每隔幾年即發生一次。此主要是因地形或颱風路徑等因素，造成暴雨期間降雨具明顯之空間變異。故對水文分析與水利防災而言，瞭解極端降雨空間變異特性，可提供水利工程規劃設計時，極端降雨情境設定之參考。

本研究藉由假設多測站彼此相關之區域頻率分析，分析南部五縣市(嘉義市、台南市、高雄市、屏東縣和台東縣)，共25站的雨量觀測資料，建立1、2、6、12、18、24、48、72小時延時之颱風、梅雨事件降雨量序列，並由半變異元模式分析空間相關性，建立共變異矩陣以進行多變量伽瑪隨機變域模擬。由颱風、梅雨之10,000場模擬事件及颱風與梅雨混和分布之5,000年模擬年份中，計算指定條件發生之頻率，完成空間相關之暴雨頻率分析。

此模擬結果能保留並表現颱風極端降雨之空間變異特性。利用這些模擬結果，除可較準確的推估各測站之設計降雨量，亦可推估造成多測站同時發生極端降雨量之暴雨事件(多測站極端降雨事件)之重現期。例如，本研究分析發現若在高屏河流域之新豐、甲仙、三地門、阿禮等四個雨量站，同時發生24小時降雨量超過1000mm(接近於莫拉克颱風之降雨狀況)之多測站極端降雨事件，其重現期約為512年。水利署之淹水潛勢分析之相關研究，部分採用多測站24小時降雨量均為300mm之情境，本研究提出之極端降雨空間變異分析與模擬技術，可被應用於推估該情境所對應之重現期。

關鍵字：極端降雨、空間變異、序率模擬

一、前言

臺灣四面環海的地形因素，在氣候上容易受到颱風、季風及梅雨的影響，使得每年發生為數不少的暴雨事件；其中極端暴雨事件的發生大都來自於颱風。為使水工建築物發揮正常的防洪功能，抵擋極端暴雨事件帶來的充沛雨量，在進行防洪措施規劃及設計時必須使用水文頻率分析方法推估設計降雨量作為設計依據。而不同的水工構造物依其需求及目的設置的保護標準也不同，大部分都以重現期量化其標準。

傳統之水文頻率分析因假設各測站間彼此互相獨立，則獨立事件同時發生的機率(如多個測站同時有強降雨發生的機率)為所有各別事件發生機率的乘積，若各別降雨量發生機率很小時，多個測站同時發生的機率就可能趨近於0。然而從對南部地區造成多處淹水之莫拉克颱風事件來觀察，獨立測站之單站頻率分析很可能低估多測站發生事件之機率，因此本研究藉由假設多測站彼此相關之區域頻率分析，分析南部五縣市25站的雨量觀測資料，建

立多個延時之颱風事件與梅雨事件之降雨量序列，進行空間相關之暴雨頻率分析。

本研究透過區域化變數理論分析測站間的相關性，並建立具有空間相關之隨機變域，進而利用序率模擬方法，以此增加樣本長度，繁衍大量資料並從大量的試驗去逼近母體，來計算多測站同時發生強降雨之聯合機率。

最後將颱風、梅雨事件之機率分布參數套用於暴雨事件序率模擬中，配合Poisson分布模擬5000年發生之颱風、梅雨事件，挑選該模擬年度事件最大值，藉此觀察颱風、梅雨事件對整體降雨的影響。

二、研究地區與資料

研究地區為南部五縣市(嘉義市、台南市、高雄市、屏東縣和台東縣)，研究範圍內有北港溪、朴子溪、八掌溪、急水溪、曾文溪、鹽水溪、二仁溪、阿公店溪、高屏溪及四重溪等11條中央管河川，流域總面積約6,900平方公里，佔臺灣總面積二成。研究使用南部水利署21個雨量站及中央氣象局的4個局屬測站之歷年逐時雨量資料，各站雨量資

料長度為41年以上，紀錄年份為1951-2011年。由於各觀測資料長度各異，在颱風事件部分為使同一事件於三分之二以上測站皆有紀錄，故僅擷取1965至2011年之逐時雨量資料，共挑出236筆颱風事件；而梅雨事件因25個測站同時發生降雨之觀測資料較少，為使同一事件於五分之二以上測站皆有紀錄，故僅擷取1970至2011年之逐時雨量資料，共挑出72筆梅雨事件。表1為各測站之基本資訊，圖1為各測站分布情形。

表1 南部五縣市雨量測站基本資訊

站號	站名	縣市	TWD97 經度	TWD97 緯度	紀錄年份	分析年數
00J810	北港(2)	嘉義縣	120.3	23.58	1964-2011	45
01J960	大埔	嘉義縣	120.62	23.63	1959-2011	49
01L490	沙坑	嘉義縣	120.52	23.53	1965-2011	43
01L910	中坑(3)	嘉義縣	120.52	23.57	1962-2011	45
01M010	溪口(3)	嘉義縣	120.4	23.59	1961-2011	41
01O080	六溪	台南市	120.46	23.31	1958-2011	51
01P190	木柵	高雄市	120.47	22.98	1959-2010	44
01P500	阿禮(2)	高雄市	120.33	22.88	1961-2010	41
00P470	旗山(4)	高雄市	120.48	22.88	1961-2010	47
01P770	美濃(2)	高雄市	120.54	22.89	1958-2010	47
01Q160	新豐	高雄市	120.65	22.88	1957-2010	48
00Q070	屏東(5)	屏東縣	120.47	22.65	1956-2011	47
01Q360	南和	屏東縣	120.64	22.43	1965-2011	41
467480	嘉義	嘉義市	120.51	23.33	1968-2010	43
467410	台南	台南市	120.65	22.71	1951-2010	60
467440	高雄	高雄市	120.43	23.5	1960-2010	51
467590	恆春	屏東縣	120.21	22.99	1960-2010	51
01O070	關子嶺(2)	台南市	120.32	22.57	1964-2011	47
01P660	甲仙(2)	高雄市	120.59	23.08	1957-2010	50
01S360	紹家	台東縣	120.7	22.61	1957-2010	53
01Q930	三地門	屏東縣	120.75	22	1967-2011	42
01L390	大湖山	嘉義縣	120.62	23.47	1960-2011	46
01L480	樟腦寮(2)	嘉義縣	120.76	22.73	1962-2011	45
01Q250	泰武(1)	屏東縣	120.86	22.38	1958-2011	48
01Q910	阿禮	屏東縣	120.6	23.53	1967-2011	42

