

颱風逐時區域平均雨量最佳化估計之研究

Study on the Optimal Estimation of Typhoon Hourly Areal Mean Rainfall

國立臺灣大學農業工程學研究所教授

國立臺灣大學農業工程學研究所博士班研究生

王如意

Ru-yih Wang

李如晃

Ru-huang Lee

摘要

本研究之主要目的乃探討如何精確且迅速地推估颱風逐時區域平均雨量，期能使降雨—逕流模式有較高可信度之輸入。文中以區域一般克利金法為研析方法，並以曾文溪流域之歷年颱風逐時雨量為驗證資料，與目前較常用於求取區域平均雨量之估算法作一比較。

於半變異圖分析時，假設降雨過程為一種二維且具等向性之隨機變量域，並將降雨資料標準化與利用交叉驗證法，以求取描述降雨空間特性之尺度氣候半變異圖。因此，對即時降雨事件而言，祇需求得降雨時刻所有測站雨量之變異數，再結合尺度氣候半變異圖，即可以區域一般克利金法迅速估計其逐時區域平均雨量及估計變異數。

於研析過程中因考慮到曾文溪流域界外鄰近測站受地形之阻隔，與流域內之水文氣象條件略有不同，故比較含流域界外鄰近測站及僅具流域內測站克利金尺度估計變異數之變化情形。由結果顯示，若僅採用曾文溪流域內之測站進行逐時區域平均雨量估算時仍不失其精度。

最後，並與目前較常用於估算區域平均雨量法之徐昇氏多邊形法、雙軸法及高度平衡多邊形法等方法作一比較，得知以區域一般克利金法所估算之逐時區域平均雨量具有最小尺度估計變異數，而比傳統方法所得者更能代表區域之逐時平均雨量。

關鍵詞：逐時區域平均雨量，區域一般克利金法，尺度氣候半變異圖，尺度估計變異數。

ABSTRACT

The main purpose of this research is to propose a simple procedure for the optimal estimation of typhoon hourly areal mean rainfall as the accurate input of rainfall-runoff model. The block ordinary Kriging method is adopted and compared with other methods for the estimation of hourly areal mean rainfall in the Tsengwen River Basin.

In semivariogram analysis, the rainfall is assumed to be a two-dimensional and isotropic random field. The computation and identification of scaled climatological variogram is completed by using normalized rainfall data and the cross validation method. After the variance of hourly rainfall is calculated, the variogram model of the hourly rain-

fall of interested site is completely specified and ready for estimation.

The Kriging scaled estimation error variances for stations located inside and outside the Tsengwen River Basin were compared. Results show that they are not significantly different. The scaled estimation error variance is used as a tool to assess the performance of the four different estimating methods including Thiessen polygons method, two axes method, height-balance polygons method and block ordinary Kriging method. By comparison, the block ordinary Kriging method is better than the others.

Keyword: hourly areal mean rainfall, block ordinary Kriging method, scaled climatological semivariogram, scaled estimated variance.

一、前言

雨量為水文分析時不可或缺之資料，無論是求取某次降雨總量、繪製單位歷線或演算水文模式，均需先求取研究區域之平均雨量。由於傳統上雨量觀測為地面上測點之量測，因此區域平均雨量估算之精確性，乃隨所應用之方法、降雨過程於空間之變異程度與雨量站設置密度而異；然在必須即時 (real time) 計算逐時區域平均雨量為逕流模式輸入之狀況下，對其估算值之精確性及估算時之簡易性，乃為一重要之研究課題。

一般對區域平均雨量之求取，可依其要求精度與需用緩急程度，有下列常用之估算方法：徐昇氏多邊形法^[1] (Thiessen polygons method)、雙軸法^[2] (two axes method)、高度平衡多邊形法^[1] (height-balance polygons method) 及等雨量線法^[1] (isohyetal method) 等。然徐昇氏多邊形法、雙軸法及高度平衡多邊形法，皆有如其中任一測站發生遷動或記錄遺失時，則整個多邊形網即需重新繪製之共同缺點^[1]；而等雨量線法雖較為精確，但其必先繪製等雨量線圖 (isohyets map)，再以求積儀 (planimeter) 量得兩不同雨量線所圍成之面積，又乘上該兩等雨量線之平均值，再累加其總和，最後以面積除之而得。因此，若應用等雨量線法於逐時區域平均雨量之估算時乃顯得十分繁瑣費時，尤其於洪水即時預報 (real-time flood forecasting) 上更難彰顯其效率。故本研究乃嘗試以區域一般克利金法 (block ordinary Kriging method) 來估算颱風逐時區域平均雨量，以期能獲得較具理論基礎且迅速之颱風逐時區域平均雨量估算。

二、半變異圖分析

若一觀測量於空間上之變化能以一隨機變量域 (random field) 予以描述者，即稱之為區域化變數 (regionalized variable)，

其具有如下之特性^[4,5,6,7,8]：

(一)視空間上任一點為隨機變數 (random variable)；

(二)以整體空間而言，則具一統計特性之架構為其概化結構 (general structure)。

由於大部份之區域化變數祇能滿足其內在假設 (intrinsic hypothesis)，即其一階差值 (first order difference) 之平均值及變異數具空間定常性 (spatial stationarity)，故於半變異圖 (semivariogram, 或簡稱 variogram) 分析時乃以此為基本假設^[4,5,6,7,8]。

半變異圖係描述空間上觀測資料之相關性，其不僅為克利金法之核心且能影響克利金法於估算時結果之良窳。於現有內插法中對空間相關性之描述，皆有以相對距離較近者，具較高相關性；反之，則較低之基本假設。半變異圖分析亦遵此假設，以一定量方式來描述資料點於空間變異之程度。

由觀測資料及考慮對資料點任一配對 (pair) 之相對距離 h_{ij} 若近似於某一相對距離 h 者，均視為與相對距離 h 相同配對之原則下所得之半變異圖，稱為實驗半變異圖 $\gamma(h)$ (experimental variogram)，其計算如式(1)所示。

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{h_{ij} \approx h} (Z_i - Z_j)^2 \quad (1)$$

式中， h_{ij} ：空間上任意兩觀測點 i 及 j 所構成配對之相對距離；

$N(h)$ ：近似於相對距離 h 之配對數；

Z_i, Z_j : 測點*i*及*j*之量測值。

由式(1)知，半變異圖與構成配對之個別絕對位置無關，而祇與其對距離有關。

因實驗半變異圖為由有限離散觀測點之量測所得，故僅能從中知其空間變異之趨勢，而無法實際應用於克利金法中。因此，需以一特定之連續函數關係來描述其空間連續變異程度。一般用以描述其間連續變異性之理論半變異圖模式，有次幂模式 (power model)、指數模式 (exponential model)、球面模式 (spherical model) 及高斯模式 (Gaussian model) 等四種^[5]，茲簡述如下，並如圖1所示。

(一)次幂模式

$$\gamma(h) = \omega h^a, \quad a < 2 \quad (2)$$

(二)指數模式

$$\gamma(h) = \omega \left[1 - \exp\left(-\frac{h}{a}\right) \right] \quad (3)$$

(三)球面模式

$$\gamma(h) = \begin{cases} \omega \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{a} - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right) \right], & h \leq a \\ \omega, & h \geq a \end{cases} \quad (4)$$

(四)高斯模式

$$\gamma(h) = \omega \left\{ 1 - \exp \left[- \left(\frac{h}{a} \right)^2 \right] \right\} \quad (5)$$

由式(2)、(3)、(4)及(5)知，當配對之相對距離*h*增加時，其相應之半變異圖值 $\gamma(h)$ 亦隨之增加。此外，由式(3)、(4)與(5)可知，當相對距離*h*逐漸增加至某一距離後，其半變異圖值即趨近於某一值，此時之距離稱為影響距離 (influence range)，而相應趨近於定值之半變異圖值稱為閾值 (sill)；此外，*a*亦稱為形狀參數 (shape parameter)， ω 為尺度參數 (scale parameter)^[3]。

1987年巴斯汀 (G. Bastin) 氏等在研究平均雨量推估時，發現估算平均雨量之半變異圖，非惟配對間相對距離之函數，亦同是時間之函數，故乃倡議以「尺度氣候半變異圖」(scaled climatological variogram) 來解決半變異圖之時變性^[3,9]，其關係式如式(6)所示。

$$\gamma(k, h_{ij}) = s^2(k) \gamma^*(h_{ij}) \quad (6)$$

式中， h_{ij} ：空間上任意兩觀測點*i*及*j*所構成配對之相對距離；

$s(k)$ ：時刻*k*所有雨量站非零觀測值之標準偏差；

$\gamma^*(h_{ij})$ ：尺度氣候半變異圖，其祇為配對間相對距離之函數。

氣候半變異圖之計算^[3,9,10]，可示如式(7)。

$$\gamma^*(h_{ij}) = \frac{1}{2K} \sum_{k=1}^K [p^*(k, u_i) - p^*(k, u_j)]^2 \quad (7)$$

