

空間變異對監測站網評估之影響

The Influence of Spatial Variabilities on Monitoring Network Evaluation

中國文化大學景觀學系
副教授

林裕彬

Yu-pin Lin

國立台灣大學水工試驗所技士
農業工程學研究所博士

柳文成

Wen-cheng Liu

美國喬治亞理工學院
統計碩士

謝文玲

Wen-lin Shieh

摘 要

監測站主要是提供具代表監測區域特性或達成監測目的之資料。由許多監測資料指出相鄰點間的數值存在的相關性較遠距離點間為高，且這些不同點的數值可能出現空間隨機變異。大部分這些空間變異常顯現等向性或非等向性之趨勢，降雨分佈同樣具有此一特性。因此，等向性與非等向性變異之考量為影響雨量站網系統評估之重要因素。本研究即是利用區域變異數分析以一雨量站網評估為例，同時以全向性與不同方向之非等向性變異為降雨量分布特性，進行測站評估。研究結果顯示不同空間變異趨勢明顯影響新增與刪減雨量站位置。

關鍵詞：監測站網，空間變異，等向性與非等向性，區域變異數分析，全向性。

ABSTRACT

One of the major objectives on monitoring network is to provide data that present the distribution characteristics of spatial variables or satisfy the aim of monitoring network over investigated sites. Many collected data indicated that points which are closer in a given direction display higher correlation values than those that are separated farther. Those measurements taken at different locations within the same site may display a wide range of variability in space. Most of these spatial variabilities display isotropic or anisotropic tendencies in space. Therefore, the isotropic or anisotropic considerations of variabilities become very important issue on monitoring network evaluation and design. In this paper, omni-directional and other directional variabilities are considered with Zonal Variance Analysis (ZVA) in a rainfall monitoring network evaluation and design. The results show that the variability tendencies of spatial variables significant influence

the selection of locations of additional and reductive sites.

Keywords: Monitoring network, Spatial variability, Isotropy and anisotropic, Zonal variance analysis, Omni-direction.

一、前言

一般之監測網站設計是以提高監測資料之準確性或達成監測目的為主，不同監測目的所需之監測資料及系統不同。例如自然資源監測系統所提供之資料可做為自然資源整治及管理之依據。同樣地，不同雨量站網系統可提供水資源管理、逕流量之推估、洪水演算、洪水整治與管控等之可靠資料。因此，建立一個有效率之監測網以達成監測目的是必需的，然而有效之監測站網取決於採樣位置與頻率之選定，其中採樣位置又取決於自然界空間變數之分布狀況。

在自然環境中，空間資料及其分佈可能含有某些程度的未確定性，這些未確定性包含觀測值及介質複雜的空間與時間之隨機變異，而這些變異情形可藉由空間隨機變數理論或其它統計方法來描述與解釋，例如 Bastin et al. [12], Chua 與 Bras [15], Hughes 與 Lettenmaier [18], Lebel et al. [21]應用克利金法於雨量之推估。Rouhani et al. [28]利用克利金法推測蓄水量，並對不同初始蓄水量的乾旱分析。Chang [13]利用克利金法與條件機率法進行乾旱分析。王如意、李如晃[2]應用克利金法估計颱風逐時區域平均雨量。此類方法亦可應用於其它空間資料，例如張尊國等[9]、林裕彬等[4]利用克利金法，林裕彬等[5]利用指標克利金法於土壤污染範圍之界定。Rouhani et al. [28,29,30]利用克利金法於地下水水質分佈研究、震測資料分析與地質資料之判定。

克利金方法可被應用於監測系統之評估與設計。例如 Bastin et al. [12], Hughes 與 Lettenmaier [18]不但利用克利金法於雨量之推估，並且用於雨量站之設計。Christakos 與 Olea [14]藉由估計正確性最大化及成本之最小化來找出最佳之樣本位置。Rouhani 與 Cargile [26]及 Rouhani 與 Hall [30] 藉由變異及風險順序從格

點上逐一尋找出樣本位置。Kassim 與 Kottegoda [20]利用比較克利金法於雨量站網設計。Rouhani et al. [27]利用克利金法於地下水水質監測站網之評估與調整。Lin [22]發展出多點變異數分析，且用於環境監測站之設計。Rouhani [25]利用最佳化多點變異數分析於環境監測站網之評估。黃文政、王慶藏[7]及林裕彬、柳文成[3] 應用克利金法之對雨量站網進行評估。林裕彬[6]以多變數區域變異分析與因子分析於多監測項目地下水水質監測站網規劃與評估。鄭克聲、葉惠中[8]以克利金法對淡水河流域之雨量站位置進行評估與設計。Rodriguez-Iturbe 與 Mejia [24]以等向性之分佈進行雨量站位置設計。

然而空間變數除等向性分佈外，亦常出現非等向性分佈。例如，Cressie [16]利用地理統計分析 Wolfcamp 地區含水層之管壓水頭資料，結果顯示出管壓水頭呈東北向之趨勢。Jurnel [17]提出地質紋路亦呈現幾何型非等向性 (geometric anisotropy)、地質銻含量顯出區域型非等向性 (zonal anisotropy)。Isaaks 與 Srivastava [19] 曾舉出空氣污染分佈沿風運動的方向比垂直風向之方向更具連續性。而降雨量分布受氣流、風向、氣溫及流域之高程等影響，尤其是氣流與地形變化影響極大。因此，降雨量分布可能呈現非等向性分布。以台灣地區為例，沿海年雨量較少，而向中央山脈漸增 [1]。大多數之環境監測站網之設計多以等向性分佈為基礎。而本研究以等向性與非等向性分佈為基礎，利用區域變異數分析比較其結果，以瞭解空間變異對站網設計之影響。

區域變異數分析以地理統計(變異圖、克利金)之原理為基礎推導而得，不需預設候選測點，使監測系統能提供更有效率之訊息，此法所找出的測站較預設候選測點法為優，前者所減少/增加之克利金變異數較後者為多/少；換言之，前者所選之測站能提高雨量觀測之正確性。

在代表性上，有別於其它加減監測站之方法，而以整個研究地區之變異為依據來改進一般以點之變異為依據之方法，使監測系統能提供更有地區代表性之訊息，進而使地區之資源得到更有效的規劃及管控。本文以最佳區域變異數分析(optimal zonal variance analysis)評估台北附近地區雨量站位置。

二、空間變異

地理統計(geostatistics)為分析空間隨機變數(spatial random variable)方法之一，其以區域化變數理論為基礎，利用變異圖(variogram)進行資料結構分析而得到區域化變數之空間相依性，以克利金法(kriging method)推估未採樣點數值之最佳線性無偏估計(best linear unbiased estimate, 簡稱B.L.U.E.)。

(一) 變異圖或半變異圖 (Variogram or Semi-variogram)

地理統計以變異圖或半變異圖表現資料之空間變異。地理統計之變異圖， $g(h)$ ，定義為

$$\gamma(h) = 0.5E[(z(x+h) - z(x))^2] \dots\dots\dots (1)$$

式中， $z(x)$ 為在點 x 之觀測值； $z(x+h)$ 為在點 $x+h$ 之觀測值； h 為點 x 與點 $x+h$ 之距離。

一般典型變異圖，如圖 1，具有三個重要之參數分別為：(1)閾值(sill value)；(2) 影響範圍(range)；(3) 碎塊效應(nugget effect)； $\gamma(h)$ 最後會逼近一定值，此值稱為閾值；此時之距離 h 稱為影響範圍，在此範圍外的資料之間無相關性。另一特徵是圖形在半變異圖軸的截距，稱為碎塊效應，產生的原因可能為，小距離發生在小採樣間隔內的變異或是觀測值之實驗誤差。以半變異圖與距離為坐標軸所繪之散佈圖，稱為實驗變異圖(experimental variogram)，其計算式如下：

$$\gamma(h) = (1/2N(h)) \sum_{i=1}^{N(h)} [z(x_i) - z(x_i+h)]^2 \dots\dots\dots (2)$$

