Journal of Taiwan Agricultural Engineering Vol. 57, No. 3, September 2011

應用逐步高斯模擬法與模擬退火法

重現水文地質場之研究

Study of Using Sequential Gaussian Simulation and Simulated Annealing Method on Reconstructing Hydrogeology Fields

| Cheng-Cheng Fan | Kuo-Chin Hsu | Cheng-Haw Lee | Jung-Wei Chen | | |
|-----------------|--------------|---------------|---------------|--|--|
| 番 成 正 | 涂國錦 | 李 振 誥 | 陳 忠 偉* | | |
| 碩士 | 副教授 | 特聘教授兼大地資源中心主任 | 助理教授 | | |
| 資源工程學系 | 資源工程學系 | 資源工程學系 | 溫泉產業研究所 | | |
| 國立成功大學 | 國立成功大學 | 國立成功大學 | 嘉南藥理科技大學 | | |

摘 要

地層中常由於物理過程、化學作用與生物活動而形成介質之異質性,此異質性 常產生流場中水流與污染物偏好的路徑,如介質之大孔隙、岩體之破裂面與高傳導 係數連續區,其為地下水流與污染物快速移動的區域。本研究以一假設案例進行地 質統計模式之建構,探討不同採樣方法對地質統計模式建構之影響。由研究結果顯 示,階層式隨機採樣較均匀採樣法能獲得較多現地統計資訊,使用逐步高斯模擬法 與模擬退火法進行圖象模擬,探討何者較能掌握眞實場異質性之空間分佈特徵顯 示,模擬退火隨機場能掌握較多統計資訊,故較能展現現地水文地質異質性特徵。

關鍵詞:異質性,均匀採樣法,階層式隨機採樣,逐步高斯模擬,模擬退火。

ABSTRACT

Heterogeneity is often formed by physics process, chemical action and biological activity under ground surface. Soil macropores, such as cracks and channels that formed by roots and soil animals, are recognized as important pathways for water and pollutant and leads to the heterogeneity. In this research, two geostatistical models are constructed by hypothetical image include uniformly sampling method and stratified random sampling method. The result shows that the stratified random sampling method is better than the uniformly sampling method in that it offers more geostatistical information. Then

^{*}通訊作者,嘉南藥理科技大學溫泉產業研究所助理教授,71710 台南市仁德區保安村二仁路一段 60 號,cjw2623@mail.chna.edu.tw

sequential Gaussian simulation method and simulated annealing method are used to reconstruct the images. The result shows that simulated annealing is superior in better reconstructing the image because of its ability of using more statistical information.

Keywords: Heterogeneity, Uniformly sampling method, Stratified sampling method, Sequential Gaussian simulation method, Simulated annealing method.



地層的形成是經由長時間之地質作用,經隆 起、沖刷、沉積、風化、侵蝕、搬運與壓密等複 雜過程,地層介質無論是土壤或岩石,其分佈也 必然不均匀。在水文地質現場資料中,此種介質 之異質性非常普遍,如美國之Mt.Simon含水層 中,孔隙率在3英尺內即介於2%至20%,傳導 係數為0.1至300 (m/d)之間變動(Gelhar, 1993)。 現地採樣所獲得的土體資料亦顯示介質異質性 普遍地存在現地情況(Ueno, 1999; Su *et al.*, 1999)。在實際情況並無法量得空間每一點的地質 特性,為描述現地上異質性介質之分佈,本研究 藉由逐步高斯模擬法與模擬退火法進行場址特 性重建。

Jaime and Wen (1998)針對現地資料的統計 模式進行了詳細探討,並提及諸多研究顯示對 數型水力傳導係數之直方圖呈現高斯分佈,因 此現地資料之統計分析支持高斯分佈模式之選 用。過去研究大都假設對數型水力傳導係數為 多變量高斯分佈(multivariate Gaussian),由於多 變量高斯分佈解析簡單,且特性完全由一階統 計量與二階統計量所決定,因此藉由多變量高 斯分佈之假設,可推測空間各點之隨機變數的 機率分佈。

