

地理統計模擬法於斗六地區流通係數 空間分佈模擬之研究

Conditional Geostatistical Simulation in the Study of Simulating Spatial Transmissivity Distribution of Dulliu Area

中國文化大學景觀學系
副教授

林裕彬

Yu-Pin Lin

中國文化大學地理系
研究生

鄧東波

Tung-Po Teng

國立台灣大學生物環境系統
工程學系教授

譚義績

Yih-Chi Tan

摘 要

本研究以雲林北港溪斗六丘陵以西及北港溪以東地區之抽水試驗流通係數為例，應用地理統計模擬法之逐步高斯模擬法和退火模擬法，模擬此區域流通係數的空間分佈，將各模擬域之統計量與流通係數值之統計量相比較，並應用地理資訊系統與地質調查資料相互套疊比較。研究結果顯示，逐步高斯模擬法較能顯示出空間極端變異及空間複雜性，但就流通係數的特性而言，退火模擬法所模擬之流通係數空間分佈，較能顯現研究區流通係數之空間分佈趨勢及空間變異複雜性。且退火模擬之流通係數空間分佈、河系及地質調查資料相互比較與套疊結果，證明逐步高斯模擬法和退火模擬法之流通係數模擬值，皆能模擬出研究區內流通係數之統計量，而退火模擬法模擬值之空間分布較逐步高斯模擬值符合地質分佈，且與水系分布狀況相符。逐步高斯模擬及退火模擬所產生之多重模擬域可提供此地區流通係數未確定之研究。

關鍵詞：地理統計，逐步高斯模擬，退火模擬法，流通係數，空間變異。

ABSTRACT

In this study, the spatial distribution of transmissivity is simulated by using the sequence Gaussian simulation and simulated annealing simulation in the area located at the west of the Dulliu terrace and the east banks of the middle and upper streams of Peikang River in Yun-Lin County of Taiwan. We compared simulated results with the

measured transmissivity data and used GIS to overlay the simulated results, geological formation and the distribution of depth of clay. It is found that simulated results matched the complex spatial fluctuation of transmissivity over study area. Comparing simulated annealing simulation with the sequence Gaussian simulation for simulated spatial fluctuation of transmissivity, simulated annealing simulations can reveal the statistics transmissivity of this study area. Moreover the distribution of simulation results of simulated annealing simulation much more matches the spatial formation of rivers, geology and clay. Meanwhile, the multiple realization of sequence Gaussian and simulated annealing simulations can also identify the spatial area of uncertainty of transmissivity in this study area.

Keywords: Geostatistics, Sequence gaussian simulation, Simulated annealing simulation, Transmissivity, Spatial variability.

一、前言

台灣特殊的水文及地形環境，暴雨型態的降水，河川短小且湍急，水資源保存不易而加深居民對於地下水使用，因此地下水管理與規劃已成爲水資源規劃與管理重要的一環。而研究分析區域水文地質之空間分佈與變異，是研究地下水管理與規劃之重要步驟，但自然界之水文地質環境常呈現出複雜的變化，爲了解水文地質環境的變化，吾人經常以鑿井鑽探或地電阻探測等採樣方式加以瞭解，但礙於人力、物力和財力的不足，使得空間採樣資料的數量與位置受到限制，而無法完整解釋水文地質環境，甚至採樣資料出現複雜的空間變異，如 Freeze(1975)即曾指出所有的土壤與地質性質可能出現隨機變異。除此之外，許多的研究及方法皆有探討這些變異特性，例如 Bakr 等人 (1978)、Smith 和 Freeze (1979)、Chirlin and Dagan (1980)、Smith (1981)、Clifton 和 Neuman (1982)、Rubin (1990)、Bjerg 等人 (1992)、Eggleston 等人(1996)、Chistensen(1997)、Fabbri (1997) 皆是探討這些複雜的空間及時間變異。流通係數也可能出現極不均勻或局部均勻之情況，尤其是河流沈積地形，其含水層之水文地質常受周遭水文環境影響而發生變化。

克利金法爲地理統計估計方法之一，其主要目的爲提供一未採樣點之最佳區域性(Best Local)

分佈估計，且常被應用於水文地質之研究。例如陳世楷(1993)、陳世楷等人(1993)以變異圖與克利金法，探討斗六地區流通係數之空間變異。其結果顯示，此地區流通係數具高的碎塊效應，即短距離內具大的變異與相當高之不確定性，且由於井位分不均，使得方向性變異圖之套配需較大的容忍角度(Tolerance)與間距，因此影響方向性(Directional)變異圖分析。李繼尊和譚義績(1994)以相同之方法，於北港溪兩岸流通係數之空間變異研究，其結果與陳世楷(1993)與陳世楷等人(1993)之結果相類似，且指出由於井位分佈不均，使得於多個方向得到相同空間變異結構(變異圖)，即等向性空間結構。Gotway 等人 (1996)利用地理統計探討土壤參數。Gotway 與 Hergert (1997)利用地理統計探討土壤性質之非等向性與趨勢。Chistensen 等人(1997)與 Fabbri (1997)應用克利金法於流通係數之空間分佈。

隨機模擬爲對一空間變數建立許多、可能與高解析的模式過程，若一結果服從原始資料之特性則稱爲條件模擬(Conditional Simulation) (Deutsch and Journel, 1992)。條件模擬(Conditional Simulation)法能模擬(Simulate)出一些較佳的且具整體意義(Global Sense)之模擬值，且這些模擬值可更接近實際空間變異(Spatial Variability)，此變異包含該空間變數的未確定性。地理統計模擬法包括高斯模擬法(Sequential

Gaussian Simulation)及退火模擬法(Simulated Annealing Simulation)。逐步高斯模擬法是應用資料特性選擇適用之克利金法，且以交叉驗證(Cross-validation)法決定變異圖，並由條件(原始)資料之機率密度分布模擬出數值；而退火模擬法的演算過程是應用條件資料(原始資料)產生初始模擬域，以條件資料的直方圖，從中隨機取出資料點，再重新置放於最近的網格點上，且能維持原直方圖趨勢，初始模擬域是藉由網格點中配對值逐次地交換修改而來，但這過程不包括條件資料的計算。Rouhani 等人(1995)應用條件模擬法於地質與土壤參數之三維模擬。Olea 與 Pawlowsky(1996)、Mowrer(1997)、Carle(1997)等曾應用條件模擬法，模擬複雜空間變數之空間分佈。Istok 與 Rautman(1996)應用條件模擬法，模擬地下水水質之空間分佈。這些研究皆指出條件模擬法模擬值較接近實際值之空間變異。林裕彬和譚義績(1999)應用地理統計模擬法之高斯條件模擬，模擬斗六地區流通係數之空間分佈。Lin 等人(2001)亦以逐步高斯模擬法，模擬斗六地區流通係數之空間分佈。Lin 與 Chang(2000)應用退火模擬法模擬土壤重金屬 Cu, Cd, Hg 和 Pb 之空間分佈及其未確定性。

