

屏東平原地下水鹽化趨勢之比較與推估

Evaluation and Estimation of Groundwater Salinization Trend in Ping-tung Plain

國立台灣大學生物
環境系統工程研究所
博士班研究生

詹益璋

Yi-Chang Chan

中國文化大學景觀學系
副教授

林裕彬

Yu-Pin Lin

國立台灣大學生物環境
系統工程所教授
水工所特約研究員

譚義績

Yih-Chi Tan

摘要

近年來屏東地區地下水相關研究皆指出，其地下水鹽化似有由沿海向內陸蔓延之趨勢，須進一步加以分析並推估其空間分佈趨勢，以利後續污染範圍界定與整治之參考之必要。因此，本研究採用經濟部水資源局 1996 與 1999 年地下水資料，並參酌環保署飲用水水源水質標準規定，分別以總溶解固體（TDS）= 1000 mg/l、電導度（EC 值）= 700-750 $\mu\text{s}/\text{cm}$ 為地下水鹽化之門檻值，應用指標克利金估計 1996 及 1999 年大於此二門檻值之機率空間分佈，並比較此二年之估計結果。研究結果顯示，以 1996 與 1999 年之現況檢測比較得知兩年地下水鹽化空間分佈趨勢與方向大致相符，其主要由沿海向內陸遞增呈東北—西南向。由 1996 及 1999 年指標克利金機率圖得知與證實，屏東平原地下水鹽化面積逐年擴大，有沿海向內陸發展之趨勢。

關鍵詞：地下水鹽化，指標克利金，電導度，總溶解固體。

ABSTRACT

Recent groundwater studies indicated that the groundwater quality has been salted from the coastal area to the inside part of Ping-tung Plain. The areas of salted groundwater need to be delineated for further groundwater management and remediation. This study used 1996 and 1999 groundwater quality data collected from Water Resources Bureau. According to the EPA requirements of drinking water, the concentrations of TDS (Total dissolved solids) and EC (Electric conductivity) are 1000 mg/l and 700-750 $\mu\text{s}/\text{cm}$ as the thresholds for indicator kriging to delineate the groundwater saltization area.

The 1996 and 1999 probability maps estimated by indicator kriging based thresholds were compared in this study. The results illustrated that the spatial tendencies of groundwater saltization, from northeast to southwest, were same in 1996 and 1999. Moreover, the results confirmed that the salted areas of groundwater quality gradually increased from the coast to the inside part of Pin-tung Plain.

Keywords: Groundwater saltization, Indicator Kriging, Electric conductivity, Total dissolved solids.

一、前言

台灣地區隨著需水量的日漸增加，各項用水標的的競爭之下，水資源日漸缺乏。由於地面水與河川污染問題嚴重，能提供量與質兼具的地下水水源，成為整體水資源利用上之重要目標。由於地下水質若遭受污染，不僅發現不易，處理回復之程序亦甚困難。台灣西部沿海地區多年以來，抽取地下水作為飲用、灌溉與養殖之用行之多年，隨之而來即是諸多問題如地層下陷、地下水鹽化等問題亦愈見嚴重。屏東平原地下水極為豐富，其開發價值亦高。隨著地下水井開鑿與水質檢測工作持續進行，屏東平原地下水質研究日漸豐富。惟自近年來諸多研究顯示，（許美芳等，1993）；（江崇榮，1999），由於不當的抽取與過量使用，地下水鹽化情形日漸嚴重。以 EC 值作為水質鹹淡的指標，可以很容易鑑別地下水質是否符合環保署規定，另外也可以反應出海水入侵的程度。江與汪（1998）、潘與張（1996）指出屏東南部沿岸受到嚴重海水入侵，16 年內（1980-1996）海水入侵達 8.5 公里，地下水鹹化面積約 104 公里。如果屏東沿海的海水入侵繼續擴大，將使高屏地區的水資源更感不足，反之，如能復育此受海水污染之地下水區，善用此廣大的地下水庫，則能補充地面水之不足。