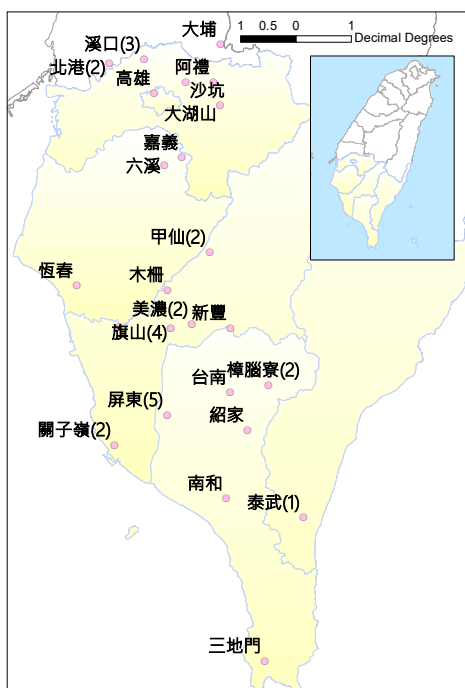


圖1 南部五縣市雨量測站分布圖

三、研究方法

此章節說明區域頻率分析之區域模式建立流程，及多測站各延時最大暴雨降雨量模擬之計算方式。

(一)區域模式建立

區域頻率分析主要的好處是克服單一測站水文資料紀錄短缺的問題。其透過測站分群的方式將水文特性相似的測站劃分在同一均勻區 (Homogenous Region)，藉此獲得比單一測站還多的水文資訊。區域頻率分析最主要的步驟為區域變數處理、均勻區劃分、適合度檢定及參數推估，以下說明區域變數處理、均勻區劃分及參數推估之作法。

1. 區域變數處理

本研究應用區域頻率分析以減少各測站觀測紀錄受所在位置的地理、水文環境影響。為消除絕對位置之特性，令區域變數 $q(F)$ 為水文頻率分析的頻率因子，即：

$$q(F) = (Q_i - \mu_i) / \sigma_i \quad (1)$$

其中 Q_i 為累積機率 F 的特定延時事件最大降雨量， μ_i 為測站 i 之降雨量平均值， σ_i 為測站 i 之降雨量標準差。

如此處理可使各站之區域變數 $q(F)$ 之平均值皆為0、標準差皆為1，確保同均勻區統計特性一致，將測站之間的相關性單純化為僅與相對距離關係。

2. 均勻區劃分

均勻區劃分方式主要有兩種：1. 單站樣本統計參數；2. 單站地理特徵，包括地理位置、海拔高度、降雨量等。Hosking and Wallis(1997)建議以群集分析方式，將觀測資料的特性值作分類依據，則同均勻區內的測站不一定具有地理上的鄰近關係。

由於降雨並非均勻降落在整個南部地區，為了提升頻率分析結果的可靠度，則必須進行均勻區劃分(群集分析)。本研究採用k-means群集分析將南部五縣市內25個雨量測站依長短延時颱風事件降雨量之統計特性(包括期望值、標準差與偏態係數)標準化後，再做為群集分析之特徵變數來進行均勻區劃分。結果降雨均勻區劃分為兩個分區，即甲仙(2)、紹家、三地門、大湖山、樟腦寮(2)、泰武(1)及阿禮測站為第二分區(Subregion II)，其餘18個測站被定為第一分區(Subregion I)。由颱風事件分區結果可發現第二分區測站多分布於山區，第一分區則在平地；而梅雨事件經過相同的群集分析，發現並無顯著規律的分群結果，因此梅雨事件的區域頻率分析以不分區之方式進行。

3. 線性動差法參數推估

本研究以線性動差法(L-moment method)進行參數推估，其參數推估方式由Hosking(1990)提出，而

後Hosking and Wallis(1997)定義隨機變數 X 之 r 階線性動差公式如下：

$$\lambda_r = \int_0^1 x(u)P_{r-1}^*(u)du, r=1,2,\dots \quad (2)$$

其中

$$P_r^*(u) = \sum_{k=0}^r P_{r,k}^* u^k, r=0,1,2,\dots \quad (3)$$

$$P_{r,k}^* = (-1)^{r-k} \binom{r}{k} \binom{r+k}{k} = \frac{(-1)^{r-k} (r+k)!}{(k!)^2 (r-k)!} \quad (4)$$

$x(u)$ 為隨機變數 X 之分位數函數(Quantile Function)。

而機率權重動差可推演出隨機變數 X 之各階線性動差，其關係式如下：

$$\lambda_{r+1} = \sum_{k=0}^r P_{r,k}^* \beta_r, r=0,1,2,\dots \quad (5)$$

推算可得前四階線性動差與機率權重動差之互換關係如下：

$$\lambda_1 = \beta_0 \quad (6a)$$

$$\lambda_2 = 2\beta_1 - \beta_0 \quad (6b)$$

$$\lambda_3 = 6\beta_2 - 6\beta_1 + \beta_0 \quad (6c)$$

$$\lambda_4 = 20\beta_3 - 30\beta_2 + 12\beta_1 - \beta_0 \quad (6d)$$

其中 $\beta_r (r=0,1,2,\dots)$ 為機率權重動差量。第 r 階機率權重動差如(7)式所示：

$$\beta_r = \int_0^1 x(u)u^r du, r=0,1,2,\dots \quad (7)$$

線性動差亦可表示成隨機變數 X 之順序統計量(Order Statistics)的線性組合：

$$\lambda_r = \frac{1}{r} \sum_{k=0}^{r-1} (-1)^k \binom{r-1}{k} E(X_{r-k:r}), r=1,2,\dots \quad (8)$$

