

# 屏東平原流通係數空間變異性之探討

## Study on Spatial Variability of Transmissibility in Pingtung Plain

國立成功大學  
水利及海洋工程系  
博士研究生

蔡宗旻\*

Tsung-Min Tsai

國立成功大學  
水利及海洋工程系  
副教授

顏沛華

Pei-Hwa Yen

國立成功大學  
水利及海洋工程系  
碩士

郭錦燐

Chin-Lin Kuo

### 摘 要

本文針對現有觀測井之水文地質參數(流通係數)為研究對象,先將含水層作三層之概念分層,以取對數後之流通係數為區域化變數,並以地質統計模式 GSLIB 計算試驗半變異元及執行理論半變異元模式之套配,以建立各層之空間變異結構,而從地文統計之觀點探討其隨距離、方向之變異特性,同時建立多個不同方向之半變異圖加以研判分析。變異模式經交叉驗證後,再以克利金(Kriging)法為空間插值分析工具作最佳線性及不偏估性之推估(the Best Linear Unbiased Estimation),將其異向現象表達於等值圖分佈之趨勢上。據屏東平原之分析結果顯示,對數型態之流通係數在空間中具有明顯之幾何異向性,以流通係數等值圖與現有水文地質資料對異向性之發生原因加以探討後,初步研判應與地下水含水層形成之水文地質環境具有密切關係。此外由研究區域中克利金變異數等值圖顯示,其值較高之地區可視為未來新設觀測井之最佳位置。

**關鍵詞**：流通係數，克利金，變異元。

### ABSTRACT

The spatial distribution of transmissibility of anisotropic aquifer is the study object in this paper. The transmissibility is considered as a regionalized variable. Then spatial variable structure of topography can be established by using the GSLIB model to calculate the theoretical variogram of transmissibility for generating the variogram model in spatial directions. Kriging analysis was provided also to expand the spatial variance of

\*通訊作者, 國立成功大學水利及海洋工程所博士研究生, 70101 台南市東區大學路 1 號, n8893106@ccmail.ncku.edu.tw

transmissibility and reflect the anisotropic variability in contour map. Hydro geologic data collected from Pingtung Plain were picked up as the model input. Results showed that the log form of transmissibility has strongly anisotropic variability and the anisotropic of topography in such area is controlled by its hydrogeology factor while the aquifer was forming. Kriging variance as well demonstrates that some estimated variance have higher value in portion of the study region which implies that higher priority should be assigned to such area for further hydro geologic data measurement.

**Keywords:** Transmissibility, Kriging, Variogram.

## 一、前言

由於社會快速發展，人口密度高度成長，造成需水量逐年增加，除了農業灌溉外，還有工業用水、民生用水等需求亦與日劇增，加上台灣河川地形陡峭，大部分地表水常直接匯流入海，其餘地表水除儲蓄於水庫外，部分經入滲等途徑進入含水層儲蓄形成地下水，因此地下水含水層之蓄水功能相對重要。但因工業的開發及人為的破壞，常造成地下水遭致污染。有鑑於此，為瞭解地下水流況、地下水流動及污染傳輸與水文地質參數之相關機制，不論從環保或是地下水資源開發的觀點而言，建立完整的水文地質參數資料庫供日後規劃、管理及研究實屬必要。

本研究以流通係數為區域化變數(Regionalized Variable, Re.V.)，並以美國史丹福大學發展之地質統計模式 GSLIB 計算試驗半變異元(experimental semivariogram)及執行理論半變異元模式之套配，在瞭解研究區域的空間結構分佈後，分析重點區域水文地質之空間分佈與變異性，作為地下水研究、利用及管理之重要依據。

台灣地區地下水站網計劃於 84 年至 87 年度間在屏東平原建置了 51 站(127 口)地下水觀測井，但由於有些地點無法設置觀測站，以至於水文地質資料的完整性仍稍嫌不足。對於觀測井設置地點之選擇，本研究經演算後，將推估之變異數中，以最大變異數之位置為增設觀測井之優先建議地點，即在該處設置觀測井後可使此區之估計變異數降低，故本文之研究可檢討現有觀測井之分佈及提供觀測井網規劃之參考。

## 二、文獻回顧

對於地下水水文地質參數資料之取得，大部分係藉由設置觀測井并作抽水試驗獲得，由於取得的資料大都只有單點的數據，所以必須以內插之方式來求取研究區域內的分佈情形。目前已發展完成之推估方法及應用表現，可概分為三類，其中第一類屬於簡單推估法之最鄰近法與距離平方反比加權法，因缺乏堅強之理論基礎，所以無法產生正確的推估結果。另一類為最小二乘法，係以套配方式，利用單一線性迴歸方程式代表整個區域之參數分佈型態，不僅忽略局部之變異性，亦無法反應單一估測點之不確定性。最後一類為克利金推估法，是一種以地質統計學為理論背景，應用於有限區域內之內插推估技術，其優於前兩類方法之處在於推估值具有不偏估與最小變異數之特點。

克利金推估法是法國著名數學家 G. Matheron 教授和在研究南非礦山地質工程師 D. G.Kriging 等人在工作的基礎上從理論與實際情況進行了系統的研究，並於 1962 年提出並創立了『地質統計學』，再於 1971 年提出命名為『克利金』之推估法。該法應用於分析地下水水文地質參數空間變異研究的學者甚多，Freeze (1975)經由眾多現場調查所做之統計分析發現流通係數在空間中之機率分佈型式，大多具有對數常態分佈之特性。Delhomme (1978)進一步研究發現經過對數轉換之水文地質參數，在常態分佈下，具有較原值更佳之空間變異結構，故後來之學者大多採用對數型態資料，作為分析半變異元之基本資

料。Delhomme (1979)；Hoeksema and Kitanidis (1985)；Woodbury and Sudicky (1991)以半變異元及克利金法推估水文地質參數空間結構與評估其不確定性。Amleto (1987)運用通用克利金法探討美國紐澤西州含水層三大主題，分別為地下水水位推估、未知點流通係數之推估及克利金誤差之推估。陳世楷(1993)；陳等(1993)利用克利金法研究雲林斗六地區含水層流通係數之變異性。譚義績、李繼尊(1993)；李繼尊(1993)；林裕彬、譚義績(1999)利用克利金探討雲林北港溪等沿岸流通係數之空間變異分析。Eggleston *et al.* (1996)；Eggleston and Rojstaczer (1998)以地質統計方法評估在有限資料下水力傳導係數空間變異結構及靈敏度重現之研究，在推估方面採用兩組不同尺度的試驗半變異元，分別控制在水平及垂直方向的變異，執行三維方式的克利金推估。Fabbri (1997)以地質統計中之一般克利金法，對研究區域的流通係數進行異向性分析，結果顯示找到之變異方向與研究區域之地殼結構吻合，並發現地質統計方法在水文地質上是一項良好的內插技術。黃振堂(1998)以地質統計理論中之克利金法為理論依據，對屏東平原進行水力傳導係數和流通係數之異向性分析。陳贍中(2001)應用地質統計方法評估濁水溪沖積扇水力傳導係數之空間變異性。

在其他方面之相關研究有 Sophocleous (1982)於美國堪薩斯州西北邊利用區域化變數將地下水位視為區域性變數，並使用克利金法建立地下水井網。Rouhani (1985)；Rouhani and Hall (1988)利用克利金變異數縮減分析(variance reduction analysis)及推估風險排序等方法，作為觀測網站從事新測點之分析與規劃之參考。蘇惠珍、張良正(1992)；蘇等(1992)以克利金變異數改變情形來探討濁水溪沖積扇觀測井網分佈均勻度或密度改變所導致推估誤差之變化。王如意、鄭士仁(1993)利用克利金法研究基隆河流域之降雨深度最佳估計及區域雨量站網之規劃設計。許敏楓(1993)探討淡水河流域之雨量站空間變異及站網設計之研究。許文鴻(1994)以因子克利金法搭配遺傳演算法建立地下水質觀測井網