因此，本研究首先以雲林北港溪以東斗六丘陵以西地區之流通係數為研究變數進行數變異圖分析(Variography)，探討區內流通係數之空間變異，並應用高斯模擬法及模擬退火模擬法逐步，模擬研究區內之流通係數之空間分佈，並且比較與探討各實際觀測值之敘述統計量、空間變異與空間分佈，且將模擬所得之空間分佈與地質調查資料相互套疊比較。

二、相關理論

地理統計(Geostatistics)是以區域化變數理論(Theory of Regionalized Variable)為基礎，利用變異圖(Variogram)進行資料結構分析(Data Structure Analysis)而得到區域化變數空間相依(Spatial Dependence)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.)，

並且符合如下之假設：

- (1)二階定常性(Second-order Stationary)：若一隨機變量域之平均值、變異數及共變異數滿足下列條件，稱為二階定常性
 平均值： $E[Z(x)] = m$ ，為常數
 變異數： $Var[Z(x)] = \sigma^2$ ，為常數
 共變異數： $Cov(x+h,x) = Cov(x+h,-x) = C(h)$
 式中 h 為點 $x+h$ 及 x 之距離，表示空間中任意兩點之共變異數與絕對位置無關，只與相對距離有關。
- (2)內在假設(Intrinsic Hypothesis)：若 $Z(x+h)-Z(x)$ 為一階差值之一隨機變量域，且其平均值及變異數為定常性，稱為內在假設，即滿足下列(1)、(2)式：

$$E[Z(x+h)-Z(x)] = m(h) \dots\dots\dots(1)$$

$$Var[Z(x+h)-Z(x)] = E[Z(x+h)-Z(x)]^2 = 2\gamma(h) \dots\dots\dots(2)$$

式中， $\gamma(h)$ 為變異圖(Variogram)或半變異圖(Semivariogram)。

2.1 變異圖分析 (Variography)

變異圖之決定為地理統計分析之第一個重要步驟，其算式如(3)式：

$$\gamma(h) = 0.5E\left\{[z(x+h) - z(x)]^2\right\} \dots\dots\dots(3)$$

式中 $z(x)$ = 在點 x 之觀測值， $z(x+h)$ = 在點 $x+h$ 之觀測值， h = 點 x 與點 $x+h$ 之距離。

而一般典型變異圖具有三個重要之參數分別為：(1)閾值(Sill)；(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(Sill)，此時之距離 h 稱為影響範圍，表示在此範圍外資料之間無相關性。另一特徵是圖形在半變異數軸的截距，稱為碎塊效應，產生的原因可能是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。以半變異數與距離為坐標軸所繪之散佈圖，稱為實驗變異圖(Experimental Variogram)，其算式如下：

$$\gamma(h) = (1/2N(h)) \sum_{i=1}^{N(h)} [z(x_i) - z(x_i + h)]^2 \dots\dots(4)$$

其中 $N(h)$ =配對數， h =平均距離。常用之變異圖模式為：

(1)球形模式(spherical model)：

$$\gamma(h) = \begin{cases} \omega[(3/2)(h/l) - (1/2)(h/l)^3], & h \leq l \\ \omega & , h > l \end{cases} \quad (5)$$

(2)指數模式(exponential model)：

$$\gamma(h) = \omega[1 - \exp(-h/l)] \dots\dots\dots(6)$$

(3)高斯模式(Gaussian model)：

$$\gamma(h) = \omega[1 - \exp(-h^2/l^2)] \dots\dots\dots(7)$$

式中 ω =Sill， l = 影響範圍。影響範圍在球形模式等於 l ，在指數模式約為 $3l$ ，在高斯模式約為 $\sqrt{3}l$ ；決定變異圖之後，另一重要步驟為克利金估計。

2.2 變異圖模式驗證(Validation of Variogram Model)

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。

$$MZS = \left(\frac{1}{n}\right) \sum_i [(Z_i^* - Z_i) / \sigma_i] \dots\dots\dots(8)$$

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(STDZS)，STDZS 越趨於 1，模式符合實測值。

$$STDZS = \left(\frac{1}{n}\right) \sum_i [(Z_i^* - Z_i) / \sigma_i]^2 \dots\dots\dots(9)$$

2.3 一般克利金(Ordinary Kriging)

一般克利金推估(kriging Estimation)其特性如下：

$$Z^*(x_0) = \sum_i \lambda_{i0} z(x_i) \dots\dots\dots(10)$$

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

$$\sum_i \lambda_{i0} = 1 \dots\dots\dots(11)$$

及

$$\text{Min } \text{Var}[z^*(x_0) - z(x_0)] \dots\dots\dots(12)$$

其中 $\gamma_{ij} = \gamma(|x_i - x_j|)$ ，經由拉格蘭吉方法(Lagrange Method)，克利金變異數(Ordinary Kriging Variance)如下：

$$\sigma^2_{ok} = \sum_i \lambda_{i0} \gamma_{i0} + \mu - \gamma_{00} \dots\dots\dots(13)$$

μ 為拉格蘭吉乘數(Lagrange Multiplier)， γ_{00} 為 $h = 0$ 之 γ 值。

2.4 隨機模擬(Stochastic Simulation)

本研究以流通係數為空間變數，應用逐次隨機模擬法(Sequential Simulation Approach)之逐次高斯模擬法(Sequential Gaussian Simulation)模擬流通係數之分佈與範圍，並探討各模擬實際值(Simulated Realization)。

逐次模擬方法主要藉由已知資料與所有前次模擬值模擬出新的模擬實際值。若有 N 個隨機變數 Z_i ，則於點 x_1 第 m 次之模擬值 z_1^m 可由 x_1 之鄰近域內的 n 個資料之 Z_i 條件累積機率分布函數(ccdf)模擬(Deutsch and Journel, 1992)。此模擬值可為下次模擬之條件資料。各隨機模擬過程中之 ccdf 如下：

$$\begin{aligned} & \text{Pr ob}\{Z_1 \leq z_1 / (n)\} \\ & \text{Pr ob}\{Z_2 \leq z_2 / (n+1)\} \\ & \quad \vdots \\ & \text{Pr ob}\{Z_N \leq z_N / (n+N-1)\} \end{aligned} \dots\dots\dots(14)$$