式中，*K*：非零值雨量之觀測次數；

$p^*(k, u_i)$ ：時刻*k*位置*u_i*非零觀測值*p(k, u_i)*與所有雨量站非零觀測值標準偏差*s(k)*之比值，即

$$p^*(k, u_i) = \frac{p(k, u_i)}{s(k)} \quad (8)$$

$s(k)$ ：時刻*k*所有雨量站非零觀測值之標準偏差，即

$$s(k)^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [p(k, u_i) - m(k)]^2 \quad (9)$$

N：非零觀測值之雨量站數；

$m(k)$ ：時刻*k*所有雨量站量非零觀測值之平均值，即

$$m(k) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N p(k, u_i) \quad (10)$$

三、一般克利金法之理論推演^[5,6,7,8]

一般克利金法 (ordinary Kriging method) 之主要用途，乃在於利用已知量測*Z_i*來推估隨機變量域*Z(u)*中任一未知點之最佳線性與無偏估估算 (best linear unbiased estimator；簡稱B.L.U.E.)。

若*Z(u)*為二階定常性 (2nd-order stationary) 之隨機變量域，則對任一區塊 (support) *V*其中心位置為*u₀*之平均值*Z_{V(u₀)}*與區塊*v*其中心位置為*u_i*之平均值*Z_i*，可表示為：

$$Z_{V(u_0)} = \frac{1}{V} \int_{V(u_0)} Z(u) du \quad (11)$$

$$Z_i = \frac{1}{v} \int_{v(u_i)} Z(u) du \quad (12)$$

如以其*n*個量測值*Z_i*之線性組合為推估區塊*V*平均值之推估值 \hat{Z} 時，其關係式如式(13)所示。

$$\hat{Z} = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z_i \quad (13)$$

式中， λ_i ：權重。

然而如一般克利金法用以推估時，其推估值須滿足無偏估 (unbiasness) 及最小估計變異數 (minimum estimated variance) 之兩條件下，方可稱為最佳化之推估值。

(一)無偏估之條件

於二階定常性之假設下，隨機變量域 $Z(u)$ 之期望值為 $E[Z(u)]=m$ ，區塊 V 平均值 Z_V 及其推估值 Z 之期望值可表示如：

$$E[Z_V] = \frac{1}{V} \int_{V(u_0)} E[Z(u)] du = m \quad (14)$$

$$E[\hat{Z}] = \sum_{i=1}^n \lambda_i E[Z_i] = m \sum_{i=1}^n \lambda_i \quad (15)$$

因此於無偏估之條件 $E[Z_V - \hat{Z}] = 0$ 下，知式(13)之權重和為1，即

$$\sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \quad (16)$$

(二)估計變異數為最小之條件

由式(13)所得推估值 Z 之估計變異數，如式(17)所示。

$$E[(Z_V - \hat{Z})^2] = E[Z_V^2] - 2E[Z_V \hat{Z}] + E[\hat{Z}^2] \quad (17)$$

其中，

$$\begin{aligned} E[Z_V^2] &= \frac{1}{V^2} \int_V \int_V E[Z(u)Z(u')] du' du \\ &= \bar{C}(V, V) + m^2 \end{aligned} \quad (18)$$

$$\begin{aligned} E[Z_V \hat{Z}] &= \sum_{i=1}^n \lambda_i \frac{1}{V v_i} \int_V \int_{v_i} E[Z(u)Z(u')] du' du \\ &= \sum_{i=1}^n \lambda_i \bar{C}(V, v_i) + m^2 \end{aligned} \quad (19)$$

$$\begin{aligned} E[\hat{Z}^2] &= \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \lambda_i \lambda_j \frac{1}{v_i v_j} \int_{v_i} \int_{v_j} E[Z(u)Z(u')] du' du \\ &= \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \lambda_i \lambda_j \bar{C}(v_i, v_j) + m^2 \end{aligned} \quad (20)$$

將式(18)、(19)與(20)代入式(17)整理後得，

$$\begin{aligned} E[(Z_V - \hat{Z})^2] &= \bar{C}(V, V) - 2 \sum_{i=1}^n \lambda_i \bar{C}(V, v_i) \\ &\quad + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \lambda_i \lambda_j \bar{C}(v_i, v_j) \end{aligned} \quad (21)$$

式中，

$\bar{C}(V, V)$ ：區塊 V 之變異數，

$$\bar{C}(V, V) = \frac{1}{V^2} \int_V \int_V C(\tau - \tau') d\tau' d\tau ;$$

$C(V, v_i)$ ：區塊 V 與區塊 v_i 之共變異數 (covariance) ，

$$\bar{C}(V, v_i) = \frac{1}{v_i} \int_V \int_{v_i} C(\tau - \tau') d\tau' d\tau$$

$C(v_i, v_j)$ ：區塊 v_i 與區塊 v_j 之共變異數，

$$\bar{C}(v_i, v_j) = \frac{1}{v_i v_j} \int_{v_i} \int_{v_j} C(\tau - \tau') d\tau' d\tau .$$

由於須滿足估計變異數為最小之故，因此以式(21)為目標函數，式(16)為限制式，求當式(21)有最小值時之權重 λ_i ，即

$$\text{Min } E[(Z_V - \hat{Z})^2] \text{ 於 } \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \text{ 之條件下。}$$

又因式(21)為一等式之非線性規劃，故將其改寫成拉格朗吉函數 (Lagrange's function) L ，如下所示。

$$L = E[(Z_V - \hat{Z})^2] - 2\mu \left(\sum_{i=1}^n \lambda_i - 1 \right) \quad (22)$$

式中， μ ：拉格朗吉運算子 (Lagrange's multiplier) 。

然後分別對 μ 及 λ_i 取偏微分，並令之為零且整理後，得以半變異圖型式表示之克利金系統 (Kriging system) 與克利金估計變異數 σ_k^2 (Kriging estimated variance) ，如式(23)及式(24)所示。

$$\begin{cases} \sum_{j=1}^n \lambda_j \bar{\gamma}(v_i, v_j) + \mu = \bar{\gamma}(V, v_i), & i = 1, 2, \dots, n \\ \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \end{cases} \quad (23)$$

$$\sigma_k^2 = \mu + \sum_{i=1}^n \lambda_i \bar{\gamma}(V, v_i) - \bar{\gamma}(V, V) \quad (24)$$

若將式(6)代入式(23)及(24)，則可得以尺度氣候半變異圖來描述克利金系統與克利金估計變異數，^[3,9]，示如式(25)與(26)。

$$\begin{cases} \sum_{j=1}^n \lambda_j \bar{\gamma}^*(v_i, v_j) + \mu^* = \bar{\gamma}^*(V, v_i), & i = 1, 2, \dots, n \\ \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \end{cases} \quad (25)$$

$$\begin{cases} \sigma_k^2(k) = s^2(k) V_c^* \\ V_c^* = \mu^* + \sum_{i=1}^n \lambda_i \bar{\gamma}^*(V, v_i) - \bar{\gamma}^*(V, V) \end{cases} \quad (26)$$

由式(25)與(26)知，於已知尺度氣候半變異圖模

式及觀測點與任意未知點之位置後，即可以克利金法來預估此未知點之克利金尺度估計變異數 (Kriging scaled estimated variance)，其值乃代表以既有觀測資料推估未知點良窳之指標。

於空間上點對點之一般克利金法，乃是將式(23)及式(24)中之區域V及各區塊 v_i 縮小至其中心位置 u_0 及 u_i 所得之特殊型式^[7,8]，故式(23)及式(24)可改寫成如式(27)及(28)所示。

$$\begin{cases} \sum_{j=1}^n \lambda_j \gamma(u_i, u_j) + \mu = \gamma(u_0, u_i), & i = 1, 2, \dots, n \\ \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \end{cases} \quad (27)$$

$$\sigma_k^2 = \mu + \sum_{i=1}^n \lambda_i \gamma(u_0, u_i) \quad (28)$$

式中， u_0 ：擬推估點之位置；
 u_i ：觀測點之位置。

以點來推估一區域 (block) 平均值之一般克利金法，稱之為區域一般克利金法。因其乃是將式(23)及式(24)中之各區塊 v_i 縮小至其中心位置 u_i 所得之另一特殊型式^[7,8]，因此式(23)及(24)可改寫如下。

$$\begin{cases} \sum_{j=1}^n \lambda_j \gamma(u_i, u_j) + \mu = \bar{\gamma}(V, u_i), & i = 1, 2, \dots, n \\ \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \end{cases} \quad (29)$$

$$\sigma_k^2 = \mu + \sum_{i=1}^n \lambda_i \bar{\gamma}(V, u_i) - \bar{\gamma}(V, V) \quad (30)$$