之優選模式，並應用在屏東平原含水層二之地下水質井網分析。蔡瑋文(1995)利用克利金法及井觀測頻率來探討屏東平原觀測井網密度。丁澈士(1996)以克利金法、時間序列分析和地下水流數學模式與卡門濾波技術聯合運用等三方法比較，並設計、分析、選擇屏東平原最佳之觀測井網。丁等(1996)亦以克利金法研究屏東平原最佳之觀測井網。邱怡芬，張良正(1997)以屏東平原導水係數及水位為研究對象，利用聯合克利金推估(Co-Kriging estimation)發展出三種不同之佈井模式。張良正，蘇惠珍(1999)結合遺傳演算法(Genetic algorithms, Gas)及聯合克利金法發展佈井模式，並應用於屏東平原之佈井規劃上。Holawe and Dutter (1999)以地質統計研究降雨量序列在時間及空間上的分佈，瞭解研究地區之氣候特性。Prakash and Singh (2000)利用地質統計方法中的克利金變異數來尋找地下水觀測站網中，最佳的設站地點。戴維良(2001)以監測井之pH 值、導電度、總溶解固體及氯鹽四種水質資料為基礎，利用地質統計軟體 GEO-EAS 與井網密度分析軟體 NETGRAPH 搭配使用，分析出屏東平原最佳監測井為 67 口。

### 三、理論概述

克利金推估法理論是以區域化變數為基礎，描述代表自然現象之參數於空間分佈之特定結構，其以變異函數作為基本工具，在研究區域化變量空間分佈結構特徵規律性的基礎上，選擇各種適合的克利金法，以達到更精確的推估或對區域化變量進行條件模擬。即為利用已知之觀測值推估隨機變量域中任一未知點的推估值之最佳線性無偏估的估計方法(B.L.U.E)，茲將本研究對於線性定常地質統計學中使用之相關理論說明如下：

#### 3.1 區域化變數理論

地質統計學上區域化變數是以空間隨機函數(random function)  $Z(x)$ 來表示任何與地質有關之參數。一般而言，區域化變數所呈現之兩大特質可歸納如下：

1. 隨機性(randomness)，其在所分析區域中任一點值，皆具不確定性。
2. 結構性(structure)，對任一研究區域而言，區域化變數除具有上述的隨機性外，亦同時具有某種統計上的結構性，如區域化變數於空間上不同位置的觀測值之間亦可能具有某種程度的相關性(correlation)。在區域化變數理論中，則以半變異元(semi-variogram)作為此相關性之量化表示式。

### 3.1.1 基本假設

區域化變數通常作兩種基本假設(Marsily, 1986)：

#### 1. 定常假設(stationary hypothesis)：

當區域化變數  $Z(x)$  滿足下列二條件時，則稱其符合定常假設：

- (1) 在整個區研究區域內  $Z(x)$  的數學期望值均存在，且等於常數，即

$$E[Z(x)] = m, \quad m \text{ 為一常數} \dots\dots\dots (1)$$

- (2) 在整個區研究區域內  $Z(x)$  的協方差函數 (covariance function) 亦存在且呈常態 (即只依賴基本距離  $h$ ，而與  $x$  無關)，以下式表達：

$$\begin{aligned} \text{Cov}[Z(x), Z(x+h)] \\ = E[Z(x)Z(x+h)] - E[Z(x)]E[Z(x+h)] \dots\dots (2) \\ = E[Z(x)Z(x+h)] - m^2 \equiv C(h) \end{aligned}$$

當  $h = 0$  時，式(2)可寫為

$$\text{Var}[Z(x)] = C(0) \dots\dots\dots (3)$$

此式說明：變異數也存在，且為常數  $C(0)$ 。但有時在實際的情形中定常假設的要求可能無法滿足 (如協方差函數或變異數不存在等)。這時，還可以放寬要求，於是產生了本質假設。

#### 2. 本質假設 (intrinsic hypothesis)：

當區域化變數  $Z(x)$  的增量  $[Z(x) - Z(x+h)]$  滿足下列二條件時，即稱其為滿足本質假設：

- (1) 在整個研究區域內有

$$E[Z(x) - Z(x+h)] = m(h) \dots\dots\dots (4)$$

- (2) 增量  $[Z(x) - Z(x+h)]$  的變異函數存在且為定

常 (即變異數不依賴  $x$ )，即

$$\begin{aligned} \text{Var}[Z(x) - Z(x+h)] \\ = E\{[Z(x) - Z(x+h)]^2\} \equiv 2\gamma(h) \dots\dots\dots (5) \end{aligned}$$

式中， $\gamma(h)$  為半變異元，由式(5)中可得

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} E\{[Z(x) - Z(x+h)]^2\} \dots\dots\dots (6)$$

由定常假設的兩條件可知

$$\begin{aligned} \text{Cov}[Z(x), Z(x+h)] \\ = E[Z(x) - m][Z(x+h) - m] = C(h) \end{aligned}$$

當  $h = 0$  時有  $\text{Var}[Z(x)] = E[Z(x) - m]^2 = C(0)$ 。

以該式將式(6)加以代換

$$\begin{aligned} \gamma(h) &= \frac{1}{2} E\{[Z(x) - Z(x+h)]^2\} \\ &= \frac{1}{2} E[Z(x) - m]^2 \\ &\quad - E[Z(x) - m][Z(x+h) - m] \\ &\quad + \frac{1}{2} E[Z(x+h) - m]^2 \\ &= \frac{1}{2} C(0) - C(h) + \frac{1}{2} C(0) \\ &= C(0) - C(h) \end{aligned}$$

### 3.1.2 半變異元

半變異元亦稱為半變異數 (semi-variance)，其可以區域化變數沿特定方向但不同位置間的隨機函數或其殘數值 (residual) 之差的變異程度來表示，其定義為：

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} E[Z(x) - Z(x+h)]^2 \dots\dots\dots (7)$$

其中， $h$  為兩相異點間之距離

就計算上而言，由  $Z(x)$  之觀測值計算所得之半變異元稱為試驗半變異元。在半變異元分析中，可用求  $[Z(x_i) - Z(x_i+h)]^2$  的算數平均值方法來計算試驗半變異元  $\gamma^*(h)$ ：

$$\gamma^*(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i+h)]^2 \dots\dots\dots (8)$$

式中： $Z(x_i)$  為位於  $x$  點之觀測值， $Z(x_i+h)$  為位於  $x+h$  點之觀測值， $h$  為平均距離， $N(h)$  為配對數。由上述之計算式，可將觀測點之距離區分等級，

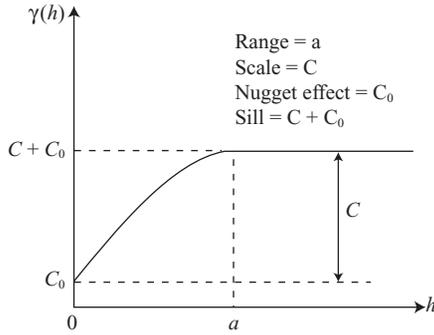


圖 1 試驗半變異元

並在各等級之間距範圍中，求得觀測點之平均距離( $h$ )、半變異元 $\gamma(h)$ 之值與配對數  $N(h)$ 。利用平均距離( $h$ )與半變異元 $\gamma(h)$ 之值繪成試驗半變異元，如圖 1 所示。由半變異圖可知：

1. 基值(sill)：

當觀測點之間的距離越大，則其相關性越小，半變異元就會越大。但是半變異數並不會一直增大，當平均距離到達某一程度時，半變異數就會緩慢增加，或不再增加，則此時所得到的半變異元稱為基值。

2. 影響半徑(radius of influence)：

在半變異圖中，基值所對應的距離則稱為影響距離(range)。

3. 塊金效應(nugget effect)：

當  $h = 0$  時， $\gamma(0) = C_0 \neq 0$  的情況發生，此外在圖形中距離原點附近之變異性有不連續的現象，則稱為塊金效應，其造成的原因可能為量測誤差或是缺乏間距較短之配對觀測值所造成的(陳等，1993)。

3.2 空間變異性理論

地質統計學中以半變異元來反映區域化變量的空間變化特徵，並透過隨機性反映區域化變量的結構性。建立不同方向之半變異元，再找出研究區域其空間變異的方向及變異距離。

3.2.1 理論半變異元

「變異數」或「半變異數」模式的決定是依照觀測樣本的協變異數隨距離之變化而定，但仍需選定適當的理論半變異元模式來套配，以完整

表達區域化變數在空間之變異結構。其主要的參數  $a$  為影響距離、 $\omega$  為基值、 $C_0$  為塊金效應值、 $h$  為間距，半變異元模式有以下四種，一般在水文地質上常被採用的套配模式為球狀模式及指數模式兩種，但仍視實際的情況決定套配的模式。