因此，若一連續之隨機變數 $z(x)$ 由許多獨立變數 $\{Y_k(x), x \in A\}$ 之和所產生，如(8)式，且此變數可由一多變量高斯隨機函數(Multivariate

Gaussian function)表示。

$$Z(x) = \sum_{k=1}^K Y_k(x) \approx \text{Gaussian} \dots\dots\dots(15)$$

$$E\{Y(x_0)/y(x_\alpha) = y_\alpha, \alpha = 1, \dots, n\}$$

$$\text{且 } y(x_0)^* = m(x_0) + \sum_{\alpha=1}^n \lambda_\alpha [y_\alpha - m(x_\alpha)] \quad (16)$$

式中 $m(x)=E\{Y(x)\}$ 。

(1)逐次高斯模擬法

逐次高斯模擬法之步驟如下：

- (a)決定全區域之 cdf $F_Z(z)$ ，隨機變數 $Z(x)$ 之累積機率分布函數 (Cumulative Distribution Function; cdf)為：

$$F(x; z) = \text{Prob}\{Z(x) \leq z\}$$

若有 n 個鄰近值 $Z(x_\alpha) = z(x_\alpha), \alpha=1, \dots, n$ 時，則條件累積機率分布函數 (Conditional Cumulative Distribution Function; ccdf)為：

$$F(x; z/(n)) = \text{Prob}\{Z(x) \leq z/(n)\}$$

- (b)應用 cdf $F_Z(z)$ 將常態化 z 轉換為 y ，首先 $Y(x)$ 之一元 cdf 須為一常態之 cdf，則

$$\text{Prob}\{Y(x) \leq y\} = G(y) \forall y$$

式中之 $G(\)$ 為標準高斯 cdf， $Y(x)$ 為常態化之隨機變數，其平均數為 0，變異數為 1。則 Y 之累積機率 p 為

$$F_Y(y_p) = F_Z(z_p) = p, \forall p \in [0,1], \text{因此} \dots\dots(17)$$

$$y = F_Y^{-1}(F_Z(z))$$

$F_Y^{-1}()$ 為逆 cdf，且 $y_p = F_Y^{-1}(p), \forall p \in [0,1]$ 。若 cdf $F_Y(y)=G(y)$ 且 Y 為標準常態，則 $G^{-1}(F_Z())$ 為一常態轉換。

(c)模擬過程

- a. 定義一隨機路徑(Random Path)
- b. 決定簡單或一般克利金與常態化變異圖，若資料較大且區域性平均值似乎隨地區有顯著變化時，則採用一般克利金 (Ordinary Kriging)，否則使用簡單克利金法。變異圖之選擇則使用交互驗證

(Cross-Validation)法。使用所選擇克利金與變異圖決定於 x 點之 $Y(x)$ 之 ccdf 參數 (平均數、變異數)。

- c. 由 ccdf 模擬出第 m 次之 $Y(x)$ 數值。
- d. 加步驟 c 之模擬數值於資料中。
- e. 執行下一點之模擬，直到所有被模擬點皆執行模擬完畢。
- f. 將模擬之常態化 $y(x)$ 值轉換回 $z(x)$ 值。
- g. 執行模擬 l 次，並探討各模擬值之變異圖與實際值之變異圖以及流通係數模擬實際值分佈。

(2)模擬退火模擬法

退火模擬法的演算過程是應用條件資料 (原始資料) 產生初始模擬域，以條件資料的直方圖，從中隨機取出資料點，再重新置放於最近的網格點上，且能維持原直方圖趨勢，初始模擬域是藉由網格點中配對值逐次地交換修改而來，但這過程不包括條件資料的計算。而在逐次交換的過程中，每一個點對應著每一個目標函數，目標函數如公式(15)：

$$O = \sum_h \frac{[\gamma^*(h) - \gamma(h)]^2}{\gamma(h)^2} \dots\dots\dots(18)$$

若目標函數較低時，這交換過程才被接受，但這不表示所有高的目標函數交換會被棄卻。此方法成功地利用溫度函數控制模擬域，使其減少遲緩冷卻的次數，愈高溫度 (或控制參數) 就會有愈大的不喜好 (unfavorable) 機率。當模擬域是「凝固」時，模擬即完成，而「凝固」的意思是下一個交換之目標函數不低於目前之目標函數或達到一個確切的最小距離目標函數。

當資料值在網格點被重新置放和不再被交換時，此表示資料已被正確的再複製。對於每一個從聯合變量分佈 $F(Z)$ 取出的點，不能代表一個條件資料隨機產生之出象，條件資料初始模擬域其符合聯合邊際分佈，但並不一定近似於半變異圖模式 $r(h)$ 。模擬域之半變異圖須符合原先資料之半變異圖，所以目標函數須接近於“零”，以達到條件模擬的目標函數。而當目標函數 O 升高時，交換是要被棄卻，在這過程之中所產的模擬

域，其目標函數低到接近零之前，是一種「冷凍」狀態。如果冷凍過程變慢，即增加目標函數被接受的可能性，此時目標函數接近於零，且模擬域必須是慢慢冷卻，而不是快速地冷卻。初始模擬域之修正是藉由 Z_i 與 Z_j 交換配對隨機選取，此 i 與 j 兩點中，其一不為條件資料，每一次交換過程目標函數都被更新。退火模擬之貢獻是決定何時接受或棄卻應用擾(perturbation)，而此接受與棄卻之機率分佈為波茲曼分佈 (Deutsch 和 Jounel, 1992)，如(16)所示：

$$P\{accept\} = \begin{cases} 1, & \text{if } O_{new} \leq O_{old} \\ e^{-\frac{O_{new} - O_{old}}{t}}, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (19)$$

而所有喜好(favorable) ($O_{new} \leq O_{old}$) 和不喜好(unfavorable)應用擾的接受是指數機率分佈。指數分佈的參數 t 相當於退火中的“溫度”，而愈高的溫度愈可能接受不喜愛應用擾。且溫度 t 不能低的太快，否則模擬域可能會落入次佳位置而不能收斂。但又不能低的太慢，因此無論如何於實際之應用上，需要一個退火程序來決定如何讓溫度降低，以確保退火模擬之收斂。此程序之觀點主要是利用一個起始之高溫 t_0 ，與許多遞減因子 λ 來降低此一高溫，使其足夠應用擾被接受，或需要更多的嘗試，進而使得足夠低之目標函數足夠低而停止運算。退火程序的退火模擬演算過程 (Deutsch 和 Jounel, 1992；林建利, 1998) 如下：