其中 $X_{r-k:r}$ 指樣本量(Sample Size)為 r 之樣本中，序級 $r-k$ 之樣本。

前四階線性動差則表示如下：

$$\lambda_1 = E[X_{1:1}] \quad (9a)$$

$$\lambda_2 = \frac{1}{2} E[X_{2:2} - X_{1:2}] \quad (9b)$$

$$\lambda_3 = \frac{1}{3} E[X_{3:3} - 2X_{2:3} + X_{1:3}] \quad (9c)$$

$$\lambda_4 = \frac{1}{4} E[X_{4:4} - 3X_{3:4} + 3X_{2:4} - X_{1:4}] \quad (9d)$$

為了便於把高階線性動差 $\lambda_r (r \geq 3)$ 標準化，可依動差定義變異數(CV)、偏態係數(CS)和峰度係數(CK)為動差量之比值，同樣定義線性動差比值(L-moment ratio)，定義如下：

$$\tau = \frac{\lambda_2}{\lambda_1} \quad (10a)$$

$$\tau_3 = \frac{\lambda_3}{\lambda_2} \quad (10b)$$

$$\tau_4 = \frac{\lambda_4}{\lambda_2} \quad (10c)$$

其中 τ 、 τ_3 、 τ_4 分別為線性動差變異數(LCV)、線性動差偏態係數(LCS)與線性動差峰度係數(LCK)。

Landwehr et al. (1979)提出機率權重動差值之無偏估計方式。對於 β_r 的樣本推估值 b_r 可由機率權重動差之參數不偏推估式計算，其適用於任何機率分布，計算式如(11)式所示：

$$b_r = \frac{1}{n} \sum_{j=r+1}^n \frac{(j-1)(j-2)\dots(j-r)}{(n-1)(n-2)\dots(n-r)} x_{j:n} \quad (11)$$

其中 $x_{j:n}$ 指樣本量為 n 的樣本中，序級為 j 之樣本。則任何分布的樣本之前四階線性動差與線性動差比可由下式計算：

$$l_1 = b_0 \quad (12a)$$

$$l_2 = 2b_1 - b_0 \quad (12b)$$

$$l_3 = 6b_2 - 6b_1 + b_0 \quad (12c)$$

$$l_4 = 20b_3 - 30b_2 + 12b_1 - b_0 \quad (12d)$$

$$t_r = l_r/l_2 \quad (13)$$

$$t = l_2/l_1 \quad (14)$$

其中樣本線性動差 l_r 為線性動差 λ_r 之不偏推估值(Unbiased Estimator)；樣本線性動差比 t_r 則為線性動差比 τ_r 之推估值，具有推估偏差(Bias)存在，而大部分機率分布在樣本量大於20時可忽略推估偏差值。 t 、 t_3 、 t_4 分別為樣本線性動差變異數(sample LCV)、樣本線性動差偏態係數(sample LCS)與樣本線性動差峰度係數(sample LCK)。

本研究採用皮爾遜第三型分布作為各測站雨量序列之機率分布，其線性動差法參數推估敘述如下。皮爾遜第三型分布之機率密度函數(Probability Density Function)和主要參數如下：

$$f_x(x) = \frac{1}{\alpha\Gamma(\beta)} \left(\frac{x-\varepsilon}{\alpha}\right)^{\beta-1} e^{-[(x-\varepsilon)/\alpha]}, \varepsilon \leq x < +\infty$$

$$\alpha = \sigma/\sqrt{\beta}, \beta = (2/\gamma)^2, \varepsilon = \mu - \sigma\sqrt{\beta} \quad (15)$$

其中 μ 、 σ 和 γ 為平均值、標準偏差和偏態係數， α 、 β 和 ε 為尺度(Scale)、形狀(Shape)和位置(Location)參數。

當 α 值大於0時($0 < \alpha < \infty$)，PT3分布之線性動差與機率分布參數之關係如下式：

$$\lambda_1 = \varepsilon + \alpha\beta \quad (16)$$

$$\lambda_2 = \pi^{-1/2} + \alpha\Gamma\left(\beta + \frac{1}{2}\right)/\Gamma(\beta) \quad (17)$$

$$\tau_3 = 6I_{\gamma/2}(\beta, 2\beta) - 3 \quad (18)$$

其中 $I_x(p, q)$ 表示不完全Beta函數； $\Gamma(\cdot)$ 表示Gamma函數。

平均值(μ)、標準差(σ)、偏態係數(γ)與線性動差之關係如下：

$$\mu = \lambda_1 \quad (19)$$

$$\sigma = \lambda_2 \pi^{1/2} \beta^{1/2} \frac{\Gamma(\beta)}{\Gamma\left(\beta + \frac{1}{2}\right)} \quad (20)$$

$$\gamma = 2\beta^{-1/2} \text{sign}(\tau_3) \quad (21)$$

其中 $\text{sign}(x) = \frac{x}{|x|}$ 。

PT3分布之線性動差法參數推估可令：

$$l_1 = \hat{\varepsilon} + \hat{\alpha}\hat{\beta} \quad (22)$$

$$l_2 = \pi^{-1/2} + \hat{\alpha}\Gamma\left(\hat{\beta} + \frac{1}{2}\right)/\Gamma(\hat{\beta}) \quad (23)$$

$$t_3 = 6I_{\gamma/2}(\hat{\beta}, 2\hat{\beta}) - 3 \quad (24)$$

其中 $\hat{\alpha}$ 、 $\hat{\beta}$ 和 $\hat{\varepsilon}$ 為尺度、形狀和位置參數之推估值，可由(22~24)式解聯立求得。