1. 高斯模式(Gaussian model)

$$\gamma(h) = \omega \left\{ 1 - \exp \left[ -\left( \frac{h}{a} \right)^2 \right] \right\} \dots\dots\dots(9)$$

2. 指數模式(Exponential model)

$$\gamma(h) = \omega \left[ 1 - \exp \left( -\frac{h}{a} \right) \right] \dots\dots\dots(10)$$

3. 球狀模式(Spherical model)

$$\gamma(h) = \omega \left[ \frac{3}{2} \left( \frac{h}{a} \right) - \frac{1}{2} \left( \frac{h}{a} \right)^3 \right] \quad h < a \dots\dots\dots(11)$$

$$\gamma(h) = \omega \quad h > a \quad \dots\dots\dots(12)$$

4. 具塊金效應之球狀模式

$$\gamma(h) = C_0 + \omega \left[ \frac{3}{2} \left( \frac{h}{a} \right) - \frac{1}{2} \left( \frac{h}{a} \right)^3 \right] \quad h < a \dots\dots(13)$$

$$\gamma(h) = C_0 + \omega \quad h > a \dots\dots\dots(14)$$

3.2.2 異向性(anisotropic)之概念

若區域化變數在空間中之變異性僅隨著距離改變與方向無關時，則此時之變異元稱為全方位變異元(omni-directional variogram)，即 $\gamma(h)$ 僅為距離之函數。當在不同距離之變異性亦會隨著方向的改變而改變時，則稱為異向性。異向性之分類是依據是否可藉異向比(anisotropic ratio)來描述不同方向間變異關係，可概分為幾何異向性(geometrically anisotropic)與層異向性(zonal anisotropy)兩種。而異向比係指兩個不同方向的變異數，在相同 $\omega$ 基值的情況下，所求得之最大影響半徑和最小影響半徑之比( $R_{Major} / R_{Minor}$ )，稱為異向比。其中具有相同的 $\omega$ 基值，只是影響半徑不同時，則稱此為幾何異向性(圖 2)，即能以異向比描述不同方向間之變異關係者，這種各異向性可經過簡單的幾何變換(坐

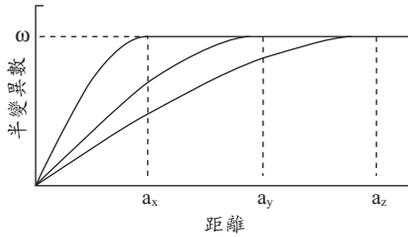


圖 2 幾何異向性示意圖

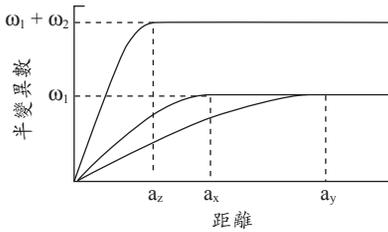


圖 3 層異向性示意圖

標的線性轉換)化為同向性；而凡不能通過坐標的線性變化化為各向同性的異向性，稱為層異向性(圖 3)，即無法以異向比描述不同方向間之變異關係者。在不同方向上的變異數都具有不同的  $\omega$  基值，而影響半徑可以不同也可以相同。

### 3.2.3 異向性分析

若考慮空間變異結構可能具有異向性，欲針對某特定方向求取試驗半變異元時，常受到觀測點分佈位置之影響，以致於在特定方向上配對數不足，無法得到完整的變異結構，經驗上的作法是選定一容忍角度(tolerance angle)，而後於特定方向上加減此容忍角度，並於此範圍內，按照試驗半變異元之計算程序求得代表該特定方向之試驗半變異元，並以理論半變異元模式加以套配，以獲得該特定方向之半變異元模式。當求得多個不同方向之半變異元模式後，加以比較，若圖形趨於一致(即塊金效應值、影響半徑、基值一致)，則無異向性現象存在，亦即等向性假設成立；反之，若在各方向之半變異圖有明顯差異時，則表示有異向性的存在。

對於容忍角之選擇，容忍角越小，則在方位角  $\theta$  之半變異元就越具精確性，但容忍角太小所包含之配對數太少時，分析之成果往往呈現很不穩定之現象，最好的方法是嘗試不同大小之容忍

角，選擇其中能夠使成果呈現穩定之最小容忍角。另在建立變異模式時，有兩個距離參數必須決定，即分級間距(lag increment)和容忍間距(lag tolerance)，假如取樣點分佈均勻規則，則取樣點間之距離則為最適當之分級間距，若取樣點之分佈是隨機的(random)，則以推估點周圍取樣點間的距離平均值為初始之分級間距。對於容忍間距之決定，一般是以分級間距之半為容忍間距，在取樣點分佈均勻規則的情況下，容忍間距必須小於分級間距之半。

### 3.2.4 不同方向結構的套合

對於二維的幾何異向性而言，在變異具連續性情況下，其最大變異方向垂直於最小變異方向，若將其各方向到達同一變異性所需距離繪製成玫瑰圖(rose diagram)，其外型應為最長距離軸(最小變異方向)與最短距離軸(最大變異方向)所構成之橢圓形。一旦決定了變異主軸的方向，即可進行坐標轉換以消除異向性過程。

## 3.3 克利金推估法

由克利金推估系統發展的先後順序，可分為應用於定常假設之簡單克利金(Simple Kriging, SK)、一般克利金(Ordinary Kriging, OK)及應用於非定常假設之通用克利金(Universal Kriging, UK)三種，其矩陣方程式如下：

### 1. 簡單克利金：

$$\begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \cdots & \gamma_{1n} \\ \gamma_{21} & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \gamma_{n1} & \gamma_{n2} & \cdots & \gamma_{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \lambda_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_{10} \\ \gamma_{20} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \gamma_{n0} \end{bmatrix} \dots\dots\dots(15)$$

### 2. 一般克利金：

$$\begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \gamma_{13} & \cdots & \gamma_{1n} & 1 \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \gamma_{23} & \cdots & \gamma_{2n} & 1 \\ \gamma_{31} & \gamma_{32} & \gamma_{33} & \cdots & \gamma_{3n} & 1 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \gamma_n & \gamma_{n2} & \gamma_{n3} & \cdots & \gamma_{nn} & 1 \\ 1 & 1 & 1 & \cdots & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \lambda_0^1 \\ \lambda_0^2 \\ \lambda_0^3 \\ \vdots \\ \lambda_0^n \\ \mu \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_{10} \\ \gamma_{20} \\ \gamma_{30} \\ \vdots \\ \gamma_{n0} \\ 1 \end{bmatrix} \dots\dots\dots(16)$$

### 3. 通用克利金：

$$\begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \cdots & \gamma_{1n} & 1 & f_1^2 & f_1^3 & \cdots & f_1^k \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \cdots & \gamma_{2n} & 1 & f_2^2 & f_2^3 & \cdots & f_2^k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \gamma_{n1} & \gamma_{n2} & \cdots & \gamma_{nn} & 1 & f_n^2 & f_n^3 & \cdots & f_n^k \\ 1 & 1 & \cdots & 1 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ f_1^2 & f_2^2 & \cdots & f_n^2 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ f_1^3 & f_2^3 & \cdots & f_n^3 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ f_1^k & f_2^k & \cdots & f_n^k & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \vdots \\ \lambda_n \\ \mu_1 \\ \mu_2 \\ \mu_3 \\ \vdots \\ \mu_k \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_{10} \\ \gamma_{20} \\ \vdots \\ \gamma_{n0} \\ 1 \\ f_0^2 \\ f_0^3 \\ \vdots \\ f_0^k \end{bmatrix} \quad (17)$$

## 四、案例研究

### 4.1 研究區域概述

屏東平原係由高屏溪、旗山溪、荖濃溪、隘寮溪、林邊溪等網狀河流沖積而成，境內之年降雨量約 2400 公厘，大部分都集中於五~九月間，其中以八月份之雨量為最多，由於降雨豐沛，地下水之補助量甚豐(年補注量約為 11.11~13.15 億立方公尺)，但因地下水抽水量之大量使用(年抽水量約為 10.36 億立方公尺)，加上水土保持不佳，造成地面水源豐枯懸殊(經濟部水資局，1996)。