- (1) 設定一起始解 S_0 ，並計算其目標函數值 Z_0 。
- (2) 設定起始溫度 t_m 。
- (3) 在 t 溫度下重複執行迴路：
 - a. 在 S_0 之鄰近區域產生一可行解 S_1 ，並計算其目標函數 O_{new} 。
 - b. 計算 $\Delta O = O_{old} - O_{new}$ 。
 - c. 若 $\Delta O \leq 0$ ，令 $O_{old} = O_{new}$ 。
若 $\Delta O > 0$ ，則產生一 $U(0, 1)$ 之亂數值 X ，
如果 $p = \exp(O_{old} - O_{new}/t) > X$ ，則令 $O_{old} = O_{new}$ 。
- (4) 令 $m = m+1$ ； $t = \lambda t-1$ ($0 < \lambda < 1$)。

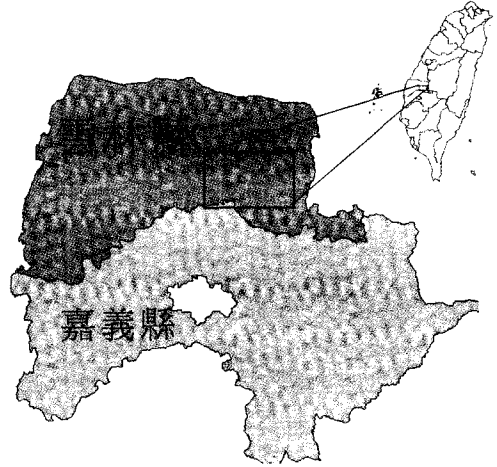


圖 1 研究區位置圖

(5) 停止準則：若 $t \leq \epsilon$ (設定之溫度停止值)，則停止。

若 $t > \epsilon$ (設定之溫度停止值)，則執行步驟(3)。

t_m ：初始溫度

λ ：遞減因子 $0 < \lambda < 1$

三、研究案例

本研究以雲林地區之流通係數為研究變數，研究區與範圍如圖 1 所示。其涵蓋北港溪中、上游東岸，其支流大湖溪與華興溪流經虎尾、土庫、元長、斗南、大埤、大林與古坑等鎮。斗六丘陵之河流屬北港溪水系，主要為向西或西北流之順向河，各溪於丘陵之西側造成許多沖積扇，扇面自東南向西北或東南東向西北傾斜率(劉桓吉與李錦發, 1998)。

北港溪東岸部份屬北港源流區，此區有十餘條順向河，匯集斗六丘陵西側之源流注北港溪，此源流將斗六丘陵上六雙層與台地堆積層冲刷下之物質挾帶堆積於北港溪以東。六雙層主要為泥岩與頁岩互層，故此區多為泥質，部份為含土與泥質之礫石層。北港溪西岸部份為濁水溪沖積扇，其東側礫石層之厚度由西向西南遞減，而泥質與砂質厚度則遞增。

北港溪東岸之北港溪源流區內之井屬於深

表 1 採樣點流通係數基本統計

	樣 本 數	最 小 值 (m ² /hr)	最 大 值 (m ² /hr)	平 均 值 (m ² /hr)	中 位 數 (m ² /hr)	偏 態	相 對 峰 態	標 準 差 (m ² /hr)
流通係數(T)	92	8.637	407.483	93.088	64.275	1.872	3.352	92.082

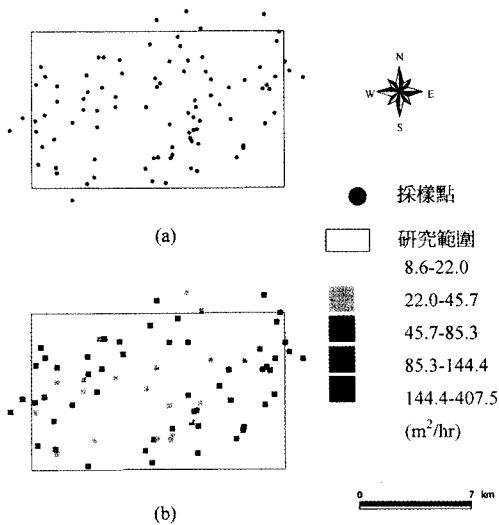


圖 2 採樣分佈圖(a)採樣點分佈(b)流通係數觀測值

井(曹以松, 1982), 其中以大埤鄉最深, 平均深度為 199.7 公尺。大林鎮次之平均為 179.3 公尺, 而斗南與古坑之鑿井平均深度分別為 176.5 與 106.5 公尺。含水層厚度平均為 30.6 至 52.8 公尺。北港溪西岸含水層厚度於虎尾附近平均為 80 公尺, 於土庫一帶平均為 100 公尺。

本研究採用之流通係數資料, 以陳世楷(1993)與李繼尊和譚義績(1994)整理自雲林水利會抽水試驗之流通係數為分析資料, 共 92 個採樣點, 其分佈於北港溪東岸斗六與斗南地區, 如圖 2 所示, 並將研究範圍內分割為 1664 區塊 (52x32)。研究區內最小與最大之流通係數分為 8.637 (m²/hr)與 407.483 (m²/hr), 其平均數與中位數則分別為 93.088 (m²/hr)與 64.275 (m²/hr), 標準差為 92.082 (m²/hr), 偏態與相對峰態係數分別為 1.872 與 3.352。研究區內 92 採樣點之流通係數之基本統計如表 1 所示。

