



應用指標克利金法評估雲林地區
地下水層砷污染潛勢

**Application of Indicator Kriging for Evaluating the
Contamination Potential of Arsenic in the
Groundwater Aquifer of Yunlin Area**

國立台灣大學生物環境系統工程學
研究所教授

劉振宇

C.W. Liu

國立台灣大學生物環境系統工程學研究所博士班
研究生

張誠信

C.S. Jang

摘 要

雲林沿海地區地下水水質普遍存在高濃度的砷污染，且目前許多地下水井之砷污染已遠超過飲用水水源水質標準，飲用該地區地下水，將嚴重影響人體健康。本研究利用指標克利金法評估雲林地區砷污染超過飲用水水源水質標準之發生機率及潛勢，分析砷污染指標變數三維異向變異模式，不僅可以克服觀測資料稀少的問題，而且增加觀測資料垂直方向之相關性，經由連續多門檻值之指標克利金推估，可以多次修正推估機率，有助於建立正確之砷污染潛勢。研究結果顯示雲林地區地下水明顯受到砷污染而超過飲用水水源水質標準之鄉鎮市，主要分佈於西部沿海地區及北港河流域，其中以口湖鄉的淺層地下水砷污染機率高達 0.91 最為嚴重。分析明顯受到砷污染地區之地下水深度與污染機率的關係，地表下深度 180 公尺以內之地下水具有相當顯著砷污染潛勢，不適合供應飲用水水源，深度 190 公尺以下之地下水砷污染機率較小，但西南部的四個鄉鎮之地下水砷污染機率为第二級，仍不適合作為飲用水水源使用。

關鍵詞：砷，污染潛勢，飲用水水源水質標準，變異，指標克利金。

ABSTRACT

The high arsenic (As) concentration commonly exists in the coastal area of Yunlin, Taiwan, and the groundwater quality data obtained from numerous wells indicated that As

concentration far exceeds the drinking water standard of As. The As contamination poses a serious threat to the public drinking water sources and human health. In this work, a estimated probability using indicator kriging was adopted to assess the contamination potential that exceeding the drinking water standard of As in the Yunlin area. A three-dimensional (3D) spatial variability model was anisotropically analyzed using indicator variables of multiple thresholds and provided the estimation result of indicator kriging. This 3D estimation is useful for the sparsity and the vertical correlation of measured data. The estimated result reveals that the contamination potential of As significantly appears in the coastal area and the Peikang River basin. The highest probability, 0.91, of the As contamination potential is in the shallow aquifer of the Kouhu. The contamination potential of As mainly presents within a depth of 180 m in the polluted area. The polluted aquifer (<180 m) is not suitable for drinking water supplies. The contamination potential of As is low in the depth below 190 m. However, the As contamination probabilities exceed 0.2 in the deep aquifer of four coastal towns still posing risk to human health.

Keywords: As, Contamination potential, Drinking water standard, Variability, Indicator kriging.

一、前 言

砷(Arsenic, As)是一種毒性很強且具有致癌性的重金屬元素，過去無機砷被發現具有急性及慢性毒性，近年來研究指出，無機砷的暴露量與人類的皮膚癌、肺癌、肝癌、膀胱癌、腎癌發生呈現高度相關 (Wu et al., 1989)。此外，無機砷也與周圍血管疾病、冠狀動脈心臟病、粥狀動脈硬化、糖尿病和高血壓之發生，有密切的關係。

台灣西部沿海地區過去曾流行嚴重的烏腳病，學者認為與患者長期飲用含砷量高（一般在200~2500 $\mu\text{g/L}$ ）的井水有關 (Shen and Chin, 1964)。顏富士等 (1980) 認為該地區井水中砷含量高係源自於地質，台灣西部沿海平原，在地質上屬於全新世紀河海沈積物混合帶，在其向外發育過程中，因板岩砂受各種環境因子之影響，而將砷累積其上，且隨著海退運動的發展，陸地向外延伸，而使原沈積於海岸地區之板岩層，漸被埋入內陸深處，導致土壤中含砷量異常。除地質因素外，台灣自然環境中砷來源尚包括工業上國外進口之砷化合物及農業上長期使用砷劑作為殺菌劑、殺蟲劑、除草劑 (李國欽等, 1979a、

b)。台灣現行飲用水水源水質標準，總砷之限值為50 $\mu\text{g/L}$ ，與美國標準相同，但台灣西部沿海地區地下水中普遍有砷含量偏高之問題，遠超出飲用水水質標準，尤其是在雲林至台南之沿海地區，由於缺乏充足地表水水源，與經濟及方便性之考量下，長期使用地下水供應灌溉、養殖、公共、民生給水等多項用水標的，對於人體之危害，除直接飲用含有大量砷之地下水外，亦可透過食物鏈的累積，再進入人體。而其它相關水質標準如2001年通過之「土壤及地下水污染整治法」，在飲用水水源水質保護區內，地下水砷之管制標準為25 $\mu\text{g/L}$ ，保護區外之管制標準則為250 $\mu\text{g/L}$ ；對於灌溉水質而言，砷之管制標準為1000 $\mu\text{g/L}$ 。

自然狀態土壤及地下水水質污染均呈現相當程度的異質性(heterogeneity)，大部分之現地採樣調查，往往受限於時間及經費上的考量，僅對數點或數十點進行試驗分析工作，因此使用稀少的觀測資料進行研究時，具有相當地不確定性(uncertainty)。地理統計(geostatistics)是利用統計之理論與方法，推估空間變數分佈及探討不確定性之科學，指標克利金(indicator kriging)為地理