屏東平原本地區地下水資源豐富，主要提供高雄地區生活用水及屏東縣生活、灌溉及養殖用水，現有地下水位觀測井共計 51 口(圖 4)，且大多為多層採水，其建井的深度除特殊地區(上游基岩淺、扇緣深層欠水層)外，均達兩百公尺左右，各觀測站並依地層水層情況不同設 1~4 口不同水層之觀測井，以便隨時監測地下水位變化(李昭順、陳耀德 1998)。

### 4.2 研究數據

屏東平原屬於「臺灣地區地下水觀測網整體計畫」的辦理期程之第一階段(81 年度至 87 年度)。目前在屏東平原已建置地下水觀測站 51 站(127 口)、水文地質調查站 52 站(經濟部水利署地下水觀測網，統計至 96 年 12 月止)。本文將取得之資料依中央地調所(1997)發表之報告，將地層分為三層概念分層(原第四概念分層之觀測井資

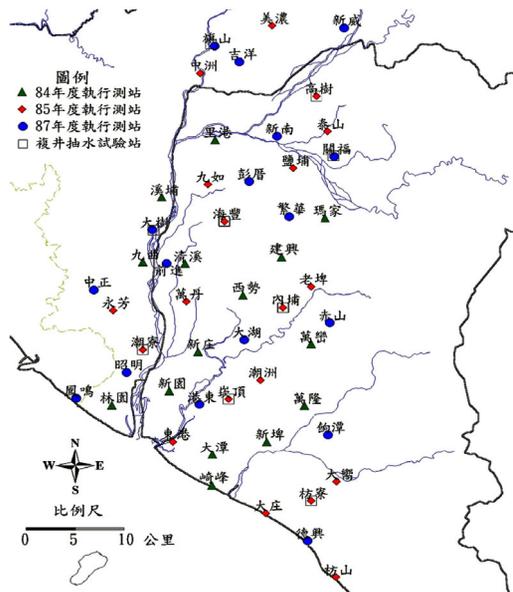


圖 4 地下水觀測站分佈圖(經濟部水資局，1996)

料不足)來作研究。

### 4.3 空間變異模式之建立

在研究區域中，本文選定以流通係數為區域化變數，各觀測井之流通係數來源係由抽水試驗取得，今將研究區域內之流通係數資料，分層後作為研究分析及建立空間變異數之樣本，其流程如圖 5 所示。

#### 4.3.1 流通係數之統計分析

流通係數在空間中的分佈，可由 Delhomme (1976)所討論的結果來說明，從傳統統計的觀點來看，流通係數取對數之後的機率分佈為常態分佈；然而從地質統計學的觀點來看，取對數後的流通係數在空間中的結構型態比未取對數的流通係數為佳，因此可知取對數後之流通係數是呈定常。所以本研究除以一般統計量計算之外，並以美國史丹福大學發展之地質統計模式 GSLIB 計算試驗半變異元及執行理論半變異元模式之套配。

首先將流通係數分為三層之概念分層，並將流通係數原值單位(m<sup>2</sup>/min)轉換為(m<sup>2</sup>/day)，此做法在防止取對數後出現負值，接著將流通係數取

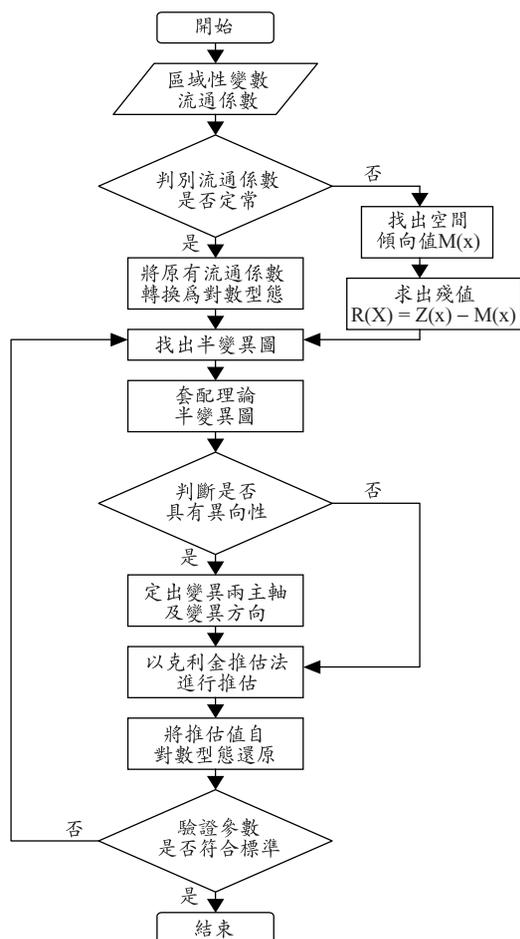


圖 5 流通係數結構分析模式建立之流程圖

對數後進行分析。將轉換後的流通係數作卡方檢定 (Chi-square test)，並由組數及參數的個數計算條件下，經計算後可知其自由度 (d.f.) 為 3，其統計值為 3.002、7.207 及 6.09 (表 1~表 3)，在 5% 顯著水準下其檢定值  $\chi^2$  為 7.815，由此可知分層後的流通係數均呈對數常態分佈。

#### 4.3.2 變異結構異向性之分析

由先前的分析得知對數型態之流通係數呈定常性，因此本文採用本質假設為分析理論，對於空間結構分析則採用半變異元作為分析之依據，計算出試驗半變異元後，再對其作理論半變異數模式之套配。一般是依據全方向試驗半變異元之形狀來決定以何種模式套配為宜，但試驗半變異元的形狀常因不確定性的存在而產生震盪

表 1 對數型態流通係數(第一概念分層)之卡方檢定

CN	上限值	下限值	觀測值	期望值	檢定值
1	$-\infty$	2.150	4	6	0.667
2	2.150	2.557	4	6	0.667
3	2.557	2.883	8	6	0.667
4	2.883	3.210	8	6	0.667
5	3.210	3.617	7	6	0.167
6	3.617	$\infty$	5	6	0.167
		Totals	36	36	3.002

統計值=3.002 (自由度=3, 檢定值=7.815)

表 2 對數型態流通係數(第二概念分層)之卡方檢定

CN	上限值	下限值	觀測值	期望值	檢定值
1	$-\infty$	2.467	4	4.833	0.144
2	2.467	2.688	6	4.833	0.282
3	2.688	2.866	1	4.833	3.040
4	2.866	3.044	7	4.833	0.971
5	3.044	3.266	8	4.833	2.075
6	3.266	$\infty$	3	4.833	0.695
		Totals	29	28.998	7.207

統計值=7.207 (自由度=3, 檢定值=7.815)

表 3 對數型態流通係數(第三概念分層)之卡方檢定

CN	上限值	下限值	觀測值	期望值	檢定值
1	$-\infty$	2.225	5	5.5	0.045
2	2.225	2.528	4	5.5	0.409
3	2.528	2.772	4	5.5	0.409
4	2.772	3.015	7	5.5	0.409
5	3.015	3.319	10	5.5	3.682
6	3.319	$\infty$	3	5.5	1.136
		Totals	33	33	6.090

統計值=6.09 (自由度=3, 檢定值=7.815)

現象，此震盪現象可能是因配對數太少致分析結果反由變化較劇的樣本所主導，使得試驗半變異元的形狀無明顯之結構而無法判斷以何種模式套配，故本研究依據地下水領域中常用之模式為套配原則，即以球體模式作為各方向試驗半變異元之套配模式 (譚義績、李繼尊，1993；李繼尊，1993；林裕彬、譚義績，1999)。並分別對三個概念分層作全方位變異圖球體模式之套配 (圖 6)。

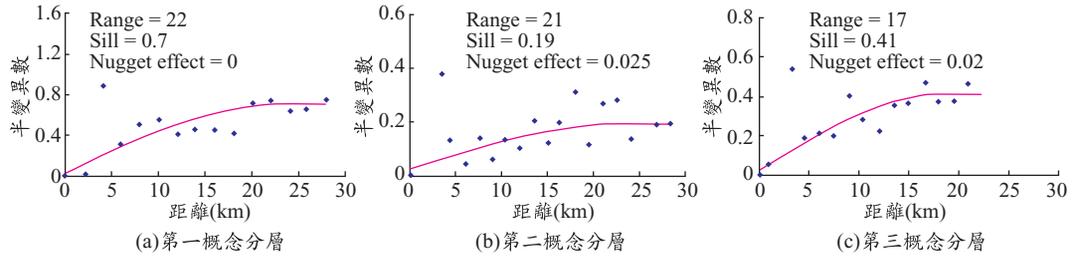


圖 6 全方位試驗半變異圖及理論套配模式(具塊金效應球狀模式)