利用空間統計方法，針對地下水質進行分析研究相當普遍。在一般的空間統計(geostatistics)推估方法中，區域化變數理論 (Theory of Regionalized Variable) 為 1960 年代由法國 G. Matheron 所建立，並於 1971 年命名為「克利金」(Kriging)。相關應用遍佈於水文、地下水、礦

冶、地質等各領域；最早有 Journel and Huijbregts (1978) 應用於礦採工程以瞭解礦脈之空間分佈。Delhomme (1978) 將描述地下水及水文之變數皆視為區域化變數，並應用於為設站河川流量之評估 (1979)，將各測站之最大流量視為參數，求取理論與實驗變異元，並評估未設站區域內之最大流量分佈。Aboufirassi and Marino (1984) 以克利金法作為內插工具用於含水層水文地質參數之調查。Warrick (1986) 土壤物理性質在空間分佈之變異研究。

國內相關研究則包括張良正、蘇惠珍 (1992) 用以探討彰化雲林地區地下水觀測井，並評估井網推估誤差之變化。王如意、李如晃 (1993) 對曾文溪流域之歷年颱風逐時雨量為驗證並評估研究區域內之區域平均雨量。陳世楷 (1993) 將區域化理論應用於斗六地區含水層流通係數變異性研究，結果顯示對數型態流通係數在研究區域內之空間變異具有明顯之幾何異向性，初步研判應與地下水含水層形成時之水文地質環境有密切關係。譚義績、李繼尊 (1994) 對雲林北港溪兩岸流通係數空間變異模式之研究，結論為含水層流通係數之變異性與河川地質環境之形成過程有直接的關係。指標克利金為無母數地理統計方法，其主要藉由門檻值將區域化變數轉換為二項變數(0 與 1)，推估大於或小於門檻值機率之空間分佈，亦可解決環境調查資料常出現之極端值或偏歪特性影響估計之結果。指標克利金亦常被使用於環境污染之問題上。例如徐貴新等 (1999) 應用多變量指標克利金法界定彰化地區土壤重金屬污染範圍。

本研究主要目的，應用指標克利金探討屏東

地區地下水鹽化之空間分佈情況，以屏東平原現有(1996 與 1999)地下水井檢測資料，利用總溶解固體(TDS)與電導度(EC)值作為地下水鹽化之門檻值，採用一般指標克利金方法比較分析不同年度及不同門檻值下，超過門檻值之機率分佈情形，以瞭解地下水鹽化之空間變化，並提供後續預防處理或整治之參考。

二、相關理論

(一) 地理統計(Geostatistics)

區域變異數分析(Zonal Variance Analysis)主要應用地理統計之概念。地理統計(Geostatistics)是利用變異圖(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： $E[Z(x)] = m$ ， m 為常數

變異數： $Var[Z(x)] = \sigma^2$ ， σ^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：

$$E[Z(x+h) - Z(x)] = 0 \quad (1)$$

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

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

(二) 變異圖分析(Analysis of Variogram)

變異圖或半變異圖(Variogram or Semivariogram)之決定為地理統計分析之第一個重要步驟，其算式如下：

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

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)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 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)，其方程式如下：

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

其中 $N(h)$ = 配對數， h = 平均距離。

(三) 指標克利金法(Indicator kriging)

指標克利金法為無母數地理統計 (Non-parameter geostatistics) 方法之一，在最小平方差下估算條件累積機率。由於實際上資料之分佈常有極端值及分佈偏斜之情況，常用解決方法是將極端值去除，或將原始數據進行自然對數轉換，而去除極端值會造成預測結果漏失污染核心之存在，自然對數轉換亦可能造成預測結果之偏差。針對這些可能性，則可使用指標克利金將原始資料針對門檻值 (cutoff value) Z_k 進行二元轉換，並產生累積機率分佈函數在門檻值處的最佳值。

$$\begin{aligned} [i(u; z_k)]^* &= E\{I(u; z_k) | (n)\}^* \\ &= \text{Prob}^* \{Z(u) \leq z_k | (n)\}^* \dots\dots\dots(5) \end{aligned}$$

