

# 條件模擬法模擬小樣區土壤鋅重金屬污染

## Conditional Simulation for Simulating Zn Soil Heavy Metal

中國文化大學景觀學系副教授

國立台灣大學農業工程學系教授

林裕林

張尊國

Yu-Pin Lin

Tsun-Kuo Chang

### 摘要

農業地區土壤重金屬污染大多由污染的灌溉水造成。因此，土壤污染重金屬調查資料常顯現出許多的極端值或小區域內污染物濃度複雜的空間變異，此現象尤其常出現於小樣區的樣本。本研究以彰化地區小樣區的八種重金屬調查資料為例，以全距與標準差最大的重金屬為研究變數，並應用一般克利金與條件隨機模擬法(逐次高斯模擬)分別估計與模擬此重金屬的濃度空間分佈，並比較結果。研究結果顯示，彰化地區小樣區重金屬以鋅(Zn)的全距與標準差最高，且條件模擬法所模擬鋅濃度的空間分佈結果，其較能顯現研究區內鋅複雜的極端值分佈與空間變異，而一般克利金法較不能顯現出複雜空間變異、極端值分佈與不均勻性。鋅之估計與模擬空間分佈並展現於地理資訊系統。

**關鍵詞：**條件模擬法，克利金法，土壤重金屬，空間變異，極端值，地理資訊系統。

### ABSTRACT

Most soil heavy metal contamination was due to the polluted irrigation water at agriculture area. Therefore, the investigated data of soil heavy metal contamination sometimes shows the many extremely investigated values or extremely spatial variation over small investigated site. This study selects the highest variation heavy metal from soil heavy metal data in the north of Chunhua county in Taiwan. The spatial distribution of this heavy metal is simulated by using the conditional simulation, and estimated by using ordinary kriging. In case study, the results show that Zn has the highest variation in soil heavy metal data in the study area. The simulated results are much more match the spatial heterogeneity of Zn than the estimated results. These simulated and estimated results are also shown in geographic information systems.

**Keywords:** Conditional simulation, Kriging, Soil heavy metal, Spatial variability, Extreme value, GIS.

## 一、前言

台灣地區快速工業化各地工廠林立，由於過去環境保護觀念不健全、加上廢棄物的不當排放與棄置導致水源受到污染，這些污染水再經引灌造成土壤污染。而遭受污染的區域必須做準確及科學的影響評估與復育。因此，正確瞭解污染之空間分佈成爲土壤復育或風險評估前之重要課題。

許多空間調查資料指出相鄰點間的數值存在的相關性較遠距離點間的相關性爲高，且這些不同點的數值可能出現空間變異情況，甚至出現局部偏高之情況。且大部分土壤與地質分佈可能含有某些程度的未確定性，而這些未確定性即包含空間隨機變異。Freeze(1975)提出所有的土壤與地質性質可能出現隨機變異。因此，污染場址之污染物的分佈可能極不均勻或局部均勻，只依賴少數取樣資料很難了解污染物之極不均勻空間分佈情形，而大規模的採樣又極不經濟。因此，透過適當之科學工具了解完整的污染物在場址之空間分佈及正確界定污染範圍是必須。

地理統計即是一分析時空間隨機變數之科學方法，其最早是由南非礦業工程師 D. G. Krige 在 1951 年爲探勘礦脈分佈而發展，1963 年法國數學地質學家 Matheron G. 初步以地理統計方法，正確地估計南非礦區之黃金礦脈，並於 1971 年提出完整之理論架構，爲紀念 Krige 在礦業上的貢獻，稱此地理統計方法爲克利金 (Kriging) 估計法。

現今地理統計的應用非常廣泛，例如降雨、地下水、礦脈、環境地質、大氣污染、環境監測等。應用於土壤或土壤污染之研究亦不少。例如 Yost R.S.(1982)以地理統計分析美國夏威夷表土及裏土樣本的土壤化學性質。Warrick et al.(1986)利用地理統計於土壤物理性質在空間分佈之變異研究。鄭森源(1992)針對桃園縣蘆竹鄉土壤進

行重金屬污染調查，並且以區塊克利金(Block kriging)方法，推估其空間分佈。DeBusk(1994)等人利用地理統計於土壤總氮、磷等之空間分佈分析。莊愷璋與李達源(1995)針對土壤重金屬污染資料的結構特徵，討論極端值，不同量測點數及對數轉換對估計值之影響。張尊國、林裕彬等人(1996, 1997)應用一般克利金、指標克利金與多變數指標克利金於土壤污染範圍之界定。White 等人(1997)應用地理統計與地理資訊系統分析與繪製土壤鋅含量之分布。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。

這些研究對土壤污染空間分佈或變異皆有深入之研究，且大都以區域性(local)最佳化方法(克利金與指標克利金)探討。目前尚無利用隨機模擬法對於全域(Global)實際值之探討。且克利金內插法易產生平滑效應(Smooth Effect)，使得實際變異無法真正顯現，尤其於小樣區土壤重金屬之估計上此現象更明顯，莊愷璋與李達源(1995)曾針對土壤重金屬污染資料的結構特徵，討論極端值，不同量測點數及對數轉換對估計值之影響。克利金法主要目的爲提供一未採樣點之最佳區域性(Best Local)分佈估計，而條件模擬(Conditional Simulation)法則能模擬(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研究變數之實際空間變異(Spatial Variability)(Sterk and Stein, 1997)，此變異包含該空間變數的未確定性，以提供決策者風險評估或環境復育之參考。

因此，本研究首先找出研究區內八種重金屬變異最大者，對此重金屬進行變異圖與常態化變異圖分析，並應用克利金法與條件模擬法之逐次高斯隨機模擬(Sequential Gaussian Simulation)法，估計與模擬一系列之小樣區此土壤重金屬分佈，並且以估計與模擬值之敘述統計量、空間變