統計中最常使用之無母數推估 (non-parametric estimation) 方式, 設定某一個隨機變數門檻值, 經過指標變數轉換, 分析其半變異元, 以獲得指標變數空間變異結構, 用以推估未知位置相對該門檻值發生之機率。過去指標克利金法常常使用於土壤重金屬空間分佈之研究, 例如 Jeffrey et al. (1993) 及 Oyedele et al. (1996) 使用多變量指標克利金法分析土壤品質, 徐貴新等(1999) 及 Lin et al. (2002) 利用指標克利金法界定土壤重金屬之範圍與來源, Juang and Lee (1998)、Castrignanò et al. (2000)、Van Meirvenne and Goovaerts (2001) 應用多門檻值的指標克利金推估土壤重金屬污染機率之分佈。此外, 指標克利金亦適用於岩性分類之研究上 (McCord et al., 1997) 及地下水水質污染之機率推估 (Istok and Pautman, 1996)。

National Research Council (1993) 指出污染物潛勢評估可分為(1)套疊及指數方法 (overlay and index methods), (2) 模式模擬過程方法 (methods employing process-based simulation models), (3) 統計方法 (statistical methods), 並且污染物潛勢評估必然具有不確定性, 可以利用機率之概念, 表示分析不確定性及預測相對潛勢關係。

本研究是採用上述之統計方法, 在觀測資料稀少所造成空間不確定條件下, 使用指標克利金法探討雲林地區地下水砷污染超過飲用水水質標準之污染機率與潛勢。研究中將建立多個污染門檻值, 分析砷污染指標變數三維異向變異模式及推估發生之機率, 最後以鄉鎮市為單位, 配合地理資訊系統 (GIS), 評估各行政區不同含水層砷污染潛勢, 界定不同等級風險地區, 作為供水機關之參考。

二、研究區域

雲林縣位於台灣西部沿海地區, 北邊以濁水溪為界, 東至斗六丘陵, 南邊以北港溪為界, 西臨台灣海峽, 屬於濁水溪沖積扇之南岸, 縣境內共有二十個鄉鎮市行政區域(圖 1), 面積約 1290 平方公里, 地表高程變化是由西部海邊地區向東部山區遞增, 地表主要河川有濁水溪、北港溪及

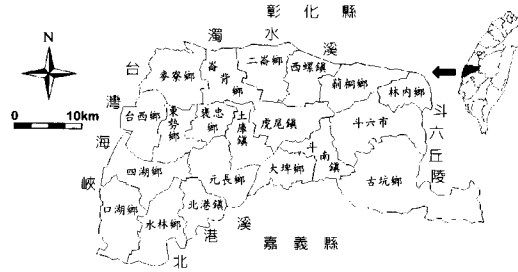


圖 1 雲林縣地理位置及鄉鎮市行政區圖

新、舊虎尾溪等, 由於區內地表水水源不足, 大量使用地下水, 成為灌溉、養殖、公共、民生用水之來源, 因而造成嚴重的地層下陷及海水入侵之問題。根據水利署水權資料庫地下水水權登記, 2002 年台灣省自來水公司在雲林縣新申請與目前正在使用之地下水水權狀, 共計有 235 筆, 且每一筆申請水權之最大引水量約為 0.03 CMS、用水標的為公共與家庭給水, 顯示目前該地區地下水仍為當地重要之飲用水水源。由經濟部水利署(前水利司及水資源局)推動『台灣地區地下水觀測網整體計畫』, 台糖公司(1997)在 1992 至 1998 年間於濁水溪沖積扇建立 77 個水文地質調查站, 188 口地下水分層觀測井, 經過中央地質調查所(1999)分析水文地質資料, 在地表下約 300 公尺範圍內, 沖積扇西部地區地質多為細顆粒之沙土、粉土及黏土, 可分為三層含水層(含水層 1、含水層 2、含水層 3)及三層阻水層, 東部地區地質多為粗顆粒之礫石及粗沙, 由上到下完全為一個非拘限含水層(圖 2), 而且東部扇頂區是地下水主要的補注區。位於濁水溪南岸之觀測井總共 107 口, 其中含水層 1 共有 23 口觀測井, 其深度約在地表下 50 公尺以內, 含水層 2 共有 54 口觀測井, 其深度約在地表下 60 至 180 公尺, 及含水層 3 共有 24 口觀測井, 其深度約在地表下 190 至 280 公尺, 另外 6 口觀測井位於更深之含水層。

從 1999 至 2001 年間, 台糖公司(2001)在濁水溪沖積扇進行三次地下水水質採樣調查, 總共檢驗 31 項水質項目, 其中包括總砷, 前兩次採樣是檢驗全部水井水質砷含量, 最後一次則僅對針對部份高濃度砷污染之水井進行採樣, 由於砷

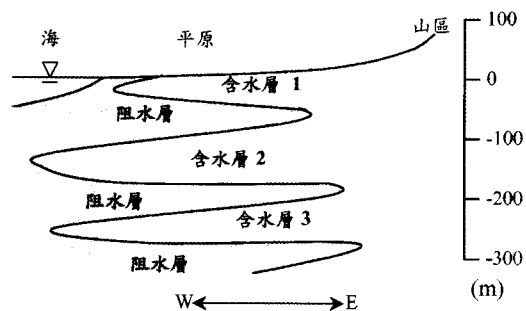
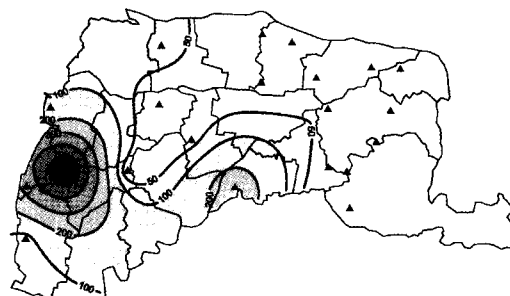