在簡單指標克利金下

$$\begin{aligned} E\{I(u; z)\} &= 1 \cdot \text{Prob}\{Z(u) \leq z\} + 0 \cdot \text{Prob}\{Z(u) > z\} \\ &= \text{Prob}\{Z(u) \leq z\} = F(z) \dots\dots\dots(6) \end{aligned}$$

$$[i(u; z)]_{SK}^* = [\text{Prob}\{Z(u) \leq z | (n)\}]_{SK}^* \dots\dots\dots(7)$$

$$= \sum_{\alpha=1}^n \lambda_{\alpha}(u; z) i(u_{\alpha}; z) + \left[1 - \sum_{\alpha=1}^n \lambda_{\alpha}(u; z) \right] F(z) \quad \dots\dots\dots(8)$$

$\lambda_{\alpha}(u; z)$ 為簡單克利金在門檻值處之權重係數組

$$\sum_{\beta=1}^n \lambda_{\beta}(u; z) C_1(u_{\beta} - u; z) = C_1(u - u; z),$$

$$\alpha = 1, \dots, n \quad (9)$$

其中

$C_1(h; z) = Cov \{I(u; z), I(u + h; z)\}$ 在截值處之指標互變異數 (Indicator covariance)

由於其屬於無母數統計法，具有分佈自由特性，可保留極端值及容忍資料之分佈偏斜。經由指標轉換後，再經由一般克利金或簡易克利金推估，即可得針對截值 Z_k 求得具有最小平方差值之條件累積機率函數 (Conditional Cumulative Distribution Function, ccdf)。

三、研究案例

屏東平原位於台灣西南端，平均海拔高度在 100 公尺以下，面積約為 1210 平方公里，南北長約 50 公里，東西寬約 20 公里，地勢由東北向西南緩斜。屏東平原之主要河川高屏溪位於本省南部，支流包括旗山溪、荖濃溪、隘寮溪，於嶺口附近匯流而成高屏溪，向南由林園與新園之間流入台灣海峽，研究區域圖請參見圖 1。屏東平原 1995 年之地下水總出量估計約 13.51 億立方公尺，取自地表水者計有 4.33 億立方公尺，佔總用水量的 24.27%，取自地下水者有 10.36 億立方公尺，佔總用水量的 70.52% (周建名等，2000)。依據「台灣地區地下水觀測網第一期計畫」，本區域地下水若欲做為自來水使用，需注意其氨氮之含量；若欲作為灌溉用水，則有部分地點需注意其導電度與硫酸鹽之含量。年度報告結論並指出，由水質之腐蝕與積垢之傾向分析結果顯示該年度屏東平原觀測井之水質大部分呈現腐蝕傾向，可能造成監測系統之儀器與井管因水質之腐蝕特性而腐蝕。