Silliman and Wright (1988)尋找一條連通二 塊相對岩石之路徑,而沿此路徑的水力傳導係數 爲最高値,由研究成果顯示,不同尺寸與相關長 度之多變量高斯隨機場,其大部份水流傳導路徑 之水力傳導係數值會圍繞多變量高斯分佈之中 位數。Anderson (1989, 1991) and San-Vila *et al.* (1996)注意到高傳導係數區通常在空間上互相連 結,如土壤高連通區與破裂岩體內之裂隙。Admas et al. (1992)在 Columbus 實驗場址之現地示蹤劑 試驗顯示,示蹤團運移速度比監測網預期速度快 出許多的區域(即高傳導性連通區)可能存在於地 層中。

模擬多變量高斯模式隨機場的演算法有旋 轉帶狀法、頻譜分解法、共變異函數矩陣分解 法、最近鄰區法、逐步高斯模擬法(Albert, 1987; Journel, 1983, 1988, 1989, 1990, 1993)與模擬退火 法(Deutsch and Journel, 1991; Deutsch and Journel, 1992; Deutsch, 1993; Deutsch and Cockerham, 1994) 等。其中模擬退火演算法為一種應用相當廣泛的 最佳化技巧,近年被發展用來做為隨機場的產生 (Arts, 1989; Farmer, 1989)。林裕彬與譚義績(2003) 使用模擬退火法模擬流通係數之空間分佈,劉振 宇與張誠信(2004)以三種地質統計方法(一般克 利金法、逐步高斯模擬法與模擬退火法)推估濁 水溪沖積扇水力傳導係數(K 值)在空間上之分 佈,研究結果顯示採用一般克利金(簡稱 OK)建立 之 K 值空間分佈,將實測之 K 值平滑化,逐步高 斯模擬法(簡稱 SGS)推估之 K 值,其空間分佈 與 OK 相似,但可保存較佳之空間變異性,而採 用模擬退火法(簡稱 SA)結果,則呈現顯著之負偏 及過度集中之頻率分佈,同時在變差函數具有碎 塊效應及較短之相關長度下呈現紊亂。Deutsch and Journel (1991, 1992)提出使用模擬退火技巧 配合變差函數,產生水力傳導係數隨機場的詳細步 驟,此法應用於序率模擬的詳細討論請參閱 Deuch and Cockherham (1994)。本研究以高斯模 擬法與模擬退火法進行水力傳導係數隨機場之 建構,進行重現真實場異質性之空間分佈特徵比 較。



二、研究方法與流程

研究流程分二階段,第一階段為地質統計模 式之建構,建構一假設案例,探討不同採樣方法 對空間相關結構之影響,分別利用均匀採樣法 (Uniformly sampling method)與階層式隨機採樣 法(Stratified random sampling scheme)對採樣結果 進行探討。第二階段由第一階段所選取較佳方 法,取得空間相關結構資訊分別建構高斯隨機場 與模擬退火隨機場,比較何種模擬方法較能掌握 眞實場異質性之空間分佈特徵,研究流程示於 圖 1。

三、採樣法與地質統計介紹

本研究應用採樣方法為均匀採樣法與階層 式隨機採樣法,地質統計方法為逐步高斯模擬與 模擬退火法,分別敘述如下:

3.1 均匀採樣與階層式隨機採樣

均匀採樣為一般常用方式,使用者只要將所 需採樣數目,平均分配於採樣空間上即可。水利 署之地下水觀測井計劃基本上採用此方法,但就 地質統計觀點而言,此採樣方式除非樣本數目很 多,在空間上稠密分佈,否則難以獲得空間相關 結構在短分隔距離(Short Lag)內之變差函數值。 當研究者欲利用一理論變差函數擬合實驗變差 函數時,此短分隔距離內之變差函數值即為擬合 優劣的關鍵因素。

