

區域化變數理論應用於降雨之時間與空間特性之研究

The Study of Spatial-Temporal Characteristics for Rainfall by Applying Theory of Regionalized Variables

致遠管理學院環境資源學系
助理教授
暨國立雲林科技大學
水土資源及防災科技研究中心
兼任研究員

鄭士仁

Shin-jen Cheng

明新科技大學
休閒事業管理學系
助理教授

洪君伯

Chun-po Hung

致遠管理學院
環境資源學系
助理教授

謝惠紅

Huey-hong Hsieh

致遠管理學院
資訊管理學系
助理教授

王育民

Yu-ming Wang

摘 要

過去降雨之時間與空間特性，常常分開單一討論。本研究主要目的為嘗試應用區域化變數理論，以架構並評估降雨之時間與空間關係。研究所採用之基本工具為半變異圖與交叉半變異圖。半變異圖用以推估平均雨量，而交叉半變異圖則用以架構降雨之空間分佈與時間序列特性。

研究中，半變異圖與交叉半變異圖皆採用次幕模式。藉由無因次半變異圖與區塊克利金法快速推估逐時平均雨量。而重覆法則用以評估雨量測站對平均雨量推估之影響程度。為了更進一步瞭解水文變數之時空架構，每個測站觀測資料視為一維時間序列，但測站與測站間關係為二維空間結構。如此便能以有限觀測資料取得具有時空特性之交叉半變異圖。最後應用共克利金法推估觀測漏失之測站，進行雨量補遺工作。

有關於共克利金法推估雨量之精確度，本研究乃以交叉驗證法予以衡量。分析結果顯示其精確度令人滿意，同時亦證實本研究提出之方法與程序適合用於集水區防洪系統降雨—逕流模式之即時輸入。

關鍵詞：半變異圖，區塊克利金，重覆法，交叉半變異圖，共克利金，交叉驗證，時間—空間降雨。

ABSTRACT

This study adopts regionalized variables theory, and describes the rainfall process in terms of its structure in time and space. The basic analytical tools are semivariogram of

Kriging and cross semivariogram of co-Kriging. The semivariogram was used to calculate mean rainfall of study watershed for every time period, while cross semivariogram was employed to establish structure of rainfall for distribution of space and time series.

It's convenient to compute hourly mean rainfall for the dimensionless semivariogram, which is obtained from standardized rainfall depth for a realization of recordings. The power form was selected for the parameters of the semivariogram model using the block Kriging method. The iterative method was utilized for observing the impacts on density of raingauges in a river basin. Any site was subtracted of analysis errors from the raingauge network and the influence of the missing data on estimating average rainfall is evaluated.

To further understand the space-time structure of hydrological variables, the observed values at each measurement site are considered as separate but correlated in the one-dimensional time series. This assumption allows rainfall information to be gathered from limited raingauge readings, to be treated as a set of correlated one-dimensional random variables, and then used to obtain a cross semivariogram. Subsequently, the co-Kriging method may be used to fill in the gaps among rainfall data from the measurement sites. The accuracy of rainfall estimation using the co-Kriging method was analyzed with cross validation to reveal the adequacy of the supplementary data. Analytical results herein are satisfactory, and demonstrate that the procedure is suitable for use as the real-time input of runoff models in a project river basin.

Keywords: Semivariogram, Block Kriging, Iterative method, Cross semivariogram, Co-Kriging, Cross validation, Spatial-temporal rainfall.

一、緒 論

1. 研究動機

龐大之氣象水文資料之蒐集與觀測為一地區水資源開發規劃及管理之重要依據。雨量資料常被引用為水文規劃及設計之憑據，其真確性甚為重要。若規劃地區所應用之資料代表性不足或不恰當，則相關之水文規劃設計容易產生錯誤，以致問題叢生。水文學家常因測站觀測資料漏失或需要未設站位置之水文資料，而不得不粗略估計，以作為其他水文方面之應用。

洪水預報系統中，以單位歷線為理論基礎之降雨—逕流模式(Nash, 1957; Dooge, 1959; Clarke, 1973; Mays 與 Taur, 1982; Chow 等, 1988; Jakeman 等, 1990; Rao 與 Tirtojondro, 1995; O'Connell 與 Todini, 1996; Hsieh 與 Wang, 1999; Yue 與 Hashino, 2000)常為模擬颱風期間

逕流歷線變化情形之主要工具。不論其為集塊或分佈模式，皆需要平均雨量之輸入。傳統之平均雨量估計方法有算數平均法(arithmetical averaging method)、徐昇多邊形法(Thiessen polygons method)與高度平衡多邊形法(height-balance polygons method)(王與易, 1979; Chow 等, 1988)。但是這些方法主要應用於空間資料且一旦發生雨量測站漏失資料時，則必須重新繪製，以取得各測站之權重值。即使重新取得雨量測站權重，亦可能因漏失某些重要資訊，而導致平均雨量推估之錯誤。依據上述理由可知，這些傳統方法並不適用於洪水預報與其相關之決策支援系統。

水文變量可視為時間—空間之歷程，如降雨量或儀壓量測值(piezometric measurement)皆可將之視為連續複雜擾動之時間—空間函數。區域化變數理論(theory of geostatistics or regionalized

variables)主要應用於空間資料之分析，其大多趨向於降低時間因次，而依據空間概念以建立模式。上述處理方式可能會忽略時間因次之重要資訊。其解決方式可將時間－空間之水文現象視為 $n+1$ 維度之隨機函數(n 維空間+1 維時間)，此種處理方式乃將原本空間之範圍擴展至空間及時間之定義域。

然而時間與空間之水文現象有些差異，如一維時間因次可根據過去、現在與未來等時間之進行而依序排列；而空間變數通常為二維或三維，無法如時間因次可依序排列。水文資料通常由有限叢集觀測點組成，每一觀測點本身為時間序列集合。觀測點之間又因所在位置與集水區地形分佈等二維(或三維)因子而影響其排列配置。此外於物理意義上，時間與空間之尺度不同並無法相互比較。

2. 研究目的

一般估計水文資料常由其他相關測站可用觀測資料內插而得。洪水預報系統中，平均雨量為降雨－逕流模式之重要輸入。然而颱風期間常發生儀器故障，降雨資訊無法即時傳遞等情事。傳統之平均雨量估計方法無法快速地將缺漏降雨資料予以補遺或校正，影響預報時效與準確甚鉅。

本研究首先分析研究集水區既有雨量測站對平均雨量推估之影響，並加以評估測站間之關係，以為決策支援系統之用。另外亦對洪水預報系統嘗試採用結合時間與空間之有效研析方法以因應降雨記錄缺漏之可能性且能精確、快速地達到降雨資料補遺及平均雨量估算。

3. 研究方法

平均雨量估算方面，考慮降雨事件為二維隨機變量域，以具有時變性之半變異圖分析降雨歷程之空間變異特性。降雨深度之推估為一線性無偏估及最小估計誤差變異數之估計值。最佳估計值可在降雨隨機變量域之空間函數－半變異圖已知之情形下獲得。然而，實際上不同時刻有不同之半變異圖，對即時降雨事件之半變異圖仍無

法加以應用。因此將降雨觀測資料予以標準化，而得非時變性之尺度氣候平均半變異圖，各時刻之半變異圖則為空間中降雨分布變異數與尺度氣候平均半變異圖(Bastin 等，1984；Lebel 等，1987；Cheng 與 Wang，2002)，如此便可迅速獲得不同時刻之半變異圖，進而從事即時平均降雨量之推估。