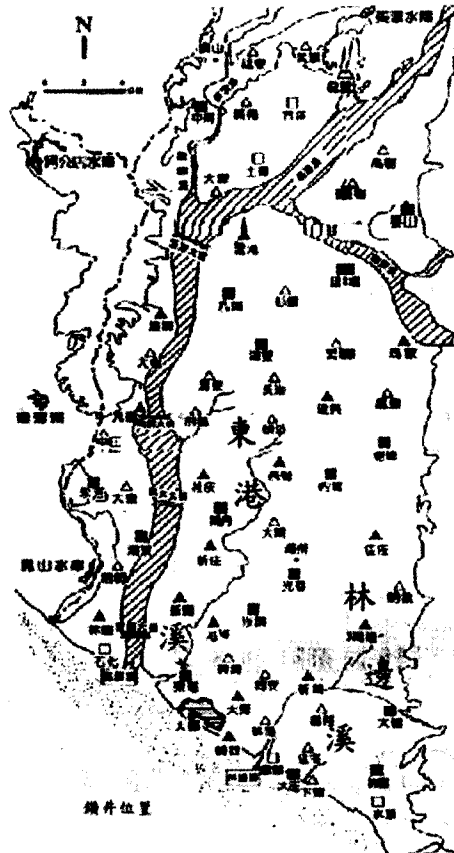


圖 1 研究區域與觀測井分佈圖

(一) 含水層水文概況

中央地質調查所於 84 及 85 年度之屏東平原水文地質調查研究中，由一年的水位觀測資料所顯示，屏東平原之地下水位在豐水季 (九月) 大約在地面下 1.5 公尺至 44 公尺之間，枯水季 (四月) 大約在地面下 3 公尺至 53 公尺之間，年間最大變化率約可達 18 公尺左右。由試水及抽水試驗得知，全區各含水層導水係數 T 值之範圍介於 $0.0144 \sim 15.107 \text{ m}^2/\text{min}$ 之間，透水係數 K 值介於 $1.6 \times 10^{-5} \sim 4.19 \times 10^{-3} \text{ m/sec}$ 之間，單位洩降出水量 (Q/S) 介於 $0.483 \sim 635.57 \text{ cmh/m}$ 之間。若以各分層參數值相加後取平均值作為該站之代表參數， T 值總體觀之，含水層特性參數平均值所顯示以含水層一最佳。各層之透水係數除少數在 $10^{-5}/\text{sec}$ 以外，其餘皆在 10^{-3} 到 10^{-4} 之間。地下水分層概況請參見圖 2。

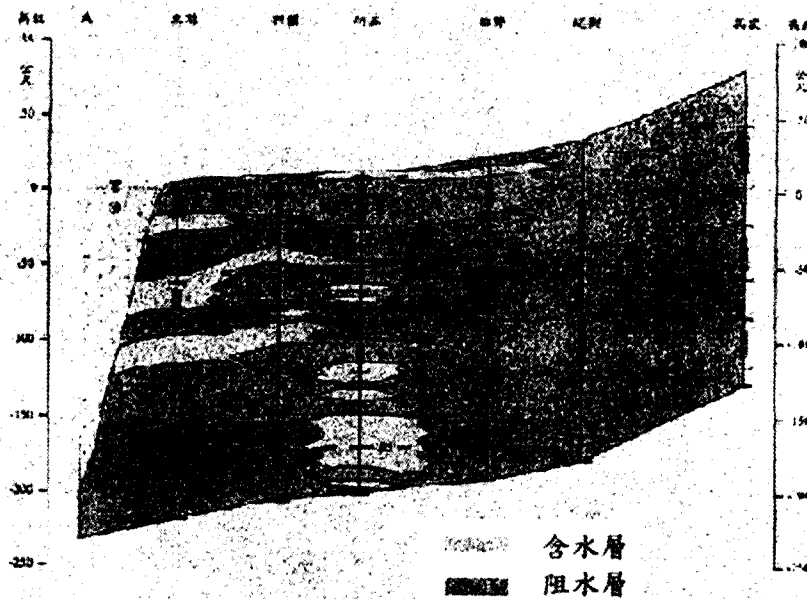


圖 2 研究區域含水層分層概況剖面

(二) 水質概況及過去之水質分析資料

依經濟部水資源局於 1996 至 1999 於屏東平原進行地下水基本水質分析調查，其水質分析結果顯示：

屏東平原 90 個觀測井之水質中，不符合台灣地區飲用水標準之井體數達到 5% 以上者之項目分別為：總溶解固體、硬度、氯、硫酸鹽、氨態氮、砷、鐵、錳、鎘等九項。不符合台灣地區擬研議中甲級地下水標準之井體數達到 5% 以上者之項目分別為：導電度、總溶解固形物、硬度、氯、氨態氮、砷、銅、鐵、錳、鎘等十項。以崎峰、林園、東港等地沿海地區之觀測井較為嚴重。

