

土壤重金屬污染特性探討—因子分析

Using Factor Analysis to Evaluate Characteristic of Metals in Soil Pollution

國立台灣大學農業工程學系教授

張尊國

Tsun-Kuo Chang

國立台灣大學農業工程學系碩士

黃國珍

Kuo-Jan Hwang

東南工專環工科講師

徐貴新

Guey-Shin Shyu

摘 要

環境品質本身是個多因子影響的結果，而環境品質的評價則是表現環境污染狀態的一工具。對於土壤重金屬污染的評價，八種重金屬元素影響土壤污染的現象可能彼此相關，若能化簡出較少之影響因子，將有助於對污染物的類型及來源加以瞭解。本文以“因子分析法”來分析台灣地區土壤重金屬含量調查結果並探討造成污染的主要型態，將原來八個重金屬變量中分析出三個主要影響污染的因子，並研討造成污染之主要原因。

關鍵詞：土壤污染，重金屬，因子分析。

ABSTRACT

Environmental quality is the consequence that affected by multifactor, and assessment of environmental quality through investigation is a means to show the status of environmental pollution. Eight different heavy metal elements were analyzed for each sample. For recognizing the sources of pollution, it will be contributory if less factors with important influence can be isolated. Factor analysis method was used to study the major pattern of pollution. Three major factors from eight variable originally were found. Meanwhile, the cause of pollution was discussed.

Keywords : Soil pollution, Heavy metals, Factor analysis.

一、前 言

爲了解台灣地區土壤受重金屬污染的情形，環保單位自民國72年起，著手對台灣地區土壤重

金屬含量做調查，其中調查的項目包括砷、鎘、鉻、銅、汞、鎳、鉛、鋅等八種重金屬。調查針對台灣地區農田116萬餘公頃的土壤，以1,600公頃爲一單位網格，進行大樣區的概況調查，調查

結果顯示重金屬含量偏高，即分級標準達四級或五級以上之地區約 30 萬餘公頃，為台灣地區土壤重金屬污染情況提供了一個概略的描繪。在環境污染問題的研究上，環境工作者經常要觀察多個環境變量，才能進而分析環境污染的特徵。在這多種變量之間，可能存在著相關性，而使得所觀測的數據在一定程度上所反應的信息會有所重疊。而且當變量較多時，在多維的空間中研究樣本空間的分佈，將會比較複雜。因此期望能將資料許多相關性較高的變數轉化成彼此互相獨立的變數，選取較原始變數個數少，又能解釋原本資料的大部份信息量。因子分析提供了一個科學的、邏輯的途徑，將原變量重新組合，把原來較多的變量重新組合成較少數的且彼此相互獨立的新因子，並找出這些因子影響系統的最少獨立因子，用較少的、具有代表性的因子來概括多變量所帶來的信息，找出影響觀測數據的主要因素，反應環境間的內在關係。台灣地區土壤重金屬調查結果，項目包含了八項重金屬，但可藉由適當之方法將之轉化為更簡單明確之因子，以便於瞭解其中隱涵之特性。

二、文獻回顧

因子分析法是多變量統計上常用的一種方法，常應用於物價指數、生活費用指數、商業經濟活動指數等等。而因子分析通常也伴隨著主成份分析來輔助之。在國外的相關研究文獻中，有 Ruiz、Gomis、Blasco (1990) 利用因子分析研究沿海地下含水層的水文、地質化學，進而分析出含水層中離子的主要來源；Nearing、Parker 等人 (1991) 以因子分析方法研究飽和土壤的張力強度關係；Melloul、Collin (1991) 以主成份分析法來判別水質等級，並研究影響水質改變的因子；Ovalles、Collins (1988) 則以主成份方法分析佛羅里達州西北部不同土壤之間的變異性，並挑選出影響土壤變異性的主要成份。而國內在環境、水資源管理方面之應用有易任等 (1990) 利用主成份分析法來研究影響流域年雨量之主成份及各主成份之影響大小與空間分佈之狀況。廖少威 (1991) 利用主成份分析法，以物理、化學、生化性的化驗分析，比較工業、都市、畜牧廢水污染狀況之變異