階層式隨機採樣法乃 Davis et al. (1997)所發 展之採樣方法,可含蓋多種可能尺度,同時保有 採樣效率與資料記錄效率,其採樣效率與採樣位 置(是否容易採樣)及資料記錄容易程度有關。由 於空間相關結構事先並不得知,故採樣策略需 盡可能含蓋多種可能尺度。此法採樣步驟如下: (1)觀察現地岩相及地質特徵,找出適當分層。 (2)於研究場址配置數個固定式矩形網格。(3)將 每一固定網格元素左下角當做一控制點。(4)將 此控制點做為之後實際採樣網格之左下角。 (5)採樣網格尺寸由網格元素尺寸乘以一0到1之 間的隨機碼決定之。Davis et al. (1997)進行地質 統計分析結果顯示,在樣本數目有限情況下,此 採樣方法能獲得較佳之變差函數,即能得到短相 隔距離之變差函數值,本研究即採用此法與均匀 採樣法二者進行比較。

3.2 逐步高斯模擬法(Sequential Gaussian Simulation)

逐步高斯模擬為以序率模擬理論為基礎,使 用已知資料點與所有已模擬出位置的模擬值,結 合條件機率對新位置點進行模擬,此模擬出的新 值將納入下次模擬之條件資料,以此類推待所有 模擬區域內之未知點值均模擬完成為止。對一任 意統計分佈之隨機變數 Z(x)使用 Normal Score 法,轉換為一多變量高斯隨機場(Multivariate Gaussian function),執行步驟如下:

- (1) 定義一隨機路徑(Random Path)。
- (2) 決定使用簡單克利金(simple kriging)或一般 克利金(ordinary kriging)與常態化變差函數。 一般使用簡單克利金法,若資料較大且區域 性平均値隨地區有顯著變化時,則採用普通 克利金。變差函數之選擇則使用交叉驗証 (cross-validation)法。使用所選擇之克利金法 與變差函數決定 x 座標上 Y(x)的 CCDF 參數 (平均數、變異數)。
- (3) 由 CCDF 模擬出模擬區域內第 m 點之 Y(x)數 值。
- (4) 將步驟(3)所得之模擬數值加入資料中。

- (5)執行下一點模擬,直到所有被模擬點皆模擬 完畢。
- (6) 將模擬之常態化 y(x)值轉換回 z(x)值。
- (7)執行模擬1次,並探討各模擬値之變差函數是 否符合實際値之理論變差函數,以及各模擬 値於空間上之分佈情況。

3.3 模擬退火法(Simulated annealing)

模擬退火法為模仿自然界的退火現象而得 的演算法(林基興,1997),應用領域函蓋電腦輔 助電路設計、影像處理、生物學、材料科學等。 模擬退火法為一種能包含多種目標函數之數值 技巧,可產生連續變數或類別變數之替代性條件 序率圖象,此技巧具有合併二點統計量與複雜之 多點空間統計量(如:空間幾何形狀)之能力。本 法的基本觀念爲連續修正一初始圖象直到符合 所預定之目標函數特徵為止。每一次修正的接受 與否,決定於模擬圖象是否朝即定目標進行。然 而為避免得到局部最佳化結果,某些不適當的修 正仍然被接受,此不適當修正以一特定機率當做 接受的判斷標準。此法原先發展乃為了處理最佳 化演算問題,現今已被使用做為序率圖象的產 生,亦即產生符合目標函數的替代性實現結果 (alternative realizations)。實際進行時需設定容忍 度以判斷目標函數符合狀況之優劣,以限定一組 在容忍範圍內可接受之實現結果,至於實現結果 則由本法的序率過程產生。

本法成功關鍵在於可快速判斷二修正結果 間之圖象品質,並且決定何場修正結果需保留, 地質統計軟體 GSLIB (Deutsch and Journel, 1992) 提供直接執行模擬退火法之程式 SASIM,實現結 果的產生是藉由允許重現採樣資料之多種地質 統計資訊,如直方圖、變差函數、指標變差函數、 主要變數與次要變數間之線性相關係數,以及主 要變數與次要變數間之條件分配函數等五種目 標函數所得。模擬步驟如下:

(1)首先產生一初始數值模型,此模型類比於眞 實退火現象之初始熔化,產生方式乃藉由分 配一隨機值給每一網格所產生。若欲處理的 問題屬於共模擬(co-simulation),即次要變數 可資利用,則可藉由從驗証散佈圖獲得之適 當條件分配來分配初始值。