PT3的參數為 α 、 β 和 ε ，區域機率分布參數係以該測站的樣本數為權重計算參數值：

$$\hat{\theta}_i = \frac{\sum_{j=1}^N \theta_{ij} n_j}{\sum_{j=1}^N n_j} \quad (25)$$

其中 $\hat{\theta}_i$ 為區域參數， N 為區域測站數， n 為第 j 站之樣本數。

颱風事件各延時區域模式之參數如表2所示，可看出第二分區之形狀參數 β 大致低於第一分區，由(15)式可知第二分區之偏態係數較高。而梅雨事件各延時區域模式之參數則如表3所示。

表2 颱風事件各延時區域模式之參數

延時 (hr)	第一分區			第二分區		
	α	β	ε	α	β	ε
1	0.663	2.865	-1.61	0.698	2.262	-1.494
2	0.717	2.177	-1.437	0.749	2.035	-1.421
6	0.822	1.638	-1.276	0.807	1.775	-1.337
12	0.867	1.552	-1.24	0.873	1.54	-1.252
18	0.902	1.447	-1.196	0.948	1.306	-1.16
24	0.926	1.362	-1.164	0.994	1.169	-1.1
48	0.957	1.308	-1.128	1.056	0.982	-0.995
72	0.982	1.195	-1.084	1.089	0.878	-0.931

表3 梅雨事件各延時區域模式之參數

延時(hr)	α	β	ε
1	0.241	1.95	-0.546
2	0.28	0.495	-0.357
6	0.287	0.496	-0.332
12	0.305	0.268	-0.267
18	0.316	0.217	-0.239
24	0.319	0.209	-0.233
48	0.313	0.211	-0.229
72	0.326	0.19	-0.215

4. 伽瑪共變異矩陣建立

多變量伽瑪隨機變數難以直接繁衍，需透過伽瑪隨機變域與高斯隨機變域之共變異矩陣轉換；令 $X = \{X_1, \dots, X_n\}$ 為聯合常態分布或稱多變量常態分布，其機率密度函數由條件機率定義如下：

$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} \quad (26)$$

可知：

$$f(x_n | x_1, \dots, x_{n-1}) = \frac{f(x_1, \dots, x_n)}{f(x_1, \dots, x_{n-1})} \quad (27)$$

$$f(x_1, \dots, x_n) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2} |C_w|^{1/2}} \exp\left[-\frac{1}{2}(X - \mu)^T C_w^{-1} (X - \mu)\right] \quad (28)$$

其中 C_w 、 μ 為多變量常態分布 X 的共變異矩陣與平均向量。

本研究之隨機變數即頻率因子(標準化之雨量值)，而伽瑪共變異矩陣 $C_Z(h)$ 則以半變異元模式配適之值組成(其後藉由(32)式將 $C_Z(h)$ 轉換成 C_w ，再進行(28)式之多變量常態分布隨機變數繁衍)。

利用不同距離之共變異數 $C(h)$ 與 $C(0)$ 之比值得到不同距離之自相關係數 $\rho(h)$ ，如(29)式所示，此自相關係數即為共變異數，各測站間之共變異數則組成伽瑪共變異矩陣 $C_Z(h)$ 。

$$\rho(h) = C(h)/C(0) = C(h) \quad (29)$$

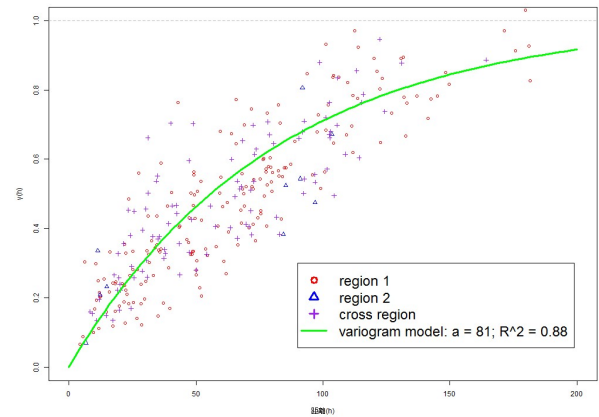
本研究之共變異矩陣是以各測站間之半變異元值轉換而來，如(30)式所示。

$$\gamma(h) = C(0) - C(h) = 1 - C(h) \quad (30)$$

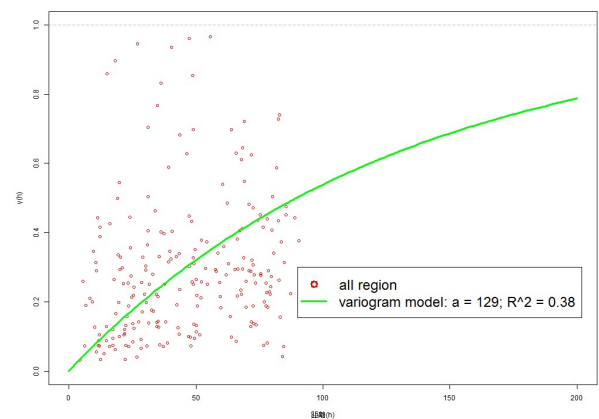
利用測站其颱風與梅雨事件雨量頻率因子之試驗半變異元套配指數模式，以迴歸法可得參數 a 值，如表4與圖2、3所示。以F檢定迴歸方程式有無解釋能力，結果所有F值皆大於顯著水準 $\alpha=0.05$ 下的F值3.87，表示迴歸方程式有解釋能力。