性。葉惠中 (1991) 利用主成份分析研究台灣中部地區年降雨量的空間分佈。唐瑞霖 (1995) 以多變量統計分析方法區分評估台北市郊七星灌區的灌溉水質，找出污染的污染型態可能來源。

本文則利用因子分析法，研究影響土壤重金屬污染的主要因子。根據環保單位所完成的大樣區調查資料，包含表土、裡土各約 772 筆資料，每筆資料含八種重金屬之測值，分析主要影響成份，再依據因子分析找出主要污染型態，配合因子得分值之計算，判識出不同污染型態的主要污染區域，以便於往後之追蹤調查。

三、研究方法

1. 研究內容

因子分析是由心理學家 Spearman (1904) 所發展出來的一種方法，當初提出這種方法主要是用來解決智力測驗的得分統計分析。因子分析的基本概念是以變量間的相關係數來決定因子的負荷。其主要目的是在選取少於變量數目 p 的 m 個共同因子，構成一個結構簡單的新模型，將原來的觀測變量表示為新的共同因子的線性組合。

在土壤重金屬含量調查中，所分析重金屬項目共有八項，然而這些變數之間具有相關性，而使得其所表現出來的訊息會相互重疊。而以因子分析研究土壤重金屬的目的便是欲消除這些相關性，由這些變數再重新組合成新的獨立變數，如此將可挑選出主要的污染影響因子，對於污染特性之瞭解、污染源之判識均有相當大之助益，進而針對主要因子加以追蹤、管理，將有助於污染源的調查及防治。

2. 研究步驟

(1) 數據標準化處理：

設有 p 個原始變量數，有 n 個觀測樣本數，則構成一個 $p \times n$ 的原始數據矩陣 X ：

$$X = \begin{bmatrix} X_{11} & X_{12} & \cdots & X_{1n} \\ X_{21} & X_{22} & \cdots & X_{2n} \\ \cdots & \cdots & & \\ X_{p1} & X_{p2} & \cdots & X_{pn} \end{bmatrix}_{p \times n} \quad (1)$$

首先將原始數據進行標準化處理，即

$$Z_{ij} = \frac{X_{ij} - \bar{X}_j}{S_j} \quad (2)$$

其中 $\bar{X}_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n X_{ij}$ ，為第 i 個變量的均值。(3)

$$S_i = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^n (X_{ij} - \bar{X}_i)^2}$$
，為第 i 個變量的標準偏差。(4)

標準化後數據矩陣為 Z ，其 Z_{ij} 的平均值為 0，方差為 1，且相關矩陣 (R) 與協方差矩陣 (S) 一樣。

因此，相關矩陣

$$R = \begin{bmatrix} 1 & r_{12} & \cdots & r_{1p} \\ r_{21} & 1 & \cdots & r_{2p} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ r_{p1} & r_{p2} & \cdots & 1 \end{bmatrix}_{p \times p}$$
 (5)

$$r_{ij} = \frac{\sum_{k=1}^n (X_{ik} - \bar{X}_i)(X_{jk} - \bar{X}_j)}{\sqrt{\sum_{k=1}^n (X_{ik} - \bar{X}_i)^2 \cdot \sum_{k=1}^n (X_{jk} - \bar{X}_j)^2}}$$
 (6)

(2) 主成份分析

從特徵方程

$$|R - \lambda I| = 0$$
 (7)

求解出特徵值 $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \cdots \geq \lambda_p \geq 0$ 及其標準特徵向量 u_i ($i=1, 2, \dots, p$)，此時特徵向量為標準特徵向量， I 為單位矩陣，則特徵向量矩陣 U 為：

$$U = \begin{bmatrix} u_{11} & u_{12} & \cdots & u_{1p} \\ u_{21} & u_{22} & \cdots & u_{2p} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ u_{p1} & u_{p2} & \cdots & u_{pp} \end{bmatrix}_{p \times p}$$
 (8)

由主成份原理知

$$Y = U'Z$$

式中 Y 是一組由原始變量 $X_1, X_2, X_3, \dots, X_p$ 所重新組合彼此互不相關的新變量矩陣， Z 則為經標準化後的數據矩陣，(9) 式可轉變為

$$Z = UY$$
 (10)