異與空間分佈三方面探討各實際觀測值、估計值與模擬值之相關性，尋找出符合實際變異特性之結果。

## 二、相關理論

地球上自然環境的現象常具有時間與空間的變異，例如土壤或地質組成可能在空間上出現隨機變異，當此現象在空間與時間中之分佈表現出空間及時間結構，則稱之為區域化 (Regionalized)。若假設在點  $x$  的觀測值是一隨機變數  $Z(x)$ ，此變數能表現空間結構，則稱  $Z(x)$  為區域化變數 (Regionalized Variable)。本研究以小樣區調查資料之重金屬觀測值為此隨機變數  $z(x)$ 。

而地理統計 (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： $C(x+h, x) = C(x+h-x) = C(h)$

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，即滿足下列兩式：

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

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

### (一) 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(1)式：

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

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：

$$\gamma(h) = (1/2N(h)) \sum_{i=1}^{N(h)} [z(x_i) - z(x_i + h)]^2 \dots\dots\dots(3)$$

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)：

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

(2) 指數模式 (exponential model)：

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

(3) 高斯模式 (Gaussian model)：

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

式中  $\sigma^2 = \text{Sill}$ ， $l$  = 影響範圍。影響範圍在球面模式等於  $1$ ，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。

### (二) 一般克利金 (Ordinary Kriging)

一般克利金推估特性如下：

$$Z^*(x_0) = \sum_i \lambda_{i0} z(x_i) \dots\dots\dots(4)$$

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

$$\sum_i^n \lambda_{i0} = 1 \dots\dots\dots(5)$$

及

$$\text{Min} \quad \text{Var}[z^*(x_0) - z(x_0)] \dots\dots\dots(6)$$

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：

$$\sigma_{ok}^2 = \sum_i^n \lambda_{i0} \gamma_{i0} + \mu - \gamma_{00} \dots\dots\dots(7)$$

$\mu$  為拉格蘭吉乘數 (Lagrange Multiplier)。

### (三) 條件模擬 (Conditional Simulation)

隨機模擬為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為條件模擬 (Conditional Simulation) (Deutsch and Journel, 1992)。本研究以小樣區之土壤調查資料為空間變數，應用逐次隨機模擬法 (Sequential Simulation Approach) 之逐次高斯模擬法 (Sequential Gaussian Simulation) 模擬污染之分佈與範圍，並探討各模擬實際值 (Simulated Realization)。

模擬法與克利金或任何內插法有兩點主要不同：

- (1) 大部份之內插法主要目的為提供一未採樣點之最佳區域性 (Best Local) 估計，而模擬法則建立整體 (Global) 性之結果，以整體性而言其優於區域性。
- (2) 若給予一組區域性資料與條件統計數，則克利金可提供一最佳之區域估計，模擬法則提供許多選擇性模式，這些模式能模擬出一些較佳的，且具整體意義 (Global sense) 之模擬值。

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  $Z_1$  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：

$$\begin{aligned} & \text{Prob}\{Z_1 \leq z_1 / (n)\} \\ & \text{Prob}\{Z_2 \leq z_2 / (n+1)\} \\ & \vdots \\ & \text{Prob}\{Z_N \leq z_N / (n+N-1)\} \end{aligned} \dots\dots\dots(8)$$

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。

$$Z(x) = \sum_{k=1}^K Y_k(x) \approx \text{Gaussian} \dots\dots\dots(9)$$

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

$$\text{且} \quad y(x_0)^* = m(x_0) + \sum_{\alpha=1}^n \lambda_\alpha [y_\alpha - m(x_\alpha)] \dots\dots\dots(10)$$

式中  $m(x) = E\{Y(x)\}$ 。

逐次高斯模擬法之步驟如下：

- (1) 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

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

- (2) 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  $G(y)$  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

$$\begin{aligned} F_Y(y_p) &= F_Z(z_p) = p, \forall p \in [0, 1], \text{因此} \\ y &= F_Y^{-1}(F_Z(z)) \end{aligned} \dots\dots\dots(11)$$

$F_Y^{-1}(y_p)$  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  $G^{-1}(F_z(z))$  為一常態轉換。

(3) 逐次高斯模擬過程(Deutsch and Journal, 1992)

- 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，否則使用簡單克利金法。本研究採一般克利金。使用所選擇克利金與變異圖決定於  $x$  點之  $Y(x)$  之 cdf 參數(平均數、變異數)。
- c. 由此 cdf 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 1 次，並探討各模擬值之變異圖與實際值之變異圖以及各土壤重金屬模擬實際值分佈。

### 三、研究案例

自民國 72~75 年間，前行政院衛生署環境保護局委託學術研究單位對台灣地區以農田為主的 116 萬餘公頃土壤，以 1600 公頃(4 公里×4 公里)為一單位檢驗 AS(砷)、Cd(鎘)、Cr(鉻)、Cu(銅)、Hg(汞)、Ni(鎳)、Pb(鉛)與 Zn(鋅)等八種重金屬的含量情形，民國 76~79 年針對前項調查重金屬含量較高的 30 萬公頃，再以 100 或 25 公

頃為一單位網格，進行較細之中樣區調查，針對前項調查重金屬含量較高的地區，進行較細之小樣區調查。臺灣地區土壤重金屬的等級如表 1(王銀波，1991)所示。

本研究的資料來源為前行政院環保局委託學術研究單位對台灣地區以農田為主的 30 萬公頃土壤調查，以彰化地區北部為研究區包括部份之美鎮南邊、彰化市西邊與秀水鄉北邊，其涵蓋鎮平、源埤、磚磚、嘉犁里全部及大霞、詔安、馬興、南佃、東芳、西勢與平和里部份如圖 1，研究區內共有 350 個採樣點，彰化地區主要農用土壤為砂頁岩黏板岩混合非石灰性沖積土(王銀波，1991)。本研究對研究區內八種重金屬進行基本統計分析，此八種重金屬之基本敘述統計如表 2 所示。

表 1 臺灣地區土壤重金屬含量標準與等級區分表 (單位：mg/kg)

等級	1	2	3	4	5
As		Topsoil<4 Subsoil<4	4-9 4-15	10-60 16-60	>60 >60
Cd		<0.05	0.05-0.39	0.4-10	>10
Cr		<0.1	0.1-10	11-16	>16
Cu	<1	1-11	12-20	21-100	>100
Hg		<0.1	0.1-0.39	0.4-20	>20
Ni		<2	2-10	11-100	>100
Pb		<1	1-15	16-120	>120
Zn	<1.5	1.6-10	11-25	26-80	>80