本研究資料來源為台糖地下水中心於民國 85 與 90 年間於屏東平原沿海地區觀測井，採樣與檢測資料。將研究區域劃分為 20×30 個網格，各觀測井分佈請參見圖 1。對各觀測井水質進行多種檢驗。將本研究區域屏東平原沖積扇劃分為 20×30 個網格，X 方向西起 196000，東至 224000；Y 方向北起 2470000，南至 2528000。

由於環保署飲用水水源水質標準規定總溶解固形物 (TDS) 的限值在 500mg/l，導電度 (EC

值) 約在 700-750 $\mu\text{s}/\text{cm}$ 。傳統上則將地下水鹹淡水的界線定在總溶解固形物 (TDS) = 1000mg/l，導電度 (EC) 約在 1300 $\mu\text{s}/\text{cm}$ ，總溶解固形物 (TDS) 大於 1000mg/l 屬於鹹水。氯離子鹽化指標為 800mg/l

另依據關於屏東平原地下水井水質多變量分析研究 (1999, 王瑞君)，以總溶解固體在本研究區域內對多項水質因子亦具有顯著之代表性，故適於本研究採用進行分析。本研究使用軟體 GS+；此二地下水質之指標克利金估計則是應用 GSLIB(Geostatistical Library)。

四、結果與討論

(一) 敘述統計量

總溶解固體之一般敘述統計量上，A 組 (1996) 最大值 38220 mg/l、最小值 131 mg/l、平均值 2579 mg/l、標準偏差 7979 mg/l、偏度為 4。B 組 (1999) 最大值為 37000 mg/l、最小值 153 mg/l、平均值 3080 mg/l、標準偏差 8560 mg/l、偏度為 3 (如表 1)。由兩組比較可以發現，B 組最大值略微降低，而最小值、平均值、

表 1 TDS 與 EC 之各敘述統計量

TDS 總溶解固體 Total Solved Solids					
	最大值	最小值	平均值	標準偏差	偏度
A (1996)	38220	131	2579	7979	4
B (1999)	37000	153	3080	8560	3
EC 電導度 Electrical conductivity					
	最大值	最小值	平均值	標準偏差	偏度
A (1996)	46960	146	3342	9929	4
B (1999)	57700	215	6320	14932	3

標準偏差均提高。顯示整體地下水 TDS 在屏東平原地區內為上昇之趨勢。而直方圖亦可以明顯的顯示此一趨勢，B 組較 A 組中軸向右偏移（平均值提高），更向中央集中，愈趨向常態分佈（標準偏差上昇、偏度變小）。TDS 長條圖參見圖 3。

在電導度一般敘述統計量上，A 組（1996）49960 $\mu\text{s}/\text{cm}$ 、最小值 146 $\mu\text{s}/\text{cm}$ 、平均值 3342 $\mu\text{s}/\text{cm}$ 、標準偏差 9929 $\mu\text{s}/\text{cm}$ 、偏度為 4。B 組（1999）最大值為 57700 $\mu\text{s}/\text{cm}$ 、最小值 215 $\mu\text{s}/\text{cm}$ 、平均值 6320 $\mu\text{s}/\text{cm}$ 、標準偏差 14932 $\mu\text{s}/\text{cm}$ 、偏度為 3（如表 1）。由兩組比較可以發現，B 組最大值、最小值、平均值、標準偏差等各項數值均較 A 組提高 20% 以上。顯示整體地下水電導度值在屏東平原地區內為上昇之趨勢較總溶解固體更為明顯。而直方圖顯示此一趨勢，B 組較 A 組中軸向右偏移（平均值提高），更向中央集中，愈趨向常態分佈（標準偏差上昇、偏度變小）。值得注意的是研究區域地下水總溶解固體與電導度兩者具有相當之關連性，1996 年與 1999 年間，同一年度之總溶解固體與電導度互相之間具有高度之正相關（相關係數分別為 0.99 與 0.95）。長條圖參見圖 4。