四、逐時區域平均雨量之最佳估計

一區域之逐時平均雨量 $\bar{P}(k)$ 如以數學關係式表示之，可示如式(31)。

$$\bar{P}(k) = \frac{1}{A} \int_A p(k, u) du \quad (31)$$

式中，A：區域面積；

$p(k, u)$ ：時刻k位置u之雨量量測值。

而一線性，無偏估且具最小估計變異數之最佳逐時區域平均雨量推估值 $\hat{P}(k)$ ，則如下所示。

$$\hat{P}(k) = \sum_{i=1}^N \lambda_i p(k, u_i) \quad (32)$$

式中，N：非零值雨量觀測之雨量站數；

$p(k, u_i)$ ：時刻k位置 u_i 之點量測值。

其中，權重係數 λ_i 可由區域網格化 (grided) 後之克利金系統求得^[3,9,10,11]，即

$$\begin{cases} \sum_{j=1}^N \lambda_j \gamma(k, h_{ij}) + \mu(k) = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \gamma(k, h_{m+N}), \\ i = 1, 2, \dots, N \\ \sum_{i=1}^N \lambda_i = 1 \end{cases} \quad (33)$$

式中，M：區域網格化後之格點數；

h_{ij} ：任意兩觀測點i及j所構成配對之相對距離。

至於由區域網格化後之克利金估計變異數 $\sigma_k^2(k)$ 及克利金法尺度估計變異數 V_e^* ^[3,9,10,11]，乃如式(34)與式(35)所示。

$$\begin{aligned} \sigma_k^2(k) = & \mu(k) + \frac{1}{M} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^M \lambda_i \gamma(k, h_{i,N+j}) \\ & - \frac{1}{M^2} \sum_{i=1}^M \sum_{j=1}^M \gamma(k, h_{N+i,N+j}) \end{aligned} \quad (34)$$

$$\begin{aligned} V_e^* = & \mu^* + \frac{1}{M} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^M \lambda_i \gamma^*(h_{i,N+j}) \\ & - \frac{1}{M^2} \sum_{i=1}^M \sum_{j=1}^M \gamma^*(h_{N+i,N+j}) \end{aligned} \quad (35)$$

由於徐昇式多邊形法、雙軸法及高度平衡多邊形法亦為線性、無偏估之推估，故其尺度估計變異數 V^* 可用下式予以估算^[11]。

$$\begin{aligned} V^* = & \frac{2}{M} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^M \lambda_i \gamma^*(h_{i,N+j}) - \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \lambda_i \lambda_j \gamma^*(h_{i,j}) \\ & - \frac{1}{M^2} \sum_{i=1}^M \sum_{j=1}^M \gamma^*(h_{N+i,N+j}) \end{aligned} \quad (36)$$

五、交叉驗證^[6,7,8]

交叉驗證 (cross validation) 原為統計上評判估計值良窳之方法；然應用於克利金法時，則為評判由半變異圖分析所得之理論半變異圖模式是否足以描述資料點之空間變異特性。其評判標準有二，茲簡述如下：

(一)無偏估性

無偏估性 (unbiasness) 之計算與評判標準，如式(37)所示。

$$U = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (Z_i - Z_i^*) \doteq 0 \quad (37)$$

式中， U ：無偏估性之計算值；
 N ：已知資料點之個數；
 N_i ：已知資料點之量測值；
 Z_i^* ：假設 Z_i 未知時之推估值。

(二)克利金估計變異數一致性

克利金估計變異數一致性 (Kriging estimated variance coherence) 之計算與評判標準，示如式(38)。

$$K_c = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{(Z_i - Z_i^*)^2}{\sigma_{z_i}^2} \doteq 1.0 \quad (38)$$

式中， K_c ：克利金估計變異數一致性之計算值；

$\sigma_{z_i}^2$ ：假設 Z_i 未知時之克利金估計變異數。

若今有 N 個已知點之量測值分別為 Z_1, Z_2, \dots, Z_N ，則交叉驗證之步驟可簡述如下：

- 1.以 N 個已知之量測值及其位置，建立一理論半變異圖模式 (或理論氣候半變異圖模式)。
- 2.假設其中任一點為未知，以其餘 $N-1$ 個點來估計該假設未知點之推估值。
- 3.將原假設之未知點置回，再假設另一點為未知，計算其推估值。
- 4.重覆至 N 個值皆有推估值後，求其無偏估性之值與克利金估計變異數一致性之值。
- 5.評判此二值是否接近評判之標準，若為非，則檢查所用之資料數是否足夠，或其理論半變異圖模式之選取是否有誤；若為是，則以步驟1之理論半變異圖模式 (或理論氣候半變異圖模式) 為克利金法估算之理論半變異圖模式 (或理論氣候半變異圖模式)。

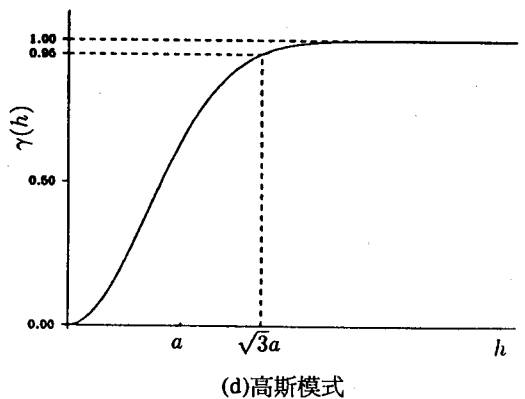
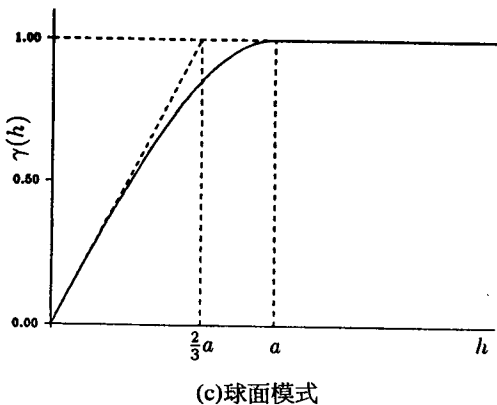
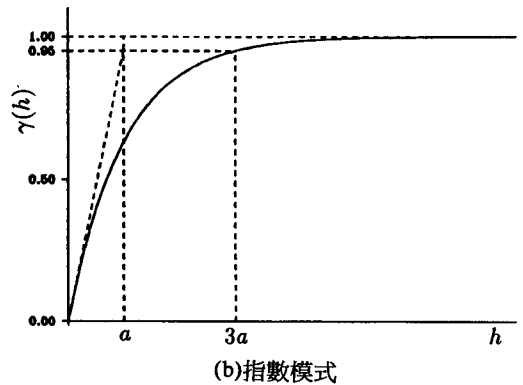
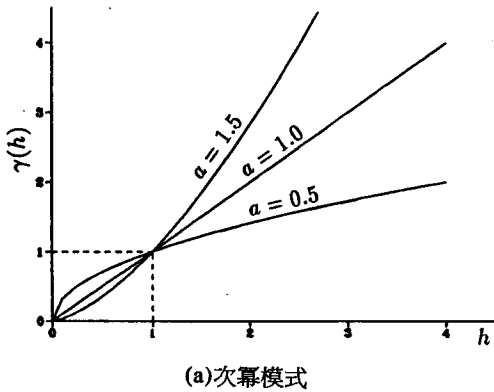


圖1 常用理論半變異圖^[5]