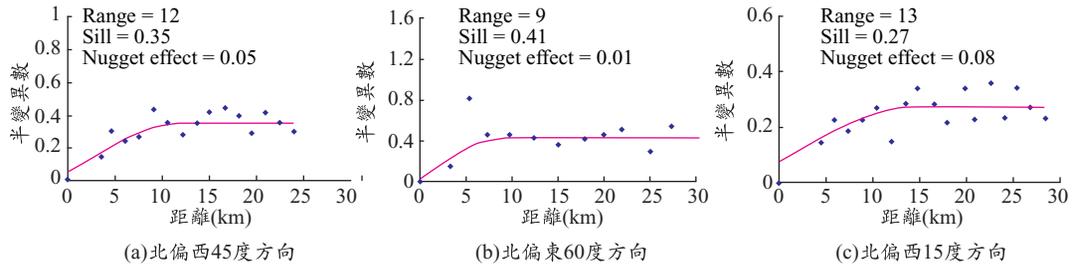


圖 7 試驗半變異圖及理論套配模式(具塊金效應球狀模式)

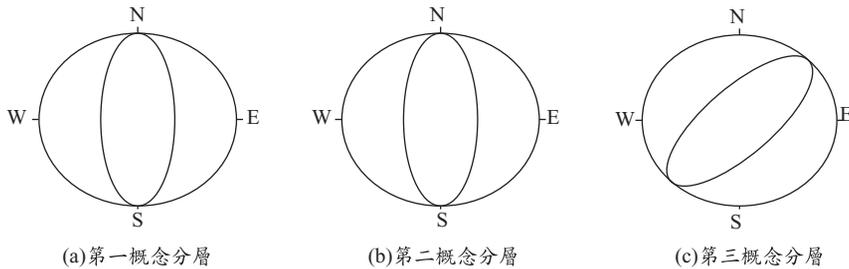


圖 8 各分層玫瑰圖(長短軸長度非真正比例)

由圖中發現觀測點在短距離內即有很大之變異產生，且在末端有部分資料點呈現上下跳動之現象，理論上半變異元接近基值時，應有趨於平緩之趨勢，造成此現象之原因，可能為選取之樣本數太少，以致於配對數較少之間距範圍內易由局部變化較劇之樣本主導，亦即受到極端值影響，產生較高之不確定性。圖 6(c)之試驗半變異元則有隨著配對間距增加而增大的輕微趨勢(trend)發生，但塊金效應較不明顯。

為檢驗對數型態流通數係在空間之變異情形是否具有異向性，本研究針對研究區域內分層後之三個概念分層，分別建立多個不同方向之變異模式加以研判；選取 12 個方向即正東向、北

偏東 60 度、北偏東 45 度、北偏東 30 度、正北向、北偏西 45 度、北偏西 60 度、北偏東 15 度、北偏東 75 度、北偏西 15 度、北偏西 30 度、北偏西 75 度為分析之方向(圖 7)，然後以 GSLIB 計算試驗半變異元，以不同配對間距來計算，找出最佳之配對間距為 2.0 公里，並以 11.25、22.5 及 45 度為容忍角所獲得之試驗半變異元及其所對應之計算結果，最後採 22.5 度時具有甚佳之變異結構，並執行理論半變異元模式之套配，找出最小變異方向(最大變異範圍)及最大變異方向(最小變異範圍)後，以最大變異範圍與最小變異範圍之比值計算出其異向比，並繪成玫瑰圖(圖 8)，將最後得到之變異結果列於表 4。由各概

表 4 各層異向性分析結果

	第一概念分層	第二概念分層	第三概念分層
最小變異方向	正北向	正北向	北偏東 45 度
最大變異方向	正東向	正東向	北偏西 45 度
最小變異範圍	21.89 km	13.38 km	20.12 km
最大變異範圍	10.81 km	10.21 km	12.61 km
異向比	2.025	1.310	1.596

念分層之幾何異向性分析所建立空間變異模式則再需經過驗證步驟，才能作為克利金推估之依據。

#### 4.4 半變異數模式之參數驗證

對於各概念分層所具有之幾何異向性結構模式所建立之資料及模式是否正確，尚需經由執行一系列之克利金測試，以驗證所有運用在變異結構模式之建立及克利金推估所作之假設的適當性。在此利用交叉驗證法(Cross-Validation)來作驗證之工作，其步驟為：

1. 從樣本中移去某一位於  $i$  處之觀測值  $Z_i$ 。
2. 利用剩餘之樣本資料或移動鄰域內其他樣本的資料執行克利金推估法，求取移去點之  $Z_i$  值。
3. 計算該點之推估誤差與克利金變異數  $\sigma_{ki}^2$  (或標準差  $\sigma_{ki}$ )。
4. 重新納入該移去點並移去另一觀測點之資料，依此重複執行上述之步驟直到所有樣本資料點都完成克利金之推估。
5. 找出半變異數模式之參數後，需再判別適用性，在此引用兩判別式，即：

- (1) 克利金平均誤差(Kriging Average Error, KAE)

$$KAE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Z_i - Z_i^*) \cong 0 \dots\dots\dots (18)$$

- (2) 克利金均方誤差(Kriging Reduced Mean-Square Error, KRMSE)

$$\hat{\rho} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{(Z_i - Z_i^*)^2}{\sigma_{ki}^2} \cong 1 \dots\dots\dots (19)$$

其中  $KAE \cong 0$ ， $KRMSE \cong 1$  時表示模式越佳。

本研究區域對於三層概念分層之交叉驗證結果與式(18)及式(19)所得之計算結果分別簡述如下：

#### A. 第一概念分層

克利金平均誤差 = -0.230

克利金均方誤差

$$\hat{\rho} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{(Z_i - Z_i^*)^2}{\sigma_{ki}^2} \cong 1.077$$

#### B. 第二概念分層

克利金平均誤差 = -0.328

克利金均方誤差

$$\hat{\rho} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{(Z_i - Z_i^*)^2}{\sigma_{ki}^2} \cong 1.137$$

#### C. 第三概念分層

克利金平均誤差 = -0.396

克利金均方誤差

$$\hat{\rho} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{(Z_i - Z_i^*)^2}{\sigma_{ki}^2} \cong 1.117$$

## 五、分析結果與討論

為了運用克利金推估法執行流通係數之推估，本研究先將研究區域劃分為 1.0 公里×1.0 公里的正方形網格，再利用先前所建立之空間變異模式，對格網節點進行克利金推估。並將推估所得之結果，利用電腦繪圖軟體 SURFER 來表示流通係數實際值、推估值、地下水水位值及其所對應之克利金變異數等值圖，另外並加入觀測井之分佈圖與所得之結果做評估比較之用。

### 5.1 等值圖結果之比較

#### 1. 第一概念分層

由第一概念分層所繪製之推估值等值圖(圖 9b)可知流通係數分佈以枋寮站 15.107(m<sup>2</sup>/min)為全區最大，在扇頂區則呈向南向西遞減與實測值等值圖(圖 9a)進行比對後發現，符合原值之分佈