式中， $N(h)$ 為樣本點間距為 h 之組數。

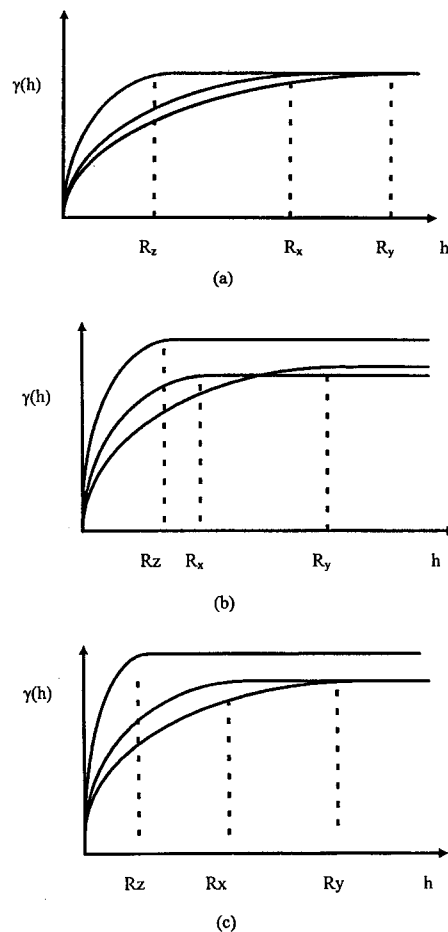


圖 1 非等向性變異圖(a)幾何型(b)區域型(c)混合型

(二) 變異圖模式驗證

本研究採用交叉驗證法(cross-validation)，對推估值與實測值進行驗證，以決定變異圖模式。驗證方法為選擇之模式，其標準化估計誤差服從 $N(0,1)$ ，即平均數為 0，標準差為 1 之常態分佈，如下：

(1)標準化克利金平均誤差值(MZS)，MZS 越趨近於 0，模式越符合實測值。

$$MZS = \left(\frac{1}{n}\right) \sum_{i=1}^n [(Z_i^* - Z_i) / \sigma_i] \dots\dots\dots (3)$$

式中， n 為實測值數目， Z_i 為於 i 點之實測值， Z_i^* 為所選模式對 i 點之克利金估計值， σ_i 為克利金估計標準差。

(2)MZS 之標準差 ($STDMZS$)， $STDMZS$ 越趨近於 1，模式越符合實測值。

$$STDMZS = \left(\frac{1}{n}\right) \sum_{i=1}^n [(Z_i^* - Z_i) / \sigma_i]^2 \dots\dots (4)$$

(三) 空間變異分析(Spatial Variability Analysis)

如前節所述，地理統計利用變異圖表現空間變異，且變異圖模式為距離之函數，如(2)式。當空間變數之變異圖僅為距離之函數，且不因空間方向不同而改變時，此稱為等向性變異；若變異因空間方向不同而變化，則此現象稱之為非等向性變異。換言之，非等向性變異之變異圖模式為距離與方向之函數。因此，(2)式可改寫為(5)式

$$\gamma(h, \theta) = (1/2N(h, \theta)) \sum_{i=1}^{N(h, \theta)} [z(x_i) - z(x_i + h, \theta)]^2 \quad (5)$$

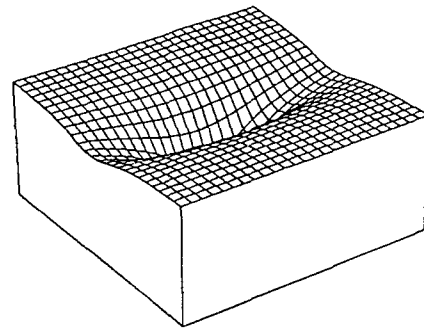
式中， θ 為沿點 x_i 與 $x_i + h$ 之角度； $N(h, \theta)$ 為沿點 x_i 與 $x_i + h$ 之角度樣本點間距為 h 之組數。

一般而言，等向性變異與非等向性變異之特性判定之步驟相同，皆是由沿各方向進行變異圖模式之套配，進而得到沿各方向之變異圖。換言之，可得到沿各方向之閾值、影響範圍與碎塊效應，最後即可判定該空間資料為等向性或非等向性。若沿各方向之變異圖模式之閾值、影響範圍與碎塊效應皆相同，則為等向性；若不相等則為非等向性。非等向性變異依其結構不同又可分为幾何型非等向(*geometric anisotropy*)、區域型非等向(*zonal anisotropy*)與混合型非等向性(*mixed anisotropy*)。

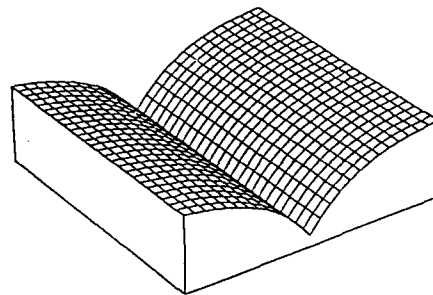
幾何型非等向之變異圖，其閾值僅依距離變化而改變，不因方向而變。換言之，於空間中於任何角度，當樣本點間距離相同時其閾值亦相同，但是影響範圍因角度不同而異，如圖 1(a)與圖 2(a)所示。圖 1(a)與 2(a)分別為二維變異圖與三維變異圖曲面。且影響範圍最大之方向為變異圖方向，此範圍稱為主要影響範圍。此時之變異

圖稱為該角度之變異圖(*directional variogram*)，影響範圍最小者稱為最小影響範圍。

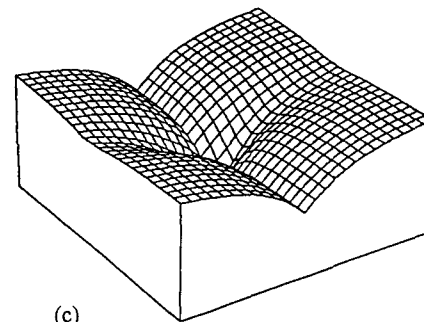
區域型非等向之變異圖，其閾值不僅依距離變化而改變，且因方向而變。換言之，於空間中任一角度，當距離相同時其閾值不相同，且影響範圍因角度不同而異。區域型非等向之變異圖模式由兩個以上之非等向變異圖組成，如圖 1(b)與 2(b)所示，一般之自然現象較少出現此類之非等向性。



(a)



(b)



(c)

圖 2 非等向性變異圖(a)幾何型(b)區域型(c)混合型
(資料來源：Isaaks, 1989)

混合型非等向性變異為幾何與區域非等向性兩者之混合，其變異圖如圖 1(c)與 2(c)所示，其閥值與影響範圍皆因方向不同而變。自然界常出現此一空間變異，例如地質之變化常於水平方向較垂直方向之影響範圍大，且垂直方向之變化較水平方向大。

三、區域變異數分析(Zonal Variance Analysis ; ZVA)

區域變異數分析為評估新增或刪除測站對於全區克利金變異數之影響，並且利用最佳化原理找出對全區克利金變異數減少最大的新測站之位置或增大變異數最小之現有測站，區域減變異數分析以 Rouhani[26]於 1985 提出減變異數分析、地理統計(變異圖、克利金)為基礎推導而得。

(一) 普通克利金(Ordinary Kriging)