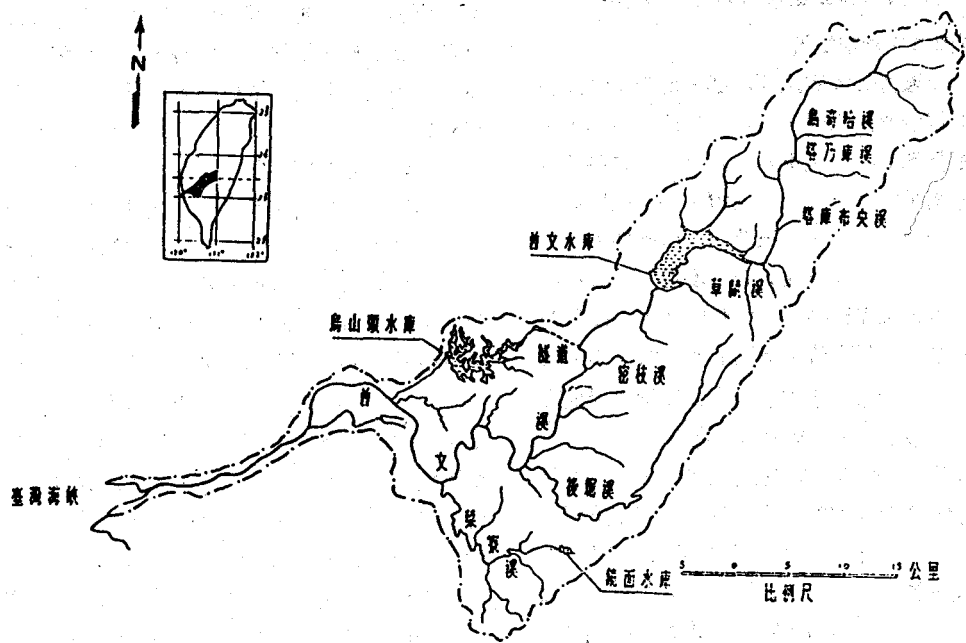


圖2 曾文河流域概況圖

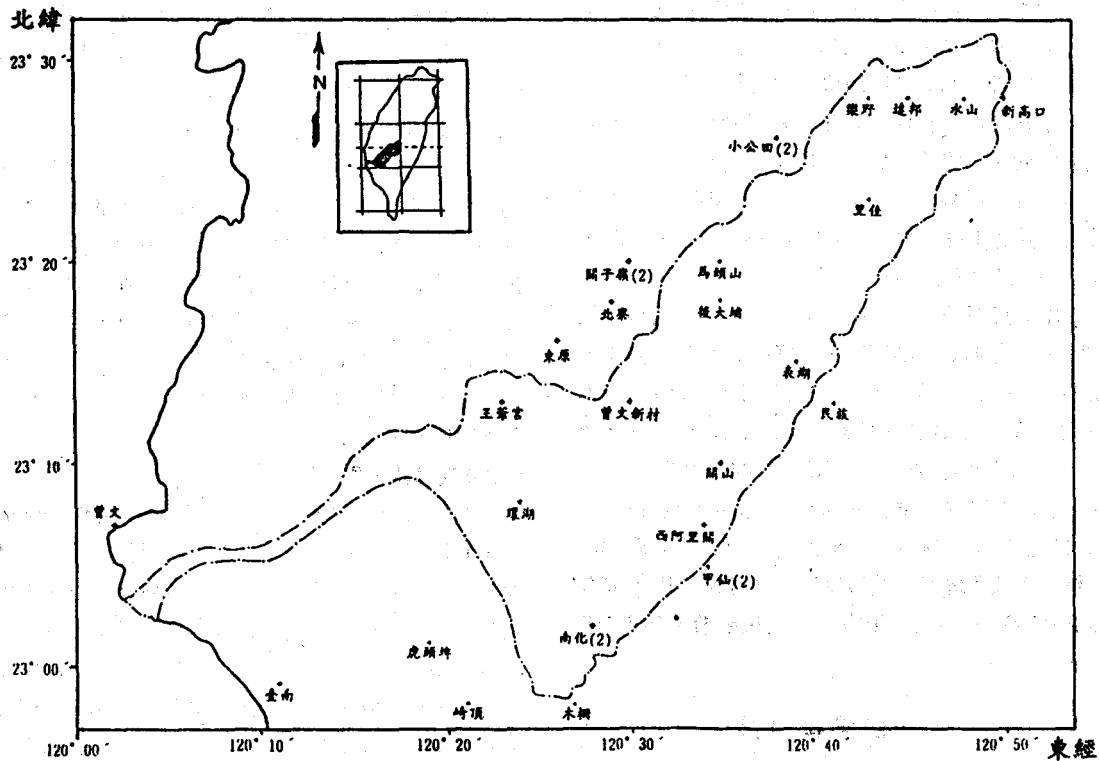


圖3 選定測站之位置圖

六、研究流域基本資料之分析

(一)曾文河流域之地形概況

曾文河流域位於本省之西南部，地跨嘉義及臺南二縣，北以急水溪為界，南迄二仁溪，東屏中央山脈，西濱臺灣海峽，呈東北—西南走向之溝槽狀地形，佔嘉南平原之三分之一面積，平均坡度為千分之一至千分之一·五，自東北向西南傾斜入海。於流域東南、東、東北及北方有高度逾三千公尺之中央山脈、玉山山脈與阿里山山脈屏障，因此冬季強勁之東北季風不易影響本研究區域；而夏季由南海至臺灣海峽一帶富含水汽之西南氣流極易受地形抬昇而入侵流域上空，並帶來可觀之雨量。

曾文溪發源於阿里山山脈之西南坡，主流長13.85公里，流域面積為1176平方公里。本流域重要支流有後岫溪及茶寮溪，後岫溪於中游玉井附近匯入，茶寮溪則於山上水源地北約一公里處匯入。境內有曾文、烏山頭、鏡面水庫與正興建中之南化水庫，其中以曾文水庫集水面積481平方公里為最大。其流域概況如圖2所示。

(二)雨量測站及雨量資料之選取

因曾文河流域境內現有尚在記錄之自記雨量站數有限，故如僅以境內測站之時雨量資料來分析半變異圖，則恐因站與站間所構成之配對數不足，而影響半變異圖之準確性。因此本研究除利用曾文河流域境內尚在記錄及已撤除之自記雨量站外，並佐以流域外界鄰近測站之雨量資料，一併進行半變異圖分析。其選用自記雨量站之基本資料，如表1所示，而相關位置則示如圖3。

由於颱風雨、鋒面雨（如梅雨）及對流雨（如雷陣雨）之降雨機制不同，且降雨之空間分佈亦有所迥異，故於半變異圖分析時應各別予以討論。本研究以颱風降雨為分析對象，因此降雨資料之選取，乃擇自民國68年至民國79年間之九場颱風事件，並從中選取八場事件共347筆逐時雨量資料，且假設半變異圖具等向性（isotropy）進行半變異圖之分析，而以民國75年艾貝颱風為各種較常用於求取颱風逐時區域平均雨量方法之比較驗證，如表2所示。

七、結果與討論

曾文河流域上游因有曾文水庫之興建，其水文連續性受人工結構物之阻隔，且為能配合降雨—逕

流模式之應用，故本研究乃分曾文水庫集水區及下游平原區，分別推估其颱風逐時平均雨量之最佳估計值；而由於半變異圖分析時，須考慮整個研究區域之降雨空間變化，故以全流域進行分析，茲將所得結果分述如下：

(一)尺度氣候半變異圖

本研究因曾文河流域境內之既有測站不足以建立一較為可信之實驗尺度氣候半變異圖，故增加流域外界鄰近之測站以提高其可信度。於半變異圖分析中，首先須決定距離增量以求取近似於相對距離 h 之配對數 $N(h)$ ，始能獲得實驗半變異圖。當距離增量取太小時，則會因相應之 $N(h)$ 數太少，使得實驗半變異圖呈現振盪現象，而無法判斷其應有之趨勢；若距離增量取得過大時，乃會因實驗半變異圖之點數較少，而使理論半變異圖產生較大之誤差。因此，須以試誤法求取適當之距離增量後，方可獲得較平穩之實驗半變異圖。至於實驗半變異圖末端常呈振盪現象，乃因構成此部份配對之相對距離已較大且配對數較少之故，所以此部份之實驗半變異圖常捨棄不用^[7]。對曾文河流域之颱風逐時雨量資料而言，經研究分析後得知，當距離增量為7.0公里，且距離間距與資料點配對數之分佈如圖4所示時，可得一較平穩之實驗尺度氣候半變異圖，示如圖5。

由於實驗尺度氣候半變異圖為以有限離散觀測點之量測所得，故祇能從中知其空間變異之趨勢，而無法描述其空間連續之變異程度。因此，於本研究中理論尺度氣候半變異圖模式之決定，則嘗試比較指數模式及次冪模式對實驗尺度氣候半變異圖之非線性迴歸相關係數 R 。如表3與圖6所示，可知次冪模式之非線性迴歸相關係數比指數模式為高且較能符合實驗尺度氣候半變異圖之趨勢。此外，並得其尺度參數 ω 為0.417及形狀參數 a 為0.287。

(二)交叉驗證法

一般以克利金法推算估計值之前須作交叉驗證，其目的乃在確保所得之理論半變異圖足以描述測站間之空間變異特性。是故，本研究仍以指數模式及次冪模式配合流域分區進行交叉驗證，其中曾文水庫集水區採用含外界流域鄰近測站共12個測站，下游平原區則以含外界流域鄰近測站共13個測站予以分析。由其結果示如表4及表5，知次冪模式無偏估性與克利金估計變異數一致性之統計特性，如平均值、中數、最大及最小值，均較符合交叉驗