因為時間歷程與空間歷程之性質差異－時間量與空間量之不均衡(因次單位不同)及時間週期性與空間之不定常性。本研究乃將具有相互關係之時間因次與空間因次予以分離，或者將視為時間分量與空間分量之總和。研究中，將每一觀測點之時間序列分離之，但其與二維區域化變數相關。亦即，每一測點(雨量測站)之量測值集合視為一分離之隨機函數，將注意力集中於特徵明顯之因次。如此，由有限一維隨機函數組成之測點量測值，可視為彼此相關隨機函數之族群，而據以建立具有時間與空間特性之交叉半變異圖(Hoeksema 等，1989)。此種處理方式較適合具有時間週期性與空間不定常性之水文資料集合。

二、區域化變數理論

一事物之現象如能以特定統計空間結構表示，稱之為區域化(regionalized)。若 $f(x)$ 定義為位置 x 之隨機量測值，則 $f(x)$ 稱為區域化變數(regionalized variable)。區域化變數具有兩種特徵：(1) 點與點間呈不規則變化，其視為隨機變數；(2) 可用某種統計結構代表其平均結構(Journel 與 Huijbregts，1978)。區域化變數 $f(x)$ 為位置 x 之隨機量測值。一般而言，真正 $f(x)$ 無法得知，但可由觀測平均值 $f_V(x)$ 替代之。 $f_V(x)$ 比 $f(x)$ 更具有規則性，其中 V 定義為區域化變數 $f(x)$ 之範圍(support)。區域化變數理論之空間分佈關係係由空間任意兩(觀測)點構成一配對(pair)，若 n 個量測點則有 $nC_2 = n(n-1)/2$ 個配對數。此 $n(n-1)/2$ 個配對數即可組成研究地區相對位置(距離)之關係(Matheron，1971)。

區域化變數理論依其變數之多寡可區分為單一變數之克利金(Kriging)與多變數之共克利金方法(co-Kriging)。克利金常用以推估點或面積兩

量(Chua 與 Bras, 1982; Bastin 等, 1984; Lebel 與 Bastin, 1985; Tabios 與 Salas, 1985; Lebel 等, 1987; Goovaerts, 2000; Cheng 與 Wang, 2002)或地下水參數(Delhomme, 1978; Hughes 與 Lettenmaier, 1981)與評估雨量或地下水井站網(Hughes 與 Lettenmaier, 1981; Bastin 等, 1984; Kassim 與 Kottegoda, 1991), 其具有單變數一線性無偏估最小估計變異數(BLUE)之特性。而共克利金亦具有前述之特性, 其可應用於地下水位或儀壓頭之估計等多個變數之水文資料(Hoeksema 等, 1989; Rouhani 與 Wackernagel, 1990; Christakos 等, 2000)。

1. 克利金法

本研究利用克利金法推估研究集水區各降雨事件之逐時平均雨量與探討雨量測站對推估平均雨量之影響程度。克利金法係利用已知觀測資料之空間統計分布(即半變異圖模式), 對推估區域之統計量作分析研究。基於無偏估與最小估計變異數之最佳估計條件下, 解出已知資料線性組合權重值, 進而推求隨機變量域 $Z(x)$ 任意未知位置之最佳線性無偏估(BLUE)之估計值。線性估計值 Z_{est}^* 為 n 個可用資料 $Z(x_i)$ 之線性組合:

$$Z_{est}^* = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i) \quad \dots\dots\dots(1)$$

考慮降雨事件為二維隨機變量域, 以具有時變性之半變異圖分析降雨歷程之空間變異特性。研究中, 將降雨觀測資料予以標準化, 取得非時變性之尺度氣候平均半變異圖(scale climatological mean semivariogram)。各時刻之半變異圖為空間中降雨分布變異數與尺度氣候平均半變異圖之乘積。如此便可迅速獲得不同時刻之半變異圖(式 2), 進而從事即時平均降雨量之推估(Cheng 與 Wang, 2002)。

$$\gamma(k, h_{ij}) = S^2(k) \gamma_d^*(h_{ij}, a) \quad \dots\dots\dots(2)$$

其中,

$$\gamma_d^*(h_{ij}, a) = \frac{1}{2K} \sum_{k=1}^K \left\{ \left[\frac{Z(k, x_i) - Z(k, x_j)}{S(k)} \right]^2 \right\} \dots\dots(3)$$

$$m(k) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Z(k, x_i) \quad \dots\dots\dots(4)$$

$$S^2(k) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [Z(k, x_i) - m(k)]^2 \quad \dots\dots\dots(5)$$

式中, $\gamma(k, h_{ij})$ 為時刻 k , $Z(x_i)$ 與 $Z(x_j)$ 之半變異圖; $\gamma_d^*(h_{ij}, a)$ 為尺度氣候平均半變異圖; h_{ij} 為 $Z(x_i)$ 與 $Z(x_j)$ 之相對距離; a 為尺度氣候平均半變異圖之影響距離; $m(k)$ 與 $S(k)$ 為時刻 k , 所有觀測降雨 $Z(k, x_i)$ 之平均值與標準偏差; K 為總延時; n 為觀測值個數。

一般克利金法主要用途乃在於利用已知量測值推估隨機變量域中任一未知點或面之最佳線性無偏估之推估值。若將之應用於推估平均雨量, 則稱為區塊克利金法(block Kriging method), 其如下式所示:

$$\begin{cases} \sum_{j=1}^n \lambda_j \gamma(x_i, x_j) + \mu = \bar{\gamma}(V, x_i), i = 1, 2, \dots, n \\ \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \end{cases} \quad \dots\dots(6)$$

$$\sigma_K^2 = \sum_{i=1}^n \lambda_i \bar{\gamma}(V, x_i) + \mu \quad \dots\dots\dots(7)$$

式中, $\gamma(x_i, x_j)$ 為量測站 x_i 與 x_j 之半變異圖; $\bar{\gamma}(V, x_i)$ 為推估區域 V 與量測站 x_i 之平均半變異圖。於實際應用時, 將推估區域 V 劃分為 M 個網格, 式(6)亦可改寫如下:

$$\begin{cases} \sum_{j=1}^n \lambda_j \gamma(x_i, x_j) + \mu = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \gamma(h_{i, m+n}), i = 1, 2, \dots, n \\ \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \end{cases} \quad \dots\dots\dots(8)$$

2. 共克利金法

共克利金與克利金之原理相同, 其最大不同處在於共克利金法可處理多個區域化變數(隨機函數), 而克利金法僅能處理單一區域化變數(Isaaks 與 Srivastava, 1989; Wackernagel, 1998; Chiles 與 Delfiner, 1999)。本研究係應用共克利金法以建立集水區雨量之時間空間關係(交叉半

變異圖)及推估降雨期間某些因故無雨量記錄測站之雨量值。

時空資料集合定義為 $\{Z_\alpha(t_i) | \alpha = 1, 2, 3, \dots, N; i = 1, 2, 3, \dots, T\}$ ，其來自於研究集水區 N 個測站 T 小時之觀測值。此資料集合可考慮為 N 個區域化變數之樣本。這些變數可依次視為一維時間隨機函數(時間序列)之集合 $\{Z_\alpha(t); \alpha = 1, 2, \dots, N\}$ 。交叉半變異圖之取得方式與克利金之半變異圖類似，兩兩區域化變數(Z_α 與 Z_β)之實驗交叉半變異圖(experimental cross semivariogram) $\gamma_{\alpha\beta}$ 可由式(9)直接計算而得：

$$\gamma_{\alpha\beta}(\tau_k) = \frac{1}{2T_k} \sum_{i=1}^{T_k} \{ [Z_\alpha(t_i + \tau') - Z_\alpha(t_i)] [Z_\beta(t_i + \tau') - Z_\beta(t_i)] \} \dots\dots\dots(9)$$