普通克利金推估，其特性如下：

$$Z^*(x_0) = \sum_i \lambda_{i0} z(x_i) \quad \dots\dots\dots (6)$$

式中， $Z^*(x_0)$ 為在點 x_0 之估計值； $z(x_i)$ 為在點 x_i 之觀測值； λ_{i0} 為推估 $Z(x_0)$ 之 $z(x_i)$ 克利金權重。且須符合下列兩條件：

$$\sum_i \lambda_{i0} = 1 \quad \dots\dots\dots (7)$$

及

$$\text{Min} \quad \text{Var}[z^*(x_0) - z(x_0)] \quad \dots\dots\dots (8)$$

式中， $\gamma_{ij} = \gamma(|x_i - x_j|)$ ，經由拉格蘭吉方法 (Lagrange method)，克利金變異數 (ordinary kriging variance) 如下：

$$\sigma^2_{ok} = \sum_i \lambda_{i0} \gamma_{i0} + \mu - \gamma_{00} \quad \dots\dots\dots (9)$$

式中， μ 為拉格蘭吉乘數 (Lagrange multiplier)。克利金矩陣可表示為：

$$\begin{bmatrix} 0 & 1 & 1 & \dots & 1 \\ 1 & \gamma_{11} & \gamma_{12} & \dots & \gamma_{1n} \\ 1 & \gamma_{21} & \gamma_{22} & \dots & \gamma_{2n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & \gamma_{n1} & \gamma_{n2} & \dots & \gamma_{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu \\ \lambda_{10} \\ \lambda_{20} \\ \vdots \\ \lambda_{n0} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ \gamma_{10} \\ \gamma_{20} \\ \vdots \\ \gamma_{n0} \end{bmatrix} \quad \dots\dots (10)$$

(二) 區域減變異數分析(Zonal Variance Reduction Analysis ; ZVRA)

區域減變異數分析為評估新測站對於地區克利金估計變異數之影響，並且利用最佳化原理，找出對全區估計克利金變異數降低最大的新測點之位置，此方法以 Rouhani(1985)減變異數分析、地理統計(變異圖、克利金)、最佳化原理為基礎推導而得。減變異數分析之一般式如下：

$$VR = 1/V_1(N)[\gamma_{10} - a_0^T w_1]^2 \quad \dots\dots\dots (11)$$

式中， $a_0^T = [1 \quad \gamma_{1,0} \quad \gamma_{n,0} \quad \dots \quad \gamma_{N,0}]$ ； $w_1^T = [\mu \quad \gamma_{1,1} \quad \gamma_{n,1} \quad \dots \quad \gamma_{N,1}]$ ； T 為轉置； $V_1(N)$ 為於 x_1 點(新測站點)之克利金變異數； N = 現有測站數。

減變異數分析或其它監測站網評估方法，皆需預先選取候選點，再由候選點中逐一選取新採樣點。Lin [22]針對預設候選點及逐一選點首先提出多點變異數分析，以改進以上兩個問題，其不需預設候選點，並可同時加入若干點。

一般而言環境監測與調查常需求取區域之平均監測值。本研究應用 Lin(1995)所提出之方法為理論基礎，改進 Rouhani [25]減變異數分析，而以區域估計為基礎推求得區域減變異數分析。區域減變異數分析有別於其它監測站規劃之方法，不需預設候選監測點，使監測站網系統能提供更有效率之訊息。在代表性上，區域減變異數分析理論更有別於其它方法，而以整個研究地區之變異為依據，來改進一般以點之變異為依據之方法，使監測站網系統能提供更具有代表性之訊息，提高監測效率，其一般式表示如下：

$$VR_B(x_1) = \alpha_1(\gamma_{1,B} - a_B^T w_1)^2 \quad \dots\dots\dots (12)$$

式中，

$$\gamma_{i,j} = \frac{1}{2} E \left\{ (x_i - x_j)^2 \right\} = \gamma (|x_i - x_j|)$$

$$i, j = I, II, \dots, N; \quad \gamma_{1,B} \cong \frac{1}{V} \int \gamma (|x_1 - x_j|) dx_j;$$

$$\alpha_1 = [\gamma_{1,1} - a_1^T A^{-1} a_1]^{-1};$$

$$A = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 1 & \dots & 1 \\ 1 & \gamma_{I,I} & \gamma_{I,II} & \dots & \gamma_{I,N} \\ 1 & \gamma_{II,I} & \gamma_{II,II} & \dots & \gamma_{II,N} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & \gamma_{N,I} & \gamma_{N,II} & \dots & \gamma_{N,N} \end{bmatrix};$$

$$A_1 = \begin{bmatrix} A & a_1 \\ a_1^T & \gamma_{1,1} \end{bmatrix};$$

$$a_1^T = [1 \quad \gamma_{1,I} \quad \gamma_{1,II} \quad \dots \quad \gamma_{1,N}];$$

$$w_1 = A^{-1} a_1; \quad V = \text{全區域}。$$

(12)式可改寫如下式：

$$\text{Max} \quad VR_B = f(X_1) \dots \dots \dots (13)$$

本研究使用陡升法(steepest ascend)與伯納擲搜尋(bozano search)方法，使得(13)式之VR最大而得新之測站，此即為最佳化區域減變異數分析。因(12)式為一非線性函數，為求得真正最佳化(最大值)，本研究採用多起使點方法，以求得真正最佳新測站。陡升法主要依函數增加最快的方向逐次接近最佳點，此方式又稱為斜率法(gradient method)。首先需設一起使解 X_1^0 ，若 X_1^k 為第 k 循環之試驗解，則 X_1^{k+1} 可定義為 $X_1^{k+1} = X_1^k + S^k \nabla f(X_1^k)$ ，且 $\nabla f(X_1^k)$ 為 f 的斜率不為零。而 S^k 的決定為 X_1^{k+1} 對 f 的最佳增進，且使得 $f(S^k)$ 最大。此時 S^k 之求解為一維搜尋程序，因此本研究應用伯納擲搜尋法，首先給一起使 S^k 的上下界，分別為 S_U 與 S_L ，且以上下界的中點為 S^k ，若 $df(S^k)/dS^k$ 為正時，則 $S_U = S^k$ 。反之，則 $S_L = S^k$ 。如此循環直到 $S_U - S_L$ 小於允許誤差為止，若 $S^k \nabla f(X_1^k) \cong 0$ 則停止。

(三) 區域增變異數分析(Zonal Variance Increase Analysis; ZVIA)

此方法與區域減變異數分析相反，其考慮減少不必要或多餘之測站，其所減少之測站將增加克利金之變異數。因此，本方法即是使變異數增加最少之情形下刪除多餘之測站。

同上，若現有測站為 N 個，則全區之克利金變異數 $V_B(N)$ 可表示如下：

$$V_B(N) = \gamma_{B,B,\theta} - [a_{N-1,B}^T \quad \gamma_{N,B,\theta}] A^{-1} \begin{bmatrix} a_{N-1,B} \\ \gamma_{N,B,\theta} \end{bmatrix} \quad (14)$$

$$\text{式中，} \quad a_{N-1,B}^T = [1 \quad \gamma_{1,B,\theta} \quad \dots \quad \gamma_{N-1,B,\theta}]。$$

若欲刪除位於 x_N 的現有測站，矩陣 A_{N-1} 可寫成

$$A_{N-1} = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 1 & \dots & 1 \\ 1 & \gamma_{I,I,\theta} & \gamma_{I,II,\theta} & \dots & \gamma_{I,N-1,\theta} \\ 1 & \gamma_{II,I,\theta} & \gamma_{II,II,\theta} & \dots & \gamma_{II,N-1,\theta} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & \gamma_{N-1,I,\theta} & \gamma_{N-1,II,\theta} & \dots & \gamma_{N-1,N-1,\theta} \end{bmatrix} \quad (15)$$