其中 Y 為新變量矩陣且為原始變量 X 所組成，因此必須將 Y 進行標準化處理。

$$Y = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_p \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sqrt{\lambda_1} & & 0 \\ & \sqrt{\lambda_2} & \\ & & \vdots \\ 0 & & & \sqrt{\lambda_p} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} y_1 / \sqrt{\lambda_1} \\ y_2 / \sqrt{\lambda_2} \\ \vdots \\ y_p / \sqrt{\lambda_p} \end{bmatrix}$$
 (11)

令 $f_1 = y_1 / \sqrt{\lambda_1}, f_2 = y_2 / \sqrt{\lambda_2}, f_3 = y_3 / \sqrt{\lambda_3}, \dots, f_p = y_p / \sqrt{\lambda_p}$ ，則(10)式可改寫成：

$$Y = \begin{bmatrix} \sqrt{\lambda_1} & 0 \\ & \sqrt{\lambda_2} \\ & & \vdots \\ 0 & & & \sqrt{\lambda_p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} f_1 \\ f_2 \\ \vdots \\ f_p \end{bmatrix}$$
 (12)

所以 $Z = UY$

$$Z = \begin{bmatrix} u_{11}\sqrt{\lambda_1} & u_{12}\sqrt{\lambda_2} & \cdots & u_{1p}\sqrt{\lambda_p} \\ u_{21}\sqrt{\lambda_1} & u_{22}\sqrt{\lambda_2} & \cdots & u_{2p}\sqrt{\lambda_p} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ u_{p1}\sqrt{\lambda_1} & u_{p2}\sqrt{\lambda_2} & \cdots & u_{pp}\sqrt{\lambda_p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} f_1 \\ f_2 \\ \vdots \\ f_p \end{bmatrix}$$
 (13)

(3) 確定主因子

一般來說，根據 p 個特徵值，可以求得 p 個主因子，然而在因子分析中，通常只選取其中 m 個 ($m < p$) 主因子。因為這 m 個主因子可以解釋原觀測變量的大部份信息。也就是說當前 m 個特徵值的和達到總特徵值之和的 85% ~ 95% 之間時，即可忽略其他特徵值所造成之影響(張寶泉, 1993)。令累積貢獻率 $Q_m = 85\% \sim 95\%$ ，則主因子個數 m 取滿足(14)式，根據變量的相關性，選出影響各變量的公共因子方差中所佔的方差貢獻最大的第一主因子 F_1 ，然後捨去 F_1 的影響，再由其餘的相關性中，挑選出方差貢獻為次大的第二主因子 F_2 ；依此類推，直到每個變量的公共因子方差被分解完畢為止。

$$Q_m = \frac{\sum_{i=1}^m \lambda_i}{\sum_{i=1}^p \lambda_i}$$
 (14)

$$Z = \begin{bmatrix} u_{11}\sqrt{\lambda_1} & u_{12}\sqrt{\lambda_2} & \cdots & u_{1m}\sqrt{\lambda_m} \\ u_{21}\sqrt{\lambda_1} & u_{22}\sqrt{\lambda_2} & \cdots & u_{2m}\sqrt{\lambda_m} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ u_{p1}\sqrt{\lambda_1} & u_{p2}\sqrt{\lambda_2} & \cdots & u_{pm}\sqrt{\lambda_m} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} f_1 \\ f_2 \\ \vdots \\ f_m \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_m \end{bmatrix}$$
 (15)

$$\text{取 } a_{ij} = u_{ij} \cdot \sqrt{\lambda_j}$$
 (16)

因此，因子負荷矩陣 A 可改寫為：

$$A = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & \cdots & a_{1m} \\ a_{21} & a_{22} & \cdots & a_{2m} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ a_{p1} & a_{p2} & \cdots & a_{pm} \end{bmatrix}$$

$$= \begin{pmatrix} u_{11}\sqrt{\lambda_1} & u_{12}\sqrt{\lambda_2} & \cdots & u_{1m}\sqrt{\lambda_p} \\ u_{21}\sqrt{\lambda_1} & u_{22}\sqrt{\lambda_2} & \cdots & u_{2m}\sqrt{\lambda_p} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ u_{p1}\sqrt{\lambda_1} & u_{p2}\sqrt{\lambda_2} & \cdots & u_{pm}\sqrt{\lambda_p} \end{pmatrix} \quad (17)$$