式中， τ' 定義為時間差集合(a class of lag) τ_k 之某一延遲時間值(time lag)； T_k 為時間差集合之配對總數； t_i 為第 i 時刻。理論交叉半變異圖之函數形式與半變異圖相同。於實際應用時，下列程序常用來決定交叉半變異圖之合適函數(Myers, 1982)：

$$\text{令 } U(t) = Z_\alpha(t) + Z_\beta(t) \text{ 且 } |\gamma_{\alpha\beta}(\tau)| \leq \sqrt{\gamma_\alpha(\tau)\gamma_\beta(\tau)} \dots\dots\dots(10)$$

因此其計算方程式可推導如下：

$$\gamma_{\alpha\beta}(\tau) = \frac{1}{2} [\gamma_U(\tau) - \gamma_\alpha(\tau) - \gamma_\beta(\tau)] \dots\dots\dots(11)$$

其中， $\gamma_U(\tau)$ 定義為 $U(t) = Z_\alpha(t) + Z_\beta(t)$ 之半變異圖(mm^2)； $\gamma_\alpha(\tau)$ 為 $Z_\alpha(t)$ 之半變異圖(mm^2)；而 $\gamma_\beta(\tau)$ 為 $Z_\beta(t)$ 之半變異圖(mm^2)。由觀測值與共克利金系統(式 13 與式 14)之權重值可順利計算取得共克利金推估值，其亦為可用資料之線性組合(式 12)。

$$Z_i^*(t_0) = \sum_{\alpha=1}^N \sum_{l=1}^{n_\alpha} \lambda_\alpha^l Z_\alpha(t_l), \quad i \in \{\alpha | \alpha = 1, 2, \dots, N\} \dots\dots\dots(12)$$

式中， Z_α 為 N 個隨機變量域(雨量測站)； n_α 為

隨機變量域 Z_α 之觀測個數； t_l 定義為隨機變量域 Z_α 之第 l 時刻；而 λ_α^l 定義為隨機變量域 Z_α 第 l 時刻之權重值。共克利金系統與其估計誤差變異數如下所示：

$$\begin{cases} \sum_{\alpha=1}^N \sum_{l=1}^{n_\alpha} \lambda_\alpha^l \gamma_{\beta\alpha}(t_j - t_l) + \mu_\beta = \gamma_{i\beta}(t_0 - t_j) \\ \sum_{l=1}^{n_\alpha} \lambda_\alpha^l = \begin{cases} 1, & \text{if } \alpha = i \\ 0, & \text{if } \alpha \neq i \end{cases} \end{cases} \dots\dots(13)$$

$$\sigma_K^2 = \sum_{\alpha=1}^N \sum_{l=1}^{n_\alpha} \lambda_\alpha^l \gamma_{i\beta}(t_0 - t_j) + \mu_\beta \dots\dots\dots(14)$$

for $j = 1, 2, \dots, n_\beta, \beta = 1, 2, \dots, N$

其中， N 定義為區域化變數(雨量測站)之個數； n_α 代表第 α^{th} 個雨量測站之觀測次數；而 λ_α^l 為第 α^{th} 個雨量測站於第 t_l 時刻之權重值。

三、重覆法與交叉驗證法

重覆法與交叉驗證法為本研究重要之兩個程序。重覆法用以評估雨量測站之重要性、某雨量測站無記錄時，其餘測站權重之改變情形與應用其餘測站推估平均雨量之誤差增減。而測站漏失雨量記錄，以共克利金法推估其缺漏值結果之驗證方法為交叉驗證法。

1. 重覆法

重覆法(iterative method)之精神為分別視集水區任一測站未知，而以其餘測站資料推估該假設未知測站之水文量。事實上該測站為已知且具有量測值，因此可藉由推估值與觀測值之差距，從而評估所使用推估方法之準確性。其計算步驟說明如下。

- (1) 假設 n 個已知量測站之觀測資料，其集合為 $\{p(x_1), p(x_2), p(x_3), \dots, p(x_n)\}$ 。
- (2) 假設任一測站觀測資料未知或漏失，以其餘具觀測資料之測站予以推估該假設未知測站之水文量。
- (3) 置回先前假設未知之測站，再假設另一測站為未知，而計算其水文量。
- (4) 依序完成所有測站假設為未知，並完成其

水文學之估計。

- (5)依據上述步驟直至所有測站依次去除，完成測站站網相關水文學之分析。

2. 交叉驗證法

交叉驗證法(cross validation)之計算程序與重覆法類似，其常應用於校驗共克利金法推估值之良莠。與重覆法不同處為交叉驗證法具有校驗方程式提供估計方法所得結果驗證之標準。以本研究應用共克利金法推估於某測站某時刻假設未知之雨量值為例，其校驗程序如下所述：

- (1)假設 N 個測站，每個測站有 T 筆觀測資料。

其 $N \times T$ 筆觀測資料集合為

$$\{Z_{\alpha}(t_i) \mid \alpha=1, 2, 3, \dots, N; t=1, 2, 3, \dots, T\}。$$

- (2)假設 $N \times T$ 筆觀測值中任一時刻之水文學 $Z_{\alpha}(t_i)$ 為未知，以其餘 $N \times (T-1)$ 筆觀測資料建立共克利金系統(式 10)，並推估其估計值 $Z_{\alpha}^*(t_i)$ 。
- (3)置回先前假設未知之觀測值，再假設另一時刻水文學為未知，以相同方式推估其值。
- (4)重覆步驟 2 與 3，直至 $N \times T$ 筆水文學皆推估完成。

因為共克利金法之推估條件為無偏估與最小估計變異數，所以交叉驗證法之校驗標準為無偏估性(unbias)與一致性(coherence)。其方程式如式(15)與式(16)所示：

- (1)無偏估性：

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [Z_{\alpha}(t_i) - Z_{\alpha}^*(t_i)] \cong 0, \quad \alpha=1, 2, 3, \dots, N. \quad (15)$$

- (2)一致性：

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left\{ \frac{[Z_{\alpha}(t_i) - Z_{\alpha}^*(t_i)]^2}{\sigma_{Z_{\alpha}^*(t_i)}^2} \right\} \cong 1.0, \quad \alpha=1, 2, 3, \dots, N$$

.....(16)

四、研究集水區

1. 研究流域簡介

淡水河近數十年來隨著經濟蓬勃發展，沿岸人口集中，人文薈萃，下游地區土地利用大幅改

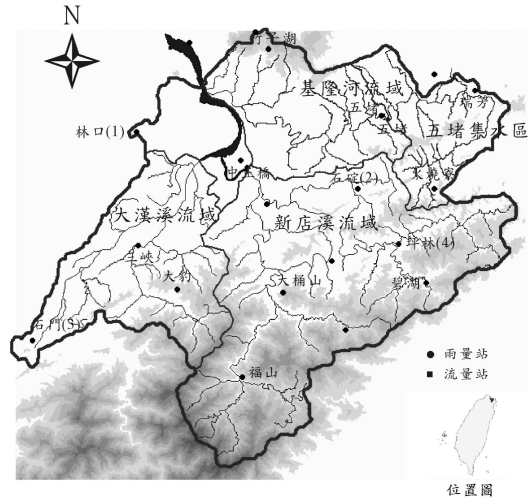


圖 1 淡水河流域及雨量測站分佈圖

變。淡水河及其主要支流基隆河、大漢溪及新店溪匯流於台北盆地內。淡水河系主流全長 159 公里，流域面積 2,726 平方公里，為台灣第三大河川。淡水河系之台北盆地屬於台北市院轄市及台北縣等台灣首善之都會區，約 500 萬人口集中於中下游平原地區。由於盆地內地勢低窪，淡水河流經台北盆地之河段，感潮情況甚為明顯，每當颱風過境，常挾帶大量豪雨，導致洪水渲洩不及，屢屢造成重大災害。由於都會區內人口密集，地勢低窪，為有效利用土地，河川沿岸大多築堤防束洪，以防範水患，市區則以下水道引導水流至抽水站從事內水排水，惟防洪排水涉及土地徵收、工程施工及管理營運等眾多因素，錯綜複雜。圖 6-1 為淡水河流域圖。