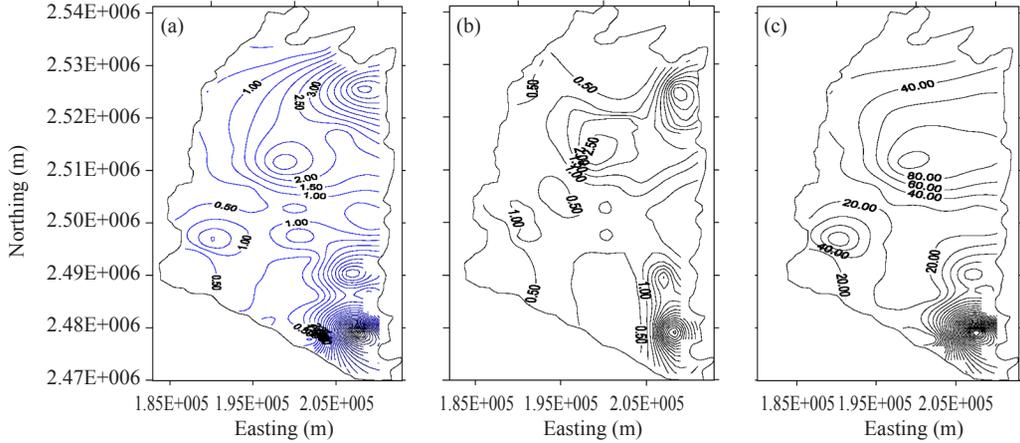


圖 9 第一概念分層(a)流通係數實測值等值圖；(b)流通係數推估值等值圖；(c)單位洩降等值圖

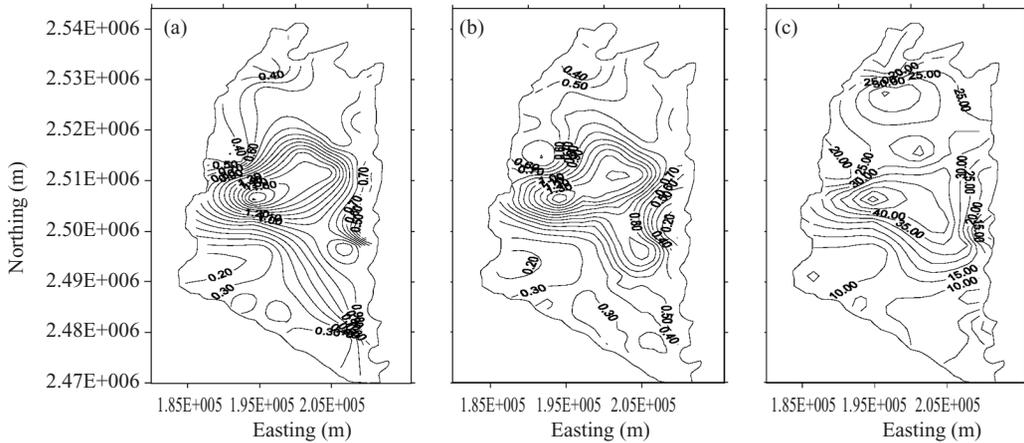


圖 10 第二概念分層(a)流通係數實測值等值圖；(b)流通係數推估值等值圖；(c)單位洩降等值圖

趨勢，亦有相當之精確性；從地下水位立體圖(圖 12a)可知地下水位高低的變化情形，在東邊山麓地區地下水位較高，沿海地區地下水位則相對於較低，地下水大致由東北流向西南；從單位洩降等值圖中(圖 9c)看出單位洩降出水量  $q/s$ (cmh/m) 以枋寮站 650(cmh/m)為全區最大，再加上其具有極大之 T 值，顯示該區之地下水補助極為豐富。除該站外，在扇頂區單位洩降出水量為 200 到 50 (cmh/m)之間，扇央及扇尾區則較低，約 50 (cmh/m)以下。

## 2. 第二概念分層

由第二概念分層計算所繪之實測值等值圖(圖 10a)可知流通係數分佈以扇頂及扇央區(里

港、清溪及建興一帶)較大，至於扇尾區則較小與推估值等值圖(圖 10b)進行比對後發現，不僅符合原值之分佈趨勢，亦有相當之精確性；從地下水位立體圖中(圖 12b)可知地下水位高低的變化情形，其地下水流向為東北流向西南；由單位洩降等值圖(圖 10c)得知單位洩降出水量  $q/s$  (cmh/m) 以扇頂區建興及里港一帶為最大，約 62.83 到 40 (cmh/m)之間，扇央區海豐、清溪及內埔一帶亦頗大，但位於鄰近之西勢站卻只有 2.165 (cmh/m)為全區最低，故平原中心一帶單位洩降出水量之分佈有較劇烈變化。可知此區之地層構造可能有相當大之變化，因而造成水文地質參數分佈之差異較為懸殊，而由地質調查發現，西勢

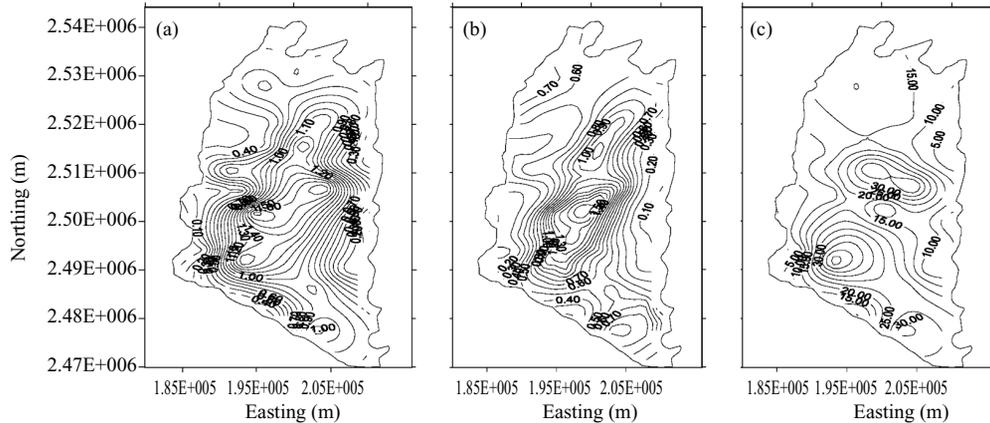


圖 11 第三概念分層(a)流通係數實測值等值圖；(b)流通係數推估值等值圖；(c)單位洩降等值圖

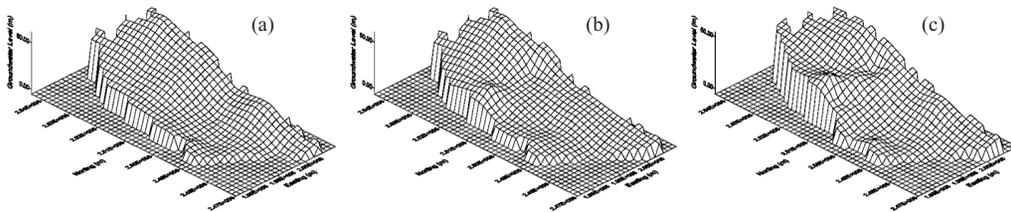


圖 12 地下水水位立體圖(a)第一概念分層；(b)第二概念分層；(c)第三概念分層

站地質為泥、粉砂及一些細礫，清溪站的地質大部分為中、粗礫石(中央地調所，1997)，由此可看出地質上之差異。

### 3. 第三概念分層

從第三概念分層計算後所繪之實測值等值圖(圖 11a)可知在觀測井位於建興站、大湖站、萬丹站及海豐站附近之流通係數值較大且變化較密集，之後便向外遞減至沿海；與推估值等值圖(圖 11b)進行比對後發現，均符合原值之分佈趨勢，亦有相當之精確性；從地下水水位立體圖中(圖 12c)可知地下水水位高低的變化情形與前兩層相同，其地下水流向也是由東北流向西南；從單位洩降等值圖(圖 11c)得知單位洩降出水量  $q/s(\text{cmh/m})$  以扇央新庄、內埔及炭頂一帶較大，約 58 到 40 ( $\text{cmh/m}$ ) 之間，此區亦為地下水發生自噴現象較多之地區，單位洩降出水量以此區向外遞減，至於扇頂區除建興達 44.2 及老埤為 17.9 之外，其餘皆小於 20，故在扇頂區域之深層產水性能並不高。

本文另將克利金法所推估各分層之流通係數等值圖及地下水水位立體圖之結果，亦與潘禎哲、張炎銘(1998)結果比較。在第一概念分層流通係數等值圖( $0.015\sim 9.333 \text{ m}^2/\text{min}$ )之分佈趨勢上與其第一分層觀測井流通係數等值圖( $0.0028\sim 15.107 \text{ m}^2/\text{min}$ )相似，位於枋寮及高樹站流通係數皆為差異較大之區域；而在第二概念分層上( $0.065\sim 1.581 \text{ m}^2/\text{min}$ )與其第二分層流通係數等值圖( $0.026\sim 1.996 \text{ m}^2/\text{min}$ )亦具有相同分佈之趨勢，其中建興及清溪站均為數值較大之區域；至於第三概念分層推估值( $0.016\sim 1.659 \text{ m}^2/\text{min}$ )與其第三分層流通係數等值圖( $0.004\sim 1.847 \text{ m}^2/\text{min}$ )仍具有相同之分佈趨勢，且在西勢及建興一帶等值線變化較為密集，但在中洲一帶由於觀測井之數據有限，以至於推估值與觀測值在此區之數值資料有些不足。本文所採用地下水水位立體等值圖與該論文中所採用的平面地下水水位等值圖的差異，在於推測地下水流向時，立體圖較易判斷，對於地下水水位變化情形能看出明顯之差異性。