- (2)目標函數之定義為欲得到的空間特徵與實現結果特徵間差距的量測,如實現結果之變差函數與理論變差函數間之差距。
- (3)圖象修正是藉由對一隨機選取的位置給定一 新値的方式進行。
- (4) 目標函數值降低,修正會一直被接受;若目 標函數值增加,修正會隨著某一特定機率被 接受。
- (5) 當機率隨著不適當交換被接受而值降低時, 擾動過程會繼續進行直到一低目標函數狀態 到達為止。

四、地質統計模式之建構

4.1 假設案例介紹

本研究採用一個假設二維隨機場,其具有明 顯之通路(channeling)示於圖 2(a) (Sebastien Strebelle, 2002)。此案例可視為一野外之露頭或具明 顯地質持徵之實驗場址,空間尺寸為 100 cm × 100 cm,由三種地質相組合而成,其中相一(白色) 具低滲透性(占總面積 60.5%)、相二(灰色)具中度 滲透性(占總面積 13.0%)、相三(黑色)具高滲透性 (占總面積 26.5%)。相三形成連續彎曲溝渠形狀 的高水力傳導係數連通路徑,為地下水流及污染 傳輸快速移動區域,相二依附於相三之表面,亦 形成較薄之連續彎曲溝渠特徵,至於相一則構成 整個空間的背景,為低滲透性傳導區域。

於此二維空間進行採樣,採樣方式分別使用 均匀採樣法與階層式隨機採樣法,採樣點數 48 點,樣本之空間分佈位置分別示於圖 2(b)與圖 2(d)。對此樣本資料進行地質統計分析,比較二 採樣方法之優劣,進而使用較佳方法所得之空間 相關結構,進行逐步高斯模擬與模擬退火法之模 擬結果比較。

4.2 地質統計資訊建立

首先需得知真實場理論之地質統計資訊,因 此將假設案例進行完全採樣,即將本案例細切成 1600 格進行採樣,利用此 1600 點資料進行空間



相關結構分析,將所得之玫瑰圖做為理論空間相 關結構特徵,並與隨機採樣所得結果進行比較。 由統計分析結果顯示,相一比例為 60.06%,相二 為 13.19%,相三為 26.75%,平均值為 1.67,標 準偏差 0.87,變異數 0.76,爾後將利用此變異數

爲變差函數擬合之理論基台值(Sill)。

圖 2(c) 階層式隨機採樣法分層示意圖

East

100

第一層

0

由異向性之變差函數與指標變差函數分析 0°、30°、45°、60°、90°、-30°、-45°與-60°等 8 個方位,變差函數與指標變差函數分析結果以 30°與 60°為例示於圖 3。擬合變差函數時採用 塊磚値(nugget) 0.05,基台值(sill) 0.76。進行指標 變差函數分析時,分別選取 1.1 與 2.1 為門檻值, 因為此二值恰好將相一、相二與相三區分開。當 進行門檻値(cutoff)為 1.1 之指標變差函數分析 時,根據指標克利金理論會將低於 1.1 之值設為 1,高於1.1之値全部設為0;當進行門檻値為2.1 之指標變差函數分析時,即將低於2.1之値設為 1,高於2.1之値設為0,以進行指標變差函數之 運算。此二値之選定可分別獲得相一以及相一與 相二兩者合併之空間相關結構資訊,擬合門檻値 1.1之指標變差函數時,採用塊磚值0.02、基台 值0.246;擬合門檻值2.1之指標變差函數時,採 用塊磚值0.02、基台值0.1975。

X (cm)

圖 2(d) 階層式隨機採樣法 48 點資料空間位置圖

常見之理論變差模式有球狀型、指數型、高 斯型模式(王仁峰與胡光道,1988)。本研究為比 較逐步高斯模擬與模擬退火法模擬結果之差 異,曾嘗試利用以上三種理論變差模式進行擬 合,再依擬合所得之地質統計資訊(塊磚值、基台 值、連續性長度)重現水文地質場空間特徵。由本 案例套合結果顯示,以指數型模式重現空間特徵





r(h) =nugget + sill [1-exp(-3h/range)].....(1)