(二) 空間相關性

1996 與 1999 總溶解固體與電導度值指標變異圖套配，最適套配模式以球型或高斯為佳，（參見表 2~表 5），各種套配之〔碎塊效應/（碎塊效應+閾值）〕分別為 0.429、0.450、0.431、0.442 惟其 RSS 值相差均甚小（10% 以下）。根據相關研究，屏東平原地下水質同一年度檢測結果，其總溶解固體與電導度呈現高度正相關（0.9

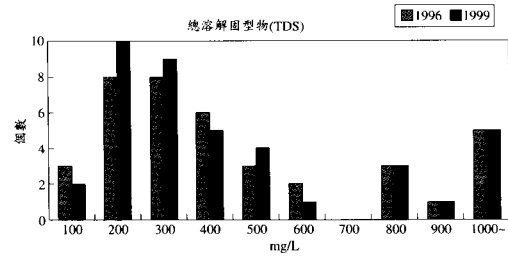


圖 3 屏東平原地下水總溶解固體長條圖

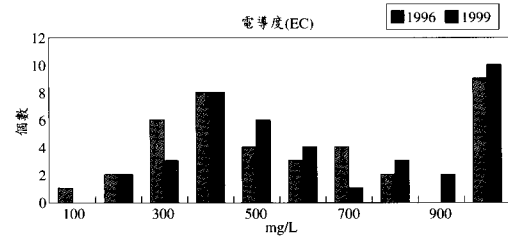


圖 4 屏東平原地下水電導度長條圖

以上)。但由 1996 至 1999 年度資料顯示，此兩項地下水質因子之空間變異性略顯不同，意即空間分佈上略有差異；相關參數比較結果顯示，總溶解固體大於門檻值之影響範圍於 1996 至 1999 由 7.5 公里減少至 7.2 公里，電導度大於門檻值之影響範圍於 1996 至 1999 由 7.5 公里增加至 8.0 公里，最佳化模式套配後之 RSS 值約自 1.5 降至 1.2。（閾值：Sill；RSS：Reduced Sum of Squares；r：相關係數）

(三) 超出容許值機率分佈推估

圖 6 及 7 分別為本研究推估 1996 年與 1999 年地下水 EC 值大於門檻值之機率分佈。此二圖顯示 1996 年大於門檻值之機率大於 0.8 之範圍主要涵蓋沿海之東港、港東、崎峰、林園、新園等地區。而於 1999 年此範圍則有所變動，其涵蓋範圍為萬巒、潮洲、崁頂等。其由沿海向內陸蔓延之趨勢十分明顯。整體而言，高於門檻值之機率在 0.6 以上者區域則主要分佈於東港溪與林邊溪之間，99 年結果顯示其推估污染區域較 96 年縮小約 30%，但高於 0.8 之地區 99 年推估範圍較 96 年多出了一倍，亦即沿海地區鹽化趨勢