另外

$$F = \begin{pmatrix} f_1 \\ f_2 \\ \vdots \\ f_m \end{pmatrix} \quad (18)$$

$$\varepsilon = \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_m \end{pmatrix} \quad (19)$$

$$\text{所以 } Z = AF + \varepsilon \quad (20)$$

其中 AF 為 m 個主因子所能解釋的部份， ε 為無法解釋的殘餘部份， A 為因子負荷矩陣， F 為主要因子負荷矩陣，若忽略 ε 部份之影響而刪除，則 (20) 可變成：

$$Z = AF \quad (21)$$

因此 (21) 式的因子模型即改為

$$\begin{cases} Z_1 = a_{11}f_1 + a_{12}f_2 + \cdots + a_{1m}f_m \\ Z_2 = a_{21}f_1 + a_{22}f_2 + \cdots + a_{2m}f_m \\ \vdots \\ Z_p = a_{p1}f_1 + a_{p2}f_2 + \cdots + a_{pm}f_m \end{cases} \quad (22)$$

在 (22) 式中， f_1, f_2, \dots, f_m 是在各個變量中共同出現的因子，稱為公共因子。 a_{ij} 是第 i 個變量在第 j 個主因子上的負荷，稱為因子負荷，也是第 i 個變量與第 j 個主因子上的相關係數， a_{ij} 愈大則表示主因子 f_j 與變量 X_i 的關係愈密切。

(4) 因子軸的旋轉

因子分析的最後結果找出了主要因子，但是解釋各主因子的意義才是最大的目的。根據上一節的方法所找出的主因子，其初始因子負荷矩陣並未滿足所謂“簡單結構”(simple structure)的原則，亦即各因子與代表變量間的關係並不十分明顯，以致於無法對主因子進行解釋，而使得主因子所代表的意義模糊不清。為解決這個問題，必須為因子負荷矩陣進行轉軸，使各變量在新軸上投影的變異數為最大，而達到簡單結構的目的。

一般來說，轉軸的方法很多，最常用的是“方差最大”的正交旋轉法，是將每個因子軸做

適當的旋轉，使得每個變量在同一因子負荷的方差和向最大最小兩方面轉化。這裡所謂的方差最大是指總方差為最大，也就是說第 i 個變量在第 j 個公因子上的負荷經過“方差最大”轉軸之後，其值會增大或縮小，則該變量另一公因子上的負荷會縮小或增大。如此使因子負荷的值向 0、1 兩值分佈，拉大因子負荷之間的差距，而使得公因子與變量間的關係更為密切，公因子的意義更也為明顯、更容易解釋。

(5) 因子得分的計算

在因子分析中，公因子是新的變量，它們可以線性組合來表示原來的變量。而由於公因子能充分表現出原始變量的相關性，用公因子代表原始變量時，更能描述研究對象的特徵。因此，將因子模型反過來以變量的線性組合來表示公因子，即：

$$F_k = C_{k1}Z_1 + C_{k2}Z_2 + \cdots + C_{kp}Z_p, \quad k=1,2,\dots,m \quad (23)$$

因主因子數 $m < p$ ，因此由多元回歸方程原理可知，以估計值 \hat{F}_k 估計 F_k 的值，且欲求 (23) 式中的 C_{ki} ，則有正規方程如下：

$$\begin{cases} r_{11}C_{k1} + r_{12}C_{k2} + \cdots + r_{1p}C_{kp} = l_{k1} \\ r_{21}C_{k1} + r_{22}C_{k2} + \cdots + r_{2p}C_{kp} = l_{k2} \\ \cdots \\ r_{p1}C_{k1} + r_{p2}C_{k2} + \cdots + r_{pp}C_{kp} = l_{kp} \end{cases} \quad (24)$$