註：AS 與 Hg 為全量，其它為 0.1NHCL 抽出量

表 2 八種重金屬基本敘述統計量

重金屬	樣本數	最小值(mg/kg)	最大值(mg/kg)	平均值(mg/kg)	標準差(mg/kg)
AS	350	5.2	746.0	13.068	39.441
Cd	350	0.1	7.4	0.669	0.620
Cr	350	0.6	76.7	8.255	11.816
Cu	350	9.9	615.0	47.507	62.263
Hg	350	0.1	3.3	0.573	0.393
Ni	350	4.2	476.0	38.397	38.039
Pb	350	8.1	44.0	14.696	4.456
Zn	350	11.0	1095.0	80.697	111.640

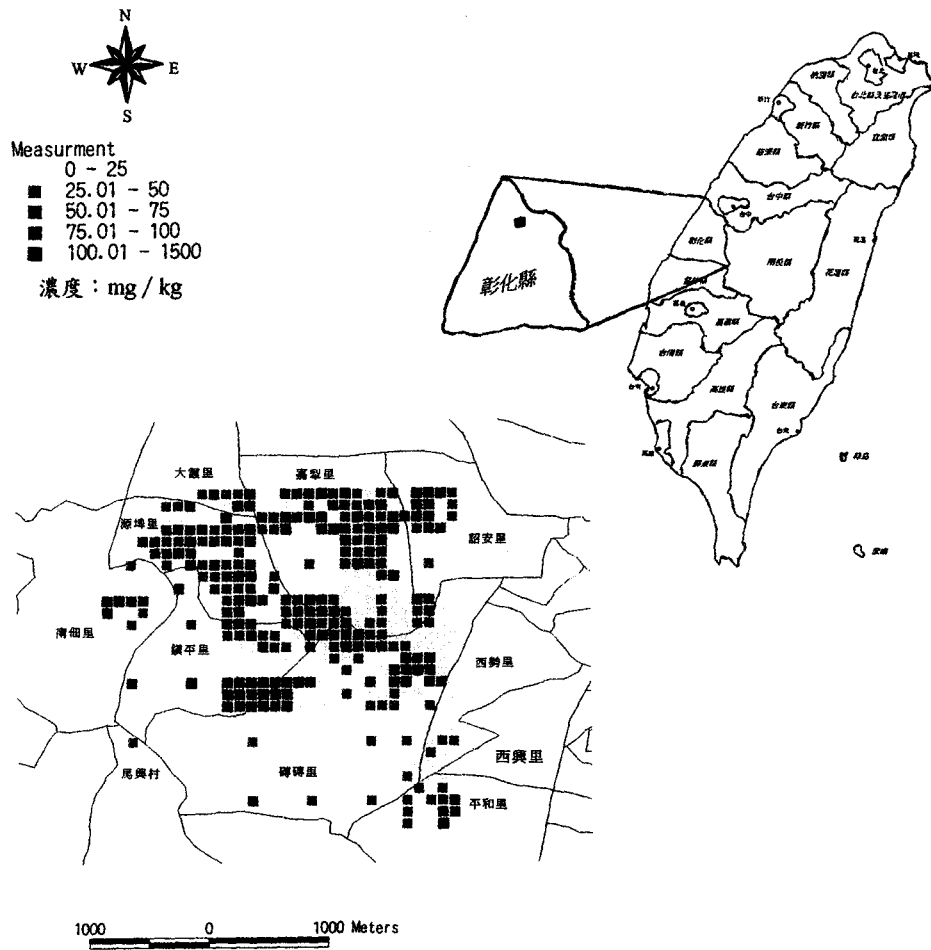


圖 1 研究區域範圍與採樣點

研究地區內小樣區土壤八種重金屬含量中標準差最小為 Hg，最大者為 Zn。本研究同時將全區分為 1292(34 x 38)個規則區塊，每一塊為 80m x 80m，並修改 GSLIB(Deutch and Journel, 1992)程式，以一般克利金與隨機模擬法，對研究地區之 Zn 含量空間分佈進行估計與模擬，並比較 Zn 之觀測值、估計值與模擬值之敘述統計量、空間變異(實驗變異圖)與 Zn 含量之空間分佈。

#### 四、結果與討論

##### (一) 變異圖分析

本研究應用地理統計軟體 GS+ (Gamma Design, 1995)對 Zn 與常態化 Zn 進行變異圖分析，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。本研究以指數模式、球形模式與高斯模式進行變異圖套配，並取最大間距(Active Lag)與間距(Active step)分別取 2418m 與 150m，結果顯示 Zn 觀測值之最佳模式為球形模式，其  $r^2$  (0.415)為三模式中最大，RSS(Model Reduced Sum of Squares)為最小，如表 3 所示，此模式之碎塊效應、閾值與影響範圍分別為  $6690.0(\text{mg/kg})^2$ 、 $7170(\text{mg/kg})^2$  與 1500m。而常態化 Zn 之變異圖分析結果如表 4 所示，其最佳

表 3 Zn 變異圖分析

變異圖 模式	碎塊效應 (mg/kg) <sup>2</sup>	閾值 (mg/kg) <sup>2</sup>	影響範圍 圍(m)	RSS	r <sup>2</sup>
指數	5350	8540	482	1.14x10 <sup>8</sup>	0.351
球形	6690	7170	1500	1.03x10 <sup>8</sup>	0.415
高斯	6790	6170	1270	1.04x10 <sup>8</sup>	0.405

表 4 常態化 Zn 變異圖分析

變異圖 模式	碎塊效應 (無因次)	閾值(無 因次)	影響範圍 (m)	RSS	r <sup>2</sup>
指數	0.484	0.680	694.0	0.05288	0.894
球形	0.59	0.54	1833.0	0.05762	0.884
高斯	0.66	0.46	1506.0	0.07545	0.848