圖 2 水文地質概念圖

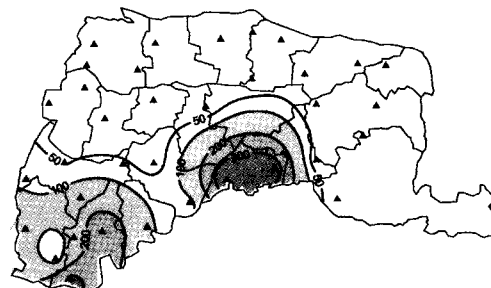
表 1 雲林地區地下水砷濃度統計

統計量 \ 年	1999	2000	2001
井數	107	107	35
平均值 (μg/L)	53.9	65.9	168
標準偏差 (μg/L)	91	120	200
偏度	2.99	3.00	2.34
最小值 (μg/L)	< 10	< 10	20
最大值 (μg/L)	570	640	830
百分比 10 (μg/L)	< 10	< 10	45
20	< 10	< 10	50
30	< 10	< 10	58
40	10	< 10	75
50	17	16	87
60	27	25	116
70	40	46	152
80	78	94	190
90	143	163	590

污染情況雲林縣較彰化縣顯著，故本研究僅分析濁水溪南岸觀測井之砷污染，三次採樣統計結果如表 1 所示，從砷濃度之統計發現，分佈頻率均呈現正偏，所以觀測井中低濃度者居多，前兩次之檢測，約 40% 觀測井砷濃度是低於偵測極限以下（小於 10 μg/L），但是砷濃度最大值卻逐年上升，值得密切注意。圖 3 為 2000 年砷濃度空間分佈等值圖，高污染觀測井均位於淺層含水層之西部及西南部地區，三年最大的砷污染濃度均出現在明德觀測井(1)。圖 4 為砷濃度與觀測井高程之關係，發現在海平面以下約 40 公尺處，污染最為嚴重，但在海平面以下約 300 公尺處，仍有



(a) 含水層一



(b) 含水層二



(c) 含水層三

▲為觀測井位置

圖 3 雲林地區砷濃度分佈等值圖 (Surfer 軟體繪製，單位 μg/L)

部份砷濃度超過飲用水水源水質標準。此外，1999 與 2000 年檢測濃度之相關係數為 0.85，1999 與 2001 年檢測濃度之相關係數為 0.93，顯示濃度變化並不大，本研究考慮觀測資料之完整性及 2000 年砷污染略高於 1999 年檢測值，所以選取 2000 年觀測資料作為分析雲林地區砷之污染勢。

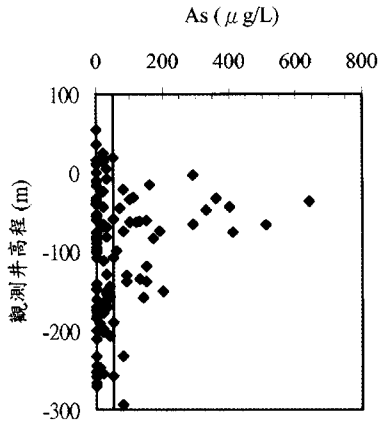


圖 4 垂直方向之砷濃度分佈

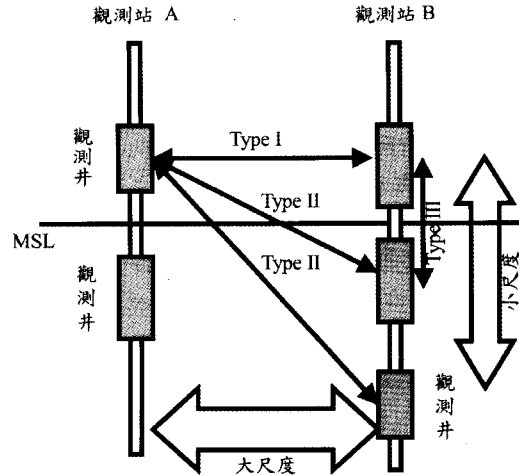


圖 5 三維變異元配對搜尋方式示意圖

三、研究方法

3.1 半變異元分析

地理統計認為區域內之隨機變數，其期望值、變異數為常數，而空間內任意兩點之共變異數只與相對距離有關，此性質為二階定常性 (second order stationary)，但往往這假設條件過於嚴苛，所以只要期望值、變異數與共變異數具有與相對距離有關之特性，即符合本質假設 (intrinsic hypothesis)。上述兩項假設為區域化變數之理論基礎，分析空間變數分佈之具有特定結構，並由此結構推估區域內變數分佈特性 (Delhomme, 1978)。一般實際應用上，通常先以各觀測點所測得之觀測值，建立試驗半變異元 (experimental semivariogram) $\gamma(h)$ ，如[1]式

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \left\{ \sum_{i=1}^{N(h)} [z(u_i + h) - z(u_i)]^2 \right\} \dots\dots\dots(1)$$

其中 $N(h)$ 為配對數， $z(u_i)$ 為隨機變數， h 為間距。再以理論半變異元模式套配，求取最適合之模式，一般套配理論模式包括指數、高斯、球型等模式，並決定模式中影響範圍(range)(a)、臨界變異值(sill)(c)、碎塊效應(nugget effect)(c_0)等參數。一般常見之理論半變異元模式如下(Isaaks and Srivastava, 1989)：

球型模式：

$$\begin{cases} \gamma(h) = c_0 + c \left[1.5 \left(\frac{h}{a} \right) - 0.5 \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right], & h \leq a \\ \gamma(h) = c_0 + c, & h > a \end{cases} \quad (2)$$

指數模式：

$$\gamma(h) = c_0 + c \left[1 - \exp\left(-3 \frac{h}{a}\right) \right] \dots\dots\dots(3)$$

高斯模式：

$$\gamma(h) = c_0 + c \left[1 - \exp\left(-\left(\frac{3h}{a}\right)^2\right) \right] \dots\dots\dots(4)$$

方向性變異元 (directional variogram) 是沿著不同方向描述空間變異，即代表空間變異之異向性 (anisotropy)，一般而言，可分為幾何異向 (geometric anisotropy) 及層狀異向 (zonal anisotropy)，前者異向結構是具有相同結構形狀與相同最大變異值，但不同之影響範圍，後者定義為非幾何異向之群聚變異結構 (nested variogram) (Myers and Journel, 1990)。