其中 l_{ik} 為變量 I 與主因子 f_k 相關係數，當因子正交時， $l_{ik} = a_{ik}$ ，則 l_{ik} 是對應子負荷矩陣 A 中 a_{ik} 元素。而 $(r_{ik})_{p \times p} = R$ 即為原變量間之相關矩陣。則 (24) 式的解為：

$$(C_{k1}, C_{k2}, \dots, C_{kp})' = \begin{pmatrix} r_{11} & r_{12} & \cdots & r_{1p} \\ r_{21} & r_{22} & \cdots & r_{2p} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ r_{p1} & r_{p2} & \cdots & r_{pp} \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} a_{k1} \\ a_{k2} \\ \vdots \\ a_{kp} \end{pmatrix} \quad (25)$$

因此 (21) 式的解為：

$$\hat{F} = AR^{-1}Z$$

(26) 式即為計算各主因子的因子得分公式，其中 A' 為因子負荷矩陣的轉置， R^{-1} 為相關矩陣的逆矩陣， Z 則為標準化後的數據矩陣。

四、結果與討論

1. 大樣區因子分析

在土壤重金屬污染調查中，分析的重金屬元素有 As、Cd、Cr、Cu、Hg、Ni、Pb、Zn 等八種，然而這些變數彼此之間也存在著一些相關性。根據大樣區調查資料分析結果，得到八種重金屬間之相關係數見表 1 及表 2，由表中可看出在表土方面以 Cr、Cu、Ni、Zn 彼此間具有較高之相關性，Pb、Cd 之相關性也頗高，另外 As 及 Hg 則與其它較不具相關性；在裡土方面則僅有 Pb 與 Cd 相關性較高。

表 1. 大樣區表土各重金屬間之相關係數

元素	As	Cd	Cr	Cu	Hg	Ni	Pb	Zn
As	1.00	0.03	-0.03	-0.08	0.09	0.04	0.03	0.02
Cd	0.03	1.00	0.24	0.02	0.02	0.08	0.60	0.25
Cr	-0.03	0.24	1.00	0.57	0.17	0.74	0.32	0.68
Cu	-0.08	0.02	0.57	1.00	0.17	0.57	0.29	0.73
Hg	0.09	0.02	0.17	0.17	1.00	0.11	0.21	0.17
Ni	0.04	0.08	0.74	0.57	0.11	1.00	0.17	0.59
Pb	0.03	0.60	0.32	0.29	0.21	0.17	1.00	0.40
Zn	0.02	0.25	0.68	0.73	0.17	0.59	0.40	1.00

表 2. 大樣區裡土各重金屬間之相關係數

元素	As	Cd	Cr	Cu	Hg	Ni	Pb	Zn
As	1.00	0.03	-0.13	-0.21	0.03	0.03	0.02	0.02
Cd	0.03	1.00	0.23	-0.01	0.00	0.09	0.78	0.27
Cr	-0.13	0.23	1.00	0.19	0.04	0.38	0.21	0.34
Cu	-0.21	-0.01	0.19	1.00	0.05	0.35	0.24	0.50
Hg	0.03	0.00	0.04	0.05	1.00	0.01	0.06	0.03
Ni	0.03	0.09	0.38	0.35	0.01	1.00	0.04	0.46
Pb	0.02	0.78	0.21	0.24	0.06	0.04	1.00	0.38
Zn	0.02	0.27	0.34	0.50	0.03	0.46	0.38	1.00

在進行因子分析之前，首先將原始數據進行標準化處理，再於八個重金屬變量所構成的相關矩陣的基礎上，利用統計軟體 STATISTICA，計算其特徵值，在選取特徵值 > 1.0 的原則下，表、裡土各選取三個主要因子，見表 3 及表 4，其累積貢獻率分別達表土 71.73 及裡土 63.44 %；如此將原資料八個變量簡化成為三個主要因子，有助於對影響重金屬污染的因子及可能污染來源之瞭解。

表 3. 大樣區表土特徵值表

因子	特徵值	貢獻率%	累積特徵值	累積貢獻率%
1	3.26	40.77	3.26	40.77
2	1.41	17.60	4.67	58.37
3	1.07	13.36	5.74	71.73
4	0.91	11.39	6.65	83.12
5	0.56	7.04	7.21	90.16
6	0.34	4.23	7.55	94.39
7	0.25	3.11	7.80	97.50
8	0.20	2.50	8.00	100.0