式中， $N-1$ 為剩餘之測站數。矩陣 A 與 A_{N-1} 之關係如下：

$$A = \begin{bmatrix} A_{N-1} & a_N \\ a_N^T & \gamma_{N,N,\theta} \end{bmatrix} \dots \dots \dots (16)$$

$$A^{-1} = \begin{bmatrix} A_{N-1} & a_N \\ a_N^T & \gamma_{N,N,\theta} \end{bmatrix}^{-1} = \begin{bmatrix} F_N & p_N \\ p_N^T & \alpha_N \end{bmatrix} \dots \dots \dots (17)$$

$$\text{式中，} \quad F_N = A_{N-1}^{-1} + \alpha_N A_{N-1}^{-1} a_N a_N^T A_{N-1}^{-1}; \quad \alpha_N = [\gamma_{N,N,\theta} - a_N^T A_{N-1}^{-1} a_N]^{-1}; \quad p_N = -\alpha_N A_{N-1}^{-1} a_N。$$

將(17)式代入(14)式，則 $V_B(N)$ 可改寫為

$$V_B(N) = \gamma_{B,B,\theta} - a_{N-1,B}^T A_{N-1}^{-1} a_{N-1,B} - \alpha_N (\gamma_{N,B,\theta} - a_{N-1,B}^T w_N)^2 \dots \dots \dots (18)$$

式中，

$$w_N = A_{N-1}^{-1} a_N; \quad \alpha_N = [\gamma_{N,N,\theta} - a_N^T A_{N-1}^{-1} a_N]^{-1}。$$

因此，刪除 x_N 後其增加之克利金變異數如可由下式表示

$$VI_B(N-1) = V_B(N-1) - V_B(N) \\ = \gamma_{B,B,\theta} - a_{N-1,B}^T A_{N-1}^{-1} a_{N-1,B} - V_B(N) \dots (19)$$

或

$$VI_B(x_N) = \alpha_N (\gamma_{N,B,\theta} - a_{N-1,B}^T w_N)^2 \dots (20)$$

而最佳區域增變異數分析是以增加最小克利金變異數為其目的。因此，其目標函數如下：

$$\text{Min } VI_B(x_N) = \alpha_N (\gamma_{N,B,\theta} - a_{N-1,B}^T w_N)^2 \dots (21)$$

式中， $VI_B(x_N)$ 為加入新監測站 x_1 增加之區域變異數； N 為現有監測站數；

$$\alpha_N = [\gamma_{N,N} - a_{N-1}^T A_{N-1}^{-1} a_{N-1}]^{-1};$$

$$A_N = \begin{bmatrix} A_{N-1} & a_N \\ a_N^T & \gamma_{N,N,\theta} \end{bmatrix};$$

$$a_N^T = [1 \quad \gamma_{I,N,\theta} \quad \gamma_{II,N,\theta} \quad \dots \quad \gamma_{N-1,N,\theta}]$$

$$a_{N-1}^T = [1 \quad \gamma_{I,N-1,\theta} \quad \gamma_{II,N-1,\theta} \quad \dots \quad \gamma_{N-1,N-1,\theta}]$$

$$a_{N-1,B}^T = [1 \quad \gamma_{I,B,\theta} \quad \gamma_{II,B,\theta} \quad \dots \quad \gamma_{N-1,B,\theta}]$$

$$a_{N,B}^T = [a_{N-1}^T \quad \gamma_{N,B,\theta}]$$

以比較法尋找出使克利金變異數增加最小之測站。

四、案例研究

為分析空間變異對站網設計之影響，本研究利用最佳區域變異數分析與現有雨量資料進行資料之結構分析，並依據分析結果評估台北地區之雨量監測系統，測站系統如圖 3。而最佳區域變異數分析之應用須具備下列三項條件：(1)現有測站之正確位置；(2)資料之空間結構，以地理統計而言即為變異圖之模式；(3)研究區域大小。

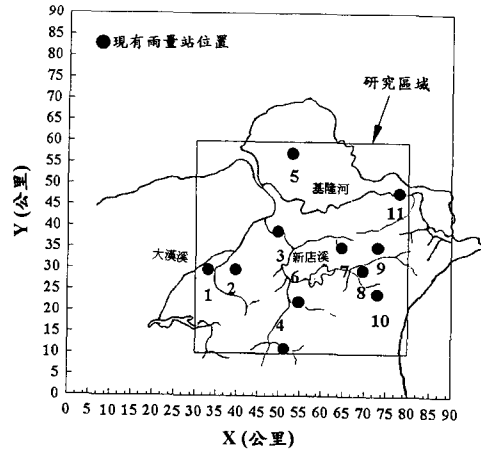


圖 3 雨量站位置

本研究以 1992 年台灣省水利處之年累積雨量資料進行分析，測站分別為三峽、大豹、竹子湖(1)、中正橋、大桶山、福山(3)、石碇(2)、瑞芳(2)、火燒寮、坪林(4)、與碧湖站。並且以變異圖或半變異圖進行雨量資料之時間與空間結構分析。研究區內共有大漢溪、新店溪、基隆河等為淡水河系之主要支流(見圖 3 所示)，淡水河流域面積約為 2,726 平方公里。此區域內地形可分為四大部份，即盆地、林口台地、海岸地區、山岳丘陵。

本研究利用變異圖進行時間結構分析，各雨量站之月累積雨量變異圖模式皆由非線性迴歸而得，其模式如表 1，結果顯示月累積雨量之相關性呈現振盪之趨勢，其變異圖皆顯示出相關性呈季節性變化，且各站變異圖之振幅皆為一常數。因此，本研究假設此區域之測站逐年評估，且年雨量資料於時間上呈現非時變性。換言之，此區域之年累積雨量呈空間相關，各測站各年間之累積雨量呈現弱相關性或無相關性，以做為測站評估與調整之基礎。經分析得此區域 1992 年年累積雨量資料之空間實驗變異圖與變異圖模式，此變異圖之模式為全向性球型模式，如下式所示：

$$\gamma(h) = 78 \left[(1.5(h/16) - 0.5(h/16))^3 \right] \dots (22)$$

表 1 時間變異圖模式 (1978 至 1988 年之月累積雨量)

測站	變異圖模式	
1	$100+130(1.5(t/3)-0.5(t/3)^3)$ $234.49+29.48\cos(\pi t/6-1)$	$t \leq 3$ $t > 3$
2	$150+170(1.5(t/3)-0.5(t/3)^3)$ $322.93+43.88\cos(\pi t/6-1)$	$t \leq 3$ $t > 3$
3	$100+130(1.5(t/3)-0.5(t/3)^3)$ $214.74+51.27\cos(\pi t/6-1)$	$t \leq 3$ $t > 3$
4	$200+495(1.5(t/3)-0.5(t/3)^3)$ $679.35+138.31\cos(\pi t/6-1)$	$t \leq 3$ $t > 3$
5	$600+400(1.5(t/3)-0.5(t/3)^3)$ $1038.33+190.57\cos(\pi t/6-1)$	$t \leq 3$ $t > 3$
6	$300+210(1.5(t/3)-0.5(t/3)^3)$ $501.66+46.47\cos(\pi t/6-1)$	$t \leq 3$ $t > 3$
7	$200+260(1.5(t/3)-0.5(t/3)^3)$ $450.19+66.46\cos(\pi t/6-1)$	$t \leq 3$ $t > 3$
8	$200+495(1.5(t/3)-0.5(t/3)^3)$ $660.74+130.66\cos(\pi t/6-1)$	$t \leq 3$ $t > 3$
9	$500+300(1.5(t/3)-0.5(t/3)^3)$ $882.45+134.43\cos(\pi t/6-1)$	$t \leq 3$ $t > 3$
10	$200+495(1.5(t/3)-0.5(t/3)^3)$ $712.84+149.43\cos(\pi t/6-1)$	$t \leq 3$ $t > 3$
11	$400+300(1.5(t/3)-0.5(t/3)^3)$ $714.45+104.23\cos(\pi t/6-1)$	$t \leq 3$ $t > 3$