由於研究區域為多層之含水層系統，並且地下水觀測井在水平方向，井距均大於 3 公里，但垂直方向之最大距離卻小於 0.35 公里，水平與垂直方向空間尺度之差異極大，分析研究區域內三維變異配對搜尋方式可分為三種(如圖 5)，包括

第一種為同層含水層內的變異配對(Type I),第二種為不同含水層之變異配對(Type II),第三種同一水文地質調查站不同觀測井之垂向變異配對(Type III),前兩種配對是大尺度且接近水平方向(配對向量與水平方向夾角小於 7°)之搜尋方式,第三種則是小尺度且垂直方向之搜尋方式。過去含水層空間變數三維變異之研究,多針對水力傳導係數,例如 Hess et al. (1992)、Rehfeldt et al. (1992)、Boman et al. (1995)、Eggleston et al. (1996)、Nakaya et al. (2002)、Liu et al. (2002)。本研究將應用三維空間變異分析砷污染濃度之指標變數,完全三維異向變異首先分離水平方向(大尺度)及垂直方向(小尺度)層狀異向的群聚變異結構,然後水平方向是以全方位變異元(omnidirectional variogram)進行分析,確定變異結構模式,再以幾何異向分析水平方向變異之異向性,即旋轉尋找三方向之主軸,且三主軸為完全異向。此完全三維異向變異分析,不僅可以克服觀測資料稀少的問題及增加推估觀測資料之垂向相關性,並且具有較小之推估誤差(Liu et al., 2002)。

3.2 指標克利金法

指標克利金法為無母數推估之地理統計方法,估計隨機變數發生之機率。在 u 位置上,隨機變數 $Z(u)$ 相對於 m 個門檻值 z_k 之指標函數 $I(u; z_k)$ 定義為

$$I(u; z_k) = \begin{cases} 1, & Z(u) \leq z_k \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}, k = 1, 2, \dots, m \quad (5)$$

隨機變數 $Z(u)$ 經由指標函數轉換為二項分佈形式,故 $I(u; z_k)$ 之期望值可表示成下式

$$E[I(u; z_k)] = \text{Prob}\{Z(u) < z_k\} = F(u; z_k) \quad (6)$$

$$P(u; z_k) = 1 - F(u; z_k) \quad (7)$$

$F(u; z_k)$ 是在 u 點位置上小於 z_k 之條件累積機率分佈函數(conditional cumulative distribution function), $P(u; z_k)$ 則是超過門檻值 z_k 之機率。在未知點 u_0 位置上,則必須利用指標克利金法進行推估,其推估之指標函數 $I^*(u_0; z_k)$ 為

$$I^*(u_0; z_k) = \sum_{j=1}^N \lambda_j(z_k) I(u_j; z_k) \quad (8)$$

其中 $\lambda_j(z_k)$ 為推估 $I^*(u_0; z_k)$ 時 $I(u_j; z_k)$ 之克利金權重,指標克利金法推導必須符合無偏估推估及誤差最小化過程,即

$$E[I^*(u_0; z_k) - I(u_0; z_k)] = 0 \quad (9)$$

$$\min \left\{ \text{Var} \left[I^*(u_0; z_k) - I(u_0; z_k) \right] \right\} \quad (10)$$

進而推導出指標克利金推估方程式

$$\begin{cases} \sum_{j=1}^N \lambda_j(z_k) \gamma_j(u_i - u_j; z_k) - \varphi(z_k) = \gamma_j(u_i - u_0; z_k), \forall i = 1 \text{ to } N \\ \sum_{j=1}^N \lambda_j(z_k) = 1 \end{cases} \quad (11)$$

其中 $\varphi(z_k)$ 為拉格蘭吉乘數(Lagrange multiplier),詳細推導過程請參考 Goovaerts (1997)。

由於本研究中推估之空間變數為砷污染濃度,一般而言,污染物之分佈頻率均呈現嚴重的正偏度,所以適合無母數推估方式,使用單一門檻值進行機率推估,難以正確描述無母數之空間變數所發生機率,故 Goovaerts (1997) 建議設立 5 至 15 個門檻值,才能足夠進行指標克利金空間變數機率推估,但各門檻值所推估條件累積機率分佈函數可能產生機率超過 1 或小於 0,及次序關係偏差(order relation deviation)不符合條件累積機率分佈函數為單調遞增函數之情況,所以本研究中將設立 6 個門檻值,藉以建立每一格點之條件累積機率分佈函數,並修正次序關係偏差及不合理之機率,期望正確描述砷污染發生機率。

四、結果與討論

本研究使用 GSLIB (Deutsch and Journel, 1998) 的 gamv 及 ik3d 程式分別分析砷污染指標變數之試驗半變異元與指標克利金法推估,統計分析是應用 SPSS (SPSS Inc., 1998) 套裝軟體。

4.1 半變異元分析

觀測井水平方向座標是使用 TM2 二帶分佈

表 2 砷指標變數之理論半變異元套配參數

參數 門檻值	方向	模式 型式	碎塊效應	臨界變異值	影響範圍 (km)	最大影響 範圍(km)	最小影響 範圍(km)	最大變異 方向
1 st	水平	球型	0.1	0.2	34	42	20	N
	垂直	球型	0.1	0.09	0.2	-	-	-
2 nd	水平	球型	0.11	0.2	39	44	23	N30 ⁰ E
	垂直	高斯	0.11	0.15	0.35	-	-	-
3 rd	水平	球型	0.12	0.14	40	45	18	N15 ⁰ E
	垂直	球型	0.12	0.14	0.25	-	-	-
4 th	水平	指數	0.06	0.16	28	35	15	N
	垂直	高斯	0.06	0.16	0.24	-	-	-
5 th	水平	指數	0.09	0.09	28	35	11	N
	垂直	高斯	0.09	0.16	0.26	-	-	-
6 th	水平	球型	0.04	0.05	15	22	10	N
	垂直	高斯	0.04	0.07	0.28	-	-	-