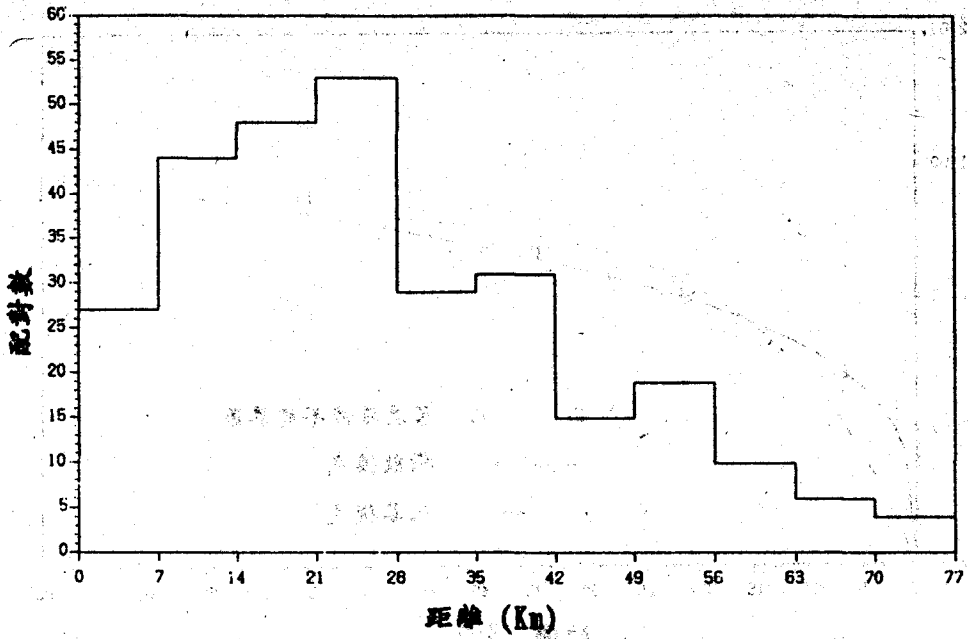


圖4 距離增量為7公里時距離間距與資料點配對數之分佈圖

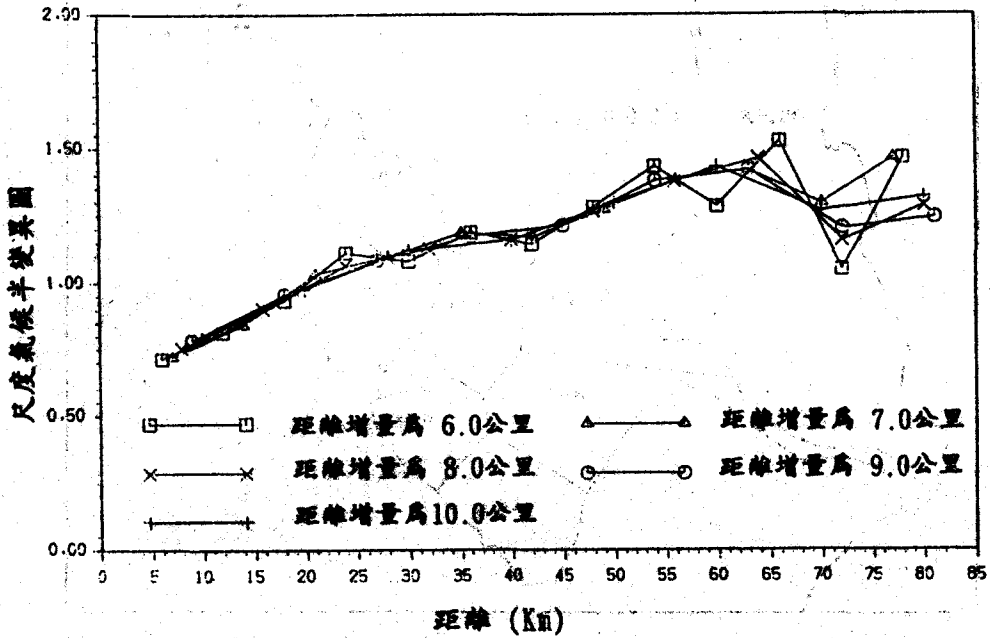


圖5 距離增量不同時之實驗尺度氣候半變異圖

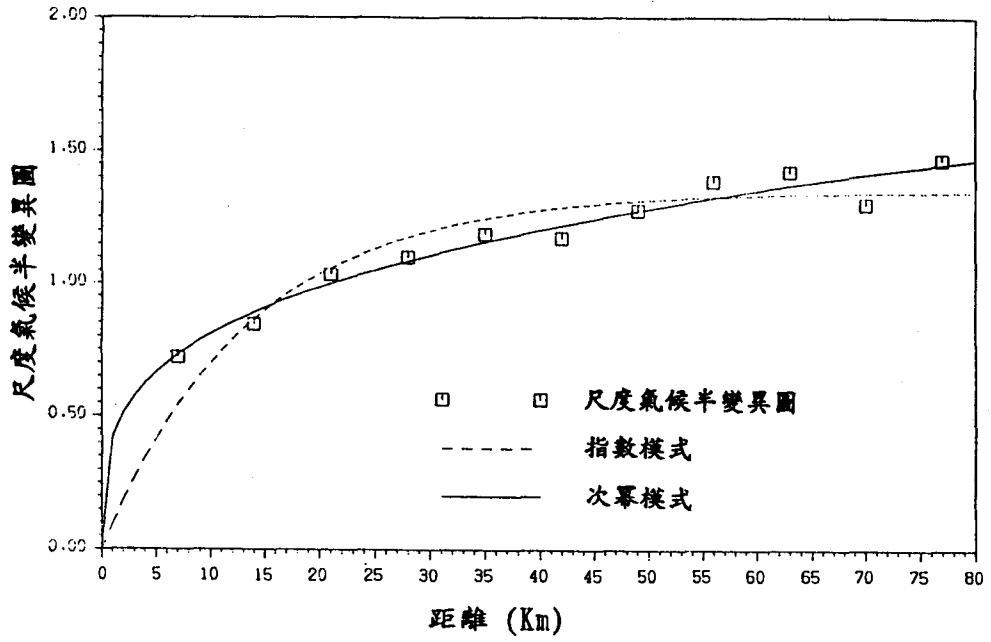


圖6 實驗尺度氣候半變異圖與指數模式及次冪模式之比較圖

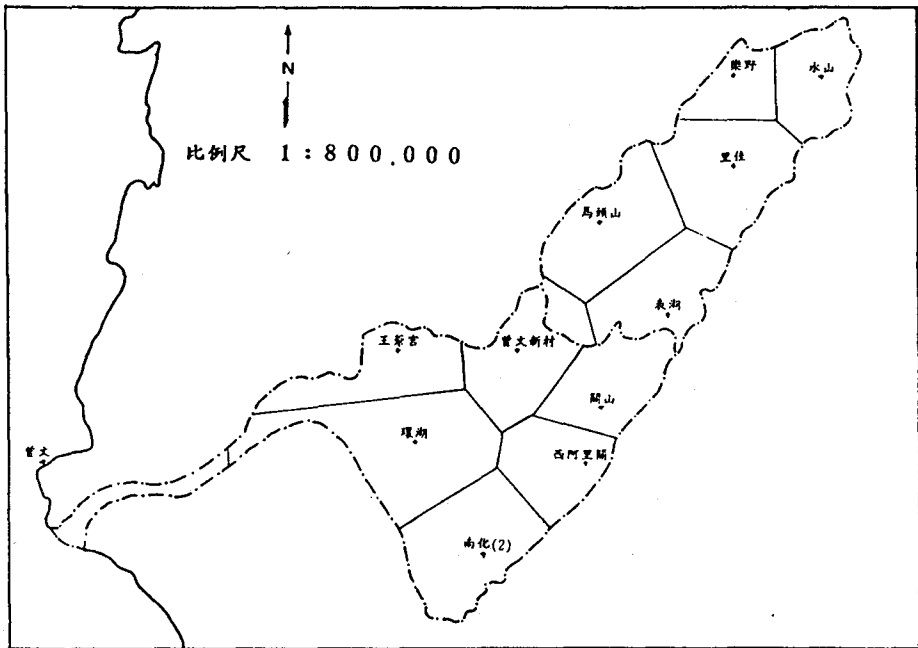


圖7 曾文河流域徐昇氏多邊形法站網圖

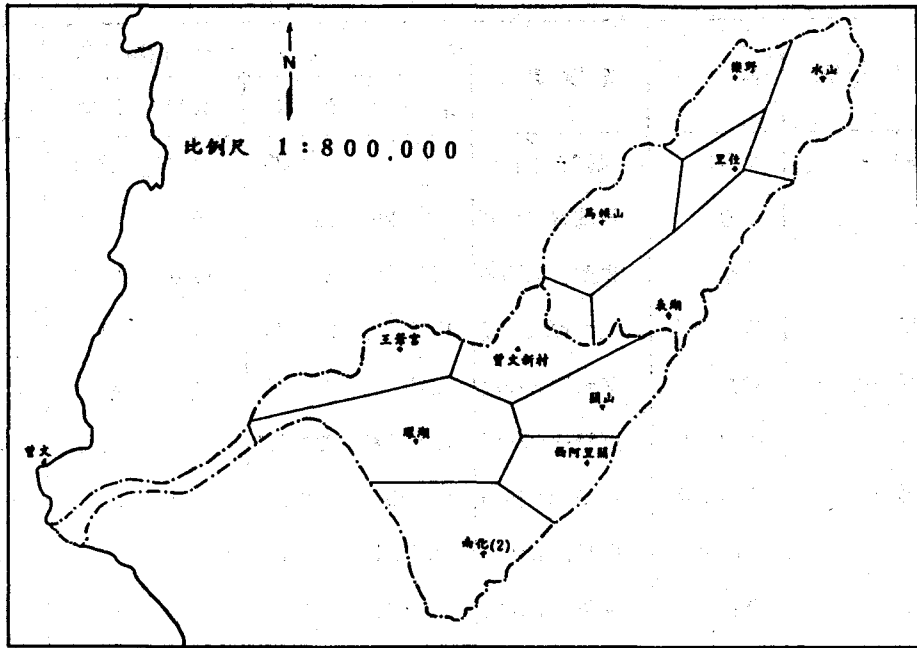


圖8 曾文河流域高度平衡多邊形法站網圖

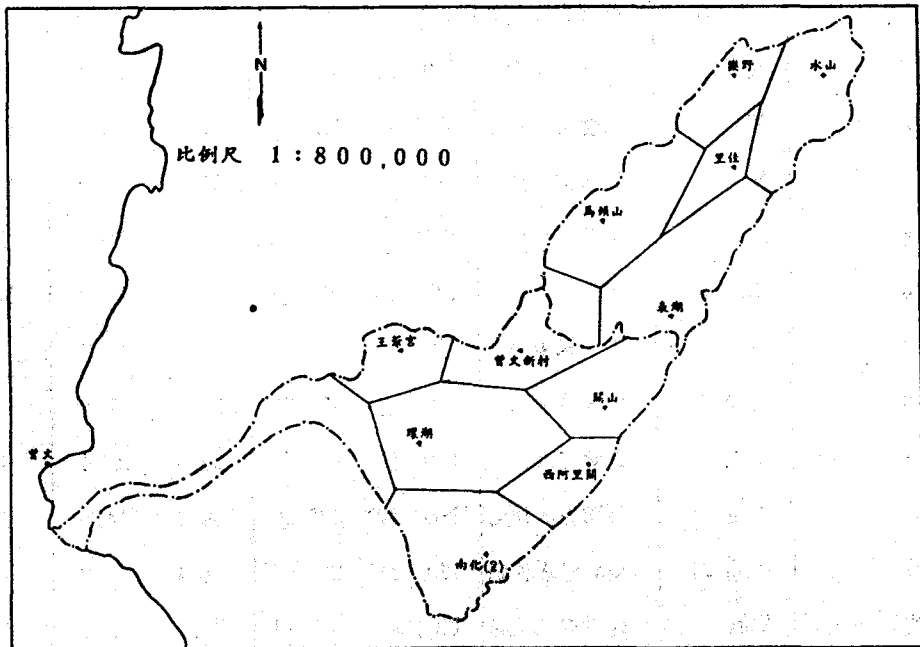


圖9 曾文河流域雙軸法站網圖

表1 選定測站之基本資料表

| No | 流域名稱 | 站名 | 經辦單位 | 位置 | | 參考座標(公里) | | 標高 (公尺) |
|----|---------|--------|--------|----------|---------|----------|------|------------|
| | | | | 東經 | 北緯 | X座標 | Y座標 | |
| 1 | 八掌溪 | 小公田(2) | 臺灣省水利局 | 120° 37' | 23° 25' | 64.8 | 48.0 | 680.0 |
| 2 | 急水溪 | 東原 | 臺灣省水利局 | 120° 26' | 23° 16' | 44.4 | 48.0 | 80.0 |
| 3 | 急水溪 | 北寮 | 臺灣省水利局 | 120° 29' | 23° 17' | 49.6 | 51.2 | 360.0 |
| 4 | 急水溪 | 關子嶺(2) | 臺灣省水利局 | 120° 29' | 23° 20' | 49.4 | 55.4 | 334.0 |
| 5 | 急水溪—曾文溪 | 曾文 | 臺灣省水利局 | 120° 02' | 23° 07' | 3.6 | 31.2 | 2.5 |
| 6 | 曾文溪 | 南化(2) | 臺灣省水利局 | 120° 28' | 23° 02' | 47.6 | 22.2 | 114.0 |
| 7 | 曾文溪 | 西阿里關 | 臺灣省水利局 | 120° 34' | 23° 07' | 58.0 | 32.2 | 480.0 |
| 8 | 曾文溪 | 王爺宮 | 臺灣省水利局 | 120° 34' | 23° 13' | 39.2 | 42.4 | 130.0 |
| 9 | 曾文溪 | 環湖 | 臺灣省水利局 | 120° 24' | 23° 08' | 40.8 | 33.2 | 60.0 |
| 10 | 曾文溪 | 關山 | 臺灣省水利局 | 120° 35' | 23° 10' | 59.6 | 36.8 | 240.0 |
| 11 | 曾文溪 | 曾文新村 | 省曾文水庫 | 120° 30' | 23° 13' | 51.2 | 42.4 | 146.7 |
| 12 | 曾文溪 | 表湖 | 省曾文水庫 | 120° 41' | 23° 14' | 66.4 | 46.0 | 1100.0 |
| 13 | 曾文溪 | 後大埔 | 臺灣省水利局 | 120° 35' | 23° 18' | 59.6 | 51.6 | 260.0 |