式中h為相隔距離, nugget 為塊磚値, sill 為基台値, range 為影響範圍。

由分析結果顯示,使用 1600 點完全採樣之 變差函數與指標變差函數,其短相隔距離(低於 10 cm)之變差函數值明確存在,且理論變差模式



與實驗變差模式擬合結果佳,各擬合結果即為假 設案例之真實空間相關資訊,以此做為均匀採樣 法與階層式隨機採樣法所得之有限樣本數目,其 空間相關結構結果之比較依據。

由各方位變差函數與不同門檻値之指標變 差函數,其空間連續性範圍示於圖 4 之玫瑰 圖。由玫瑰圖結果顯示,變差函數所得之空間 連續性主軸為 X 向(60 cm),最短主軸為與其正 交之 Y 方向(長 15 cm)。指標變差函數所得之玫 瑰圖顯示,低於門檻値底 1.1 之最長主軸為 X 向



圖 4(a) 原全採樣資料之各方位變差函數所得玫瑰 圖



圖 4(b) 原全採樣資料之各方位指標變差函數所得 玫瑰圖(cutoff = 1.1)



圖 4(c) 原全採樣資料之各方位指標變差函數所得 玫瑰圖(cutoff = 2.1)

(60 cm),最短主軸為 Y 向(20 cm)。低於門檻値 底 2.1 之最長主軸為 X 向(50 cm),最短主軸為 Y 向(15 cm)。

4.2.1 均匀採樣法

均匀採樣乃將採樣數目均匀分配於採樣空 間上, 樣本數 48 點, 其中相一(白圓點)個數 27 點,相二(灰圓點)個數 8 點,相三(黑圓點)個數 13 點,其空間位置分佈示於圖 2(b)。由統計分析 結果顯示,相一、相二與相三各占 56.25%、 16.67%與27.08%,平均値為1.71,標準偏差0.87, 變異數 0.76。異向性之變差函數與指標變差函數 分析,分析方式同完全採樣所述,變差圖與指標 變差圖以 30°與 60°為例示於圖 5。由圖中顯示使 用均匀隨機採樣法所得之變差函數與指標變差 函數,其短相隔距離(低於 14 cm)並無變差函數值 存在,此將增加理論變差函數擬合之不確定性, 若以採樣間距觀察,48點均匀採樣各點相隔之最 小距離僅為12.5 cm (即100/8 = 12.5 cm), 受限於 採樣間距的尺度,因此短相隔距離之變差函數將 無從求得。

4.2.2 階層式隨機採樣法

本研究依地質特徵之複雜度,將假設案例採 樣空間區分為四層如圖 2(c)。由於第一層與第四 **層大部份由相一組成,相二與相三僅佔少數比** 例,因此將第一層與第四層獨立區分為一層,至 於第二層與第三層由於相三所佔比例較大,此區 域之地質特徵亦較複雜,因此細分為兩層(即第 二層與第三層)。分層結束後,再進一步將整個區 域分割成 12 個固定式矩形網格, 實際進行以四 點為一組進行採樣,總樣本數為 48 點,其中相 一(白圓點)個數 24 點(50%),相二(灰圓點)個數 8 點(16.67%),相三(黑圓點)個數 16 點(33.33%), 平均值、標準偏差與變異數分別為 1.83、0.91 與 0.82, 並利用變異數為變差函數擬合之理論基台 值(Sill)。異向性變差函數分析以 30°與 60°為例示 於圖 6, 擬合變差函數時採用塊磚值 0.05, 基台 值 0.82; 擬合門檻值 1.1 之指標變差函數時, 採 用塊磚值 0.02, 基台值 0.25; 擬合門檻值 2.1 之 指標變差函數時,採用塊磚值 0.02,基台值 0.22, 三種空間相關結構之理論配套模式均採用指數 模式(式1)。