座標，而將觀測井濾管中間點之高程，視為垂直方向之座標，6個不同的砷污染門檻值，包括2000年觀測值之頻率分析百分比分別為50(1st)、60(2nd)、70(3rd)、80(5th)、90(6th)所對應濃度(表1)，另外飲用水水源水質標準設為第4門檻值，且該項水質標準對應觀測值之頻率百分比為72，其中依據觀測值之頻率所設立5個分析門檻，主要目的為修正各推估點的條件累積機率分佈函數及可能發生之次序關係偏差，而依據水質標準所設置門檻值，才是本研究探討的主體。砷污染指標變數之試驗半變異元，以誤差平方和最小為選取原則下(Cressie, 1985)，套配理論半變異元模式。首先進行水平方向之全方位半變異元分析，選取間距為3公里，可得較穩定之半變異元結構(如圖6)，球型與指數模式提供最佳之套配模式(表2)，各套配參數之影響範圍介於15至40公里之間、臨界變異值介於0.05至0.2之間、碎塊效應介於0.04至0.12之間，且較大的套配參數都出現在前三個門檻值，從第四門檻值後，則開始減小。由於水平方向之變異元搜尋，屬於大尺度之變異元搜尋方式(Type I及Type II)，水平方向變異圖中的第一點(h約在0.1公里至0.2公里)，均出現較大的異常變異，代表在極短的距離所發生的變異，研判應為垂直方向小尺度的空間變異，即同一水文地質調查站

不同深度觀測井之變異(Type III)，所以進行大尺度之變異元分析時，先將該點忽略，但有必要再進行小尺度之變異分析，以描述該點所代表垂直短距離之變異。選取間距為0.025及0.03公里，可得較穩定之小尺度半變異元結構，高斯與球型模式提供最佳之套配模式，套配之碎塊效應必須與水平方向相同，各影響範圍介於0.2公里至0.35公里之間、臨界變異值介於0.07至0.16之間。

垂直方向之變異已達到主軸方向，故僅對於水平方向之變異進行幾何異向性分析，分析方式是由正北方開始依次順時針旋轉15度，並且以容忍角30度搜尋變異配對數，計算各方向的試驗半變異元，由於全方位試驗半變異元配對數較方向性試驗半變異元多且結構穩定，所以是以全方位試驗半變異元判斷套配理論模式，再以此理論模式求得最大變異方向及最大、最小影響範圍。水平方向幾何異向性分析如表2所示，各門檻值之最大變異方向在正北方至北偏東30度間，且有4個門檻值之變異元是正北方，異向比(最大影響範圍/最小影響範圍)約在1.9至3.2之間。

4.2 指標克利金推估

指標克利金推估是根據上節所分析之三維

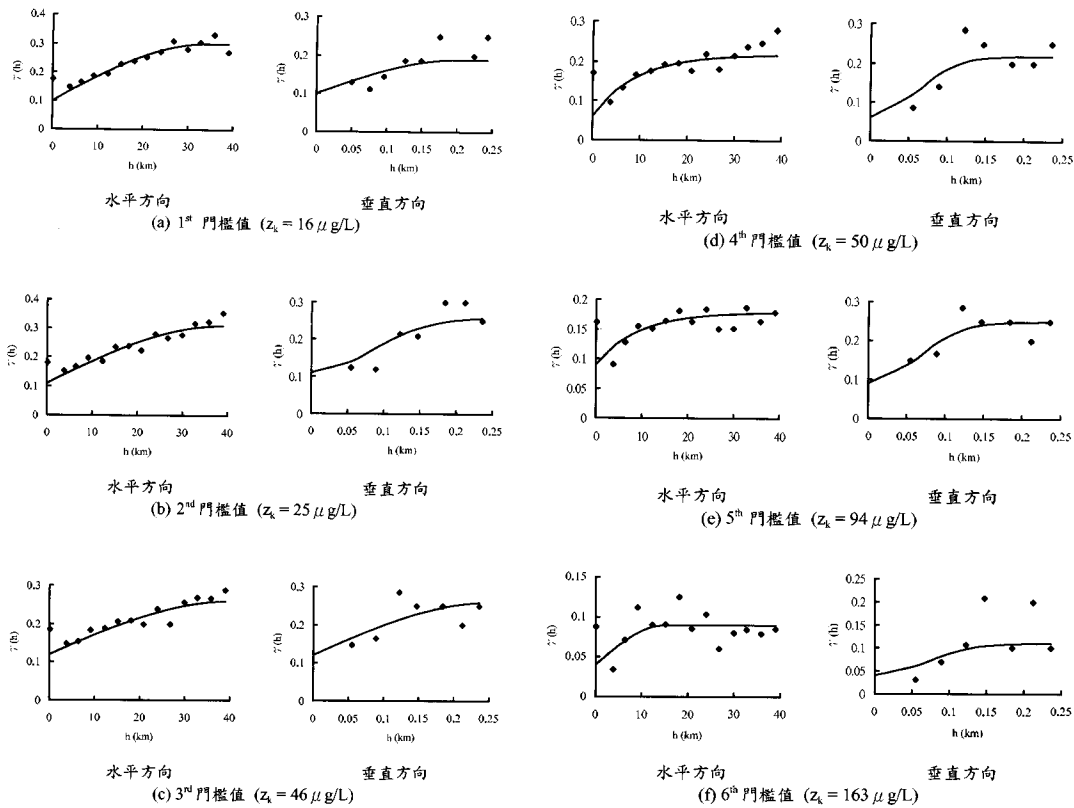
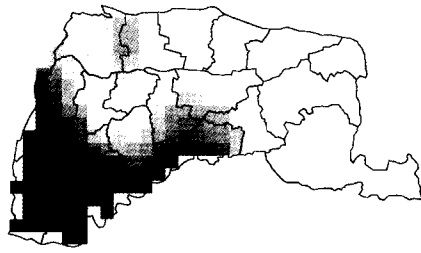