| 14 | 曾文溪 | 馬頭山 | 省曾文水庫 | 120° 35' | 23° 20' | 60.2 | 55.4 | 1020.0 |
| 15 | 曾文溪 | 里佳 | 省曾文水庫 | 120° 43' | 23° 23' | 73.2 | 60.8 | 1550.0 |
| 16 | 曾文溪 | 樂野 | 省曾文水庫 | 120° 43' | 23° 28' | 73.2 | 70.0 | 1850.0 |
| 17 | 曾文溪 | 達邦 | 臺灣省水利局 | 120° 45' | 23° 28' | 76.8 | 70.0 | 941.0 |
| 18 | 曾文溪 | 水山 | 省曾文水庫 | 120° 48' | 23° 28' | 82.0 | 70.0 | 2450.0 |
| 19 | 鹽水溪 | 臺南 | 中央氣象局 | 120° 11' | 22° 59' | 18.8 | 16.8 | 13.0 |
| 20 | 鹽水溪 | 虎頭埤 | 臺灣省水利局 | 120° 19' | 23° 01' | 32.4 | 20.4 | 34.0 |
| 21 | 鹽水溪 | 崎頂 | 臺灣省水利局 | 120° 21' | 23° 58' | 36.0 | 32.4 | 100.0 |
| 22 | 二仁溪 | 木柵 | 臺灣省水利局 | 120° 37' | 22° 58' | 46.0 | 14.8 | 78.0 |
| 23 | 高屏溪 | 甲仙(2) | 臺灣省水利局 | 120° 34' | 23° 05' | 58.4 | 27.2 | 352.0 |
| 24 | 高屏溪 | 民族 | 臺灣省水利局 | 120° 41' | 23° 13' | 70.0 | 42.0 | 530.0 |
| 25 | 高屏溪 | 新高口 | 臺灣省水利局 | 120° 50' | 23° 28' | 85.6 | 70.0 | 2530.0 |

註：座標原點為東經120度0分，北緯22度50分。

表 2 研析颱風事件表

| 颱風名稱 | 發生日期 | 延時 | 類別 |
|--------------|----------|----|--------|
| 茱迪 (Judy) | 68.08.24 | 48 | 半變異圖分析 |
| 諾瑞斯 (Norris) | 69.08.27 | 25 | 半變異圖分析 |
| 安迪 (Andy) | 71.07.29 | 48 | 半變異圖分析 |
| 亞力士 (Alex) | 73.07.03 | 12 | 半變異圖分析 |
| 伊瑪 (Irma) | 74.06.26 | 40 | 半變異圖分析 |
| 歐黛莎 (Odessa) | 74.08.24 | 44 | 半變異圖分析 |
| 艾貝 (Abby) | 75.09.19 | 19 | 克利金法估計 |
| 莎拉 (Sarah) | 78.09.11 | 48 | 半變異圖分析 |
| 楊希 (Yancy) | 79.08.19 | 82 | 半變異圖分析 |

表 3 理論氣候變異圖比較表

| 項 目 | 半變異圖模式 | 指數模式 | 次冪模式 |
|---------------|--------|--------|-------|
| 非線性迴歸相關係數 R | | 0.920 | 0.977 |
| 尺度參數 ω | | 1.349 | 0.417 |
| 形狀參數 a | | 13.712 | 0.287 |