表 4. 大樣區裡土特徵值表

因子	特徵值	貢獻率%	累積特徵值	累積貢獻率%
1	2.52	31.50	2.52	31.50
2	1.49	18.67	4.01	50.17
3	1.06	13.28	5.08	63.45
4	1.00	12.51	6.08	75.96
5	0.86	10.79	6.94	86.75
6	0.50	6.31	7.44	93.06
7	0.40	5.00	7.84	98.06
8	0.16	1.94	8.00	100.00

在求出三個主要因子之後，進而可以計算出來八個重金屬變量與三個因子之間的因子負荷，其代表的意義也就是原變量與主要因子之間的相關係數，因子負荷量愈大，則表示原變量與主要因子之間的關係愈密切。經正交旋轉後，三個主要因子的因子負荷量如表 5 及表 6 所示。

表 5. 大樣區表土因子負荷表

變量	因子 1	因子 2	因子 3
As	0.100	-0.009	* 0.807
Cd	0.028	* 0.913	-0.030
Cr	* 0.847	0.200	0.035
Cu	* 0.805	0.034	0.005
Hg	0.185	0.079	* 0.657
Ni	* 0.848	-0.019	0.067
Pb	0.240	* 0.846	0.129
Zn	* 0.837	0.262	0.077

* 影響顯著之變量

由上表中可明顯看出，影響表土第一因子的變量為“Ni、Cr、Zn、Cu 因子”；而裡土為 Cu、Zn、Ni，影響裡土之變量並無 Cr，此可能

表 6. 大樣區裡土因子負荷表

變量	因子 1	因子 2	因子 3
As	-0.182	0.038	* 0.925
Cd	0.062	* 0.937	0.053
Cr	0.581	0.203	-0.020
Cu	* 0.743	0.008	-0.232
Hg	0.078	0.006	0.240
Ni	* 0.771	-0.091	0.287
Pb	0.190	* 0.921	-0.006
Zn	* 0.761	0.286	0.154

* 影響顯著之變量

因土壤吸附 Cr 的強度較高，而使得 Cr 不易移動至裡土所致 (劉文徹, 1993)。此因子可解釋原來八個變量所組成總變異量表土的 40.77 % 及裡土 31.50 %。由土壤重金屬研究資料 (朱海鵬、吳文娟, 1992; 吳先琪、林正芳, 1993) 顯示 Cr 在工業上常用於電鍍、染料、皮革業等，其污染型態有三價及六價，以後者對環境影響較大；Ni 的最大用途則用於製造鋼鐵與合金，電鍍業也廣為利用鍍電鍍來增加金屬光澤。而根據調查，Cr 及 Ni 的污染多來自電鍍廠排放的廢水、廢渣、金屬表面處理廠。Cu 及 Zn 則為動、植物所必需的元素，工業上用途為電鍍、合金、電池製造，飼料及肥料中亦含有少量 Cu 元素；而造成環境污染的主要來源多來自電鍍業廢水，其次，豬糞尿中也含有 Zn 及 Cu。由此可知，第一因子的主要污染型態來源為電鍍業、金屬表面處理業及金屬冶煉業的影響，大約對土壤重金屬污染現象之狀況佔有三成至四成之重要性。

第二因子中影響的變量為“Cd、Pb 因子”，其對整體貢獻率表土為 17.60 % 及裡土 18.67 %，累積貢獻率表土為 58.37 % 及裡土 50.17 %。二者對生物而言都是有害的元素。Cd 在土壤中具累積性質，是提煉硫化礦的副產品，最大來源乃存在於硫化鋅礦及碳酸鋅礦。根據調查，Cd 污染事件乃由含鎘事業廢水排放不當所引起；Pb 主要使用於鉛蓄電池製造及加入汽油中作引擎抗震劑，而造成鉛污染主要來源係工業含鉛廢水及廢氣的排放，另外車輛廢氣之排放造成道路兩旁土壤含鉛量增加，也是鉛污染的另一來源。本省鎘、鉛污染最有名的例子為桃園縣蘆竹鄉基力化工廠的鎘、鉛污染、觀音鄉的高銀化工廠之鎘污染、雲