變異圖模式為指數模式，碎塊效應、閾值與影響範圍分別為 0.484、0.68 與 694m。

## (二) 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 1292 點(34 x38)之 Zn 進行克利金估計與逐次高斯隨機模擬，其所估計與模擬結果之敘述統計量如表 5 所示，結果顯示克利金法所得的平均值最接近實測資料之平均值，而模擬(七)的變異數與標準差最接近實測資料的變異數與標準差，中位數最接近實測資料的中位數者為模擬(二)與(五)，模擬(七)的相對相對相對峰態係數(與常態分配相較)最接近實測資料相對峰態係數，模擬(八)的偏態係數最接近實測資料偏態係數，模

擬(一)的最小值最接近實測資料最小值，模擬(七)的最大值最接近實測資料最大值。次最大值最接近實測資料次最大值(786.0(mg/kg))，則依序分別為 模擬 ( 八 )(781.54(mg/kg))、( 五 )(779.40(mg/kg))、( 六 )(775.10(mg/kg))、( 一 )(752.55(mg/kg))、( 二 )(865.47(mg/kg))、( 七 )(909.85(mg/kg))、( 三 )(1175.74(mg/kg))、( 四 )(1428.41(mg/kg))，差距最大為克利金估計(287.92(mg/kg))。由以上之結果得知，一般克利金法所得之估計值變異遠小於實際值，且較接近常態分配，而模擬法所模擬值較接近 Zn 實際測量值變異。

此結果可由各實際觀測值、一般克利金估計值與模擬值的常態機率圖(Normal P-P Plot) 圖 2-3，相互驗證。圖 2(a)為實測值的常態機率圖，由圖 2-3 顯示出隨機模擬法所模擬值較一般克利金法所得之估計值接近實際值的常態機率分佈趨勢，且一般克利金法所得之估計值的常態機率圖較接近一直線。換言之，一般克利金法所得之估計值較接近常態分配。因此，相較於條件隨機模擬法，一般克利金法較不適用於目標變數具極端空間變異或空間分佈不均勻的地區。

## (三) 實驗變異圖

本研究同時將一般克利金法所得之估計值與八個模擬值常態化，並推求各別的常態化實驗變異圖，並與實際值的常態化實驗變異圖比較，如圖 4 所示。結果顯示實際觀測值的常態化實驗變異圖，其最小平均間距(Lag)為 119.4m 之閾值

表 5 敘述統計量

	平均值 (mg/kg)	最小值 (mg/kg)	最大值 (mg/kg)	變異數 (mg/kg) <sup>2</sup>	中間值 (mg/kg)	相對峰態係數	偏態係數
實測值	80.697	11.00	1095.00	12463.405	47.180	29.250	4.582
克利金	79.554	19.93	327.13	2696.932	65.740	3.269	1.750
模擬(一)	78.108	8.22	768.66	9883.386	43.273	15.623	3.419
模擬(二)	87.986	3.58	3795.40	22504.129	48.000	291.813	12.926
模擬(三)	83.113	4.13	5754.60	35615.623	46.020	634.345	21.755
模擬(四)	102.960	3.99	2702.81	27570.908	49.000	58.543	5.757
模擬(五)	82.197	8.50	989.87	11144.131	48.000	18.695	3.724
模擬(六)	77.311	1.27	865.47	10321.810	41.410	15.957	3.499
模擬(七)	78.491	0.28	1116.01	12762.762	41.000	22.502	4.203
模擬(八)	74.190	0.71	1428.41	9979.634	41.000	37.602	4.656

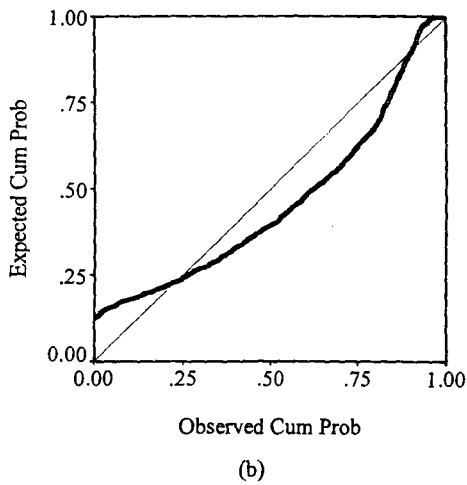
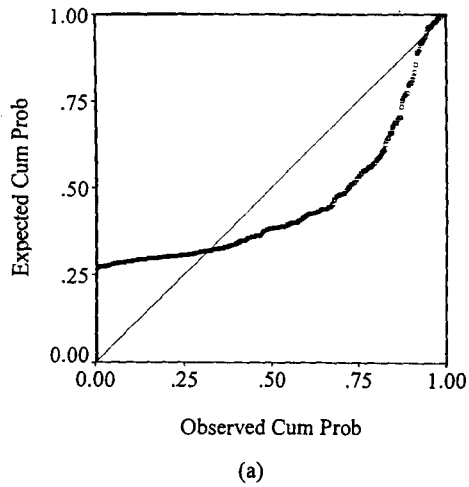


圖 2 (a)實際觀測 Zn 值之常態機率圖(Normal P-P Plot); (b)一般克利金 Zn 估計值之常態機率圖(Normal P-P Plot)

(Sill)為 0.5004，次小平均間距(Lag)為 230.67m 之閾值為 0.74256。而一般克利金法所得 Zn 估計值的常態化實驗變異圖，其最小平均間距(Lag)128.374m 之閾值為 0.1085，次小平均間距(Lag)為 286.969m 之閾值為 0.3824。

模擬(一)所得 Zn 模擬值的常態化實驗變異圖，其最小平均間距(Lag)128.374m 之閾值為 0.6341，次小平均間距(Lag)286.969m 之閾值為 0.8343，模擬(二)所模擬 Zn 值的常態化實驗變異