2. 測站降雨資料

本研究集水區為包括基隆河、大漢溪及新店溪等流域之淡水河集水區。集水區內選取如表 1 所示之 14 個電傳雨量站，其位置點如圖 1 所示。於求取半變異圖與交叉半變異圖所使用之降雨資料為 1966 年至 2002 年間之所有降雨事件(颱風與暴雨事件)。評估雨量測站對平均雨量推估之影響，所採用之降雨事件為莫瑞(1981)、尼爾森(1985)、韋恩(1986)、艾貝(1986)、琳恩(1987)、道格(1994)、賀伯(1996)與溫妮(1997)等八場颱風

表 1 淡水河流域水利署所轄雨量測站基本資料表

編號	站名	位置		標高 (公尺)	資料使 用年限
		東經	北緯		
1	林口(1)	121° 22'	25° 04'	250	63~91
2	三 峽	121° 22'	24° 56'	33	69~91
3	石門(3)	121° 14'	23° 49'	140	67~91
4	大 豹	121° 25'	24° 53'	590	64~91
5	大桶山	121° 33'	24° 52'	916	68~91
6	坪林(4)	121° 42'	24° 56'	200	67~91
7	火燒寮	121° 45'	25° 00'	380	46~91
8	瑞芳(2)	121° 48'	25° 07'	101	61~91
9	五 堵	121° 42'	25° 05'	16	54~91
10	石碇(2)	121° 39'	25° 00'	140	60~91
11	中正橋	121° 31'	25° 01'	5	67~91
12	碧 湖	121° 44'	24° 53'	360	60~91
13	福 山	121° 30'	24° 47'	500	60~91
14	竹子湖	121° 32'	25° 10'	605	67~91

事件。其中賀伯颱風亦應用於驗證共克利金法所推估結果之良莠。

五、結果與討論

本研究嘗試瞭解雨量測站對推估平均雨量之影響程度，並於測站遺漏時提出一有效估計方法予以推估其漏失值。克利金與共克利金法為本研究主要方法。應用克利金法視降雨空間分佈為二維隨機變數，而共克利金法除了同樣視降雨為二維隨機函數外，亦將之視為一維時間序列，從而建立其時間與空間之架構。茲將研究過程之各種結果依序敘述如下，並分別討論之：

1. 研究集水區之空間變異性

點降雨深度定義為 $p(t, x)$ ，其為非連續點。單一測站連續時間之雨量資料， $\{p(t, x) | t = 1, 2, 3, \dots, T\}$ ，可考慮為二維隨機變量域。研究集水區於時刻 t ， n 個雨量測站之記錄 $\pi(t)$ 為 n 個隨機向量 $\{p(t, x_i) | i = 1, 2, 3, \dots, n\}$ ，其如式(17)所示：

$$\pi(t) = \{p(t, x_1), p(t, x_2), p(t, x_3), \dots, p(t, x_n)\} \dots (17)$$

每個時刻之半變異圖為時變性(即半變異圖為時間 t 之函數)，1966 年至 2002 年所有降雨事件逐

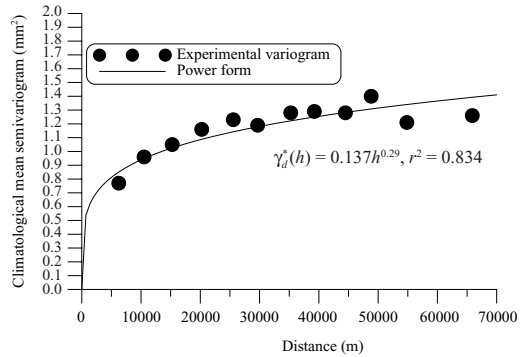


圖 2 淡水河流域無因次半變異圖

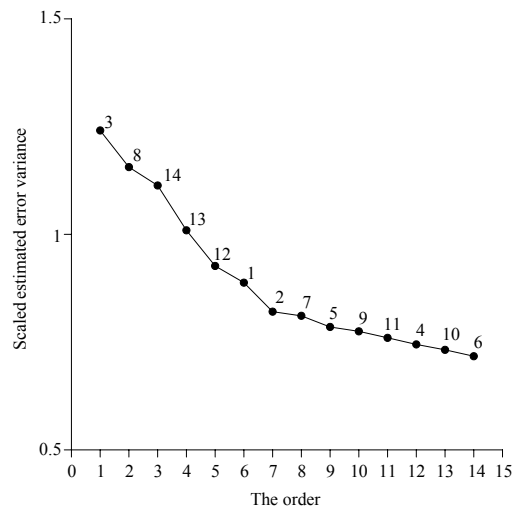


圖 3 淡水河流域 14 個電傳雨量測站之重覆法結果

時雨量之無因次實驗半變異圖，並以次幂模式予以套配所得如下式與圖 2：

$$\gamma_d^*(h_{ij}, a) = \omega_0 h^a = 0.137 h^{0.21} \dots (18)$$

於建立無因次理論半變異圖模式後，降雨事件於 t 時刻之半變異圖可由式(2)獲得，克利金估計誤差變異數亦可由式(7)取得。克利金估計誤差變異數常用於評估現有站網或增設站網，其原理為保留估計誤差變異數較低之測站，而去除較高者。本研究亦應用其原理、重覆法及無因次半變異圖(式 18)予以評估研究集水區之空間變異特性，其結果圖 3 所示。

圖 3 顯示尺度估計誤差變異數較高者為編號 3、8、14 與 13 之石門(3)、瑞芳(2)、竹子湖

表 2 淡水河流域 14 個測站權重變化一覽表

雨量測站	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
雨量測站之權重值	0.063	0.077	0.108	0.087	0.082	0.056	0.052	0.052	0.056	0.058	0.071	0.064	0.114	0.060
	*	0.088	0.115	0.092	0.085	0.057	0.054	0.055	0.059	0.060	0.081	0.066	0.117	0.070
	0.076	*	0.120	0.106	0.088	0.057	0.053	0.054	0.058	0.060	0.078	0.066	0.120	0.064
	0.077	0.098	*	0.104	0.089	0.059	0.055	0.057	0.059	0.060	0.076	0.069	0.131	0.067
	0.070	0.098	0.119	*	0.094	0.058	0.054	0.054	0.057	0.061	0.078	0.067	0.128	0.063
	0.066	0.083	0.112	0.098	*	0.064	0.056	0.054	0.059	0.065	0.079	0.072	0.130	0.063
	0.064	0.078	0.109	0.088	0.088	*	0.062	0.055	0.059	0.067	0.073	0.079	0.117	0.062
	0.064	0.078	0.109	0.088	0.085	0.065	*	0.061	0.063	0.065	0.073	0.072	0.116	0.063
	0.065	0.078	0.110	0.088	0.084	0.060	0.062	*	0.067	0.062	0.073	0.069	0.116	0.066
	0.065	0.078	0.109	0.088	0.084	0.060	0.060	0.063	*	0.067	0.075	0.067	0.115	0.068
	0.065	0.078	0.109	0.088	0.087	0.065	0.060	0.056	0.065	*	0.077	0.069	0.116	0.064
	0.073	0.084	0.111	0.093	0.089	0.059	0.055	0.055	0.062	0.066	*	0.066	0.117	0.070
	0.064	0.078	0.110	0.089	0.089	0.074	0.062	0.057	0.059	0.063	0.073	*	0.120	0.062
	0.068	0.087	0.123	0.106	0.106	0.063	0.056	0.056	0.058	0.062	0.076	0.075	*	0.063
0.073	0.080	0.111	0.089	0.085	0.058	0.055	0.059	0.065	0.063	0.081	0.066	0.116	*	