表4 颱風與梅雨事件各延時區域模式之參數

延時(hr)	颱風事件			延時(hr)	梅雨事件		
	a (km)	R^2	F-statistic		a (km)	R^2	F-statistic
1	46.81	0.76	325.62	1	54.76	0.67	203.93
2	44.51	0.79	292.26	2	59.95	0.59	258.62
6	52.53	0.84	312.87	6	82.61	0.57	223.27
12	64.44	0.82	273.5	12	101.31	0.47	142.06
18	70.11	0.88	284.31	18	120.3	0.45	113.45
24	80.53	0.88	304.89	24	129.29	0.38	128.42
48	93.04	0.73	205.67	48	118.65	0.44	141.77
72	104.49	0.87	306.01	72	106.43	0.49	142.6



(a) 颱風事件24小時延時



(b) 梅雨事件24小時延時

圖2 降雨事件試驗半變異元散佈圖

註：綠色線為配適之指數模式，指數模式之公式為

$$\gamma(h) = \omega \left\{ 1 - \exp\left(-\frac{h}{a}\right) \right\}, \text{ 影響範圍}=3a$$

(二)多測站各延時最大暴雨降雨量模擬

多變量伽瑪隨機變數難以直接繁衍，需透過伽瑪隨機變域與高斯隨機變域之共變異矩陣轉換，由發展成熟之多變量常態分布(MVN)模擬技術繁衍隨機變數，再透過關係式轉為多變量伽瑪隨機變數。

1. 共變異矩陣轉換

由表4套配之半變異元模式建立伽瑪共變異矩陣 $C_Z(h)$ ，藉由(31)式得到相應之常態分布共變異矩陣 C_w ，如下所示：

已知平均值、標準差、偏態係數之伽瑪分布隨機變數 $\{G_1, \dots, G_n\}$ ，其所組成的聯合機率分布之相關係數矩陣 ρ_G (即前述之 $C_Z(h)$)，轉換成多變量標準常態分布之相關係數矩陣 ρ_X (即 C_w)之近似式如下：

$$\rho_{Gij} \approx (A_i A_j - 3A_i C_j - C_i A_j + 9C_i C_j) \rho_{Xij} + 2B_i B_j \rho_{Xij}^2 + 6C_i C_j \rho_{Xij}^3$$
 (31)

其中 $A_i = 1 + (\frac{\gamma_i}{6})^2$ ， $B_i = (\frac{\gamma_i}{6}) + (\frac{\gamma_i}{6})^3$ ， $C_i = \frac{1}{3}(\frac{\gamma_i}{6})^2$ ， $A_j = 1 + (\frac{\gamma_j}{6})^2$ ， $B_j = (\frac{\gamma_j}{6}) + (\frac{\gamma_j}{6})^3$ ， $C_j = \frac{1}{3}(\frac{\gamma_j}{6})^2$ 。
 γ_i 與 γ_j 分別為伽瑪分布隨機變數 G_i 與 G_j 之偏態係數。

由(31)式可知方程式的係數僅有兩均勻區之區域參數，亦即測站所屬分區之偏態係數。

2. 多變量常態分布(MVN)隨機變數繁衍

多變量常態分布模式之參數包含：標準化雨量資料之平均值向量 μ (標準化雨量之平均值皆為0)及前述多變量標準常態分布之共變異矩陣 C_w (多變量常態分布之機率密度函數公式如(26)-(28)式所示)。由(26)式可逐一求得每一個隨機變數的機率密度函數，再由此函數繁衍高斯隨機變域之多變量常態分布之隨機變數 X_{MVN} ，即標準常態分布偏差量 z ，上述之隨機變數繁衍方式又稱為高斯循序繁衍法。

3. 多變量伽瑪分布(MVG)隨機變數繁衍

將前述繁衍所得之 z 值帶入(32)式，可得伽瑪隨機變域之模擬實現值的頻率因子 K_{sim} ，將 K_{sim} 乘以原始雨量之標準差加上平均值，即可還原伽瑪隨機變數之雨量值。

$$K_{sim} = z + (z^2 - 1) \left(\frac{\gamma_x}{6}\right) + \frac{1}{3}(z^3 - 6z) \left(\frac{\gamma_x}{6}\right)^2 - (z^2 - 1) \left(\frac{\gamma_x}{6}\right)^3 + z \left(\frac{\gamma_x}{6}\right)^4 - \frac{1}{3} \left(\frac{\gamma_x}{6}\right)^5$$
 (32)

γ_x 為伽瑪分布隨機變數 G_x 之偏態係數。
 本研究共模擬10,000場颱風與梅雨事件，以南部五縣市選定測站平均每年發生2.44場颱風事件，約模擬4,099年；而梅雨事件每年發生約2.19場，約模擬4,571年。

4. 颱風與梅雨事件之混和分布模擬

為觀察颱風與梅雨事件對整體降雨的影響，將颱風與梅雨事件之機率分布參數套用於暴雨事件序率模擬中，配合Poisson分布模擬該年度之颱風、梅雨事件次數，以模擬5,000年發生之颱風、梅雨事件，挑選該模擬年度事件最大值。

四、研究成果

(一)區域頻率分析

1. 區域頻率分析設計雨量

本研究採用颱風及梅雨事件在8個延時的最大雨量為研究對象，採用全取序列，並以(33)式換算重現期距 T ，而設計雨量之頻率因子則為區域機率密度函數之累積機率 $q_{1-1/T}$ 所對應之分位數 K_T 。

$$T = \frac{1}{P(X \geq x)y}$$
 (33)

其中 P 為區域機率密度函數等於或大於設計雨量 x 的機率， y 為年平均事件數(本研究颱風事件 $y=2.44$)。

表5列出南部五縣市25個測站之1、5、10、25、50、100與200年等7種重現期之24小時延時的雨量，可以觀察到颱風事件之第二分區(甲仙(2)、紹家、三地門、大湖山、樟腦寮(2)、泰武(1)及阿禮測站)的設計雨量普遍大於第一分區，梅雨事件則無顯著差異，而颱風與梅雨事件混和分布模擬之設計雨量則和颱風事件之結果相當接近。