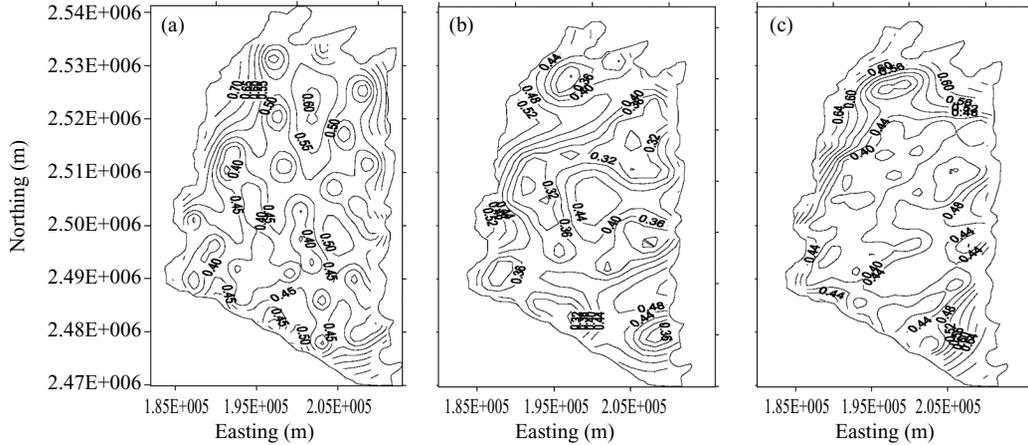


圖 14 標準偏差等值圖(a)第一概念分層；(b)第二概念分層；(c)第三概念分層

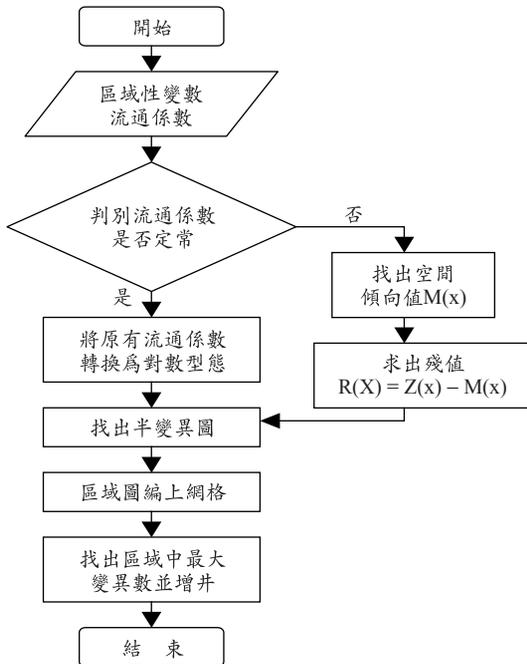


圖 13 觀測井網密度分析之流程圖

故克利金推估法在數值推估方面具有相當之準確性，能彌補資料的缺乏。

## 5.2 觀測井網佈置之探討

應用克利金法執行觀測井網密度，計算出全區域網格內之變異數，找出區域估計變異數最大者之位置予以補井，其執行步驟如圖 13 所示。

表 5 三概念分層增設觀測井位置表

	第一概念分層	第二概念分層	第三概念分層
增設觀測井位置	旗山 德興	旗山 枋寮	中洲 高樹 德興

從第一概念分層之標準偏差等值圖中(圖 14a)顯示研究區域內大部分之標準偏差值都在 0.5 以內，在井位分佈密集處，其值尚可降至 0.4 以內。但在研究區域左上角及右下角部分因缺乏足夠之觀測井以至於標準偏差值升至 0.85 以上；而從第二概念分層之標準偏差等值圖中(圖 14b)可知研究區域內大部分之標準偏差值都在 0.4 以內，對於在井位分佈密集處，其值更可降至 0.3 以內。但在研究區域左上角及右下角部分亦因缺乏足夠之觀測井以至於標準偏差值升至 0.54 以上；至於第三概念分層之標準偏差等值圖中(圖 14c)顯示研究區域內大部分之標準偏差值都在 0.45 以內，在井位分佈密集處，其值尚可降至 0.4 以內。但在研究區域左、右上角及左、右下角部分也因缺乏足夠之觀測井以至於標準偏差值升至 0.75 以上，此對於推估值具有相當高之不確定性，所以皆可作為將來優先設置新觀測井之位置(表 5)。

對於觀測井未來設置地點，本文以『流通係數』來計算觀測井密度之標準偏差圖，與蔡瑋文

(1995)以『地下水位』來計算觀測井密度標準偏差圖的結果比較。由於該文中只對第一概念及第二概念分層作研究，故亦以此兩層所得結果比較之。在第一概念分層中該文建議在里港、德興、萬巒、旗山附近需增設觀測井，而本文則建議在旗山及德興增設觀測井；至於第二概念分層中該文則建議在前進、彭厝、旗山一帶增設觀測井，與本文建議在旗山及枋寮一帶增設，二者在設井數量上有些差異。因流通係數為單位水力梯度下傳遞水份通過一單位寬度，地下水含水層之水流速率，為流體特性、孔隙介質和孔隙介質厚度的函數，且為滲透係數  $K$  之函數，而  $K$  又為速度、流量及水力坡降等之函數，加上粒徑與黏滯性亦為影響  $K$  之因子，在這種種關聯性下，『流通係數』應較以『地下水位』為區域化變數更適合反應出空間變異性。故以經濟的觀點而言，只要能滿足觀測井密度之需求，以本文應用流通係數計算觀測井密度標準偏差關係所獲得建置較少觀測井之作法應是較佳之選擇。

## 六、結 論

1. 依據本文推估之異向性模式，屏東平原第一概念分層流通係數與地質上之變化，由圖 9a 可看出在正東方向其值之分佈有較劇烈之變化(流通係數  $0.5 \text{ m}^2/\text{min}$  至  $15.107 \text{ m}^2/\text{min}$ )，而在其正交方向則為較平緩的變化，並可從圖上得知變化較大之流通係數值分別位於枋寮一帶(流通係數  $0.4 \text{ m}^2/\text{min}$  至  $15.107 \text{ m}^2/\text{min}$ )及高樹一帶(流通係數  $2.5 \text{ m}^2/\text{min}$  至  $6.5 \text{ m}^2/\text{min}$ )。第二概念分層流通係數在研究區域中之變化，從圖 10a 可看出在正東方向其值之分佈有較劇烈之變化(流通係數  $0.2 \text{ m}^2/\text{min}$  至  $1.996 \text{ m}^2/\text{min}$ )，而在其正交方向則較為平緩的變化(流通係數  $0.4 \text{ m}^2/\text{min}$  至  $0.9 \text{ m}^2/\text{min}$ )，亦可知在觀測井位於繁華站(流通係數  $1.5513 \text{ m}^2/\text{min}$ )及彭厝站(流通係數  $1.463 \text{ m}^2/\text{min}$ )附近之流通係數值較大且變化較密集。至於第三概念分層流通係數的差異性，由圖 11a 尚可明顯看出在北偏東 45 度方向其值之分佈有較劇烈之變化(流通係數  $0.3 \text{ m}^2/\text{min}$  至  $1.843 \text{ m}^2/\text{min}$ )，而在其正交方向

(北偏西 45 度)則較為平緩的變化(流通係數  $0.2 \text{ m}^2/\text{min}$  至  $1.0 \text{ m}^2/\text{min}$ )。