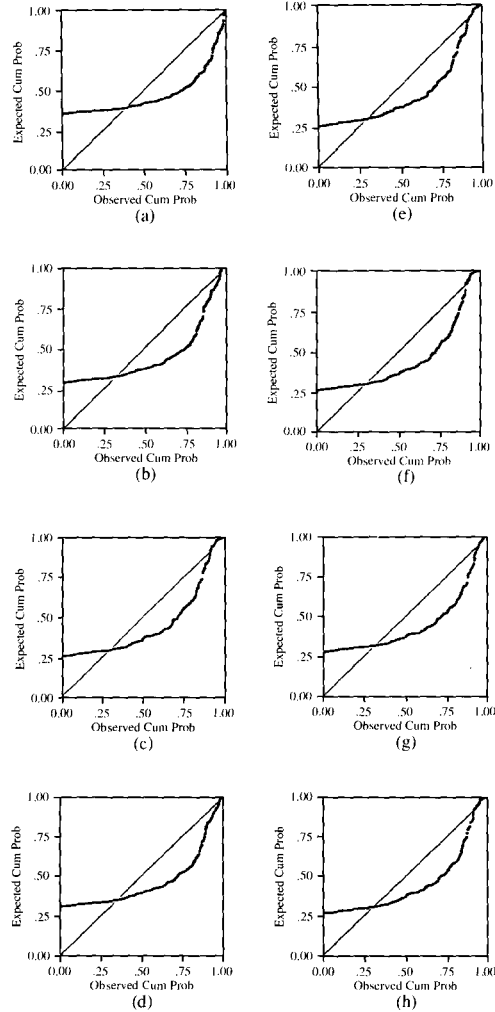


圖 3 Zn 模擬值之常態機率圖(P-P Plot)(a)模擬(一); (b)模擬(二); (c)模擬(三); (d)模擬(四); (e)模擬(五); (f)模擬(六); (g)模擬(七); (h)模擬(八)

圖，其最小平均間距(Lag)128.374m 與次小平均間距(Lag)286.969m 之閾值分別為 0.6367 與 0.8131，模擬(三)所模擬 Zn 值的常態化實驗變異圖，其最小平均間距(Lag)128.374m 之閾值為 0.6703，次小平均間距(Lag)286.969m 之閾值為 0.8286，模擬(四)所得 Zn 模擬值的常態化實驗變異圖，其最小平均間距(Lag)128.374m 與次小平均間距(Lag)286.969m 之閾值分別為 0.5647 與 0.7562，模擬(五)所得 Zn 模擬值的常態化實驗變



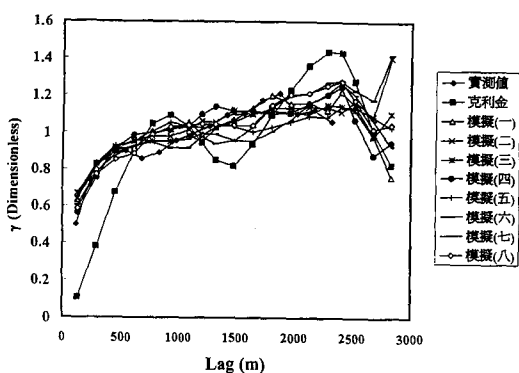


圖 4 實驗變異圖

異圖，其最小平均間距(Lag)128.374m 之閾值為 0.6523，次小平均間距(Lag)286.969m 之閾值為 0.8348，模擬(六)之 Zn 模擬值的常態化實驗變異圖，其最小平均間距(Lag)128.374m 之閾值為 0.6656，次小平均間距(Lag)286.969m 之閾值為 0.8228，模擬(七)模擬所得 Zn 值的常態化實驗變異圖，其最小平均間距(Lag)128.374m 與次小平均間距(Lag)286.969m 之閾值分別為 0.7821 與 0.6053，模擬(八)所得 Zn 模擬值的常態化實驗變異圖，其最小平均間距(Lag)128.374m 之閾值為 0.5862，次小平均間距(Lag)286.969m 之閾值為 0.7716。此結果顯示出條件隨機模擬法較能顯現出小區域的空間變異。

依常態化實驗變異圖(圖 4)變化趨勢而言，條件模擬法較克利金法符合實際值的常態化實驗變異圖之趨勢，此結果可與敘述統計的結果相互驗證，且一般克利金估計的平滑效亦可由實驗變異圖之趨勢得知，而一般克利金法所得 Zn 估計值的常態化實驗變異圖具洞效應(Hole Effect)，顯示一般克利金估計之 Zn 值空間分佈具多個高含量之小區域。

#### (四) 重金屬含量分佈

本研究以地理資訊系統(Arcview 3.0a)展現 Zn 之實際觀測值、克利金估計與模擬法之 Zn 模擬值空間分佈。研究區內 350 個實際觀測點顯示高 Zn 含量多分佈於研究區域的中部、北部地區(嘉犁、詔安、鎮平與磚磚里及部份源埤里)，如

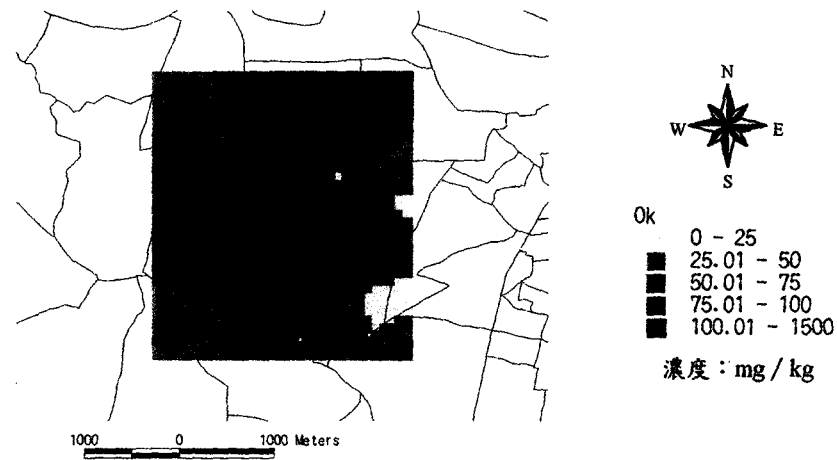
圖 1 所示，且呈現不均勻分佈。換言之，其含量空間變異(Spatial Variability)較大。而克利金法與逐次高斯模擬法所得之 Zn 含量分佈如圖 5-6 所示。圖 5(a)為 Zn 之實測值分佈。由圖 5(b)可知一般克利金估計之 Zn 含量分佈圖顯現出多個高 Zn 含量之小區域之特性，但其具平滑效應(Smooth Effect)。因此，克利金估計之 Zn 含量分佈圖無法顯示出 Zn 含量的空間變異及不均勻分佈結構。此克利金估計之 Zn 含量分佈將實際低 Zn 含量值高估，且將實際高 Zn 含量值低估，如圖 5(b)。因此，克利金法所得之濃度分佈圖，可能會將高濃度範圍縮小、放大，且無法估計極端值分佈，甚致影響風險評估與土壤復育。