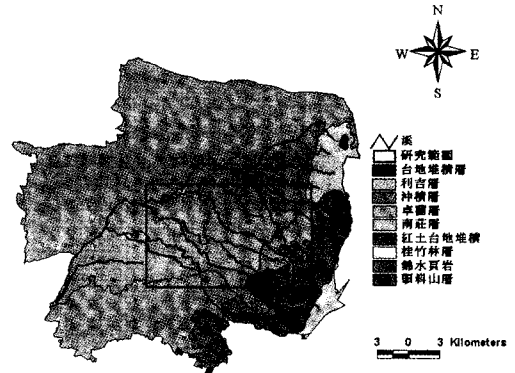


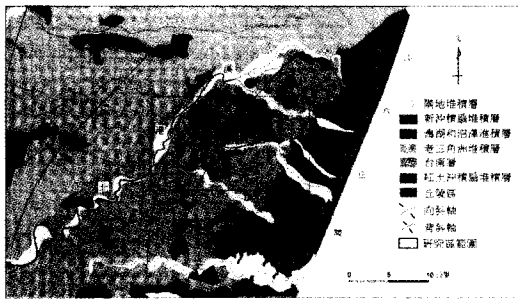
圖 3 研究區地質分佈

雲林地區之地質年代皆屬於第四紀, 大多數為地表堆積物和河谷的沈積物, 包括河相、河口灣相或海相的沈積物, 根據孫習之 (1971, 1972) 利用航空照片所表現的沈積物形態、色調對比及沈積物與現在海域位置上的關係, 將雲林地區之地質層序單位由新而舊作一對比排列, 如表 2 所示, 其分布狀況如圖 4 所示, 雲林地區地面地質可以北港溪連線為界, 分為老三角洲堆積層及台南層兩大系統, 二者生成於全新世的台南的海進期間, 前者以來自於濁水溪河道大量的搬運物為主, 以河川作用為主要營力, 堆積層上多砂丘分布, 而後者係來自於東部山區, 和嘉義、新營、台南一帶的海岸平原一致, 由粉砂、粘土、砂和壤土組成, 而斗六丘陵西側的新沖積扇堆積層, 係以來自丘陵區上極易風化搬運物為主, 其性質為依重力作用形成之落石堆 (talus), 間或於泥質土中夾有少量礫石, 淘選度極差。其分布位置和斗六丘陵西麓之斗六合沖積扇 (Serial composite fan) 位置相若, 西界大致沿著九芎林、營盤園、井子埔、新莊、劉厝莊、舊麻園等地之

表 2 研究區之第四紀地層表

地質年代	層序	堆積屬性
全新世 (Holocene)	沖積層 (Alluvium)	沖積層 (Alluvium)
上新世 (Pleistocene)	台地堆積層 (Terrace deposits)	洪積層 (Diluvium)
	紅土台地堆積層 (Lateritic terrace deposits)	
上新—更新世 (Plio-Pleistocene)	六雙層 (Liushuang formation)	
	二重溪層 (Erhchungchi formation)	

(修改自洪華君, 1989年)



(修改自洪華君, 1989年)

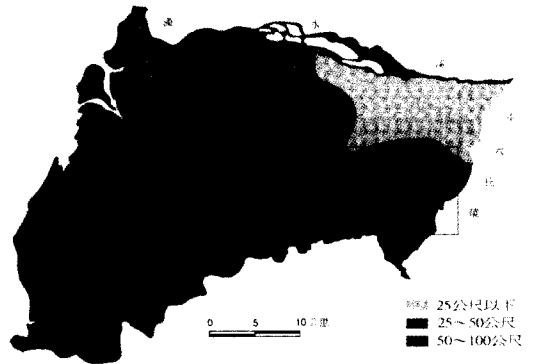
圖 4 雲林地區地質層序分布圖

連線, 亦即林內以南、石榴、古坑一帶。至於本區屬更新世最老的地層, 紅土台地堆積層僅分布於梅山一帶 (洪華君, 1989年)。本研究區之地面地質狀況為大多為斗六丘陵地風化之堆積, 其組成以泥質土為主, 因此本研究區之泥質地層厚度可達 100 公尺以上, 如圖 5 所示。

四、結果與討論

4-1 變異圖分析

本研究應用地理統計軟體 GS+ (Gamma Design, 1995)對流通係數進行變異圖分析, 且一實驗變異圖, 如圖 6 所示, 得此軟體以最小平方差方法對實驗變異圖進行變異圖模式套配。以指數模式、球形模式與高斯模式進行變異圖套配,



(修改自洪華君, 1989年)

圖 5 雲林地區泥質地層分布

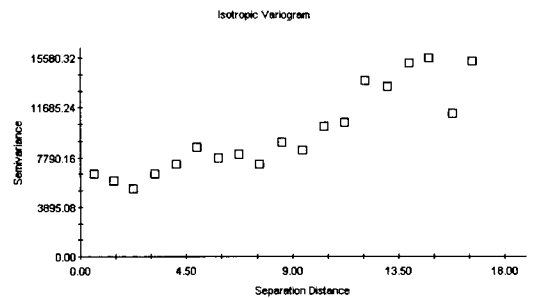


圖 6 斗六地區流通係數實驗半變異圖

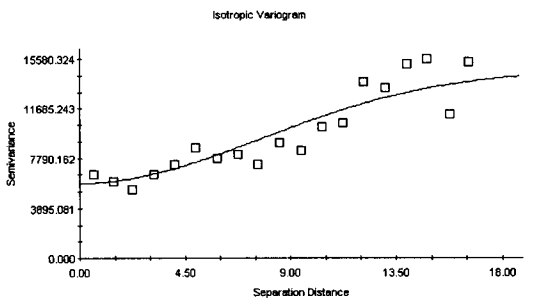


圖 7 斗六地區流通係數實驗半變異圖套配高斯模式

且最大間距(Active Lag)與間距(Active step)分別取 20.0km 與 0.17km, 並以交叉驗證檢定, 如表 3 及表 4。其結果顯示流通係數實際觀測值之最佳變異圖模式為高斯模式, 高斯模式之 r^2 (Regression coefficient) 為三模式中最大, RSS(Model Reduced Sum of Squares) 最小, 如圖 7

表 3 斗六地區流通係數變異圖分析

變異圖 模式	碎塊效應 (m ² /hr) ²	閾值 (m ² /hr) ²	影響範圍 (km)	RSS	r ²
球形(Spherical)	4520.00	17630.00	30.90	0.051	0.815
高斯(Gaussian)	5630.00	14750.00	19.09	0.041	0.833
指數(Exponential)	4240.00	25510.00	80.49	0.052	0.801

r² — Regress Coefficient

RSS—Model Reduced Sum of Squares

表 5 模擬值之流通係數基本統計

	個 數	平 均 值 (m ² /hr)	中 位 數 (m ² /hr)	標 準 差 (m ² /hr)	偏 態 係 數	峰 態 係 數	最 小 值 (m ² /hr)	最 大 值 (m ² /hr)	25 分 位 數 (m ² /hr)	75 分 位 數 (m ² /hr)
實測值	92	93.088	64.275	92.082	1.872	3.352	8.637	407.483	31.956	125.611
高斯模擬(一)	1664	99.109	72.950	94.618	1.761	2.695	8.697	407.859	35.617	129.583
高斯模擬(二)	1664	91.165	64.274	89.028	1.908	3.469	8.642	407.920	34.110	117.190
高斯模擬(三)	1664	86.736	59.406	87.643	1.917	3.494	8.649	407.690	25.872	104.843
退火模擬(一)	1664	94.880	70.000	90.093	1.771	2.963	8.637	407.483	33.915	129.547
退火模擬(二)	1664	90.290	62.265	89.262	1.900	3.427	8.637	407.483	30.611	116.554
退火模擬(三)	1664	91.251	65.593	87.826	1.868	3.423	8.637	407.483	33.250	120.063