* 符號代表該雨量測站假設為未知。

與福山測站。此乃說明這些測站於淡水河流域雨量站網中，為較具代表性者，且可能具有較高之權重值。一旦這些測站發生降雨記錄漏失時，可能導致某些情事之誤判或水文分析之未知錯誤。

2. 漏失雨量資訊之影響

於簡單地分析研究集水區測站間之空間變異後，本研究應用重覆法分別探討測站權重間之關係與測站對平均雨量推估之影響。將淡水河集水區劃分間距為 1 公里之網格點，其共有 2665 個網格點。應用 14 個電傳雨量測站之單站降雨資料予以估算集水區之 8 場降雨事件之逐時平均雨量，並計算各站之權重值與各降雨事件之降雨總體積。

平均雨量與權重值之計算程序為採用尺度氣候平均半變異圖(Cheng 與 Wang, 2002)之觀念，將降雨觀測資料予以標準化，而得固定參數 a 與 ω_0 。參數 $\omega(t)$ 為各時刻 t 空間中測站觀測資料之變異數 $S^2(t)$ 與 ω_0 之乘積，其代表 t 時刻降雨空間變異特性。如此可迅速計算各時刻半變異圖，進而由克利金系統決定測站權重值，以估計平均雨量。表 2 第一列與表 3 之第一行為應用 14 個雨量測站之結果。

為了研析漏失測站記錄所帶來之影響，本研究亦採用重覆法分析之概念，分別假設任一測站未知或不存在，而以其餘測站計算其權重值與降雨總量。此假設測站未知之步驟，直到所有測站皆完成假設並估算，方可停止。表 2 之第二列至第十五列與表 3 之第二行至第十五行分別為權重值與事件降雨總量之分析結果。

圖 3 與表 2 之第一列顯示，尺度估計變異數較高者，其權重值亦可能較大(如石碇(3)與福山測站)。無偏估推估為克利金之條件之一，所謂無偏估條件為權重和等於 1。因此若某測站漏失降雨記錄，無法參與平均雨量之估算行列，即代表其權重將分配至其餘具降雨記錄之測站。也就是說集水區內所有具降雨資訊測站之權重值將重新配置。表 2 之第二列至第十五列為其重新分配結果。由表 2 顯示，當某測站漏失時，其餘 13 個測站之權重值皆高於原先 14 個測站。此乃說明重新配置之結果為每個測站皆會分配到漏失測站之部分權重值，但並非每個測站皆分配到相同值。以編號 10 之石碇(2)測站為例，原本其權重值為 0.058。一旦其無記錄時，權重值 0.058 將分散至其餘測站。由表 2 與圖 1 之測站位置圖可知，鄰近於石碇(2)測站之雨量站(如編號 6、7、

表 3 八場降雨事件降雨總量推估結果表

颱風名稱	假設未知雨量測站之編號														
	All	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
莫瑞(1981)	374.5	-4.1	-0.2	-9.2	-7.7	0.2	2.2	-2.7	9.1	1.1	8.3	-0.5	-17.6	8.4	-9.8
尼爾森(1985)	441.1	-52.4	1.4	8.4	0.0	4.7	-0.4	-5.4	3.4	7.7	-1.4	11.9	-5.5	-29.4	-11.4
韋恩(1986)	609.8	12.3	-13.9	9.2	-3.6	-6.5	1.3	-3.0	5.2	2.9	19.0	14.0	-3.6	-18.7	-17.9
艾貝(1986)	824.7	16.8	3.5	14.5	4.1	-5.4	-15.9	-11.0	-55.4	-13.6	11.0	15.5	-4.6	-10.1	-22.9
琳恩(1987)	1014.0	22.5	14.9	27.6	1.1	15.4	23.0	-51.6	-13.3	-28.3	35.1	25.3	22.7	28.2	-70.6
道格(1994)	302.2	0.7	2.0	3.6	5.0	7.9	1.1	1.5	4.0	1.0	2.8	7.7	-7.7	-28.7	-16.2
賀伯(1996)	538.8	15.1	12.0	-1.9	1.3	-7.4	-17.3	-9.5	14.5	11.0	10.1	13.6	-15.3	-22.2	-6.2
溫妮(1997)	407.3	7.3	6.3	16.8	9.0	5.1	-7.7	-4.6	12.4	0.4	2.5	16.0	-6.6	-45.4	-34.2
平均值	564.1	2.3	3.3	8.6	1.2	1.8	-1.7	-10.8	-2.5	-2.2	10.9	12.9	-4.8	-14.7	-23.7

- 符號代表降雨總量低估

9 與 12 之坪林(4)、火燒寮、五堵與碧湖測站)將可分配得較多之值，而距其較遠之測站(如編號 1、2 與 3 之林口(1)、三峽與石門(3)測站)則僅取得少許值。

這些現象可證明應用克利金法計算平均雨量為一優良方法。於不考慮補遺漏失雨量值之情形，克利金法可自動且合理地調整流域測站之權重。無因次半變異圖之取得後，更可快速地估算平均雨量。因此該方法相當適合應用洪水預報系統降雨—逕流模式(逕流模擬)之輸入模組中。

本研究利用八場降雨事件並假設任一雨量測站不存在，而應用區塊克利金法推估之事件降雨總量。表 3 為評估當某測站漏失資訊時，該測站對平均雨量推估之影響。其中第一行為利用 14 個測站所計算莫瑞(1981)、尼爾森(1985)、韋恩(1986)、艾貝(1986)、琳恩(1987)、道格(1994)、賀伯(1996)與溫妮(1997)等八場降雨事件之降雨總量，其分別為 374.5 mm、441.1 mm、609.8 mm、824.7 mm、1014.0 mm、302.2 mm、538.8 mm 與 407.3 mm。

由表 3 之分析結果顯示，測站漏失降雨記錄可能導致低估降雨事件之總體積，如編號 13 與 14 之福山與竹子湖測站。表 3 最後一列為各個測站假設未知時，八場事件推估總體積之平均誤差，其依測站編號分別為 2.3 mm、3.3 mm、8.6 mm、1.2 mm、1.8 mm、-1.7 mm、-10.8 mm、-2.5 mm、-2.2 mm、10.9 mm、12.9 mm、-4.8 mm、-14.7 mm 與 -23.7 mm。這些統計結果顯示，較高尺度估計變異數之測站一旦無降雨記錄時，可能造成總體積較大之低估量，如尼爾森颱風編號 1 之林口(1)測站、艾貝颱風編號 8 之瑞芳(2)測站、琳恩颱風編號 7 與 14 之火燒寮與竹子湖測站與溫妮颱風編號 13 之福山測站，其低估量分別為 52.4 mm、55.4 mm、51.6 mm、70.6 mm 與 45.4 mm，約佔總體積之 12%、7%、5%、7%與 11%。這些低估量近似於一場小型暴雨之總體積。如尼爾森、琳恩與溫妮颱風等降雨事件，其低估量為整場降雨量之 1/10 左右。若於洪水預報系統中，一旦這些測站(林口(1)、火燒寮、瑞芳(2)、福山與竹子湖)發生故障無法回傳資料，水文模式所模

擬之水量如逕流體積、尖峰流量與到達尖峰時刻與實際情形勢必有所偏差，其將導致影響決策支援系統與主事者之思維判斷。因此事先確定影響推估較大之雨量測站與尋找有效雨量補遺方法是值得深思熟慮的。