圖 6 各門檻值砷污染指標變數之水平及垂直方向試驗與理論半變異元套配（水平方向為全方位半變異元）

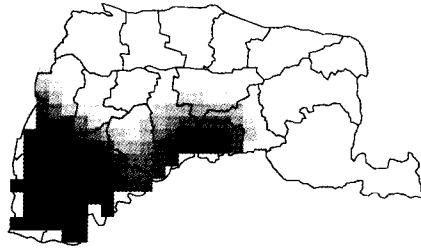
異向變異模式為基礎，各層含水層皆以 27 行 19 列(2 公里 x2 公里)之格網進行推估，其中由於各含水層厚度及高程是不規則變化，所以每一層格網之格點的垂向座標，是以含水層上、下邊界高程之中點作為推估點。

砷污染指標變數超過飲用水水源水質標準發生機率($P(u;50)$)如圖 7 所示，由圖中機率分佈顯示各含水層西南沿海一帶具有較高之污染，濁水溪沿岸則是較低之污染機率，尤其是靠近扇頂補注區，比較 2000 年砷污染濃度觀測資料分佈(圖 3)，雲林地區西部之含水層 1 明德觀測井(1)出現最大的砷污染濃度($640\mu\text{g/L}$)，但使用指標克利金推估時，最大的污染機率卻發生於該觀測井之南方，研判原因有二，一為指標克利金法將污染濃度依據門檻值轉換為 0 與 1 指標變數，但最大之門檻值只有 $163\mu\text{g/L}$ ，所以超過該門檻值之

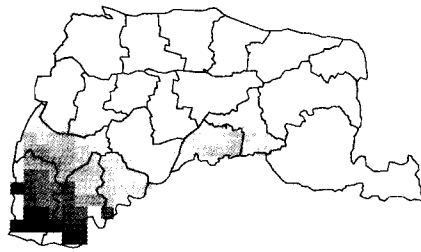
指標變數全部都是 0，因此無法鑑別超過極端值的濃度高低，不過根據 Goovaerts (1997)研究指出，超過 90%之污染濃度頻率，已不適合作為指標克利金法之門檻值；二為克利金法使用移動平均方式權重推估未知點，所以鄰近觀測點都超過這些門檻值，即出現較高之污染機率，反觀明德觀測井(1)附近存在一些低污染之觀測井，因此降低該觀測點附近之污染機率。另一方面，2000 年砷污染濃度觀測資料分佈，在含水層 3 超過飲用水水源水質標準只有西南部少數的一、兩口觀測井，但利用指標克利金估計污染機率時，許多格點卻推估出 0.2-0.5 之污染機率，除該地區本身地下水砷污染濃度可能是雖未超過但已經接近水質標準門檻值外，砷污染完全三維異向變異模式，在深層含水層之移動平均權重推估過程中，會使用到若干上層含水層觀測值，即三維推



(a) 含水層一



(b) 含水層二



(c) 含水層三

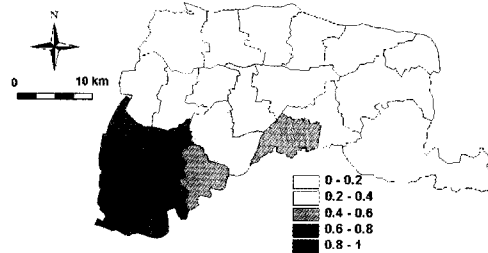
圖 7 指標克利金法推估砷污染超過飲用水水源水質標準機率分佈

估具有垂向之相關性，因此含水層 3 之許多格點砷污染機率略高。

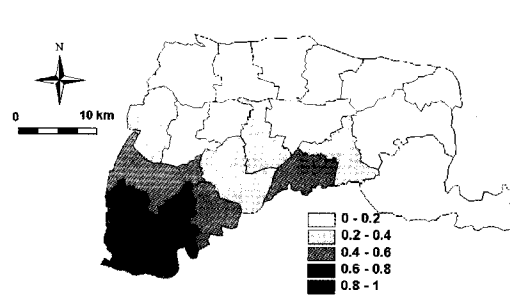
將各含水層所推估 513 格點之污染機率進行統計分析(表 3)，含水層 1 之平均污染機率為 0.34 及最大值為 0.95，而含水層 2 之平均污染機率為 0.28 及最大值為 0.83，含水層 3 之平均污染機率為 0.16 及最大值為 0.67，所以淺層含水層之砷污染較深層嚴重，但是含水層 2 之污染機率接近含水層 1，情況也相當嚴重。

4.3 各鄉鎮市之砷污染潛勢

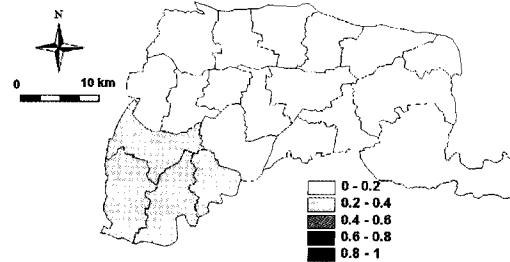
將利用地理資訊系統 Arcview 3.2 (ESRI,



(a) 含水層一



(b) 含水層二



(c) 含水層三

圖 8 各鄉鎮市砷污染超過飲用水水源水質標準潛勢

1998)套疊砷污染超過飲用水水源水質標準機率圖，計算各鄉鎮市之平均砷污染機率，並區分為五級砷污染潛勢，第一級為污染機率低於 0.2，界定為地下水未明顯受到砷污染，若超過 0.2 則界定為地下水明顯受到砷污染，且不適合作為飲用水水源使用；第二級污染機率為 0.2-0.4，第三級污染機率為 0.4-0.6，第四級污染機率為 0.6-0.8，第五級污染機率為 0.8-1，所以污染機率越高，潛勢級數越高，代表對人體危害越大。表 4 為依照砷污染機率高低排列各鄉鎮市次序，並區分 5 級潛勢展示於圖 8。分析結果顯示達到第五