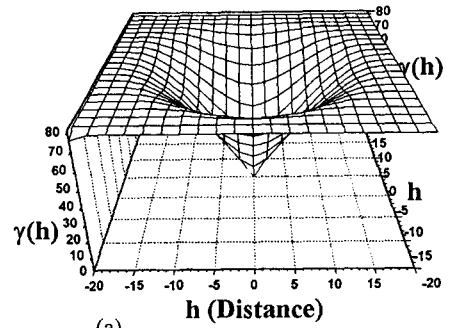
t: 時間 (月)

其閾值、影響範圍、碎塊效應分別為 78m^2 、 16km 、 0 。由交叉驗證此模式之標準化克利金平均誤差值 (MSZ) 為 0.019 ， MSZ 之標準差 ($STDMSZ$) 為 1.079 。此且變異圖曲面如圖 4(a)。

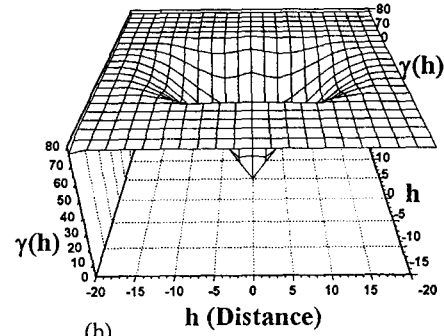
除用以上之全向性變異圖模式外，同時以幾何型非等向性變異進行測站位置評估。並假設變異圖之主要方向分別為 0° 、 45° 、 60° 、 90° 、 135° ，主要影響範圍為 16km ，最小影響範圍為 10km ，且閾值為 78m^2 。其變異圖曲面如圖 4(b)、5(a)、5(b)、6(a)、6(b)。

五、結果與討論

本研究將研究面積劃定為 $50\text{km} \times 50\text{km}$ 之區塊，其原點位於 $(30\text{km}, 10\text{km})$ ，如圖 3 所示，

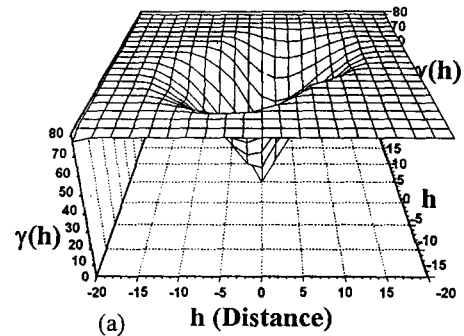


(a)

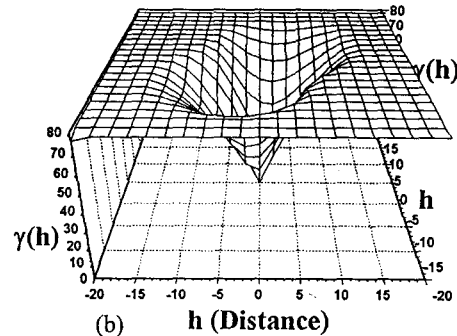


(b)

圖 4 變異圖曲面(a)等向性(b) 0°

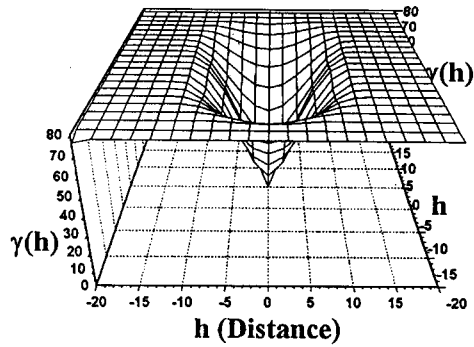


(a)

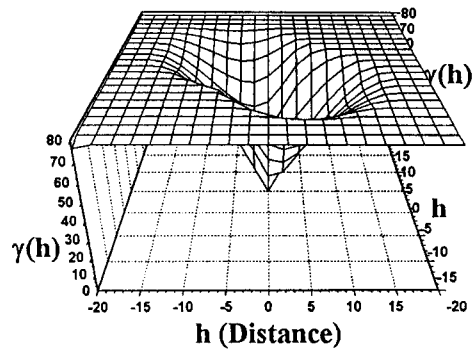


(b)

圖 5 變異圖曲面(a) 45° (b) 60°



(a)



(b)

圖 6 變異圖曲面(a)90° (b)135°

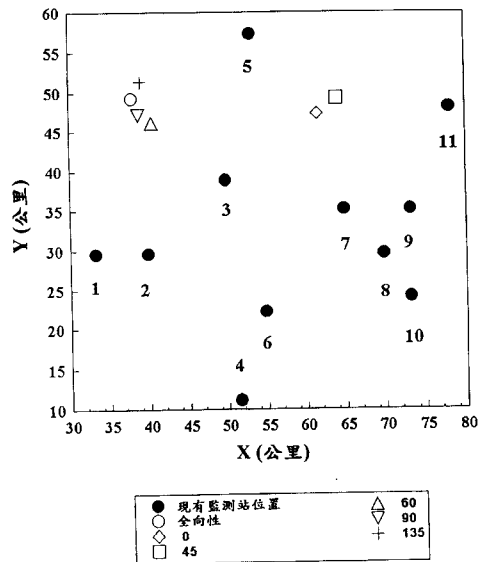
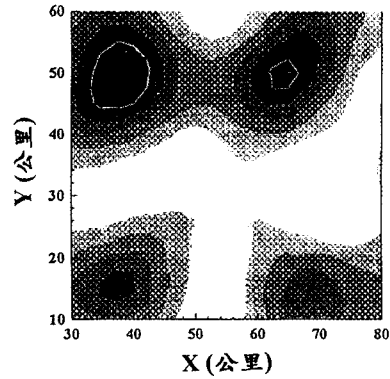
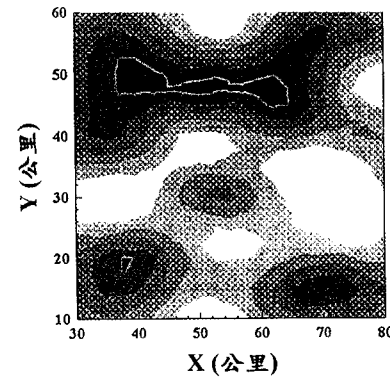


圖 7 不同主要方向之第一新測站位置



(a)



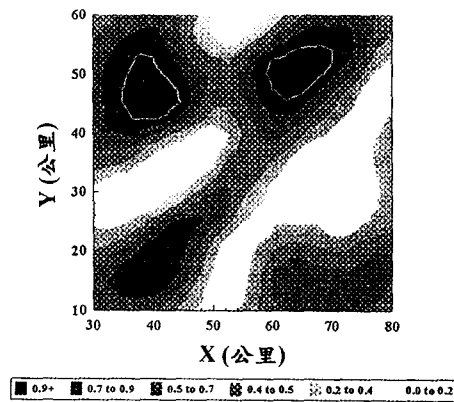
(b)

圖 8 全區減變異數等值圖(a)等向性變異(b)主要方向0°之非等向變異

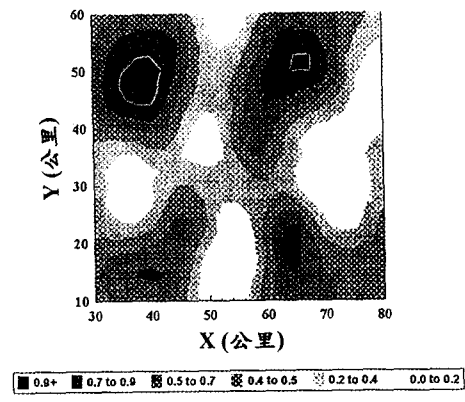
並且利用等向與幾何非等向空間變異模式與最佳區域變異數分析，探討不同等向性之空間變異對此區域增設或刪減測站之影響，其結果分述如下：