3. 降雨資料之時間－空間架構

固定位置 x_α 之單一雨量測站於單場事件之降雨記錄可視為一維隨機變量域(時間序列)。因此若干個測站之降雨資料，則可考慮為具有時間－空間特性之資料集合 $\{Z_\alpha(t_i); \alpha = 1, 2, 3, \dots, N; i = 1, 2, 3, \dots, T\}$ 。其中， $Z_\alpha(t_i)$ 定義為第 α 位置第 i 時刻之量測值。令該集合為 N 個區域化變數之集合，每個區域化變數皆視為一維時間序列之隨機函數：

$$\{Z_\alpha(t), \alpha = 1, 2, \dots, N\} \dots\dots\dots(19)$$

依據其假設，若 N 個雨量測站位於集水區，且這些測站皆具有 T 時刻之降雨記錄，則每個測站為隨時間變化之單一隨機函數，測站與測站間為二維空間變異關係。因此，本研究乃應用淡水河流域之 14 個電傳雨量站及 1966 至 2002 年間所有降雨事件，建立研究流域雨量變化之時空關係一交叉半變異圖。表 4 與圖 4 至圖 13 為編號 9、10、11 與 14 之五堵、石碇(2)、中正橋與竹子湖測站配對之交叉半變異圖。

圖 4 至圖 7 與表 4 之前四列分別為編號 9、10、11 與 14 之五堵、石碇(2)、中正橋與竹子湖測站本身之交叉半變異圖，為單純之一維時間序列(時間因次明顯)，其意義相當於時間序列之相關圖(correlogram)(王與易，1979)。即目前雨量與 k 時刻後雨量之相關係數($k = 1, 2, 3, \dots, 48 \text{ hr}$)，通常時間越近者相關係數越高。四個測站之交叉變異圖之平滑度以編號 10 測站(石碇(2))最為平滑(指離散點)，其次為編號 9 測站(五堵)與編號 14 測站(竹子湖)，編號 11 測站(中正橋)最為不平滑。此乃表示於 48 小時內，編號 9、10、11 與 14 測站時間序列隨時間稽延而降低之相關係數(correlation)，其降低幅度以石碇(2)站最為穩定。而中正橋站則僅於 24 小時內較為穩定。

表 4 雨量測站之交叉半變異圖參數表

雨量測站配對	相對距離(m)	參數 ω	參數 a
編號 9 與 9	0.00	54.32	0.089
編號 10 與 10	0.00	47.24	0.094
編號 11 與 11	0.00	59.26	0.178
編號 14 與 14	0.00	42.86	0.241
編號 9 與 10	10038.42	45.26	0.157
編號 9 與 11	18671.55	51.77	0.167
編號 9 與 14	17017.60	43.84	0.243
編號 10 與 11	14550.08	51.16	0.186
編號 10 與 14	21519.06	37.07	0.326
編號 11 與 14	15614.56	43.92	0.238

圖 8 至圖 13 與表 4 第五列至最後一列分別為編號 9、10、11 與 14 之五堵、石碇(2)、中正橋與竹子湖測站相互配對之交叉半變異圖，其同時具備時間與空間因次。因為編號 11 之中正橋測站其稽延 k 小時之相關係數，於 24 小時後呈現不穩定狀態(指離散點)，所以與其配對之交叉半變異圖亦具有相同情形(如圖 9、11 與 13)。

此外以理論交叉半變異圖模式之變化而言(連續曲線)，圖 4 至圖 7 中，各測站稽延 1 小時之雨量變化分別為 54.32、47.24、59.26 與 42.86 mm^2 ，以編號 11(中正橋測站)為最劇烈；稽延 1 小時至 48 小時之雨量變化分別為 22.34、20.74、58.78 與 66.09 mm^2 ，以編號 14 為最大(竹子湖測站)，而編號 11(中正橋測站)次之。編號 11 之竹子湖測站因位於高山，所以雨量變化較大，而編號 9 與 10 之五堵與石碇(2)測站因為於平地，所以雨量變化較小。較特殊的是編號 11 之中正橋測站，其位於平地，但雨量變化卻相當劇烈。

圖 8 至圖 13 中，配對測站稽延 1 小時之雨量變化分別為 45.26、51.77、43.84、51.16、37.07 與 43.92 mm^2 ，以配對編號 9 與 11(五堵測站與中正橋測站)為最高；稽延 1 小時至 48 小時之雨量變化分別為 37.85、47.05、68.47、53.95、93.88 與 66.44 mm^2 ，以配對編號 10 與 14(石碇(2)與竹子湖測站)為最劇烈。雖然配對測站之相對距離為最大，但其所在位置之高程差大，且竹子湖測站之雨量變異遠高於石碇(2)測站。由此可知，時間因次較空間因次之影響為大。