由圖 6(a)至圖 6(f)之變差函數與指標變差函 數圖顯示,階層式隨機採樣法所得之變差函數與



指標變差函數,其短相隔距離(低於 14 cm)之變 差函數值存在之方位數較均匀採樣法為多,使得 在大部份方位上可增加理論變差函數擬合之可 信度,相較於均匀採樣法有明顯之改善。儘管如 此,使用階層式隨機採法所得之變差函數與指標 變差函數於某些方位,其短相隔距離之空間相關 資訊仍具高度不確定性,如圖 6(g)與圖 6(h)為分 別在 90°與-60°方位之變差函數。因此在擬合實驗 變差函數時,不可完全依據樣本資料所提供資訊



(cutoff = 2.1)

進行分析,需輔助其他次要資料。

次要資料可以是硬性資料、軟性資料或模糊 資料,在無法進一步進行其他相關性資料量測 時,軟性資料較模糊資料之參考性為高,而軟性 資料乃指和欲求得之參數有密切關聯但非直接 之資料,通常為定性之描述,如岩相資料和地質 圖等(黃信彰,2002)。因此,本研究採用假設案 例之圖象做為輔助分析之軟性資料,此圖顯示二 種地質相完全貫通空間之X向,由圖象判斷整體



圖 6(a) 階層式隨機採樣於 30°方位之變差函數



圖 6(c) 階層式隨機採樣於 30°方位之指標變差 函數(cutoff = 1.1)



圖 6(e) 階層式隨機採樣於 30°方位之指標變差 函數(cutoff = 2.1)





圖 6(b) 階層式隨機採樣於 60°方位之變差函數



圖 6(d) 階層式隨機採樣於 60°方位之指標變差 函數(cutoff = 1.1)



圖 6(f) 階層式隨機採樣於 60°方位之指標變差 函數(cutoff = 2.1)



資料之空間相關性為 X 向最長, Y 向最短, 採用 此結果於空間相關結構擬合程序中, 在 X 向方位 (90°)之變差函數與指標變差函數擬合時,影響範 圍(range)給予較大值, 擬合 Y 向方位(0°)則給予 較低值,其他方位之擬合則視實際資料結果給予 適當之影響範圍。

由各方向變差函數與不同門檻値之指標變 差函數,其空間連續性範圍可繪製玫瑰圖,由結 果顯示變差函數之空間連續性長主軸為 X 向 (55 cm),最短主軸為 Y向(18 cm),而指標變差 函數所得之玫瑰圖顯示,低於門檻値底 1.1 之長 主軸為 X 方向(55 cm),最短主軸 Y 方向(20 cm), 低於門檻値 2.1 之最長主軸為 X 方向(55 cm),最 短主軸為 Y 方向(15 cm)。

4.2.3 階層式採樣法與均匀採樣法之比較

均匀採樣法雖然較為簡便,但其對於地質統 計理論之變差函數與指標變差函數圖的影響,會 導致擬合結果產生較大的不確定性。階層隨機採 樣法以隨機尺寸之採樣網格進行現地採樣,其採 樣尺度涵蓋多種可能尺度,可獲得短相隔距離 (short lag)之變差函數與指標變差函數資訊,此短 相隔距離之空間相關結構資訊為理論變差模式 擬合優劣之關鍵,因此研究在採樣點數目有限且 數量較少時,階層式隨機採樣法可提供較多現地 統計資訊,對變差函數之結果有明顯的改善。

若將1600點完全採樣資料與48點階層隨機 採樣法所得空間相關結構進行比較,由圖象觀察 判斷所得之空間長、短軸方位(分別為X與Y方 向)與假設案例之眞實場結果相符,表示本案例現 地圖象(岩相或地質圖)可做爲數值結果驗証之參 考,以及空間相關結構擬合之有效輔助工具。然 而長短軸之連續性範圍兩者稍有差異,階層式隨 機採樣法所得之結果,變差函數圖長軸範圍較眞 實場結果短5 cm,短軸範圍較實際長3 cm,至於 指標變差函數則在門檻值底 1.1 與 2.1 二者之長 軸範圍較眞實場短5 cm,短軸範圍恰巧與眞實 場相符,顯示有限之 48 點樣本數目下,欲求得 完全符合實際情況之空間相關結構尙嫌不足,擬 合過程需配合次要輔助資料進行判斷。儘管如 此,在有限的採樣數目下,以階層式隨機採樣法 仍較均匀採樣法獲得較多之現地統計資訊,降低 推估的不確定性。