(一) 增設雨量站

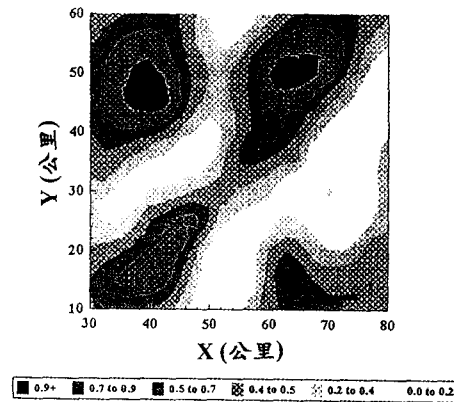
首先選擇等向性球形變異圖模式，其閾值、影響範圍、碎塊效應分別為 $78m^2$ 、 $18km$ 、 0 。若欲加入一新的雨量監測站，藉由最佳區域減變異數分析，其位置如圖 7 所示，此新測站可使全區域之克利金變異數降低最多(減變異數最大)，如圖 8(a)所示。圖 8(a)是以全區內每一點為假設新



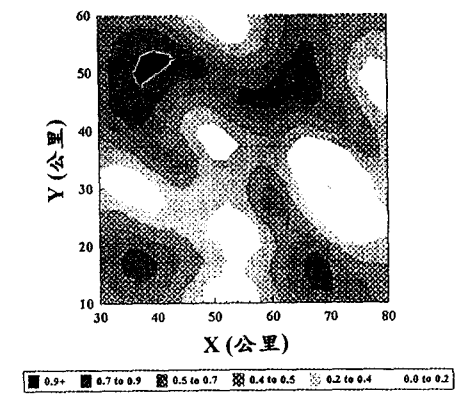
(a)



(a)



(b)



(b)

圖 9 全區減變異數等值圖(a)主要方向 45°(b)主要方向 60°之非等向變異

圖 10 全區減變異數等值圖(a)主要方向 90°(b)主要方向 135°之非等向變異

測站位置，其所減少之克利金變異數繪製成之等值曲線。如果考慮增加第二個雨量監測站，其位置如圖 11 所示。圖 12、13、14 依次為增加第三、四、五個新雨量監測站位置圖。新測站減少之變異數隨測站數增加而增加且趨向平緩，如圖 15 所示。

若選擇 0°為幾何非等向性之主要方向，且變異圖模式為球形模式，其閾值、最大影響範圍、最小影響範圍、碎塊效應分別為 78m²、16km、10km、0。則新增的第一、二、三、四、五雨量監測站位置與全向性為基礎所得之位置不同，分別如圖 7、11、12、13、14 所示。此結

果可由減變異數等值曲線(見圖 8)驗證。如前所述，圖 8(a)與 8(b)為以全區內每一點為假設第一新測站位置，其所減少之克利金變異數繪成之等值曲線。圖 8(a)顯示減變異數(variance reduction)呈現等向性分佈，而圖 8(b)顯示減變異數有沿 0°分佈之趨勢。圖 8(b)顯示除位於點(61.32, 47.40)所減少變異數最大外，(40.56, 48.83) 點所減少之變異數與前者相近。且減變異數較低之區域位於研究區北方，並沿 0°方向呈長形帶狀分佈與全向性呈輻射狀分佈不同。

若選擇 45°為幾何非等向性變異之主要方向，且變異圖模式為球形模式，其閾值、最大影

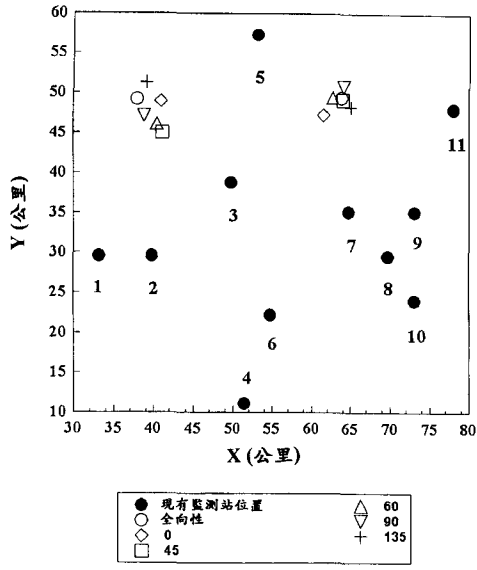


圖 11 不同主要方向之第一、二新測站位置

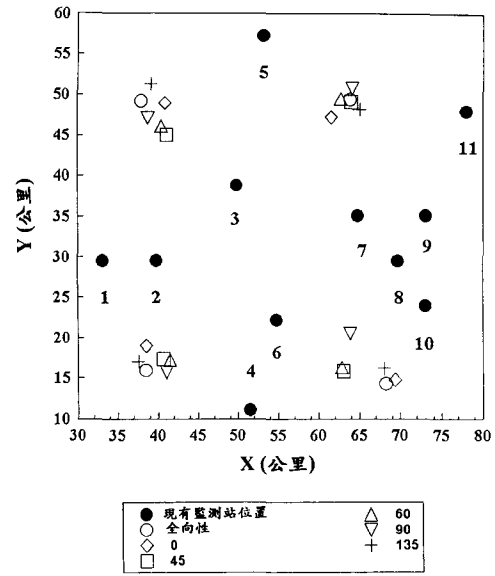


圖 13 不同主要方向之第一、二、三、四新測站位置

響範圍、最小影響範圍、碎塊效應分別為 $78m^2$ 、 $16km$ 、 $10km$ 、 0 。則新增的第一、二、三、四、五雨量監測站位置與 0° 及全向性之變異所選得位置不同，分別如圖 7、11、12、13、14 所示。

此結果可由減變異數等值曲線圖 9(a) 驗證。同理，圖 9(a) 為以全區內每一點為假設第一新測站位置，其所減少之克利金變異數繪製成之等值曲線。圖 9(a) 顯示以 45° 為幾何非等向性之主方向

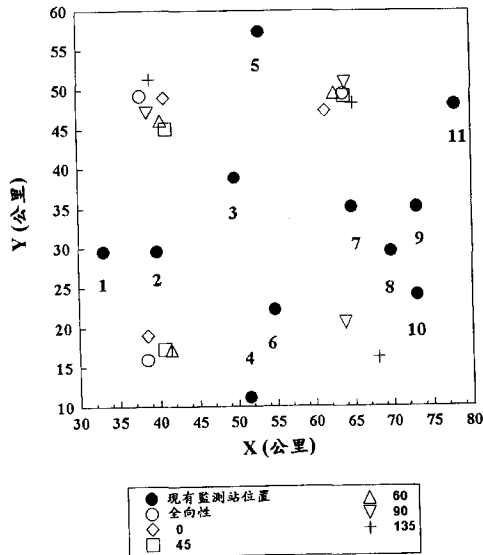


圖 12 不同主要方向之第一、二、三新測站位置

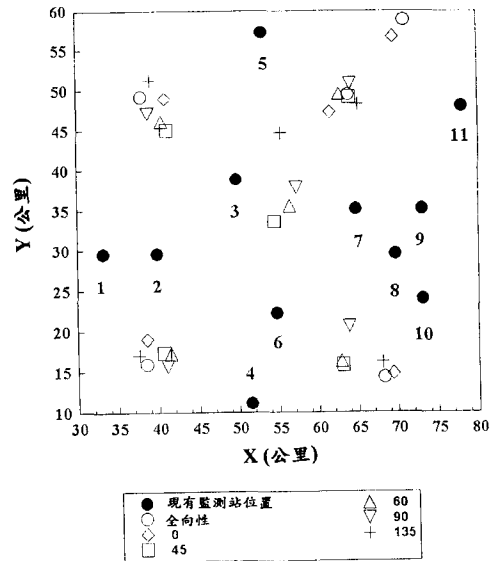


圖 14 不同主要方向之第一、二、三、四、五新測站位置

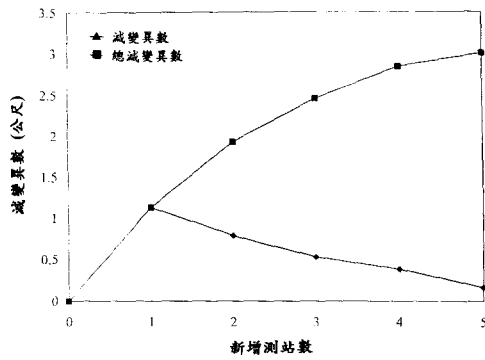


圖 15 減克利金變異數曲線圖

時，減變異數有向 45° 分佈之趨勢。圖 9(a) 顯示除位於 (64.23, 49.45) 點減變異數最大外，(41.22, 45.00) 點所減少之變異數與前者相近。且圖 9(a) 顯示出減變異數較低之區域位於研究區西北方與東北方，並沿 45° 方向呈帶狀分佈與 0° 之長形帶狀及全向性呈幅射狀分佈不同，如圖 8 與 9。