表 4. 交叉驗證中無偏估性計算值之比較表

| 統計特性 | 半變異圖模式 | | 指數模式 | | 次冪模式 | |
|---------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | 水庫集水區 | 下游平原區 | 水庫集水區 | 下游平原區 | 水庫集水區 | 下游平原區 |
| 平均值 (average) | 0.090 | -0.080 | 0.011 | -0.073 | 0.011 | -0.073 |
| 中數 (median) | 0.060 | -0.027 | 0.007 | -0.032 | 0.007 | -0.032 |
| 最大值 (maximum) | 2.173 | 1.064 | 0.995 | 0.777 | 0.995 | 0.777 |
| 最小值 (minimum) | -2.382 | -1.456 | -0.719 | -0.877 | -0.719 | -0.877 |

表5 交叉驗證中克利金估計變異數一致性計算值之比較表

| 統計特性 | 指數模式 | | 次幂模式 | |
|--------------|--------|-------|-------|-------|
| | 水庫集水區 | 下游平原區 | 水庫集水區 | 下游平原區 |
| 平均值(average) | 3.326 | 1.528 | 1.145 | 1.121 |
| 中數(median) | 1.958 | 1.595 | 1.194 | 1.184 |
| 最大值(maximum) | 10.136 | 2.922 | 1.976 | 1.594 |
| 最小值(minimum) | 0.367 | 0.246 | 0.364 | 0.336 |

表6 曾文河流域及含界外鄰近自記雨量測站之克利金權重與其尺度估計變異數比較表

| 曾文水庫集水區 | | | 曾文溪下游平原區 | | |
|------------|------------------|-------------|------------|------------------|-------------|
| 站名 | 含集水區界外鄰近12個測站之權重 | 集水區內6個測站之權重 | 站名 | 含集水區界外鄰近13個測站之權重 | 集水區內7個測站之權重 |
| 北寮 | 0.04643 | — | 曾文 | 0.05514 | 0.11237 |
| 關子嶺(2) | 0.04734 | — | 東原 | 0.07073 | — |
| 小公田(2) | 0.09519 | — | 木柵 | 0.05868 | — |
| 關山 | 0.04530 | — | 崎頂 | 0.09216 | — |
| 表湖 | 0.07637 | 0.18097 | 虎頭埤 | 0.05299 | — |
| 里佳 | 0.15287 | 0.19174 | 臺南 | 0.04411 | — |
| 水山 | 0.09857 | 0.16078 | 環湖 | 0.09835 | 0.17054 |
| 樂野 | 0.12480 | 0.15775 | 南化(2) | 0.08682 | 0.16277 |
| 馬頭山 | 0.12104 | 0.18353 | 西阿里關 | 0.07844 | 0.12898 |
| 曾文新村 | 0.04390 | 0.12572 | 關山 | 0.09521 | 0.12676 |
| 民族 | 0.06177 | — | 曾文新村 | 0.10467 | 0.14368 |
| 新高口 | 0.08194 | — | 王爺宮 | 0.09592 | 0.15490 |
| — | — | — | 甲仙(2) | 0.06676 | — |
| 克利金尺度估計變異數 | 0.07340 | 0.10950 | 克利金尺度估計變異數 | 0.06080 | 0.10030 |

表7 曾文水庫集水區常用平均雨量估算法之站網權重與其尺度估計變異數表

| 權重 站名 | 方法 | 徐昇氏多邊形法 | 高度平衡多邊形法 | 雙軸法 |
|----------|----|---------|----------|--------|
| 表湖 | | 0.1902 | 0.2883 | 0.2684 |
| 里佳 | | 0.2530 | 0.0874 | 0.0853 |
| 水山 | | 0.1572 | 0.2024 | 0.2206 |
| 樂野 | | 0.1066 | 0.1336 | 0.1026 |
| 馬頭山 | | 0.2484 | 0.2420 | 0.2426 |
| 曾文新村 | | 0.0446 | 0.0463 | 0.0688 |
| 尺度估計變異數 | | 0.1251 | 0.1386 | 0.1346 |

表8 曾文溪流域下游平原區常用平均雨量估算法之站網權重與其尺度估計變異數表

| 權重 站名 | 方法 | 徐昇氏多邊形法 | 高度平衡多邊形法 | 雙軸法 |
|----------|----|---------|----------|--------|
| 曾文 | | 0.0467 | 0.0523 | 0.1560 |
| 環湖 | | 0.2479 | 0.2420 | 0.2350 |
| 南化(2) | | 0.1867 | 0.2128 | 0.1931 |
| 西阿里關 | | 0.1207 | 0.0991 | 0.0795 |
| 關山 | | 0.1357 | 0.1439 | 0.1397 |
| 曾文新村 | | 0.1298 | 0.1289 | 0.1137 |
| 王爺宮 | | 0.1325 | 0.1210 | 0.0829 |
| 尺度估計變異數 | | 0.1131 | 0.1145 | 0.1151 |

表9 曾文水庫集水區艾貝颱風逐時平均雨量推估值及其估計變異數比較表

| 日 期 | 時平均雨量推估值(mm) | | | | 估計變異數(mm ²) | | | |
|-------------|--------------|-------|-------|-------|-------------------------|------|------|------|
| | A | B | C | D | A | B | C | D |
| 75/09/19/12 | 4.31 | 4.14 | 4.07 | 4.11 | 0.17 | 0.19 | 0.21 | 0.21 |
| 75/09/19/13 | 5.93 | 5.08 | 5.02 | 5.29 | 0.56 | 0.64 | 0.71 | 0.69 |
| 75/09/19/14 | 10.51 | 10.01 | 10.74 | 10.56 | 0.56 | 0.64 | 0.71 | 0.69 |
| 75/09/19/15 | 13.14 | 12.30 | 13.09 | 12.91 | 0.61 | 0.70 | 0.77 | 0.75 |
| 75/09/19/16 | 14.08 | 13.37 | 14.81 | 14.43 | 0.65 | 0.74 | 0.82 | 0.80 |
| 75/09/19/17 | 18.56 | 16.63 | 17.81 | 17.41 | 0.89 | 1.01 | 1.12 | 1.09 |
| 75/09/19/18 | 24.03 | 22.38 | 24.37 | 24.01 | 1.18 | 1.35 | 1.49 | 1.45 |
| 75/09/19/19 | 24.00 | 23.66 | 23.81 | 23.27 | 0.85 | 0.97 | 1.07 | 1.04 |
| 75/09/19/20 | 20.23 | 19.46 | 19.45 | 18.99 | 0.66 | 0.75 | 0.83 | 0.81 |
| 75/09/19/21 | 16.67 | 16.93 | 15.84 | 15.37 | 0.46 | 0.53 | 0.59 | 0.57 |
| 75/09/19/22 | 13.56 | 13.01 | 12.42 | 12.17 | 0.37 | 0.42 | 0.47 | 0.45 |
| 75/09/19/23 | 10.78 | 10.30 | 9.58 | 9.54 | 0.32 | 0.37 | 0.41 | 0.40 |
| 75/09/20/00 | 8.10 | 7.90 | 7.94 | 7.84 | 0.08 | 0.09 | 0.10 | 0.09 |
| 75/09/20/01 | 6.49 | 6.55 | 6.80 | 6.69 | 0.21 | 0.24 | 0.27 | 0.26 |
| 75/09/20/02 | 4.29 | 4.61 | 4.08 | 4.04 | 0.15 | 0.17 | 0.19 | 0.18 |
| 75/09/20/03 | 3.19 | 3.44 | 3.11 | 3.03 | 0.11 | 0.13 | 0.14 | 0.14 |
| 75/09/20/04 | 1.79 | 1.75 | 1.47 | 1.52 | 0.10 | 0.11 | 0.12 | 0.12 |
| 75/09/20/05 | 1.32 | 1.26 | 1.34 | 1.31 | 0.05 | 0.06 | 0.07 | 0.06 |
| 75/09/20/06 | 1.31 | 1.42 | 1.35 | 1.31 | 0.06 | 0.07 | 0.08 | 0.08 |