表 4 套配模式交叉驗證結果比較

變異圖模式	MZS	SDTMZS
球形(Spherical)	-0.009	1.147
高斯(Gaussian)	-0.006	1.063
指數(Exponential)	-0.010	1.121

及表 3 所示，此模式之碎塊效應、閾值與影響範圍分別為 5630.0(m²/hr)²、14750.0(m²/hr)² 與 19.09km，且交叉驗證結果其 MZS 最接近 0，為 -0.006，且 SDTMZS 最接近 1，為 1.063。此碎塊效應佔全部閾值的 70.53%，此結果顯示研究區內採樣點間小距離之變異大。

4-2 敘述統計

本研究以變異圖分析所得之變異圖模式，對研究區內 1664 區塊(52x32)之流通係數進行逐次高斯隨機模擬及模擬退火模擬，每一區塊為 0.3kmx0.3km，其所估計與模擬結果之敘述統計量如表 5 所示，結果顯示高斯模擬(二)之平均值

和中位數與實測資料最接近，且偏態及峰態係數最近似實測資料，高斯模擬(一)之標準則與實測資料；退火模擬(一)所得的平均值最接近實測資料之平均值，且退火模擬(一)的變異數與標準差最接近實測資料的變異數與標準差，而退火模擬(三)之中位數與實測資料的中位數最接近。模擬退火(三)的相對峰態係數及偏態係數最接近實測資料相對峰態係數及偏態係數。由以上之結果得知，逐次高斯模擬法及模擬退火模擬所得之模擬值接近於實際測量值變異，如表 4 及圖 8 所示。且由表 5 及圖 8 得知高斯模擬法各模擬所得之統計量(平均值、中位數、標準差、25 分位數及 75 分位數)變化相較於退火模擬法各模擬之統計量大，換言之，退火模擬法之模擬較穩定。

4-3 流通係數空間分佈

本研究以地理資訊系統(Arcview 3.0a)展示流通係數之實際觀測值與模擬法之流通係數模擬值空間分佈。研究區內 92 個流通係數實際觀

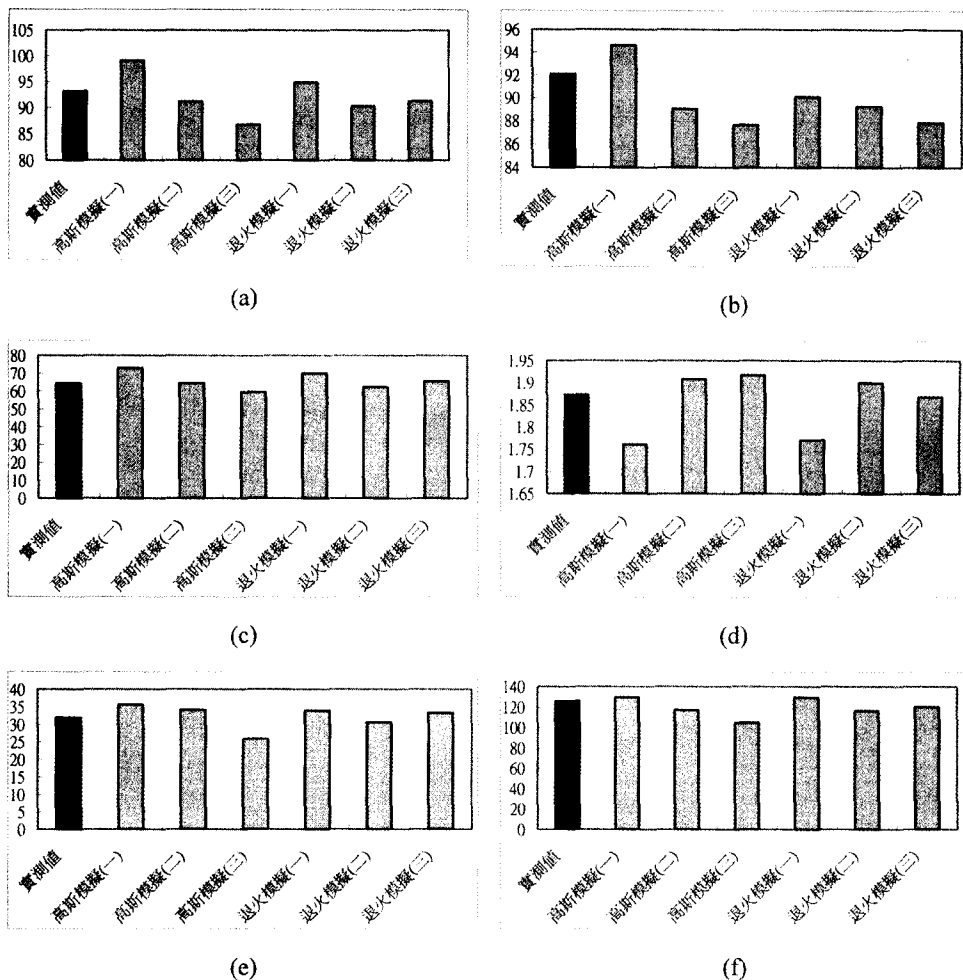


圖 8 實際值與模擬值之比較(a)平均值 (b)標準差 (c) 中位數 (d)偏態係數(e)25 百位數 (f)75 百位數

測值呈現不均勻分佈，如圖 2。換言之，其空間變異(Spatial Variability)較大。而逐次高斯模擬法及模擬退火模擬法所得之流通係數分佈如圖 9 與圖 10 所示，逐次高斯模擬法所模擬流通係數空間分佈不具平滑效應，且較能顯示出流通係數的空間不均勻性，逐次高斯模擬法所模擬之三個模擬域皆能顯現此一空間極端變異情形；而模擬退火模擬之流通係數有較明顯的空間分佈趨勢，由東側逐漸向西遞減後又增加，且具有平滑效果。因此，逐次高斯隨機模擬法所模擬出的流通係數空間分佈，雖較能顯示出流通係數的實際空間變異分佈與不均勻性；而模擬退火模擬法之模擬域較為平滑，並保有觀測值的空間特性。而高斯隨

機逐次模擬法與模擬退火模擬法皆能模擬出多個流通係數模空間擬域，如圖 9 與圖 10 所示。且圖 10 之三個模擬域分佈更可驗證統計量（表 5）之退火模擬較穩定結論，除此之外，圖 10 更指出研究區北側出現較不同空間分佈，可能由於此處為支流河川與主河川交匯處，且北港溪西岸已屬濁水溪沖積扇所控制，但也有可能是觀測點不足所致。而這些模擬域都可解釋此流通係數的未確定性(Uncertainty)，且可為地下水研究之基礎資料。