表 3 指標克利金推估砷污染超過飲用水水源水質標準機率統計

統計量	含水層		
	1	2	3
平均值	0.34	0.28	0.16
中間值	0.23	0.22	0.13
標準偏差	0.29	0.25	0.15
偏度	0.55	0.55	0.90
最小值	0.00	0.00	0.00
最大值	0.95	0.83	0.67

級污染潛勢只有口湖鄉的含水層 1，並且砷污染超過飲用水水源水質標準機率高達 0.91，表示飲用該地區之地下水，對於人體健康極具危險性，達到第四級污染潛勢共有口湖鄉的含水層 2、水林鄉的含水層 1 及 2、四湖鄉的含水層 1 等 4 處，達到第三級污染潛勢共有四湖鄉的含水層 1、大埤鄉的含水層 1 及 2、北港鎮的含水層 1 及 2 等 5 處，達到第二級污染潛勢共有元長鄉的含水層 1 及 2、台西鄉的含水層 1 及 2、土庫鎮的含水層 1 及 2、斗南鎮的含水層 2 及口湖鄉、水林鄉、四湖鄉、北港鎮的含水層 3 等 11 處，其餘地區為第一級污染潛勢，地下水未明顯受到砷污染影響，尤其是西螺鎮、荊桐鄉、林內鄉所有含水層污染機率皆為零。

整體而言，雲林縣地下水明顯受到砷污染之鄉鎮市，多分佈在沿海地區（台西鄉、口湖鄉、四湖鄉）及北港河流域（水林鄉、北港鎮、元長鄉、土庫鎮、大埤鄉、斗南鎮），越接近兩者交會處（口湖鄉），砷污染越嚴重。對於地下水層深度而言，含水層 1 雖然砷污染機率多半高於含水層 2，但含水層 2 受砷污染鄉鎮市面積卻略大於含水層 1（多增加斗南鎮），含水層 3 受砷污染之鄉鎮市僅西南部的四個鄉鎮市，且砷污染機率較上兩層含水層低(第二級污染潛勢)。

五、結論

台灣西部沿海地區之地下水水質普遍存在高濃度的砷污染，由過去地下水採樣檢測結果顯示，許多地區之砷污染已遠超過多項水質標準，

表 4 雲林縣各鄉鎮市砷污染潛勢

排序	鄉鎮市名稱	含水層 1	含水層 2	含水層 3	總合
1	口湖鄉	0.91	0.75	0.37	2.03
2	水林鄉	0.75	0.63	0.32	1.70
3	四湖鄉	0.65	0.53	0.22	1.40
4	大埤鄉	0.49	0.51	0.19	1.18
5	北港鎮	0.55	0.42	0.21	1.18
6	元長鄉	0.35	0.31	0.11	0.77
7	台西鄉	0.36	0.21	0.07	0.64
8	土庫鎮	0.27	0.25	0.08	0.60
9	斗南鎮	0.15	0.21	0.14	0.49
10	東勢鄉	0.19	0.18	0.05	0.43
11	虎尾鎮	0.18	0.16	0.05	0.39
12	古坑鄉	0.07	0.09	0.10	0.25
13	麥寮鄉	0.17	0.05	0.01	0.24
14	崙背鄉	0.16	0.04	0.01	0.21
15	褒忠鄉	0.10	0.07	0.01	0.18
16	二崙鄉	0.04	0.02	0.01	0.08
17	斗六市	0.02	0.03	0.02	0.07
18	西螺鎮	0.00	0.00	0.00	0.00
19	荊桐鄉	0.00	0.00	0.00	0.00
20	林內鄉	0.00	0.00	0.00	0.00

飲用該地區地下水，嚴重影響人體健康。本研究利用指標克利金法評估雲林地區砷污染超過飲用水水源水質標準發生機率及其潛勢，砷污染指標變數之三維異向變異模式，不僅可以提供指標克利金推估，而且克服觀測資料稀少的問題，增加觀測資料垂直方向之相關性，連續多門檻值之指標克利金推估，可以多次修正推估機率，有助於建立正確之砷污染潛勢。

研究結果顯示雲林縣地下水明顯受到砷污染而超過飲用水水源水質標準之鄉鎮市，主要分佈於西部沿海地區及北港河流域，其中以口湖鄉的淺層地下水達到第 5 級砷污染潛勢，其污染機率高達 0.91 最為嚴重；其餘地區為第 1 級砷污染潛勢，代表地下水未明顯受到砷污染，尤其是沖積扇頂一帶。分析地下水層深度與砷污染機率之關係，含水層 1 之砷污染雖然較含水層 2 嚴重，但含水層 2 仍有相當顯著之污染潛勢，污染面積略大於含水層 1，所以在砷污染明顯之鄉鎮

市，地表下深度 180 公尺範圍內之地下水皆不適宜作為飲用水水源使用，含水層 3 之地下水（深度 190 公尺以下）砷污染機率較小，但口湖鄉、四湖鄉、水林鄉、北港鎮等深層地下水砷污染機率為第二級，仍不適合作為飲用水水源。