2. 本研究以流通係數為區域化變數在屏東平原所需增設觀測井的數量較以地下水位為區域化變數所推估需增設之觀測井數量為少。
3. 本文在建立屏東平原對數流通係數之空間變異結構時，發現各半變異圖中均具有明顯的塊金效應，由於極近距離內之配對數較少，會因配對中極端值的關係而對整個變異數產生影響，因而具相當之不確定性。未來在增設觀測井時，對於極近距離之觀測井可斟酌增加，以獲取更佳之變異結構，亦可藉此檢驗造成塊金效應之影響原因。
4. 流通係數在經對數轉換後，即呈一般常態分佈之型態，在進行線性地質統計後，可知其在定常之區域化變數假設下，具有顯著之變異結構。
5. 在研究區域中，由於有些區域觀測井的分佈不均，標準偏差值會有點偏高，如第一概念分層在旗山及德興一帶升至 0.85 以上；第二概念分層在旗山及枋寮一帶升至 0.54 以上；第三概念分層在中洲、高樹及德興一帶升至 0.75 以上，可待觀測井增設後，再作校正。
6. 藉由本文克利金法所推估之流通係數，可了解地下水水文地質之變化情況，再搭配地下水水位之變化，了解地下水變動之情況，對於異常之地下水變動情況，可及早予以防止及應變。
7. 對於造成本區流通係數之分佈具有異向現象，依據本研究所蒐集之水文地質資料加以研判，可能是由於河川的作用造成地質上的差異。因屏東平原東邊有大武山山脈，從東到西邊海岸坡度變化大，水流從高山上流至山腳下，由於坡度大減，使得流速較緩和，大顆粒之礫石則大量堆積，阻滯了原有的河道支流向，溪水易於改道，造成沖積平原由東向西海岸呈扇型擴散之現象，使得含水層由東北向西南，砂礫由粗、中砂漸次變成中、細砂。此區流通係數之分佈情形，經過異向性分析後，顯示具有異向現象，可知流通係數之變化與地質情況之變化有密切之關係。

## 參考文獻

1. 丁澈士，1996，「應用地質統計分析地下水觀測井網設計之研究(III)」，行政院國家科學委員會專題研究計劃成果報告。
2. 丁澈士、劉振宇、蔡瑋文，1996，屏東平原地下水位觀測井網之設計研究，第八屆水利工程研討會論文集，第 845-852 頁。
3. 王如意、鄭士仁，1993，「降雨深度最佳估計方法之研究及其應用於區域雨量站網之規劃設計」，台灣水利，第 41 卷，第 3 期，第 36-67 頁。
4. 李繼尊，1993，「流通係數空間變異模式之研究－雲林北港溪兩岸之變異探討」，國立台灣大學農業工程學研究所碩士論文。
5. 邱怡芬、張良正，1997，「應用聯合克利金推估之相異佈井模式建立及比較」，農業工程研討會論文集，第 455-461 頁。
6. 李昭順、陳耀德，1998，「屏東平原地下水觀測井之建置」，屏東平原地下水及水文地質研討會論文集，第 31-47 頁。
7. 林裕彬、譚義績，1999，「逐步高斯模擬法與克利金法於流通係數空間變異研究」，台灣水利，第 47 卷，第 1 期，第 19-31 頁。
8. 陳世楷，1993，「區域化變數理論應用於斗六地區含水層流通係數變異性之研究」，國立台灣大學農業工程學研究所碩士論文。
9. 陳世楷、鄭克聲、譚義績，1993，「區域化變數理論應用於斗六地區含水層流通係數變異性之研究」，台灣水利，第 41 卷，第 4 期，第 56-74 頁。
10. 許敏楓，1993，「雨量空間變異及站網設計之研究」，國立台灣大學農業工程學研究所碩士論文。
11. 許文鴻，1994，「因子克利金法應用於地下水質監測井網設計之研究」，交通大學土木工程研究所碩士論文。
12. 黃振堂，1998，「屏東平原不同水文地質參數分析與比較」，國立屏東科技大學土木工程研究所碩士論文。
13. 張良正、蘇惠珍，1999，「遺傳演算法與分枝限定法於地下水觀測井網規劃之應用和比較」，農業工程研討會論文集，第 633-640 頁。
14. 陳賡中，2001，「濁水溪沖積扇水力傳導係數空間變異性之研究」，國立台灣大學農業工程學研究所碩士論文。
15. 經濟部中央地質調查所，1997，「台灣地區地下水觀測井網第一期計劃八十四年及八十五年度-屏東平原水文地質調查報告」。
16. 經濟部水資源局，1996，「臺灣地區地下水觀測網整體計畫」。
17. 潘禎哲、張炎銘，1998，「屏東平原之地下水水文概況」，屏東平原地下水及水文地質研討會論文集，第 165-188 頁。
18. 蔡瑋文，1995，「地下水觀測井網密度及觀測頻率之應用研究」，國立成功大學水利暨海洋工程學系研究所碩士論文。
19. 戴維良，2001，「應用地質統計法於地下水質監測井網密度之研究」，屏東科技大學土木工程研究所碩士論文。
20. 譚義績、李繼尊，1993，「雲林北港溪局部地區及其支流大湖口溪及華興溪沿岸流通係數之空間變異結果分析」，農業工程研討會論文集，第 79-92 頁。
21. 蘇惠珍、張良正，1992，「通用克利金法於地下觀測井網規劃之應用」，地下水調查分析與保育管理研討會論文集，第 191-205 頁。
22. 蘇惠珍、張良正、田巧玲，1992，「應用區域性變異數理論於地下觀測井網之最佳規劃」，第六屆水利工程研討會論文集，第 560-573 頁。
23. Amleto, A.P. and Murashige, A.E., (1987) Applications of Universal Kriging to an Aquifer Study in New Jersey. *Groundwater*, 25(6), 672-678.
24. Delhomme, J.P., (1978) Kriging in hydroscience. *Advance in Water Resources*, 1(5), 251-226.
25. Delhomme, J.P., (1979) Spatial variability and uncertainty in groundwater flow parameters: a geostatistical approach. *Water Resource Research*,

- 5(2), 269-280.
26. Eggleston, J.R., Rojstaczer, S.A. and Peirce, J.J. (1996) Identification of hydraulic conductivity structure in sand and gravel aquifers: Cape Cod Data Set. *Water Resource Research*, 32(5), 1209-1222.
27. Eggleston, J.R., and S. Rojstaczer, (1998) Identification of large-scale hydraulic conductivity trends and the influence on contaminant transport. *Water Resource Research*, 34(9), 2155-2168.
28. Freeze, R.A., (1975) A stochastic-conceptual analysis of one-dimension groundwater flow in nonuniform homogeneous media. *Water Resource Research*, 11(5), 725-741.
29. Fabbri, P., (1997) Transmissivity in the geothermal euganean basin: a geostatistical analysis. *Ground Water*, 35(5), 881-887.
30. Hoeksema, R.J. and Kitanidis, P.K. (1985) Analysis of spatial structure of properties of selected aquifer. *Water Resource Research*, 21(4), 563-572.
31. Holawe, F. and Dutter, R. (1999) Geostatistical study of precipitation series in Austria: time and space. *Journal of Hydrology*, 219(1-2), 70-82.
32. Marsily, G. de. (1986) Quantitative Hydrogeology Groundwater Hydrology for Engineers. *Academic Press*, New York.
33. Prakash, M.R. and Singh, V.S. (2000) Network design for groundwater monitoring a case study. *Environmental Geology*, 39(6), 628-632.
34. Rouhani, S., (1982) Variance Reduction Analysis. *Water Resources Research*, 21(6), 837-846.
35. Rouhani, S. and Hall, T.J. (1988) Geostatistical schemes for groundwater sampling. *Journal of Hydrology*, 103: 85-102.
36. Sophocleous, M., Paschetto, J.E. and Olea, R.A. (1982) Groundwater Network Design for Northwest Kansas, Using the Theory of Regionalized Variables. *Groundwater*, 17(1), 45-58.
37. Woodbury, A.D. and Sudicky, E.A. (1991) The geostatistical characteristics of the borden aquifer. *Water Resource Research*, 27(4), 533-546.
38. Delhomme, J.P., (1976) Applications de la th'eorie des variable r'egionalis'ees dans les sciences de l'eau (in French), Th'ese de Docteur-Ing'énieur, 160pp. Univ. Pierre et Marie Curie, Paris.

收稿日期：民國 97 年 9 月 10 日

修正日期：民國 97 年 10 月 30 日

接受日期：民國 97 年 11 月 4 日