圖 6 顯示條件模擬法所模擬 Zn 空間分佈不具平滑效應，且較能顯示出 Zn 含量的空間不均勻性。研究區域之中北、中部地區部份(嘉犁、詔安、鎮平與磚磚里及部份源埤里)Zn 實測值含量 100(mg/kg) 以上，而 Zn 含量低於 22(mg/kg)之部份實測值接連分佈於高 Zn 含量旁，高斯隨機逐次模擬法所模擬之各模擬域皆能顯現此一空間極端變異。因此，高斯隨機逐次模擬法所模擬出的 Zn 含量空間分佈，其較能顯示出 Zn 的實際含量空間變異分佈與不均勻性。且高斯隨機逐次模擬法能模擬出多個 Zn 含量模空間擬域，這些模擬域可解釋此 Zn 含量的未確定性(Uncertainty)，且可為風險評估與決策之基礎資料。

若分別以臺灣地區土壤重金屬含量第四(26-80(mg/kg))與五級(>80(mg/kg))之土壤 Zn 含量標準為界，如表 1 所示。如圖 7(a)所示，大於第四與五級之實測樣本點 Zn 含量分布圖，其不均勻分佈於研究區之中、北部。本研究結果顯示克利金法所得之含量大於第四級分佈圖，幾乎包含整個研究區，且克利金法所得之 Zn 含量大於第五、四級範圍似有高估現象，如圖 7(b)所示。而高斯隨機逐次模擬法所模擬出 Zn 含量大於第四與五級之空間分佈(圖 8)，其較能顯示出 Zn 大於第四與五級實際 Zn 含量空間變異分佈與不均勻性。由此可驗證，克利金法所得之 Zn 含量分佈圖，可能會將高 Zn 含量範圍縮小或放大。



(a)



(b)

圖 5 Zn 之空間分佈(a)實際觀測值；(b)一般克利金估計值

## 五、結論與建議

1、研究區內土壤重金屬鋅含量之敘述統計量上，逐步高斯模擬所模擬值較一般克利金法所得之估計值接近實際值，估計值之平均數除外。且一般克利金法所得估計值之變異遠小於實際值之變異，且較接近常態分配，而逐步高斯模擬之模擬值變異較接近實際值變

異，

- 2、研究區內土壤重金屬鋅含量常態化實驗變異圖的比較上，逐步高斯模擬法模擬值的常態化實驗變異圖較能符合實際值的常態化實驗變異圖。換言之，逐步高斯模擬較能模擬出污染物實際空間變異。
- 3、本研究中，一般克利金估計之濃度分佈可能將實際低濃度值高估，且將高實際濃度值低