表5 各測站之設計降雨量

測站名稱	24小時延時重現期(year)						
	1	5	10	25	50	100	200
北港 (颱風)	116.67	286.89	356.01	445.78	512.87	579.46	645.66
北港 (梅雨)	51.36	61.34	68.43	79.09	87.8	96.91	106.31
北港 (混和)	61.62	309.28	387.19	480.35	550.68	640.12	710.86
大埔 (颱風)	135.32	382.9	484.08	615.64	714.03	811.71	908.84
大埔 (梅雨)	60.04	75.63	85.18	99.14	110.39	122.07	134.07
大埔 (混和)	62.18	392.62	514.64	660.11	759.87	858.12	966.74
沙坑 (颱風)	134.05	360.59	453.31	573.92	664.13	753.71	842.78
沙坑 (梅雨)	62.61	81.26	93.3	111.09	125.5	140.49	155.93
沙坑 (混和)	66.37	371.95	474.14	605.04	710.43	804.58	867.95
中坑(3) (颱風)	126.72	326.56	408.23	514.42	593.84	672.69	751.09
中坑(3) (梅雨)	55.56	72.27	83.19	99.37	112.49	126.15	140.22
中坑(3) (混和)	61.63	337.31	426.3	560.65	637.64	698.78	774.37
溪二(3) (颱風)	96.64	239.48	297.66	373.27	429.8	485.91	541.69
溪二(3) (梅雨)	55.33	66.2	73.92	85.54	95.04	104.96	115.2
溪二(3) (混和)	58.95	251.63	320.41	407.81	466.81	531.28	586.82
六溪 (颱風)	134.00	428.78	548.9	705.01	821.72	937.58	1052.77
六溪 (梅雨)	80.68	99.1	110.91	128.33	142.44	157.12	172.23
六溪 (混和)	81.82	464.7	604	756.23	897.47	1045.98	1171.95
木柵 (颱風)	160.32	387.45	480.7	602.05	692.85	783.03	872.7
木柵 (梅雨)	83.72	101.86	114.91	134.56	150.63	167.44	184.79
木柵 (混和)	87.20	387.67	493.4	629.01	730.68	806.93	883.2
阿禮(2) (颱風)	136.51	363.39	455.49	575.12	664.53	753.26	841.48
阿禮(2) (梅雨)	83.19	100.64	113.5	132.96	148.91	165.6	182.85
阿禮(2) (混和)	88.95	391.68	495.41	640.72	720.31	799.71	897.78
旗山(4) (颱風)	160.41	369.13	454.89	566.52	650.05	733.01	815.51
旗山(4) (梅雨)	85.35	101.21	112.35	129.07	142.72	156.97	171.68
旗山(4) (混和)	88.08	366.03	469.04	584.8	661.57	747.35	824.83
美濃(2) (颱風)	165.51	372.09	456.94	567.37	650	732.06	813.68
美濃(2) (梅雨)	92.29	109.69	121.79	139.91	154.69	170.12	186.04
美濃(2) (混和)	95.59	372.04	468.8	575.88	653.56	738.65	836.18
新豐 (颱風)	194.10	478.98	595.85	747.93	861.71	974.7	1087.06
新豐 (梅雨)	99.53	120.92	135.16	156.32	173.52	191.43	209.9
新豐 (混和)	103.03	477.73	607.08	776.23	893.69	1012.5	1135.41
屏東(5) (颱風)	167.29	404.25	501.76	628.72	723.75	818.13	912
屏東(5) (梅雨)	79.92	100.38	114.68	136.13	153.62	171.89	190.74
屏東(5) (混和)	83.97	388.97	502.21	641.24	739.8	845.93	913.3
南和 (颱風)	225.85	466.04	565.17	694.31	791	887.06	982.61
南和 (梅雨)	96.30	119.24	134.23	156.44	174.46	193.21	212.53
南和 (混和)	105.60	436.22	548.82	696.85	814.76	895.7	997.39

註：(颱風)為颱風事件重現期雨量理論值；(梅雨)為梅雨事件重現期雨量理論值；(混和)表示颱風與梅雨事件混和分布模擬值。

表5 各測站之設計降雨量(續)