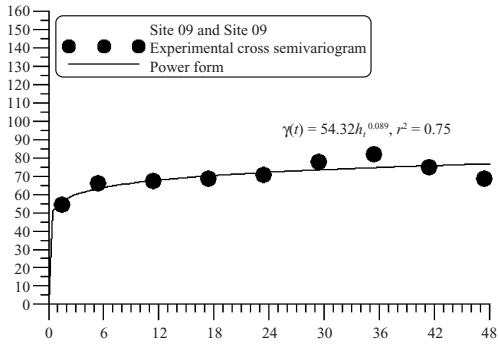


圖4 編號09測站之交叉半變異圖

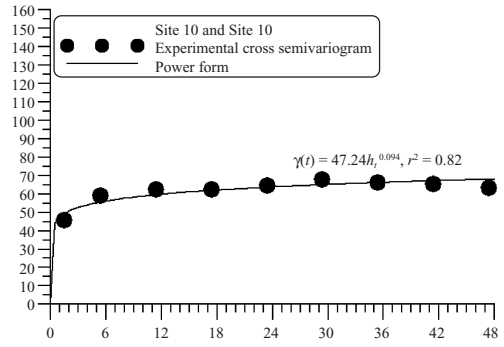


圖5 編號10測站之交叉半變異圖

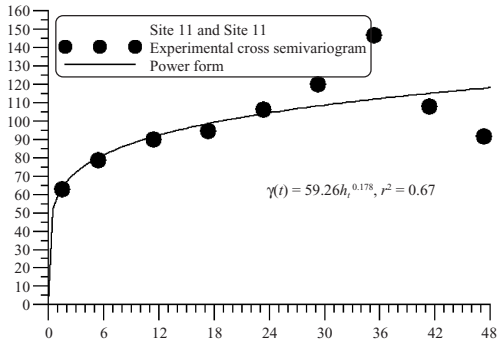


圖6 編號11測站之交叉半變異圖

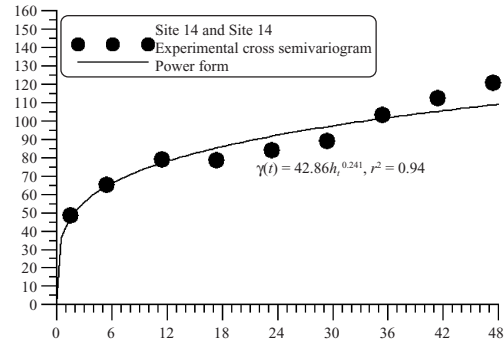


圖7 編號14測站之交叉半變異圖

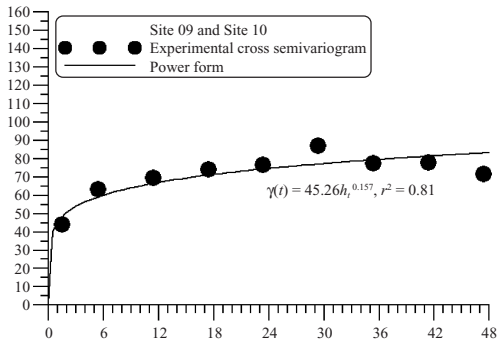


圖8 編號9與10測站之交叉半變異圖

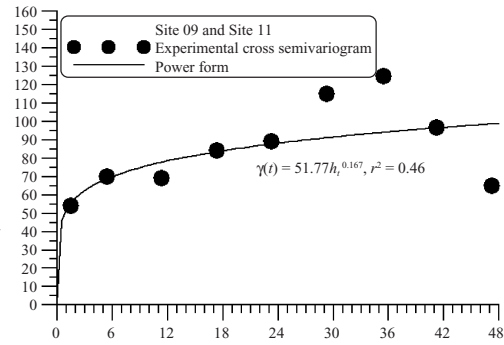


圖9 編號9與11測站之交叉半變異圖

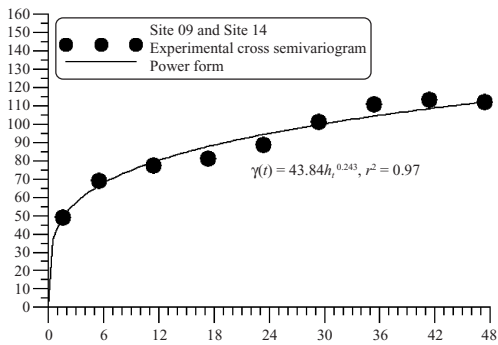


圖10 編號9與14測站之交叉半變異圖

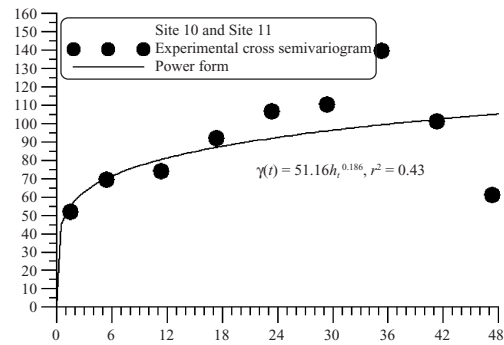


圖11 編號10與11測站之交叉半變異圖

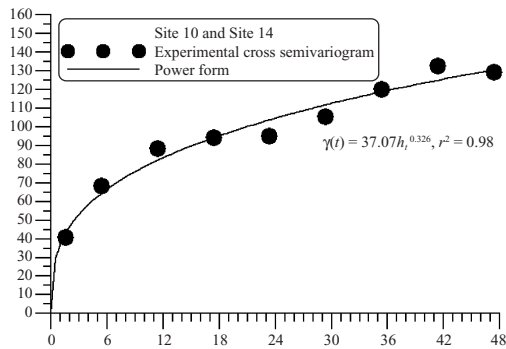


圖12 編號10與14測站之交叉半變異圖

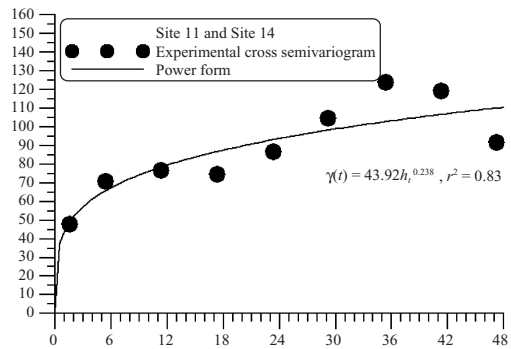


圖13 編號11與14測站之交叉半變異圖

4. 測站降雨資料之補遺

於確定研究集水區測站降雨之時間－空間結構後，本研究嘗試對缺漏資料之補遺提出一有效之推估方法。研究中，應用共克利金系統(式 13 與 14)及表 4 與圖 4 至圖 13 之理論交叉半變異圖函數(次冪模式)，選擇賀伯颱風事件(1996)以交叉驗證法分別假設任一測站任一時刻資料未知而推估並比較其結果。交叉驗證之結果如表 5 所示。

由表 5 各測站之交叉驗證法得知，推估值與觀測值大部分皆相當接近。各測站之無偏估趨近於 0，一致性亦傾向於 1。交叉驗證法之推估結果大致良好，此乃顯示本研究所提出之缺漏降雨補遺方法值得推廣應用。

六、結論與建議

本研究應用無因次半變異圖說明降雨之空間－時間變異特性，代表空間距離影響範圍之參數 a 為非時變性，而參數 ω 則用以說明空間降雨量之變化，其為時變性。尺度氣候平均半變異圖空間因次較時間因次為明顯，其可應用洪水預報系統水文模式之即時輸入。

於颱風期間電傳雨量因故無法接收雨量訊息時，區塊克利金法可自動調整雨量站網各測站之權重值，並且於無偏估與最小估計變異數條件下，進行平均雨量之估計。該方法優於傳統平均雨量計算方法，適用於推估颱風降雨空間之即時變化。

本研究亦利用交叉變異圖說明降雨之時間－空間變化情形。因交叉半變異圖為兩兩配對測站所計算而得，倘若集水區雨量測站個數較多時，則需耗費時間於計算配對測站之交叉半變異圖。共克利系統亦較為龐大，於計算矩陣亦較為複雜。若有 N 個測站，則須計算 $N + N(N+1)/2$ 個交叉半變異圖，共克利系統亦有 $(T+1)N \times (T+1)N$ 。此為此法之唯一缺點，但對今日電腦科技而言，該缺點並非無法克服。

本研究視單一測站資料為時間序列，測站與測站間為彼此相關之二維區域化變數，其結果為配對測站之交叉半變異圖。由研究結果顯示，交叉半變異圖可顯示降雨於時間與空間方面之變化，時間因次較明顯於空間因次。

本研究建立集水區雨量站網之交叉半變異圖，進而利用共克利金法計算假設缺漏雨量記錄之推估值，並予以評估其精確性。研究結果顯示，本研究所提出之方法，不論適用性或精確性皆合乎要求。其對洪水預報系統之水文分析方面，確實有所助益，尤其是即時降雨空間估計與降雨資料之補遺。因此本研究建議可將該方法納入現有系統運作，將有助於模擬與預報準確度之提升。