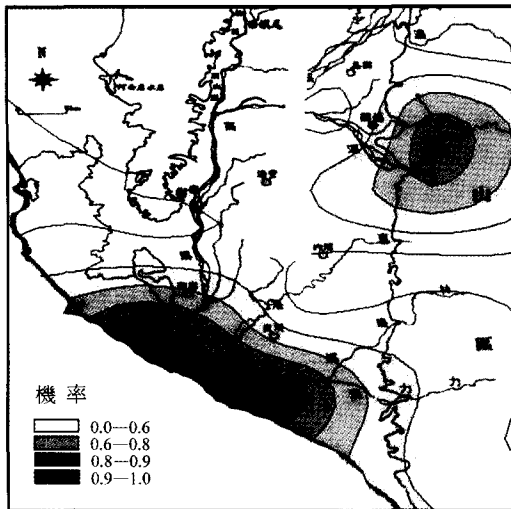


圖 6 96 EC 值超出容許值機率分佈推估

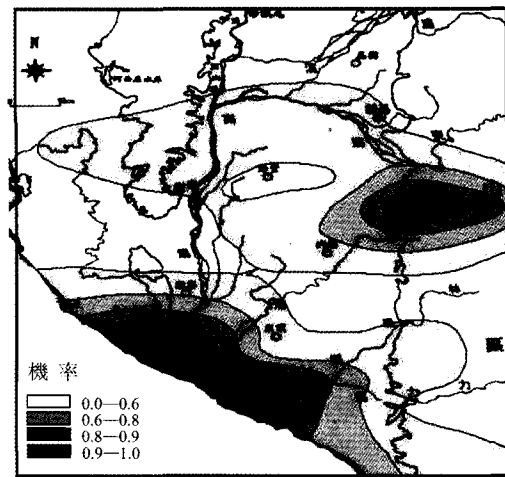


圖 8 96 TDS 值超出容許值機率分佈推估

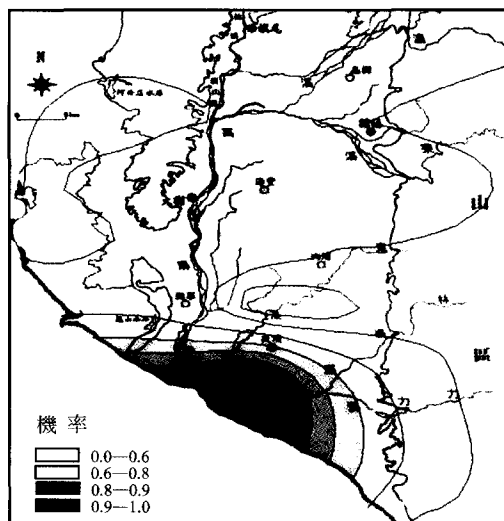


圖 7 99 EC 值超出容許值機率分佈推估

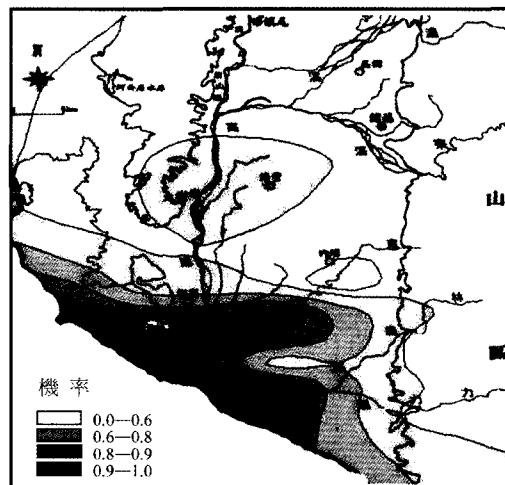


圖 9 99 TDS 值超出容許值機率分佈推估

1999 年地下水檢測 EC 值分佈情形。99 年推估分佈結果則包括了萬巒、潮洲、崁頂等地區 (0.8~1.0)，其由沿海向內陸蔓延之趨勢十分明顯。圖 7 及圖 8 分別為本研究推估 1996 年與 1999 年地下水檢測 TDS 分佈情形。由圖中比較可發現兩者分佈情形相似，主要以潮寮、萬丹及林邊等沿高屏、東港、林邊等河流下游區域為高危險值集中區域。

五、結論與建議

1999 年 EC 值超出容許值機率推估分佈結果與 1996 年相較多出包括萬巒、潮洲、崁頂等地區 (0.8~1.0)；1999 年 TDS 值超出容許值機率推估分佈結果與 1996 年相較多出潮寮、萬丹等地區，尤其以東港溪與林邊溪之間最為嚴重，相較於地層下陷敏感區分佈圖 (圖 5)，此地區歷年 (59~84 年) 之下陷量均在 150~250 公分以上。故地下水鹽化與地層下陷由沿海向內陸蔓延之

趨勢十分明顯。

經過推估與比較相關研究之成果，屏東平原地下水鹽化確實有上昇之趨勢，如以總溶解固體與電導度 1996 年與 1999 年之推估比較，鹽化情形上昇，鹽化面積亦隨之擴大。地下水鹽化並非完全來自海水入侵，一般點源與非點源的污染亦有可能產生類似離子增高之情形。某些非沿海監測點（如崎峰等）周圍亦呈現明顯之地下水鹽化情形。