測站名稱	24小時降雨重現期(year)						
	1	5	10	25	50	100	200
嘉義 (颱風)	130.06	343.17	431.04	545.49	631.16	716.27	800.93
嘉義 (梅雨)	66.32	77.86	86.83	100.55	111.85	123.69	135.94
嘉義 (混合)	67.61	329.53	427.46	559.62	658.75	756.86	862.5
台南 (颱風)	131.56	295.7	363.33	451.4	517.33	582.82	647.96
台南 (梅雨)	85.21	101.94	115.21	135.55	152.32	169.92	188.14
台南 (混合)	86.58	287.14	368.14	468.16	540.69	604.88	671.93
高雄 (颱風)	148.75	321.35	392.97	486.41	556.41	625.98	695.2
高雄 (梅雨)	92.20	108.01	120.1	138.54	153.7	169.59	186.02
高雄 (混合)	92.51	279.3	365.53	461.97	534.01	616.11	652.76
恆春 (颱風)	195.75	365.35	436.05	528.39	597.61	666.44	734.94
恆春 (梅雨)	74.41	86.12	95.39	109.61	121.34	133.64	146.38
恆春 (混合)	78.83	307.16	393.01	492.72	566.55	626.38	697.35
關子嶺(2) (颱風)	196.76	532.46	670.34	849.78	984.06	1117.41	1250.03
關子嶺(2) (梅雨)	75.10	97.21	111.01	131.24	147.58	164.55	182.01
關子嶺(2) (混合)	79.09	535.19	685	877.11	1026.22	1183.79	1340.99
甲仙(2) (颱風)	221.04	534.94	664.28	832.73	958.82	1084.06	1208.65
甲仙(2) (梅雨)	103.36	125.36	140.36	162.74	180.96	199.97	219.57
甲仙(2) (混合)	105.33	504.24	673.32	855.74	1002.16	1158.82	1289.15
紹家 (颱風)	221.71	437.18	526.39	642.71	729.83	816.39	902.52
紹家 (梅雨)	106.43	121.62	133.35	151.25	165.99	181.43	197.41
紹家 (混合)	110.85	387.86	489.54	636.07	742.83	844.15	936.85
三地門 (颱風)	252.06	581.24	720.06	902.24	1039.35	1176.01	1312.32
三地門 (梅雨)	94.01	122.2	140.58	167.79	189.85	212.82	236.48
三地門 (混合)	100.24	523.18	682.46	895.44	1052.21	1269.12	1390.19
大湖山 (颱風)	243.18	709.16	905.04	1161.95	1355.22	1547.82	1739.88
大湖山 (梅雨)	80.82	106.36	122.56	146.41	165.7	185.76	206.39
大湖山 (混合)	84.89	689.8	916.75	1199.28	1434.98	1628.69	1793.38
柳營(2) (颱風)	212.64	567.67	716.96	912.75	1060.06	1206.85	1353.24
柳營(2) (梅雨)	82.84	107.44	123.23	146.52	165.37	184.98	205.17
柳營(2) (混合)	86.85	547.96	722.9	940.76	1102.57	1268.02	1429.15
泰武(1) (颱風)	499.97	1038.04	1265.67	1564.61	1789.69	2014.09	2237.95
泰武(1) (梅雨)	146.38	187.81	214.83	254.83	287.27	321.03	355.81
泰武(1) (混合)	157.72	875.09	1159.7	1510.33	1802.33	2035.83	2227.46
阿禮 (颱風)	394.87	833	1018.03	1260.92	1443.75	1626.01	1807.8
阿禮 (梅雨)	132.60	171.42	196.19	232.7	262.24	292.97	324.59
阿禮 (混合)	144.69	735.16	948.16	1239.43	1439.34	1605.23	1851.4

表6 莫拉克颱風之最大24、48、72小時降雨量及重現期

	24hr 雨量	24hr 重現期	48hr 雨量	48hr 重現期	72hr 雨量	72hr 重現期
北港(2)	358	10	433	10	460	12
大埔	720	52	921	58	1069	95
沙坑	607	32	759	31	888	48
中坑(3)	497	21	636	26	744	44
溪口(3)	324	14	403	16	450	24
六溪	791	42	1024	52	1122	59
木柵	778	96	1037	74	1188	87
阿蓮(2)	630	38	868	46	924	39
旗山(4)	519	17	760	23	819	20
美濃(2)	338	4	509	6	569	6
新豐	908	66	1179	52	1195	35
屏東(5)	676	35	878	47	938	42
南和	614	14	988	49	1100	55
嘉義	526	21	646	19	697	23
台南	535	60	709	59	736	42
高雄	538	41	755	71	801	58
恆春	528	25	715	39	730	27
關子嶺(2)	1098	90	1490	145	1683	201
甲仙(2)	1040	75	1614	153	1915	212
紹家	818	95	1176	164	1333	139
三地門	825	17	1109	24	1235	26
大湖山	1329	46	1958	102	2533	250
柳營(2)	868	20	1395	59	1846	166
泰武(1)	1747	44	2938	198	3417	256
阿禮	1237	23	1908	43	2335	65

註：雨量單位為mm，重現期單位為年。

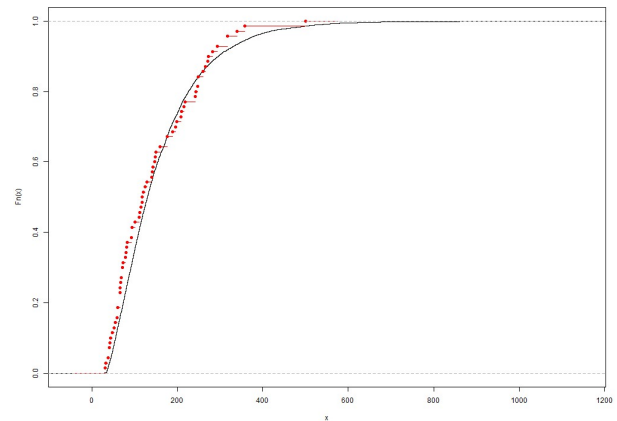
2. 莫拉克颱風暴雨之重現期

在颱風事件部分，因莫拉克颱風驚人的雨量紀錄，造成無數生命財產的損失(謝志誠，2010)，亦刷新歷年單日最大降雨量紀錄，故挑選各測站莫拉克颱風期間最大24、48、72小時雨量來分析其重現期，整理如表6所示。在單站頻率分析之結果上，樣本數短的測站其極端降雨容易判斷為離群值，而區域頻率分析可將多個測站結合為單一均質區以擴大樣本數，獲得比單一測站更多的資訊，降低離群值之發生機率。以水利署(2009)年針對甲仙站最大24、48、72小時降雨量重現期之分析結果為例，其重現期均大於2000年，而本研究推估之重現期僅有75年、153年及212年，顯示區域頻率分析能克服單站頻率分析樣本數短、易判斷高雨量值為離群值的問題。

(二)多變量伽瑪分布隨機變數模擬

1. 模擬與觀測資料之比較

為確認模擬值與觀測資料是否為同一分布，以兩者之經驗累積機率密度函數(ECDF)疊繪，觀察其重疊情形。圖3為北港(2)測站其颱風事件24小時之模擬值和觀測值ECDF疊繪圖，結果均相當接近重疊，顯示模擬結果能表現站與站的空間相關性外，也保有各測站降雨紀錄之統計特性。故以本模式作為研究地區之降雨模擬是合適的