4-4 流通係數空間分布與地質地形及水系關係
就地形而言，研究區之東側為北港溪支流所

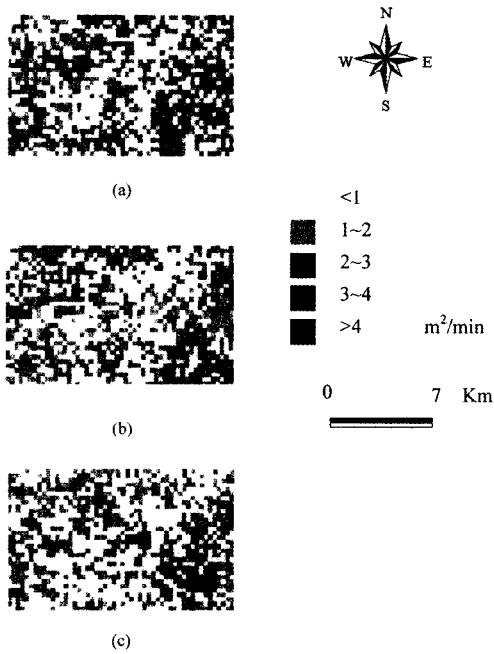


圖 9 逐次高斯模擬法模擬域之空間分布(a)高斯模擬(一)(b)高斯模擬(二)(c)高斯模擬(三)

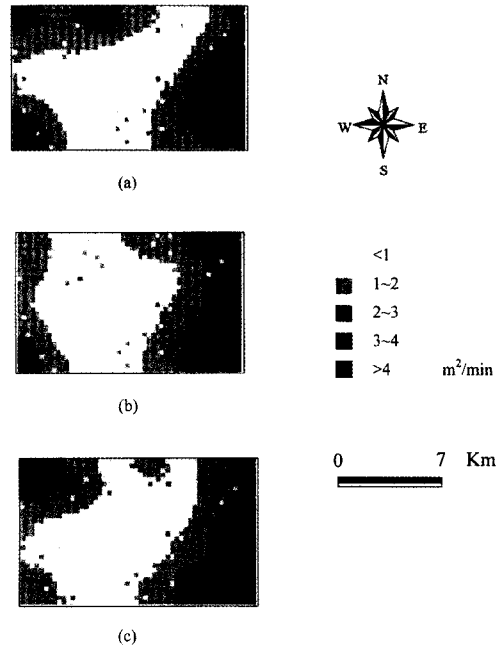


圖 10 模擬退火模擬法模擬域之空間分布(a)退火模擬(一)(b)退火模擬(二)(c)退火模擬(三)

構成的斗六合成沖積扇，而沖積扇之堆積物由扇頭至扇尾，其顆粒組成依次由大至小，因此愈東側地區流通係數高，並依次遞減，至扇尾，也就是在研究區中間部份，顆粒組成較細，此外由地層層序分布圖及泥質地層厚度分布圖對比，研究區中間部份為台南層及瀉湖和沼澤堆積層，其堆積物來源大多為斗六丘陵中的六雙層風化後堆積物，六雙層則主要由泥岩及頁岩所構成，因此研究區中間部份的堆積物顆粒應是相當細，加上向斜構造增加泥質地層堆積的空間，使得研究區中間部份為泥質地層較厚，故研究區中間部份應為流通係數較低的區域。

至研究區西側，泥質地層變淺，越過北港溪後，堆積物形態逐漸轉變為由濁水溪沖積扇之沖積物所控制，因此堆積物顆粒由細變粗，就逐步高斯模擬而言，其模擬結果所得空間分佈之變異大，但流通係數較低的部份出現研究中間部份，流通係數較高的部份則是在兩側，但空間變異大，而呈現的流通係數零散的分佈；就模擬退火模擬法而言，流通係數模擬結果皆與顆粒粗細組

成分布較為符合，流通係數較低之地區為泥質地層較厚之區域，反之，流通係數較高之地區為泥質地層較淺之區域，而研究區西北側堆積物來源為濁水溪沖積扇及斗六丘陵沖積扇交錯的區域，因此岩層的組成複雜，因此三次流通係數的模擬結果，在西北側的變異程度較大。

退火模擬法三次模擬結果與北港河流域套疊，如圖 11 所示，其退火模擬法模擬域與水系之關係相當明顯，在上游地區流通係數高，依次下降，至河流對岸地區，堆積物由於受控於濁水溪沖積且流能較大，顆粒較粗，因此流通係數又增高，三次模擬值中又以圖 11(c)之結果最為符合，反應出河流沖積型態。由此可知，退火模擬在本研究案例中之結果與實際分佈狀況較能符合。

五、結論與建議

1. 逐步高斯模擬法與模擬退火模擬法皆能模擬研究區內流通係數觀測值之基本統計量。且退火模擬所模擬之模擬域統計量較穩定。

考。

謝 誌

本文承蒙李博士繼尊提供研究資料及評審委員給予本文寶貴意見，使本文更具有可讀性與學術價值，在此謹致謝忱。

參考文獻

1. 李繼尊、譚義績，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，農業工程學報，第 40 卷，第 4 期，pp28-45，1994。
2. 林建利，應用模糊邏輯與退火法於自走機器人之路徑規劃研究，國立成功大學電機工程研究所碩士論文，1998。
3. 林裕彬、譚義績，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，pp. 19-31，1999。
4. 洪華君，雲林地區水文地質之研究，國立師範大學地理研究所碩士論文，1989。
5. 曹以松，雲林地區地下水數學模式之研究，農業工程研究中心，pp16-23，1982。
6. 陳世楷，區域化變數理論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研究所碩士論文，1993。
7. 陳世楷、鄭克聲、譚義績，區域化變數理論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，pp.52-64，1993。
8. 劉桓吉、李錦發，台灣地質圖說明書—雲林，經濟部中央地質調查所，pp35，1998。
9. 孫習之，台灣省新營至北港海岸平原航照地質之研究，台灣省石油地質 8 號，pp. 65-75，1971。
10. 孫習之，台灣省北港至濁水溪平原航照地質之研究，台灣省石油地質 10 號，pp. 187-199，1972。
11. Bakr, A. A., L. W. Gelhar, A. L. Gutjahr, and J. R. MacMillan, Stochastic analysis of spatial variability in subsurface flows, 1, Comparison of one- and three- dimensional flows. Water Resour. Res., 14(2): 263-271, 1978.