同理，若選擇以 60°、90°、135° 為幾何非等向性變異之方向，且變異圖模式為球形模式，其閾值、最大影響範圍、最小影響範圍、碎塊效應分別為 78m²、16km、10km、0。藉由區域減變異數分析，其所得之新測站位置分別如圖 7、11、12、13、14 所示。由圖得知利用不同方向變異圖，所得之測站位置並不相同。此結果可由減變異數等值曲線圖驗證，如圖 8、9 與 10。圖 9(b)、10(a)、10(b) 分別顯示以 60°、90°、135° 為幾何非等向性變異之方向時，減變異數有沿 60°、90°、135° 分佈之趨勢。

以選擇之新測站位置之區域性而言，由圖 7、11、12、13、14 得知以 0°、45° 為幾何非等向性之主方向時，所選之第一測站皆坐落於研究區之東北方。60°、90°、135° 所選之第一測站皆坐落於研究區之西北方。換言之，當 0°、45° 為變異之主要方向時，此監測系統最需要加強解釋變異之方向為東北方。當以 60°、90°、135° 為變異之主要方向時，此監測系統最需要加強解釋變異之方向為西北方。因此，空間變異之方向性確實影響新測站之選擇。

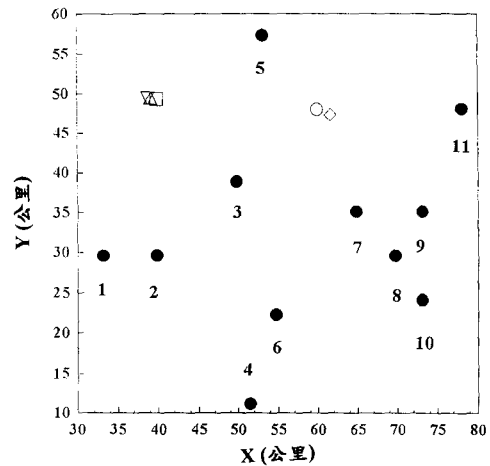


圖 16 不同最小影響範圍之第一新測站位置（幾何非等向性為 0°）

各方向第二站之位置恰與第一站相反。此說明，最小影響範圍為 10km 時，此系統之東北與西北方為最需要測站之區域。以 0°、45°、60° 為幾何非等向性之方向時，所選之第三測站皆落於研究區之西南方，以 90°、135° 所選之第三測站皆落於研究區之東南方，但各方向第四站之位置恰與第三站相反，除 0° 外各方向所選之第五站位置皆落於研究區中間。當新測站數多時，所有需要加強解釋變異之區域或點皆被選，不同方向性之變異其所得之位置不同。

若固定最大影響範圍但改變最小影響範圍時，所選之新測站位置亦不相同。以 0° 幾何非等向性為例，若最小影響範圍分別為 5、10、12、14 與 15km，不同之最小影響範圍所得第一新測站位置皆不相同，最小影響範圍接近者其所得位置較接近，如圖 16 所示。當最小影響範圍大於或等於 11.7km 時，第一新測站落於研究區域之東北方。若最小影響範圍小於 11.7km 時，第一新測站落於研究區域之西北方。若選擇 45° 幾何非等向性，最小範圍分別為 5、10、12、14 與 15km，不同之最小影響範圍所選擇第一新測站亦

不相同，最小影響範圍接近者其所得位置較接近，如圖 17 所示。當最小影響範圍大於 13.549km 時，第一新測站落於此研究區域之西北方，但最小影響範圍小於或等於 13.549km 時，第一新測站落於此區域之東北方。若以 60°、90°與 135°幾何非等向性，不同之最小影響範圍所選擇第一新測站位置不相同，最小影響範圍接近者其所得位置較接近，且第一新測站皆落於此區域之西北方，此皆由於本研究區之西北方需更多資料與變異之主要方向相關。因此，當變異之主要方向偏向西北且最小影響範圍夠大時，所選之第一新測站位置皆落於西北方。

(二) 刪減雨量站

首先選擇等向性(全向性)球形變異圖模式，其閾值、影響範圍、碎塊效應分別為 78m²、16km、0。若欲減少一雨量監測站，藉由最佳區域增變異數分析，結果顯示刪除雨量測站 8 可使全區域之克利金變異數增加最少。若選擇 0°、45°、60°、90°、135°為幾何非等向性之主要方向，且變異圖模式為球形模式，其閾值、最大影響範圍、最小影響範圍、碎塊效應分別為 78m²、16km、10km、0，則刪除的第一雨量監測站位置與全向性為基礎所選之位置相同，因其所增加之克利金變異數最小。由變異圖模式得知等向性模式之影響範圍為 16km，且站 8 為 7、9、與 10 等站所包圍，其與各站之距離皆小於 16km 與 10km，若以克利金估計權數(estimated weight)而言，其可能出現陰影效應(shadow effect)，此效應是因觀測點為相鄰觀測點遮避所至；換言之，相鄰觀測點可能提供相類似之訊息，因此結果甚為合理。

由於測站 8 被刪除後，使得此測站系統分布更均勻分布，因此第二被刪除站之選取，取決於各變異主要方向。若欲刪除第二測站，則等向性(全向性)與 45°非等向性所選之測站為雨量站 9；以 0°幾何非等向性所選擇之第二站為雨量站 2；而以 60°、90°、135°為幾何非等向性所選擇之第二站為雨量站 1。此結果顯示於現有測站中選擇刪除測站同樣受變異方向之影響。

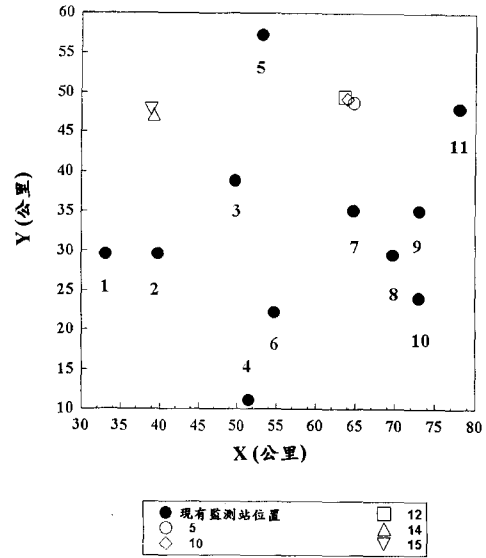


圖 17 不同最小影響範圍之第一新測站位置(幾何非等向性為 45°)