參考文獻

- 中央地質調查所，1999，台灣地區地下水觀測網第一期計畫-濁水溪沖積扇水文地質調查研究總報告，第 80-105 頁。
- 台糖公司，1997，地下水觀測網之建立及運作管理，經濟部水資源局，第 26-31 頁。
- 台糖公司，2001，台灣地區地下水觀測網水質監測調查分析(3/5)，經濟部水資源局，第 68-74 頁。
- 李國欽、費雯綺、顏耀平，1979a，台灣不同地區稻穀中砷含量之調查，科學發展月刊，7（7），第 700-706 頁。
- 李國欽、費雯綺、顏耀平，1979b，台灣各地區水稻田土壤及水中砷含量調查，科學發展月刊，7（8），第 798-809 頁。
- 徐貴新、林裕彬、張尊國、徐明麟，1999，利用多變量指標克利金界定土壤重金屬污染範圍，農業工程學報，45（2），第 40-51 頁。
- 顏富士、龍村倪、呂泰華，1980，台灣省地下水含砷異常之環境模式初議，台灣環境衛生，12（1），第 66-80 頁。
- Boman, G.K., F.J. Molz, and O. Güven, 1995. An evaluation of interpolation methodologies for generating three-dimensional hydraulic property distributions from measured data. *Ground Water* 33(2), 247-258.
- Castrignanò, A, P. Goovaerts, L. Lulli, and G. Bragato, 2000. A geostatistical approach to estimate probability of occurrence of *Tuber melanosporum* in relation to some soil properties. *Geoderma* 98, 95-113.
- Cressie, N., 1985. Fitting variogram models by weighted least square. *Mathematical Geology* 17, 563-586.
- Delhomme, J.P., 1978. Kriging in hydroscience, *Advance in Water Resources*, 1(5), 251-226.
- Deutsch, C.V., and A.G. Journel, 1998. *GSLIB: Geostatistical Software Library and User's Guide*, 2nd Edition. Oxford University Press, New York, USA.
- Eggleston, J.R., S.A. Rojstaczer, and J.J. Peirce, 1996. Identification of hydraulic conductivity structure in sand and gravel aquifers, Cape Cod data set. *Water Resources Research* 32, 1209-1222.
- ESRI, 1998. *Arcview*. ESRI (Environmental Systems Research Institute), Redlands, CA.
- Goovaerts, P., 1997. *Geostatistics for Natural Resources Evaluation*. Oxford University Press, New York. pp259-368.
- Hess, K.M., S.H. Wolf, and M.A. Celia, 1992. Large-scale natural gradient tracer test in sand and gravel, Cape Cod, Massachusetts 3. Hydraulic conductivity variability and calculated macrodispersivities. *Water Resources Research* 28, 2011-2027
- Isaaks, E.H., and R.M. Srivastava, 1989. *An Introduction to Applied Geostatistics*. Oxford University Press, New York. pp278-322.
- Istok, J.D., and C.A. Pautman, 1996. Probabilistic assessment of groundwater contamination 2. Results of case study. *Ground Water* 34(6), 1051-1064.
- Jeffrey, L.S., J.H. Jonathan, and I.P. Robert, 1993. Using multiple-variable indicator kriging for evaluating soil quality. *Soil Science Society of America Journal* 57, 743-749.
- Juang, K.W., and D.Y. Lee, 1998. Simple indicator kriging for estimating the probability of incorrectly delineating hazardous areas in a contaminated site. *Environmental Science & Technology* 32, 2487-2493.
- Lin, Y.P., T.K. Chang, C.W. Shih, and C.H. Tseng, 2002. Factorial and indicator kriging methods

- using a geographic information system to delineate spatial variation and pollution sources of soil heavy metals. *Environmental Geology* 42, 900-909.
- Liu, C.W., C.S. Jang, and S.C. Chen, 2002. Three-dimensional spatial variability of hydraulic conductivity in the Choushui River alluvial fan, Taiwan. *Environmental Geology* 43(1-2), 48-56.
- McCord J.T., C.A. Gotway, and S.H. Conrad, 1997. Impact of geologic heterogeneity on recharge estimation using environmental tracers: Numerical modeling investigation. *Water Resources Research* 33(6), 1229-1240.
- Myers, D.E., and A. Journel, 1990. Variograms with zonal anisotropies and noninvertible kriging systems. *Mathematical Geology* 22, 779-783.
- Nakaya, S, T. Yohmei, A. Koike, T. Hirayama, T. Yoden, and M. Nishigaki, 2002. Determination of anisotropy of spatial correlation structure in a three-dimensional permeability field accompanied by shallow faults. *Water Resources Research* 38(8), 35-1-35-13.
- National Research Council, 1993. *Ground Water Vulnerability Assessment: Predictive Relative Contamination Potential Under Conditions of Uncertainty*. National Academy Press, Washington, D.C. pp42-63.
- Oyedele, D.J., A.A. Amusan, and A. Olu Obi, 1996. The use of multiple-variable indicator kriging technique for assessment of the suitability of an acid soil for maize. *Tropical Agriculture* 73(4), 259-263.
- Rehfeldt, K.R., J.M. Boggs, and L.W. Gelhar, 1992. Field study of dispersion in a heterogeneous aquifer 3. Geostatistical analysis of hydraulic conductivity. *Water Resources Research* 28: 3309-3324.
- Shen, Y.S., and C.S. Chin, 1964. Relation between blackfoot disease and pollution of drinking water by arsenic in Taiwan. *Advance Water Pollution Research*, N.Y, Pergamon Press, pp.175-182.
- SPSS Inc., 1998. *SPSS BASE 8.0-Application Guide*. SPSS Inc., Chicago.
- Van Meirvenne, M., and P. Goovaerts, 2001. Evaluating the probability of exceeding a site-specific soil cadmium contamination threshold. *Geoderma* 102, 75-100.
- Wu, M.M., T.L. Kuo, Y.H. Hwang, and C.J. Chen, 1989. Dose-response relation between arsenic well water and mortality from cancer. *American Journal of Epidemiology* 130, 1123-1132.

收稿日期：民國 92 年 3 月 5 日

修正日期：民國 92 年 3 月 25 日

接受日期：民國 92 年 3 月 28 日