林縣虎尾鎮的台灣色料廠之鎘污染。這些污染個案的共同性都是因為排放含重金屬之事業廢水，進入灌溉渠道而造成農田的污染，而且均為同時排放含鎘及鉛，造成此二金屬污染相關性高之特性。由此可知，Pb、Cd 污染主要來源多來自於製造塑膠添加劑之化學工廠。

第三因子的影響變量在表土為“As、Hg 因子”；而裡土僅有“As 因子”，此可能是因為表土中的汞化物經微生物或溫度、壓力等作用固化或汽化而降低裡土中總汞含量化故 (朱海鵬, 1992)。其對整體的貢獻率表土為 13.36 % 及裡土 13.28 %，累積貢獻率表土為 71.73 % 及裡土 63.45 %。As 對植物之毒性主要受砷存在土壤中之化學型態所影響，而在砂頁岩及黏板岩風化後的地區，As 的含量會升高 (陳尊賢, 1993)，就土壤理化性質而言，在高嶺土或鐵鋁氧化礦物吸附 As 的能力較高 (劉文徹, 1993)；根據調查發現 (朱海鵬、吳文娟, 1992)，台灣地區土壤砷含量偏高地區多分佈於雲林、彰化地區，由該地區土壤母質型態屬於砂頁岩與黏板岩混合型之土壤質地可知，砷在土壤中的含量偏高與土壤母質最為相關，多為自然背景所造成。

2. 土壤污染與污染源分佈之關係

在台灣地區，土壤重金屬元素的來源多來自工廠事業廢水之排放，而工廠的種類將影響其所排放廢水的特性，因此有效地掌握各型工廠其所排放廢水的主要污染元素，將有助於土壤重金屬來源的追蹤調查。茲將各類型工廠所排事業廢水中可能存在的重金屬種類列表如表 7。

由因子分析的結果可知，影響土壤重金屬污染的主要因子為由 Cr、Cu、Ni、Zn 等元素所造成，而這些元素的來源可歸納為電鍍業及金屬冶煉業污染，污染分佈地區以彰化、台中為代表；其次為 Cd、Pb 元素所造成，其來源為顏料及塑膠化學工廠污染，污染地區以雲林、桃園為代表，Hg 為鹼氣工廠等污染所造成，污染分佈地區以苗栗為代表。行政院環保署為有效掌握環境污染的情況，已對全省各鄉、鎮、市的各類型工廠加以列管，並且建檔，有助於對事業廢水的污染來源及污染事件發生的原因加以調查。

3. 因子得分值之討論

在大樣區表土的因子得分圖如圖 1 所示可以看出，第一因子污染情形較嚴重之區域為彰化縣之鹿港鎮、和美鎮、秀水鄉及彰化市 (CH-016、CH-

表 7. 事業排放污染源與主要污染質種類

工廠類別	主要污染質種類
電鍍廠	鉻、銅、鋅、鎳、鎘
冶煉廠	銅、鋅、鉛、鎘、鎳、鉻、砷
化工廠	汞、鉛、砷、鉻
製革廠	鉻、砷、汞
塑膠廠	鎘、鉛、砷、銅
製葯廠	汞、鉛、砷、鉻、鋅
染整廠	鋅、鉻、鉛、鎘、砷
電池廠	汞、鉛、鋅
油漆廠	鉛、鉻
顏料廠	鉛、鎘、鉻
畜牧業	鋅、銅

017、CH-018)、台中市南屯、西川里及烏日鄉部份地區 (CS-010、CS-011)，這些地區的鋅、銅、鉻含量較高，表示該地區受電鍍業、金屬表面處理業、金屬冶煉業的污染情形較為嚴重，應進一步追蹤管制污染源，以改善污染情形。第二因子得分較高的地區為雲林縣虎尾鎮 (YL-038)，可能是台灣色料廠所排放廢水進入灌溉渠道，造成農田之鎘污染所影響。對於第三因子則以苗栗縣頭份、竹南、銅鑼地區 (ML-004) 為最高，雖該因子影響變量為 As、Hg，但因本區 Hg 之濃度達第四級，而造成因子得分較高，其原因為該地鹼氣工廠含汞廢水不當排放所致。