致 謝

本研究承蒙行政院國家科學委員會補助經費(計畫編號：NSC94-2211-E-434-007，始得以順利完成，特此致謝。

表 5 賀伯颱風之交叉驗證結果

雨量測站	編號 9 測站		編號 10 測站		編號 11 測站		編號 14 測站	
時間 (hours)	觀測值 (mm)	推估值 (mm)	觀測值 (mm)	推估值 (mm)	觀測值 (mm)	推估值 (mm)	觀測值 (mm)	推估值 (mm)
1	4.0	6.4	3.8	6.6	4.0	7.1	29.0	23.6
2	5.0	6.0	5.2	5.7	0.9	7.8	23.0	21.0
3	8.0	4.6	7.3	2.5	11.0	1.6	13.0	12.1
4	8.0	5.4	4.2	5.3	7.0	7.3	6.0	17.5
5	5.0	5.4	6.1	3.3	10.0	3.8	24.0	9.7
6	6.0	5.6	6.0	4.7	6.0	6.5	14.0	19.9
7	7.0	4.9	3.0	5.5	2.0	8.1	17.0	23.7
8	5.0	5.4	6.3	6.8	7.0	13.2	33.0	26.5
9	3.0	5.4	5.7	8.2	23.0	13.1	34.0	31.1
10	3.0	5.1	7.3	9.3	15.0	19.5	26.0	34.2
11	5.0	3.1	7.3	7.7	16.0	16.1	30.0	25.1
12	3.0	3.9	10.0	7.8	18.0	17.6	24.0	28.7
13	4.0	3.0	7.2	9.6	21.0	19.7	28.0	29.9
14	2.0	4.1	12.0	8.6	25.0	18.9	34.0	34.2
15	2.0	3.1	1.9	10.2	14.0	19.3	36.0	33.0
16	1.0	4.5	4.9	11.2	9.0	21.4	28.0	40.9
17	2.0	3.6	10.4	9.2	17.0	18.0	40.0	27.7
18	5.0	4.4	11.3	12.9	25.0	22.2	26.0	35.2
19	7.0	4.8	22.2	11.4	29.0	24.5	32.0	30.1
20	11.0	6.9	24.3	14.9	41.0	28.4	41.0	47.3
21	8.0	8.5	13.3	16.1	33.0	29.9	64.0	47.6
22	7.0	9.1	7.7	14.7	24.0	26.2	54.0	54.0
23	6.0	7.3	2.2	12.1	9.0	20.9	38.0	44.5
24	4.0	7.5	7.3	9.6	11.0	14.7	30.0	37.7
25	6.0	8.6	12.0	9.4	15.0	12.3	34.0	34.3
26	14.0	8.1	11.3	10.7	12.0	13.1	40.0	30.2
27	15.0	7.6	11.2	11.3	15.0	10.4	32.0	27.5
28	7.0	8.2	16.0	12.1	12.0	11.4	23.0	25.4
29	7.0	6.1	23.3	11.8	15.0	9.7	27.0	21.0
30	6.0	4.6	16.0	14.4	6.0	14.0	23.0	18.4
31	3.0	4.4	19.3	11.6	15.0	11.5	14.0	15.6
32	3.0	2.6	8.3	11.8	17.0	10.5	9.0	8.6
33	2.0	2.7	11.0	9.1	10.0	11.1	4.0	7.1
34	2.0	1.9	5.3	9.7	5.0	12.1	4.0	5.4
35	1.0	2.3	9.3	7.7	14.0	9.6	6.0	5.1
36	2.0	1.9	6.0	9.3	12.0	13.2	5.0	7.1
37	1.0	2.0	6.3	8.6	12.0	12.7	5.0	5.6
38	1.0	2.3	7.7	8.6	13.0	12.5	4.0	7.6
Unbias	0.011		0.000		0.018		0.078	
Coherence	0.784		0.969		0.921		1.150	

參考文獻

1. 王如意、易任：應用水文學，上、下冊，國立編譯館出版，茂昌圖書有限公司發行，1979。
2. Bastin G., B. Lorent, C. Duque and M. Gevers, "Optimal Estimation of The Average Rainfall and Optimal Selection of Raingauge Locations," *Water Resources Research*, **20(4)**, 463-470, 1984.
3. Cheng S. J. and R. Y. Wang, "An Approach for Evaluating The Hydrological Effects of Urbanization and Its Application," *Hydrological Processes* 16(7), 1403-1418, 2002.
4. Chiles J. P. and P. Delfiner, Geostatistics: Modeling Spatial Uncertainty, Wiley, New York, 1999.
5. Chow V. T., D. R. Maidment and L. W. Mays, Applied Hydrology, McGraw-Hill Book Company, New York, 1988.
6. Christakos D., D. T. Hristopulos and P. Bogaert, "On the physical geometry concept at the basis of space/time geostatistical hydrology," *Advances in Water Resources* **23**, 799-810, 2000.
7. Chua S. H. and R. L. Bras, "Optimal Estimation of Mean Areal Precipitation in Regions of Orographic Influence," *Journal of Hydrology*, **57**, 713-728, 1982.
8. Clarke R. T., "A Review of Some Mathematical Models Used in Hydrology, with Observations on Their Calibration and Use," *Journal of Hydrology*, **19**, 1-20, 1973.
9. Delhomme J. P., "Spatial Variability and Uncertainty in Ground Water Flow Parameters: A Geostatistical Approach," *Water Resources* **5(2)**: 269-280, 1978.
10. Dooge J. C. I., "A General Theory of The Unit Hydrograph," *Journal of Geophysical Research*, **64(1)**, 241-256, 1959.
13. Goovaerts P., "Geostatistical approaches for incorporating elevation into the spatial interpolation of rainfall," *Journal of Hydrology*, **228**, 113-129, 2000.
14. Hoeksema R. J., R. B. Clapp, A. L. Thomas, A. E. Hunley, N. D. Farrow and K. C. Dearstone, "Cokriging Model for Estimation of Water Table Elevation," *Water Resources Research*, **25(3)**, 429-438, 1989.
15. Hsieh L. S. and R. Y. Wang, "A Semi-distributed Parallel-type Linear Reservoir Rainfall-runoff model and Its Application in Taiwan," *Hydrological Processes*, **13**, 1247-1268, 1999.
16. Hughes J. P. and D. P. Lettenmaier, "Data Requirements for Kriging: Estimation and Network Design," *Water Resources Research*, **17(6)**, 1641-1650, 1981.
17. Isaaks E. H. and R. M. Srivastava, Applied Geostatistics, Oxford University Press, New York, 1989.
18. Jakeman A. J., I. G. Littlewood and P. G. Whitehead, "Computation of The Instantaneous Unit Hydrograph and Identifiable Component Flows with Application to Two Small Upland Catchments," *Journal of Hydrology*, **117**, 275-300, 1990.
19. Journel, A. G. and C. J. Huijbregts, Mining Geostatistics, Academic Press, New York, 1978.
20. Kassim A. H. M. and N. T. Kottegoda, "Rainfall Network Design through Comparative Kriging Method," *Hydrological Sciences Journal*, **36(3)**, 223-240, 1991.
21. Lebel T., G. Bastin, "Variogram Identification by the Mean Squared Interpolation Error Method with Application to Hydrologic Fields," *Journal of Hydrology*, **77**, 31-56, 1985.
22. Lebel T., G. Bastin, C. Obléd and J. D. Creutin, "On The Accuracy of Areal Rainfall Estimation:

- A Case Study,” *Water Resources Research*, 23(11), 2123-2134, 1987.
23. Matheron G., The Theory of Regionalized Variables and Its Application, *Ecole Nationale Supérieure des Mines de Paris*, 1971.
24. Mays L. W. and C. K. Taur, “Unit Hydrographs via Nonlinear Programming,” *Water Resources Research*, 18(4), 744-752, 1982.
25. Myers D. E., “Matrix formulation of co-Kriging,” *Journal of the International Association for Mathematical Geology*, 14(3), 249-257, 1982.
26. Nash J. E., “The Form of The Instantaneous Unit Hydrograph,” *IAHS Publications*, 45, 112-121, 1957.
27. O’Connell P. E. and E. Todini, “Modelling of Rainfall, Flow and Mass Transport in Hydrological Systems: An Overview,” *Journal of Hydrology*, 175, 3-16, 1996.
28. Rao A. R. and W. Tirtotjondro, “Computation of Unit Hydrographs by A Bayesian Method,” *Journal of Hydrology*, 164, 325-344, 1995.
29. Rouhani S and H. Wackernagel, “Multivariate Geostatistical Approach to Space-Time Data Analysis,” *Water Resources Research*, 26(4), 585-591, 1990.
30. Tabios III G. Q. and J. D. Salas, “A Comparative Analysis of Technique for Spatial Interpolation of Precipitation,” *Water Resources Bulletin*, 21(3), 365-380, 1985.
31. Wackernagel H., Multivariate Geostatistics, Springer-Verlag, Berlin, 1998.
32. Yue, S. and M. Hashino, “Unit hydrographs to model quick and slow runoff components of streamflow,” *Journal of Hydrology*, 227, 195-206, 2000.

收稿日期：民國 94 年 9 月 22 日

修正日期：民國 94 年 11 月 15 日

接受日期：民國 94 年 11 月 22 日