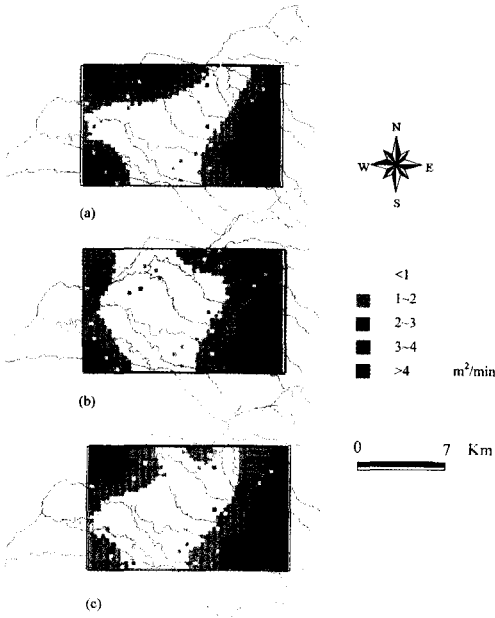


圖 11 模擬退火模擬法模擬域與河系關係(a)退火模擬(一) (b)退火模擬(二) (c)退火模擬(三)

2. 就空間分佈而言，逐步高斯模擬所模擬之結果，雖能表現出空間極端變異，但就流通係數的空間資料及地質特性而言，模擬退火模擬較逐步高斯模擬能模擬出較佳之空間分佈。
3. 逐步高斯模擬法與模擬退火模擬法之模擬結果與沈積層序及泥岩厚度做一比較結果，顯示模擬退火模擬法所模擬之流通係數空間分佈與泥岩厚度及沈積地層的顆粒組成大小之空間分佈趨勢較符合。且將退火模擬之空間分佈圖與河系套疊，亦發現模擬值之空間分佈趨勢亦與河系分佈相契合。
4. 本研究之結果顯示，於統計上逐步高斯模擬法與模擬退火模擬皆能與實際值接近，若將模擬結果與地質地形及水系資料相互套疊，巷則顯示模擬退火模擬之結果有較合理的空間分佈，表示模擬退火模擬在本研究中較能符合實際流通係數分佈情況。
6. 未來相關之研究可應用此二模擬法，模擬觀測值之未確定性及區域與採樣點選取之參

12. Bjerg, P. L., K. Hinsby, T. H. Christensen, and P. Gravesen, Spatial variability of hydraulic of an unconfined sandy aquifer determined by a mini slug test. *J. of Hydrology.*, 136: 107-122, 1992.
13. Carle, S. F., Implementation schemes for adoiding artifact discontinuities in simulation anealing, *Mathematical Geology*, 29(2): 231-244, 1997.
14. Chirlin, G. R. and G. Dagan, Theoretical head variogram for steady flow in statistically homogeneous aquifers. *Water Resour. Res.*, 16(6): 1001-1015, 1980.
15. Clifton, P. M. and S. P. Neuman, Effects of kriging and inverse modeling on conditional simulation of the Avra Valley aquifer in Southern Arizona, *Water Resour. Res.*, 18(4): 1251-1234, 1982.
16. Christesen, S., On the strategy of estimating regional-scale transmissivity fields, *Ground Water*, 35(1): 131-139, 1997.
17. Deutsch C. V. and A. G. Journel, *Geostatistical software library and users guide*, Oxford University Press. New York, 1992.
18. Eggleston, J. R., S. A. Rojstaczer, and J. J. Peirce, Identification of hydraulic conductivity structure in sand and gravel aquifers: Cape Cod Data Set, *Water Resour. Res.*, 32(5): 1209-1222, 1996.
19. Fabbri, P., Transmissivity in the geothermal Euganean Basin: A Geostatistical Analysis, *Ground Water*, 35(5): 881-887, 1997.
20. Freeze, R. A., A stochastic-conceptual analysis of one-dimension groundwater flow in nonuniform homogeneous media. *Water Resour. Res.*, 11(5): 725-741, 1975.
21. Gamma Design Software, *GS+: Geostatistics for the environmental sciences. Version 2.3.* Gamma Design Software, Plainwell, MI, 1995.
22. Gotway C. A. and G. W. Hergert, Incorporating spatial trends and anisotropy in Geostatistical mapping of soil properties, *Soil Sci. Am. J.*, 61: 298-309, 1997.
23. Gotway C. A., R. B. Ferguson, G. W. Hergert, and T. A. Peterson, Comparison of Kriging and inverse-distance methods for mapping of Soil Parameters, *Soil Sci. Am. J.*, 60: 1237-1247, 1996.
24. Lin, Yu-Pin, T.K. Chang, Simulatied annealing and kriging method for identify the spatial patterns amd variability of soil heavy metal, *J. Of Environ. Sci. & Health, A* 35(7): 1089-1115, 2000.
25. Lin, Yu-Pin, Chi-Chun Lee and Yih-Chi Tan, Geostatistics approach for ideatification of tranmissivity structure at Dulliu area in Taiwan, *Environment Gology*, 40(1-2): 111-120, 2001.
26. Istok, J. D. and C. A. Rautman, Probabilistic assessment of groundwater contamination: 2. Results of Case Study, *Ground Water*, 34(6): 1051-1064, 1996.
27. Mowrer, H. T., Propagating uncertainty through spatial estimation processes for old-growth ubalpine Forest Using Sequential Gaussian Simulation in GIS, *Ecological Modelling*, 98: 73-86, 1997.
28. Olea, R. A. and V. Pawlowsky, Compensating for estimation smoothing in Kriging, *Mathematical Geology*, 28(4): 407-417, 1996.
29. Smith, L., Spatial variability of flow parameters in a stratified sand. *Math. Geol.*, 13(1): 1-21, 1981.
30. Smith, L. and R. A. Freeze, Stochastic analysis of steady state groundwater flow in a bounded domain, 1, One-dimensional simulations. *Water Resour. Res.*, 15(3): 521-528, 1979.
31. Rouhani, S, Y. P. Lin and Young Shi, H-Area/ITP Geostatistical Assessment of In-situ and engineering properties, Site geotechnical Services Department, Westinghouse Savannah River Company, Final Technical Report, 1995.
32. Rubin, Y., Stochastic modeling of microdispersion in heterogeneous porous media, *Water Resour. Res.*, 26(1): 133-141, 1990.

收稿日期：民國 90 年 4 月 25 日
 修正日期：民國 90 年 7 月 10 日
 接受日期：民國 90 年 7 月 31 日