註：A法：區域定常克利金法，B法：徐昇氏多邊形法，
C法：高度平衡多邊形法，D法：雙軸法。

表10 曾文河流域下游平原區艾貝颱風逐時平均雨量推估值及其估計變異數比較表

| 日 期 | 時平均雨量推估值(mm) | | | | 估計變異數(mm ²) | | | |
|-------------|--------------|-------|-------|-------|-------------------------|------|------|------|
| | A | B | C | D | A | B | C | D |
| 75/09/19/12 | 4.85 | 4.72 | 4.73 | 4.77 | 0.12 | 0.14 | 0.14 | 0.14 |
| 75/09/19/13 | 8.95 | 9.07 | 8.95 | 8.19 | 0.52 | 0.59 | 0.60 | 0.60 |
| 75/09/19/14 | 9.80 | 10.13 | 10.18 | 9.46 | 0.58 | 0.65 | 0.66 | 0.66 |
| 75/09/19/15 | 13.11 | 12.70 | 12.86 | 13.04 | 0.61 | 0.69 | 0.69 | 0.70 |
| 75/09/19/16 | 13.99 | 13.43 | 13.80 | 14.62 | 0.54 | 0.61 | 0.62 | 0.63 |
| 75/09/19/17 | 24.46 | 25.05 | 25.13 | 24.44 | 0.71 | 0.80 | 0.81 | 0.81 |
| 75/09/19/18 | 22.40 | 22.83 | 22.74 | 21.24 | 1.06 | 1.19 | 1.21 | 1.21 |
| 75/09/19/19 | 17.21 | 17.45 | 17.25 | 15.99 | 0.90 | 1.01 | 1.03 | 1.03 |
| 75/09/19/20 | 15.34 | 15.52 | 15.42 | 14.51 | 0.73 | 0.82 | 0.83 | 0.84 |
| 75/09/19/21 | 11.87 | 12.17 | 12.17 | 11.34 | 0.47 | 0.53 | 0.54 | 0.54 |
| 75/09/19/22 | 10.29 | 10.45 | 10.36 | 9.60 | 0.38 | 0.43 | 0.43 | 0.44 |
| 75/09/19/23 | 8.48 | 8.63 | 8.55 | 7.99 | 0.37 | 0.41 | 0.42 | 0.42 |
| 75/09/20/00 | 5.52 | 5.49 | 5.44 | 5.20 | 0.21 | 0.23 | 0.24 | 0.22 |
| 75/09/20/01 | 4.72 | 4.87 | 4.81 | 4.76 | 0.13 | 0.15 | 0.15 | 0.15 |
| 75/09/20/02 | 2.35 | 2.31 | 2.32 | 2.30 | 0.05 | 0.06 | 0.06 | 0.06 |
| 75/09/20/03 | 0.96 | 1.09 | 1.09 | 1.04 | 0.06 | 0.07 | 0.07 | 0.07 |
| 75/09/20/04 | 1.41 | 1.37 | 1.35 | 1.33 | 0.08 | 0.09 | 0.09 | 0.09 |
| 75/09/20/05 | 1.45 | 1.45 | 1.51 | 1.54 | 0.09 | 0.10 | 0.11 | 0.11 |
| 75/09/20/06 | 1.40 | 1.46 | 1.52 | 1.47 | 0.09 | 0.10 | 0.10 | 0.11 |

註：A法：區域定常克利金法，B法：徐昇氏多邊形法，
C法：高度平衡多邊形法，D法：雙軸法。

證評判標準之要求，故本研究乃以次冪模式為理論尺度氣候半變異圖進行颱風逐時區域平均雨量之估算。

(三) 颱風時區域平均雨量推估值及其估計變異數之比較

於應用區域一般克利金法估算區域平均雨量時，須先將所研析區域予以網格化後始能進行估算。故本研究按其實際邊界及等分網格，劃分曾文水庫集水區為226個及下游平原區為309個之網格點，以進行颱風逐時區域平均雨量及其尺度估計變異數與估計變異數之推估。

由於考慮到曾文河流域界外測站受地形之阻隔，與流域內之水文氣象條件略有不同，因此本研究乃比較含流域界外鄰近測站及僅具流域內測站克利金尺度估計變異數之變化情形。就理論而言，當已知測站愈多時，其尺度估計變異數會比已知測站較少者為小。由表6之結果知，若僅以曾文水庫集水區內6個測站及曾文溪下游平原區內7個測站所得之克利金尺度估計變異數，確實會比以曾文水庫集水區含流域界外鄰近之12個測站與曾文溪下游平原區含流域界外鄰近之13個測站所得者為高；然由於逐時區域平均雨量之估計變異數為尺度估計變異數與降雨時刻所有測站雨量之變異數相乘而得，故此時含流域界外鄰近測站與僅具流域內測站所得之估計變異數已無明顯之差距。因此，若僅以曾文河流域內之測站進行颱風逐時區域平均雨量估算時仍不失其精度。

為驗證以區域一般克利金法所估算之逐時區域平均雨量具較高之可信度及最小之估計變異數，本研究並與徐昇氏多邊形法、高度平衡多邊形法及雙軸法進行比較，其站網圖及權重如圖7、8、9及表7、8所示。比較表6、7與8中之尺度估計變異數，知以區域一般克利金法所得者具有最小之尺度估計變異數，徐昇氏多邊形法次之。而由民國75年艾貝颱風事件為驗證實例所得之颱風逐時區域平均雨量估計變異數，如表9及10所示，知由區域一般克利金法所得之颱風逐時區域平均雨量估計變異數，均比徐昇氏多邊形法、高度平衡多邊形法及雙軸法所得者為小。因此，若以區域一般克利金法為颱風逐時區域平均雨量之推估乃可得一較精確之推估值，而使降雨-逕流模式有較高可信度之輸入。

八、結 語

本研究由理論推演與分析結果，得如下之結語：

- (一) 由於傳統之半變異圖僅能描述量測資料之空間變異特性，而對量測資料之時間變異性則無法予以描述。因此，利用標準化量測資料之處理，可將傳統半變異圖解析成一僅與空間特性有關之尺度氣候半變異圖，及一僅與時間有關之量測資料變異數。當求得尺度氣候半變異圖後引入一般克利金法中，則可使估計時之半變異圖具時變性，而改進傳統半變異圖僅能描述量測資料空間變異特性之缺點。
- (二) 對即時降雨事件而言，以區域一般克利金法來推求逐時區域平均雨量時，祇需求得降雨時刻所有測站雨量之變異數，再結合尺度氣候半變異圖，即可迅速估計出其逐時區域平均雨量與估計變異數，以增進推估時之簡易性。
- (三) 由於區域一般克利金法具有最小化估計變異數之特性，故此比傳統之徐昇氏多邊形法、雙軸法及高度平衡多邊形法等方法所得者更能精確推求區域之逐時平均雨量。

九、參考文獻

1. 王如意、易任：應用水文學，上冊，國立編譯館出版，茂昌圖書有限公司發行，民國68年10月初版。
2. 鄧先俊：陸地水文學，水利電力出版社，1979。
3. Bastin, G. B., Lorent, C. Duque and M. Gevers, "Optimal Estimation of the Average Rainfall and Optimal Selection of Raingage Locations," *Water Resour. Res.*, 20(4), 463-470, 1984.
4. Chua, S. H. and Bras, R. L., "Optimal Estimate of Mean Areal Precipitation in Regions of Orographic Influence," *J. Hydrol.*, 57, 23-48, 1982.
5. Ghislanin de Marsily, *Quantitative Hydrogeology*, Academic Press., Paris, 1981.
6. Isaaks, E. H. and R. Mohan Srivastava, *Applied Geostatistics*, Oxford University Press., New York, 1989.

7. Journel, A. G. and Huijbregts, C. J., Mining Geostatistics, Academic Press., New York, 1978.

8. Matheron, G., The Theory of Regionalized Variables and Its Applications, Cahiers du Centre de Morphologie Mathématique, Ecole des Mines, Fontainebleau, France, 1971.

9. Label, T. and G. Bastin, "Variogram Identification by the Mean-square Interpolation Error Method with Application to Hydrologic Fields," J. Hydrology, 77, 31-56, 1985.

10. Label, T., Bastin, G., Obed, C. and Creutin, J. D.,

"On the Accuracy of Areal Rainfall Estimation : A Case Study," Water Resour. Res., 23(11), 2123-2134, 1987.

11. Tabios III, G. B. and Salas, J. D., "A comparative Analysis of Techniques for Spatial Interpolation of Precipitation," Water Resources Bulletin, 21 (3), 365-380, 1985.

收稿日期：民國82年8月10日
 修正日期：民國82年8月26日
 接受日期：民國82年8月30日

| | |
|--|---|
| <p>專營土木、水利、建築等工程</p> <p>川永營造工程有限公司</p> <p>地址：雲林縣林內鄉烏塗村50號 電話：(055)892367</p> | <p>專營土木、水利、建築等工程</p> <p>瑩州營造有限公司</p> <p>地址：雲林縣四湖鄉崙南村 延平南路19號 電話：(05)7991087</p> |
| <p>專營土木、水利、建築等工程</p> <p>弘林營造工程股份有限公司</p> <p>地址：台中市大業北路29號 電話：(04)3263596</p> | <p> 長景開發事業股份有限公司 EVERMORE PROSPEROUS DEVELOPMENT CORP.</p> <p>台北市和平東路3段308巷41號 TEL:(02)3770046 • 3781693(FAX)</p> <p>環境保育新銳・專業設計施工</p> <p>土地開發、水土保持、植生綠化、環保工程</p> <p>規劃設計 責任施工</p> |