4.3 高斯隨機場與模擬退火隨機場之比較

由前節分析結果選擇較佳之階層式隨機採 樣法,利用其所推估之空間相關結構資訊,配合 地質統計軟體 GSLIB 之連續高斯模擬法程式 (SGSIM)與模擬退火法程式(SASIM),產生 100 個隨機場,其中任意挑選2個隨機場示於圖7。 由圖中顯示二個方法之隨機場均呈現相三(黑色) 之連續溝渠特徵,相二(灰色)依附於相三上,相 一(白色)為背景。其中相較於圖 7(a)與圖 7(b)之 高斯隨機場,圖7(c)與圖7(d)之模擬退火隨機場 相三(黑色)之連通性較強,所呈現圖象較能掌握 **真**實場異質性之空間分佈特徵,爲了檢核模擬 結果之合理性,各選定 10 個隨機場之變差函數 及指標變差函數,其與理論模式驗証結果示於 圖 8。圖 8 以門檻值(cutoff)為 2.1 之長短軸方向 爲例說明,以短軸方向而言,圖 8(a)之高斯隨機 場之指標變差函數與理論模式擬合差異性較 大,顯示高斯模擬法無法明確顯示此門檻値底之 空間特徵,圖 8(c)之模擬退火法擬合情況則較 佳。以長軸方向而言,圖 8(d)為模擬退火隨機場 之指標變差函數與理論模式擬合情形,圖中顯示 長軸實現結果之塊磚效應較理論模式稍高,顯示 相一(白色)與相二(灰色)合併之空間特徵,在空間 上呈現較原始假設案例稍高的亂度。

五、結論與建議

由於現場普遍存在異質場情況,在有限之樣 本數量下,階層式隨機採樣法較均匀採樣法獲得 更多之統計資訊,可降低空間相關結構擬合之不 確定性,在空間相關結構擬合過程,若配合地質 圖等次要資料進行輔助分析,可增加擬合結果之 可信度。

由階層式隨機採樣法所推得地質統計資 訊,分別以逐步高斯模擬法與模擬退火法重建假 設場址,由重建圖像結果顯示,模擬退火隨機場



-85-

較高斯隨機場能掌握現地之空間特徵,但當模擬 退火所處理的目標函數數目較多時,模擬結果將 可能產生較理論模式高之塊磚值現象。

由本研究成果顯示,模擬退火法具有求解組 合式問題最佳解之能力,可利用較多之地質統計 資訊(如變差函數與不同門檻値之指標變差函數) 進行現地水文地質場模擬,其模擬結果精度將隨 問題之複雜程度而降低,即當目標函數增加後, 此特性即明顯出現。

六、參考文獻

- 1. 王仁峰、胡光道, 1988, 線性地質統計學。
- 林基興,1997,模擬退火有趣的人工智慧研究(二),科學月刊,第327期。
- 林裕彬、譚義績,2000,退火模擬與克利金 法模擬流通係數之空間分佈圖,第十一屆水 力工程研討會論文集,第141-146頁。
- 4. 黃信彰,2002,以指標地質統計法建構水文 地質模式之研究,國立成功大學資源工程研 究所碩士論文。
- 5. 劉振宇、張誠信,2004,比較三種地質統計 方法用於推估水力傳導係數空間變異性及不 確定性,臺灣水利,第52卷,第4期,第31-42 頁。
- Albert, F. G., 1987, Stochastic imaging of spatial distributions using hard and soft information. M. Sc Thesis, Stanford University.
- Admas, E. E. and L. W. Gelher, 1992, Field study of dispersion in a heterogeneous aquifer 2, Spatial moments analysis. Water Res. Res., Vol. 28, pp. 3293-307.
- Anderson, M. P., 1989, Hydrogeology facies models to delineate large-scale spatial trends in glacial and glaciofluvial sedments. Geol. Soc. Am. Bull., Vol. 101, pp. 501-11.
- Anderson, M. P., 1991, Comment on Universal scaling of hydraulic conductivities and dispersivities in geological media, by S. P. Neuman. Water Resources Research, Vol. 27, pp. 1381-2.
- 10. Arts, E. and J. Korst, 1989, Simulated Annealing

and Boltzmann Machines, Wiley, New York.