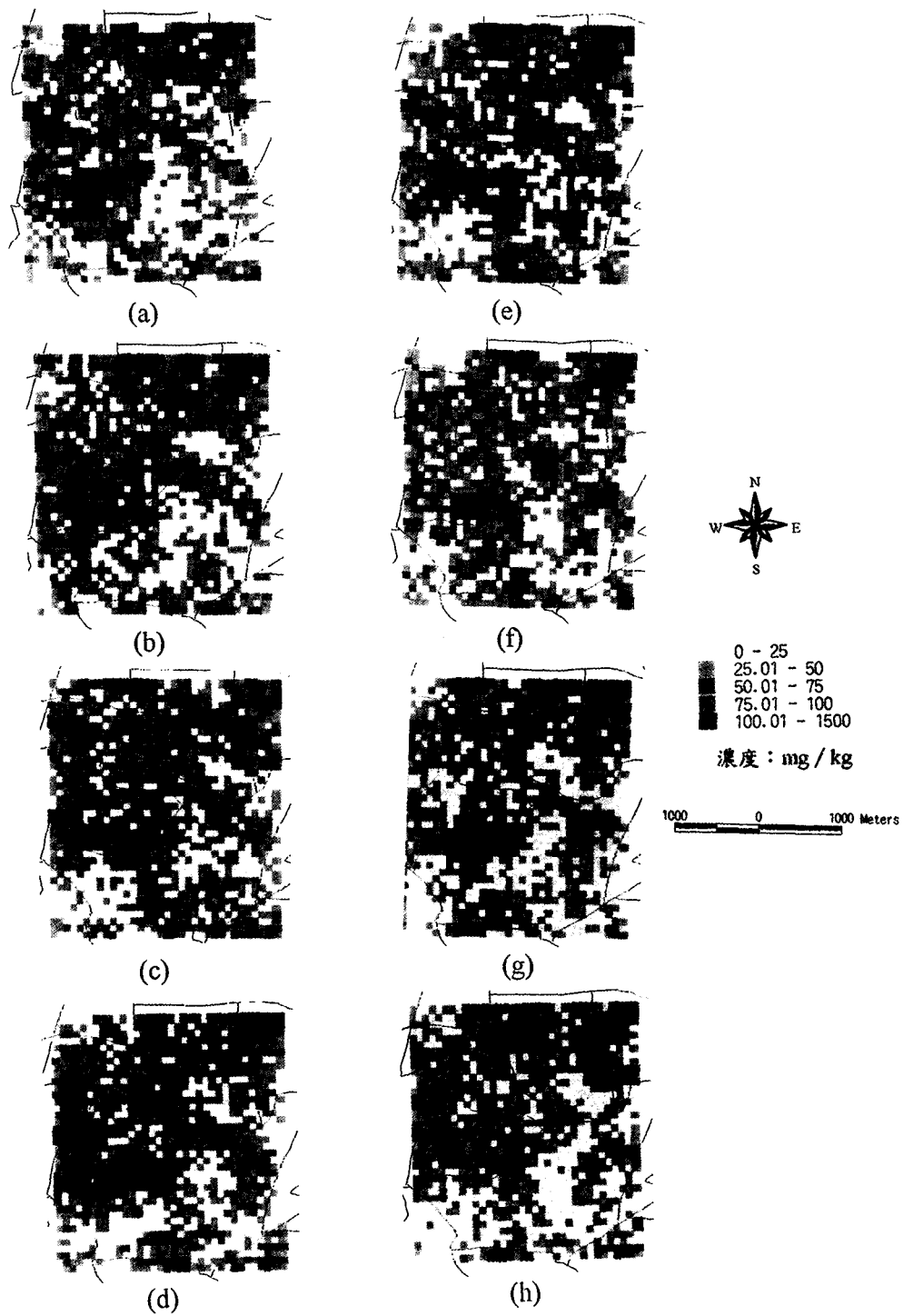


圖 6 Zn 模擬值之空間分佈 (a)模擬(一);(b)模擬(二);(c)模擬(三);(d)模擬(四);(e)模擬(五);(f)模擬(六);  
(g)模擬(七);(h)模擬(八)

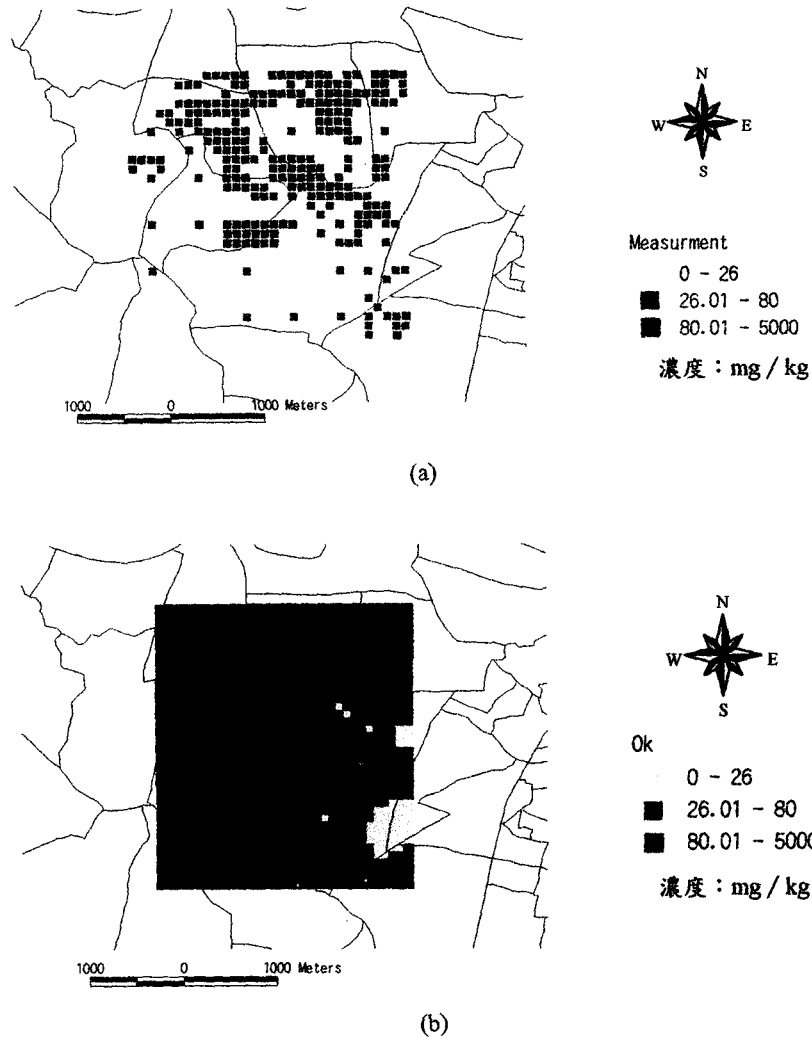


圖 7 Zn 第四級與第五級之空間分佈 (a)實際觀測值；(b)一般克利金估計值

估，尤其於污染物濃度空間變化較大地區，一般克利金法所估計的污染物分佈，其雖能顯現污染物的空間分佈卻具平滑效應。因此，克利金法所得之濃度分佈圖，可能會將高濃度範圍縮小或放大，更無法估計極端值，無法顯示出 Zn 含量的空間變異及不均勻分佈結構。而逐步高斯模擬較適合於污染物濃度空間變化較大地區。