2. 高屏河流域災害風險評估

暴雨並不是只有單一測站會發生，往往是多個測站同時降雨，造成大面積、高強度、長延時的洪水事件；以2009年摧毀小林村的莫拉克颱風事件為例，在該場事件中受災最慘烈的高屏河流域中，新豐、甲仙(2)、阿禮、三地門等四站之24小時降雨量約在1,000毫米上下，短時間又密集地落下傾盆大雨，使得坡面大規模崩塌，為災害發生主因。

為評估颱風事件之災害風險，本研究以新豐、甲仙(2)、阿禮、三地門等四站之24小時降雨量均超過1,000毫米以上為情境，進行10,000場颱風事件之模擬，計算此情境發生之重現期。結果顯示，模擬10,000場事件中，有8場符合條件，由整體之年平均

颱風事件數2.44件以(33)式換算後，可得重現期約512年。(算式： $1/[(8/10,000)*2.44]$)

梅雨事件之降雨量平均值較低，參考2003年6月6日之歷史降雨資料發現新豐、甲仙(2)、阿禮、三地門等四站之24小時降雨量均超過200毫米以上，故以此為情境進行10,000場梅雨事件之模擬，計算此情境發生之重現期。結果顯示，模擬10,000場事件中，有5場符合條件，由整體之年平均梅雨事件數2.19件換算後，可得重現期約913年。(算式： $1/[(5/10,000)*2.19]$)

最後在颱風與梅雨事件混和分布之多測站聯合發生極端值之模擬方面，參照颱風事件之以新豐、甲仙(2)、阿禮與三地門測站之24小時降雨量均超過1,000毫米以上為情境進行5,000年之模擬，計算此情境發生之重現期。結果顯示，5,000年之模擬中，有11場符合條件，可得重現期約455年。(算式： $1/[(11/5,000)]$)由多測站聯合發生極端值之模擬方式，可解決單站頻率分析無法考慮到之空間相關性問題。

五、結論

臺灣四面環海的地形因素，在氣候上容易受到颱風、季風及梅雨的影響，使得每年發生為數不少的暴雨事件；暴雨事件通常具空間相關性，本研究藉由假設多測站彼此相關之區域頻率分析，分析南部五縣市25站的雨量觀測資料，建立多個延時之颱風事件降雨量序列，進行空間相關之暴雨頻率分析。以下為本研究所得出的結論：

- (一) 傳統之降雨頻率分析並無探討測站間之相關性，獨立測站之單站頻率分析很可能低估多測站發生事件之機率，因此利用本研究之隨機變域模擬可分析測站間之相關性，在作法上比推導聯合機率密度函數簡易許多。
- (二) 颱風事件之第二分區(甲仙(2)、紹家、三地門、大湖山、樟腦寮(2)、泰武(1)及阿禮測站)的設計雨量普遍大於第一分區，梅雨事件則無顯著差異，而颱風與梅雨事件混和分布模擬之設計雨量則和颱風事件之結果相當接近
- (三) 由本研究之颱風與梅雨事件混和分布結果可知，年最大值雨量和颱風事件最大降雨量具有相關性，由歷史資料也發現許多測站之年最大值雨量來自同場颱風事件，故可由颱風事件最大降雨量之特性來分析年最大降雨量。
- (四) 莫拉克颱風於高屏溪造成嚴重的災害，由颱風事件之模擬結果可知新豐、甲仙(2)、阿禮、三地門等四站之24小時降雨量均超過1,000毫米以上之重現期為514年，與颱風、梅雨事件混和分布以同一情境模擬之重現期455年相差不多；梅雨事件以上述四站模擬24小時降雨量均

超過200毫米以上之重現期為913年，顯示梅雨造成之致災風險比颱風低許多；而以上分析結果為傳統頻率分析方法無法解答的問題。

- (五) 本研究以多變量伽瑪隨機變域模擬區域降雨，此方法已考慮空間相關性，可提供水利工程規劃設計、災害風險管理等研究使用。

六、參考文獻

1. 經濟部水利署, 2009: "莫拉克颱風暴雨量及洪流量分析", <http://www.taiwan921.lib.ntu.edu.tw/88pdf/A8801M.html>
2. 謝志誠, 2010: "莫拉克颱風八八水災死亡、失蹤及重傷統計"
3. 蘇冠銘, 2014: 考慮空間相關之暴雨頻率分析, 國立臺灣大學生物環境系統工程研究所碩士論文
4. 吳宜珍, 2011: 序率模擬應用於氣候變遷衝擊評估與線性動差機率分布適合度檢定, 國立臺灣大學生物環境系統工程研究所博士論文
5. Cheng, K.S., Lin, Y.C., Liou, J.J., 2008: "Raingauge network evaluation and augmentation using geostatistics," *Hydrological Processes*, 22(14), 2554-2564, DOI: 10.1002/hyp.6851
6. Chow, V. T., 1951: "A general formula for hydrologic frequency analysis," *Transaction of American Geophysics Union*, 32
7. Haan, C. T., 2002: Statistical methods in hydrology, Iowa State University Press, Ames, Iowa
8. Hosking, J.R.M. and Wallis, J.R., 1997: Regional frequency analysis: an approach based on L-moments, Cambridge University Press, Cambridge, U.K.
9. Hosking, J.R.M., 1990: "L-moments—Analysis and estimation of distributions using linear combinations of order statistics," *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, vol. 52, 105–124
10. Landwehr, J. M., Matalas, N. C., and Wallis, J. R., 1979: "Probability weighted moments compared with some traditional techniques in estimating Gumbel parameters and quantiles," *Water Resources Research*, 15(5), 1055-1064
11. Liou, J.J., Wu, Y.C., and Cheng, K.S., 2008: "Establishing acceptance regions for L-moments based goodness-of-fit tests by stochastic simulation," *Journal of Hydrology*, 355, 49-62