若固定最大影響範圍但改變最小影響範圍時，同樣會影響刪除測站之選定。以 0°幾何非等向性為例，當最小影響範圍大於或等於 7km 時，其所刪除之第一站為測站 8，若影響範圍小於 7km 時，其所刪除之第一站為測站 1；若取 45°為幾何非等向性，當最小影響範圍大於 9km 時，其所刪除之第一站為測站 8，若影響範圍小於等於 9km 時，其所刪除之第一站為測站 9；以 60°幾何非等向性為例，當最小影響範圍大於 6km 時，其所刪除之第一站為測站 8，若影響範圍小於等於 6km 時，其所刪除之第一站為測站 9；若取 90°為幾何非等向性，無論最小影響範圍為任意大於 0km 小於 16km 之值，其所刪除之第一站皆為測站 8；以 135°為幾何非等向性為例，當最小影響範圍大於 5km 時，其所刪除之第一站為測站 8，若影響範圍小於等於 5km 時，其所刪除之第一站為測站 1。因此，測站之選取同樣受到影響範圍之影響。

六、結論

本文利用區域變異數分析，以研究區域之克

利金變異數作為增加或刪減測站之依據，並且以不同之變異方向比較所得之測站。經過研究探討後可得到以下之結論：

1. 非等向性變異，其在主要影響方向上連續性或影響範圍較其他方向大，而等向性其各方向之影響範圍皆相同。因此，若變異為非等向性時，其與全方向性變異所選之新測站位置不同。
2. 不同主要方向之空間變異，其減克利金變異數趨勢與主要變異方向相同。換言之，最需要解釋之方向為變異之主要方向。因此，新測站之選取依據變異方向（變異圖之方向）。
3. 新測站之位置不僅與研究區域及變異圖模式有關，並且與現有測站相關。本研究區之現有測站分佈較對稱且均勻。因此，以等向性之雨量結構為分析依據時，所選之新測站位置有均勻分佈之趨勢。
4. 非等向性變異新測站之選取皆取決於主要影響方向、最大與最小影響範圍。因此，在主要影響方向不同時，所選之新測站位置不同，但角度與影響範圍較接近者，其選之新測站位置亦較接近。
5. 現有測站之刪除，同樣受到變異方向之影響，但因從固定點刪除測站，所以相近似之變異方向、影響範圍其所選之測站皆相同。
6. 本研究之結果顯示，空間變異之方向性影響環境監測或新採樣點之選取，甚至多餘測站之刪除。因此，未來研究者於評估設計前應落實資料結構分析，以避免設計出不合地區特性或監測目的之監測站網系統，造成成本增加甚至造成決策偏差。

謝 誌

本研究期間承蒙台灣省水利處北區水資源局提供實測雨量監測資料，謹致謝忱。

參考文獻

1. 王如意，應用水文學，中國土木水利工程學會，pp. 3-60，1992。
2. 王如意、李如晃，「颱風逐時區平均雨量最佳化估計之研究」，農業工程學報，第 39 卷第 1 期，pp. 13-30，1993。
3. 林裕彬、柳文成，「台北地區雨量監測站之評估」，第八屆水利工程研討會，pp. 157-166，1996。
4. 林裕彬、徐明麟、張尊國，「克利金法於土壤重金屬污染範圍之界定」，八十五年農業工程研討會，pp. 233-240，1996。
5. 林裕彬、徐明麟、張尊國，「指標克利金法於土壤重金屬污染範圍之界定」，第五屆土壤污染研討會，pp. 477-498，1997。
6. 林裕彬，「多變數地下水水質監測站網規劃與設計」，台灣水利，第 46 卷第 3 期，pp. 62-75，1998。
7. 黃文政、王慶藏，「克利金法於雨量站設置之應用」，農業工程學報，第 42 卷第 1 期，pp. 44-55，1996。
8. 鄭克聲、葉惠中，「雨量站網設計與評估-區域化變數理論之應用」，第八屆水利工程研討會，pp. 113-122，1996。
9. 張尊國、王允義、林裕彬，「利用地理統計方法鑑識土壤重金屬污染之空間分佈」，第九屆環境規劃與管理研討會，pp. 388-395，1996。
10. ASCE task committee on geostatistical techniques in geohydrology of the ground water hydrology of the ASCE hydraulics division, "Review of geostatistics in geohydrology I: Basic concepts," Journal of Hydraulic Engineering, ASCE, 116(5), pp. 612-632, 1990.
11. ASCE task committee on geostatistical techniques in geohydrology of the ground water hydrology of the ASCE hydraulics division, "Review of geostatistics in geohydrology II: Applications," Journal of Hydraulic Engineering, ASCE, 116(5), pp. 633-658, 1990.
12. Bastin, G., B. Lorent, C. Duque, and M. Gevers, "Optimal Estimation Average Areal Rainfall

- and Optimal Selection of Rain Gauge Locations,” *Water Resources Research*, 20(4), pp. 463-470, 1984.
13. Chang, T. J., “Investigation of Droughts by use of kriging method,” *Journal of Irrigation and Drainage Engineering*, ASCE, 117(6), 1991.
 14. Christakos, G. and R. Olea, “A multiple-objective optimal exploration strategy,” *Math. Comput. Modeling*, 11, pp. 413-418, 1988.
 15. Chua, S. H. and R. L. Bras, “Optimal Estimators of Mean Areal Precipitation in Regions for Orographic Influence,” *Journal of Hydrology*, pp23-48, 1982.
 16. Cressie, N., “Geostatistics,” *American Statistician*, 44, 256-258, 1989.
 17. Journel H. , “Mining Geostatistics,” Academic Press., pp. 267-271, 1991.
 18. Hughes, J. P. and D. P. Lettenmaier, “Data Requirements for Kriging: Estimation and Network Design,” *Water Resources Bulletin*, 17(16), pp. 1641-1650, 1981.
 19. Isaaks E. H. and R. M. Srivastava, “An Introduction to Applied Geostatistics,” Oxford University Press., pp379, 1989.
 20. Kassim A. H. M. and N. T. Kottegoda, “Rainfall network through comparative kriging methods,” *Hydrological Sciences Journal*, 36(3), pp. 223-240, 1991.
 21. Lebel, T., G. Bastin, C. Obled, and D. J. Creutin, “On the accuracy of rainfall Estimation: a case study,” *Water Resources Research*, 23(11), pp. 3123-2134, 1987.
 22. Lin, Y. P., “Multiple-Point Variance Analysis for groundwater monitoring network design,” Ph.D. thesis, Civil and Environmental Engineering, Georgia Institute of Technology, Atlanta, GA, 1995.
 23. Nobel, B. and J. W. Daniel, “Applied Linear Algebra,” p. 28, Prentice-Hall, Englewood Cliffs, N. J., 1977.
 24. Rodriguez-Iturbe and J. M. Mejia, “The Design of Rainfall Networks in Time and Space,” *Water Resources Research*, 10(4), pp713-728, 1974.
 25. Rouhani, S., “Variance reduction analysis,” *Water Resources Research*, 21(6), pp. 837-846 , 1985.
 26. Rouhnaï, S. and K. A. Cargile, “Geostatistical Tool for drought management,” *Journal of Hydrology*, pp. 257-266, 1989.
 27. Rouhani, S., Y. P. Lin, A. Majid and Y. Shi, “Geostatistical Analysis and Evaluation of Groundwater Quality Monitoring at Silverton Road Waste Unit,” EPDA Project 93029, Georgia Institute of Technology, 1993.
 28. Rouhani, S, Y. P. Lin and A. Majid, “Velocity/Lithology Model Database, Statistical Models of Soil Columns Velocity and Maps of Model Layers,” Final Technical Report, Seismology Group, Savannah River Technology Center, Westinghouse Savannah River Company, 1993.
 29. Rouhani, S, Y. P. Lin and Y. Shi, “H-Area/ITP Geostatistical Assessment of In-Situ and Engineering Properties,” Site geotechnical Services Department, Westinghouse Savannah River Company, Final Technical Report, 1995.
 30. Rouhani, S. and T. J. Hall, “Geostatistical schemes for groundwater sampling,” *Journal of Hydrology*, 103, pp. 85-102, 1988.

收稿日期：民國 87 年 12 月 1 日

接受日期：民國 88 年 2 月 9 日