4、建議未來研究土壤污染變異大之地區，可考

慮加入逐次高斯模擬法的各模擬域做為風險評估之參考資料庫。

## 六、謝誌

於審查期間，審查委員提供本文寶貴之建議與指正，特此誌謝。

## 七、參考文獻

1. 王銀波，土壤品質基準-土壤重金屬含量分級

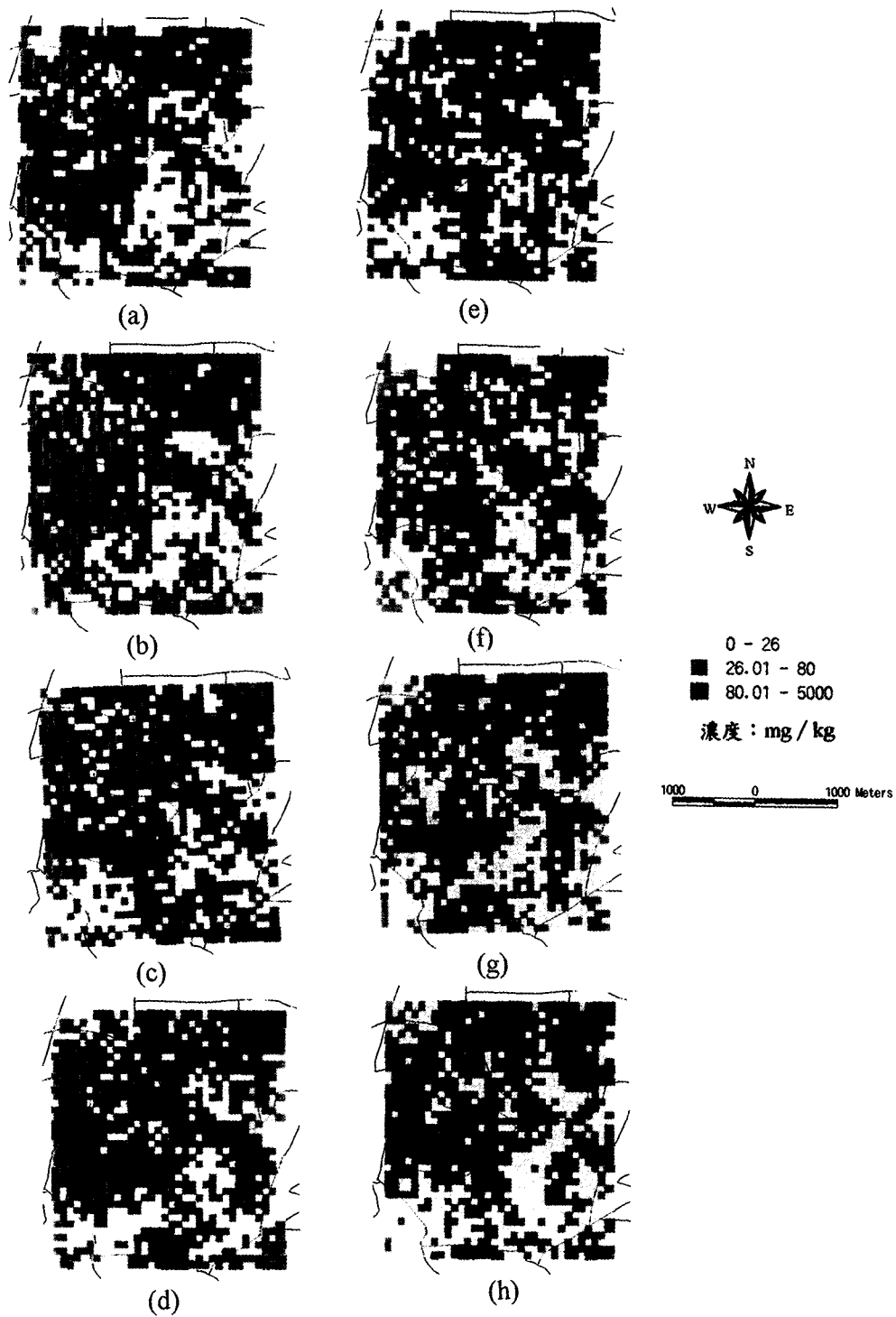


圖 8 Zn 模擬值第四級與第五級之空間分佈 (a)模擬(一)；(b)模擬(二)；(c)模擬(三)；(d)模擬(四)；(e)模擬(五)；(f)模擬(六)；(g)模擬(七)；(h)模擬(八)

- 基準之建立，行政院環保署，1991。
2. 張尊國、王允義、林裕彬，利用地理統計方法鑑識土壤重金屬污染之空間分佈，第九屆環境規劃與管理研討會，pp 388-395, 1996。
  3. 林裕彬、徐明麟、張尊國，克利金法於土壤重金屬污染範圍之界定，八十五年農業工程研討會，pp 233-240, 1996。
  4. 林裕彬、徐明麟、張尊國，指標克利金法於土壤重金屬污染範圍之界定，第五屆土壤污染研討會，pp 477-498, 1997。
  5. 張尊國、徐明麟、徐貴新、林裕彬，利用克利金法預測土壤重金屬污染範圍，八十六年農業工程研討會，pp193-199, 1997。
  6. 莊凱璋、李達源、陳尊賢，地理統計預測污染土壤重金屬的空間分佈 I 極端值與半變異圖模式之影響，中國農業化學會誌，第三十四卷，第五期，pp560-574，1996。
  7. 莊凱璋、李達源、陳尊賢，地理統計預測污染土壤重金屬的空間分佈 II 採樣方式之探討，中國農業化學會誌，第三十四卷，第五期，pp683-694，1996。
  8. 莊凱璋、李達源，地理統計應用於土壤污染調查與污染區之界定，第五屆土壤污染研討會，pp169-198，1997。
  9. 鄭森源、萬鑫森，地理統計於土壤污染方面之應用，中國農業化學會誌，第三十二卷，第四期，pp406-429，1994。
  10. Deutch C. and A. G. Journel, *GSLIB, Geostatistical Software Library and User's Guide*, Oxford University Press., New York, 1992.
  11. Gamma Design Software, *GS+: Geostatistics for the environmental sciences. Version 2.3.* Gamma Design Software, Plainwell, MI, 1995.
  12. Gotway C. A. and G. W. Hergert, *Incorporating Spatial Trends and Anisotropy in Geostatistical Mapping of Soil Properties*, *Soil Sci. Am. J.*, 61, pp298-309, 1997.
  13. 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, pp1237-1247, 1996.
  14. Isaaks E. H. and A. G. Journel, *Applied Geostatistics*, Oxford University Press Inc., 1992.
  15. Journel, A. G. and C. J. Huijbregts, *Mining Geostatistics*, Academic Press., 1978.
  16. Sterk, G. and A. Stein, *Mapping Wind-Blown Mass Transport by Modeling Variability in Space and Time*, *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 61, p232-239, 1997.
  17. White J. G., R. M. Welch, and W. A. Norvell, *Soil Zinc Map of the USA using Geostatistics and Geographic Information Systems*, *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 61:185-194, 1997.
  18. Yost, R.S., G. Uehara, and R. L. Fox, *Geostatistical Analysis of Soil Chemical Properties of Large land Area. II. Kriging*, *Soil Sci. Am. J.*, 46:1033-1037, 1982.

收稿日期：民國 87 年 12 月 7 日

修正日期：民國 88 年 1 月 26 日

接受日期：民國 88 年 2 月 26 日