以 1996 推估所得結果與 1999 年之現況檢測比較得知兩者大致相符。其主要方向、趨勢大致符合東港溪與林邊溪之流向，呈東北—西南向由沿海向內陸遞增。地下水鹽化區域日趨嚴重與不當取用地下水之行為息息相關，主管單位實應加以切實管理，除長期定期監測地下水質變化，預作防範之外，對於非法鑿井或過量抽與及不當利用均應嚴加管制。

六、參考文獻

1. 王如意、李如晃，1993，「颱風逐時區平均雨量最佳化估計之研究」，農業工程學報，第 39 卷第 1 期，pp. 13-30。
2. 丁澈士、劉振宇，1994~1997，「應用地質統計分析地下水觀測井網設計之研究（I）、（II）、（III）」，國科會研究報告。
3. 周建名、黃信恩、丁澈士、鄒禕，2000，「地下水資源最佳化管理模式之研究—屏東平原個案」，第十一屆水利工程研討會 p.63-p65。
4. 謝永旭，1993-1998，「屏東平原地下水基本水質試驗分析之研究」，經濟部水利處委託。
5. 李繼尊、譚義績，1994，「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」，第三屆水利工程研討會。
6. 江崇榮，1999，「屏東平原之海水入侵」，八十八年度農業工程研討會，11-22。
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」，第十屆水利工程研討會。
8. 李育民，1996，「多維度亂數產生器於環境品質模擬之應用—以地下水污染傳輸之蒙地卡羅模擬為例」，第九屆環境規劃與管理研討會論文集，314-320。
9. 盧瑞山、駱尚廉，1998，「類神經網路(Artificial Neural Networks, ANN) 應用於污染場址中污染物空間推估之研究」，第十一屆環境規劃與管理研討會論文集，208-215。
10. 徐明麟，1997，「克利金法預測土壤重金屬污染範圍」，國立台灣大學農業工程研究所碩士論文。
11. 莊愷偉，1995，「以地理統計法預測土壤重金屬含量之研究」，國立台灣大學農業工程研究所碩士論文。
12. 台糖地下水中心，1996~1999，「台灣地區地下水觀測網水質監測調查分析」經濟部水資源局委託。
13. 許美芳、黃國禎、萬鑫森，1993，「屏東沿海地區地下水鹽化之空間分佈」，中國環境工程學刊，3(4)，259-267。
14. 經濟部中央地質調查所，1997，「屏東平原水文地質調查研究報告」。
15. 江崇榮、汪中和，1998，「屏東平原地下水區之海水入侵」，屏東平原地下水集水文地質研討會論文集，297-315。
16. 潘禎哲、張炎銘，1998，「屏東平原之地下水水文概況」，屏東平原地下水集水文地質研討會論文集，165-188。
17. 王瑞君，「以多變量統計區分屏東平原地下水含水層水質特性與評估井體之維護探討」，1998，國立台灣大學農業工程研究所碩士論文。
18. Deutsch, C.V., and A.G. Journel. GSLIB; "Geostatistical software library and user's guide" 2nd ed. Oxford University Press, New York (1997).
19. Delhomme, J. P., (1978), "Kriging in hydro-science", Advances in Water Resources, Vol. 1, No. 5, pp. 251-226.
20. Journel, A. G. and Huijbregts, C. J., (1978), "Mining geostatistics", Academic Press, New York.
21. Warrick, A. W., D. E. Myers and D. R. Nielsen, (1986), "Geostatistical Methods Applied to Soil Science", in A. Klute (ed.) Methods of Soil Analysis, Part1. pp. 53-80.

收稿日期：民國 90 年 9 月 27 日

修正日期：民國 91 年 5 月 16 日

接受日期：民國 91 年 5 月 30 日