- Davis, J. M., J. L. Wilson, F. M. Phillips and M. B. Gotkowitz, 1997, Relationship between fluvial bounding surfaces and the permeability correlation structure, Mathematical Geology, Vol. 33, No. 8, pp. 1843-1854.
- Deutsch, C. V. and A. G. Journel, 1991, The application of simulated annealing to stochastic reservoir modeling, Report 4, Standfor Center for Reservoir Forecasting.
- Deutsch, C. V. and A. G. Journel, 1992, GSLIB: Geostatistical Software Library and User's Guide, Oxford University Press, New York.
- Deutsch, C. V., 1993, Conditioning reservoir models to well test information, In Geostatistics Troia 92, ed. A. Soares, Vol. 2. Kluwer, Dordrecht, pp. 505-18.
- Deutsch, C. V. and P. W. Cockerham, 1994, Practical considerations in the application of simulated annealing to stochastic simulation, Mathematical Geology, Vol. 26, pp. 67-82.
- Farmer, C., 1989, Numerical rocks. Joint IMA/ SPE European Conference on the Mathmatics of Oil Recovery, Robinson College, Cambridge University.
- 17. Gelhar, L. W., 1993, Stochastic subsurface hydrology, Prentice Hall.
- Gomez-Hernandez, J. J. and X.-H. Wen, 1994, Probabilistic assessment offravel times in groundwater modeling, J. Stochastic Hydrol. Hydraul., Vol. 8, pp. 19-57.
- Jaime, G. H. and X. U. Wen, 1998, To be or not to be multi-Gaussian? A reflection on stochastic hydrogeology, Advances in Water Resources, Vol. 21, No. 1, pp. 47-61.
- Journel, A. G. and F. G. Albert, 1988, Focusing on spatial connectivity of extreme valued attributes: stochastic indicator models of reservoir heterogeneity, SPE paper 18324.
- 21. Journel, A. G. and F. G. Albert, 1989, Non-

Gaussian data expansion in earth sciences, Terra Nova, Vol. 1, pp. 123-34.

- Journel, A. G. and Posa, D., 1990, Characteristic behavior and order relation for indicator variograms, Mathematical Geology, 22, 1011-25.
- Journel, A. G. and C. V. Deutsch, 1993, Entropy and spatial disorder, Mathematical Geology, Vol. 25, pp. 329-56.
- Journel, A. G., 1983, Nonparametric estimation of spatial distribution, Mathematical Geology, Vol. 15, pp. 445-68.
- Sanchez-Via, X., J. Carrera, and J. P. Girardi, 1996, Scale effects in transmissivity., J. Hydrol., Vol. 183(1/2), pp. 1-22.
- 26. Silliman, S. E. and A. L. Wright, 1988, Stochastic analysis of paths of high hydraulic conductivity in porous media. Water Resources Research. Vol. 24, pp. 1901-10.

- 27. Su, M. B., L. C. Chan, and G. S. Lee, 1999, Methodological study of judgment on landslide occurrence, in slope stability Engineering, edited by N. Ya Gi, T. Yamagami and J.-C. Jiang, Balkema.
- Sebastien Strebelle, 2002, Conditional Simulation of Complex Geological Structures Using Multiple-Point Statistics, Mathmatical Geology, Vol. 34, No. 1, pp. 1-21.
- Ueno, S., 1999, Study of configuration, scale and distribution of landslide in slope stability Engineering, edited by N. YaGi, T. Yamagami and J.-C. Jiang, Balkema.

| 收稿日期: | 民國 | 100 | 年 | 1 | 月 | 12 | Θ |
|-------|----|-----|---|---|---|----|---|
| 修正日期: | 民國 | 100 | 年 | 2 | 月 | 15 | Θ |
| 接受日期: | 民國 | 100 | 年 | 3 | 月 | 8 | Θ |