在裡土因子得分方面如圖 2 所示，第一因子只有彰化縣之鹿港鎮、和美鎮、秀水鄉及彰化市交界處 (CH-017) 得分值較高，顯示影響第一因子的變量 (Cr、Cu、Ni、Zn) 對裡土之影響較小。第二因子得分仍以雲林縣虎尾鎮 (YL-038) 最高，顯示此地區 Pb、Cd 對裡土亦造成污染。第三因子則以雲林縣土庫鎮 (YL-050)、彰化縣鹿港鎮、和美鎮、秀水鄉及彰化市交界處 (CH-017) 兩地區較高，此兩點在表土的第三因子並未出現，顯示其影響因素與背景值有關。

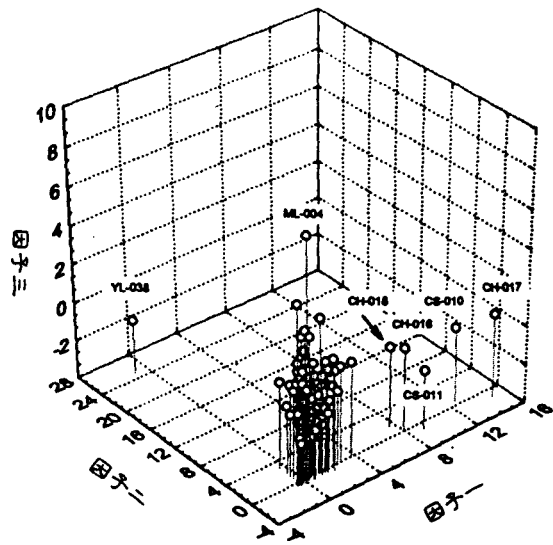


圖 1. 大樣區表土的因子得分圖

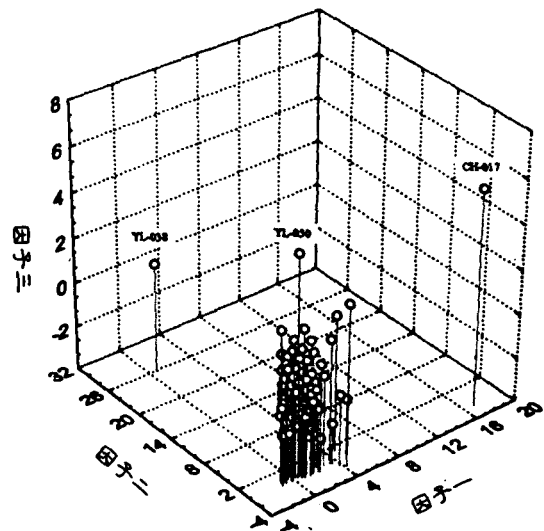


圖 2. 大樣區裡土的因子得分圖

五、結 論

本文針對現有土壤重金屬污染調查資料，配合因子分析法，探討主要影響環境污染的因子，以期篩選出污染的來源。所獲得之結果如下：

1. 因子分析的結果顯示，主要影響台灣土壤重金屬污染的因子為由 Cr、Cu、Ni、Zn 所造成，來源為電鍍業、金屬表面處理業、金屬冶煉等；其在所有重金屬污染中佔有最高之權重，

即其污染影響最為顯著，污染地區以彰化、台中為代表。

2. 第二個因子為由 Pb、Cd 所造成，其來源為顏料及塑膠等特定化學工廠廢水的排放的污染，地區以雲林、桃園為代表。
3. 第三個因子為 As、Hg，其來源為兩種不同型態，其中 As 之含量乃與土壤母質有關分佈嘉南一帶，而 Hg 則多由鹼氣工廠排放廢水所造成分佈在苗栗。

六、參考文獻

1. 朱海鵬、吳文娟、章莉菁，「台灣地區土壤重金屬含量現況之分析及探討」，第三屆土壤污染防治研討會論文集，第 1 頁～14 頁，台中，1992。
2. 行政院環境保護署，「台灣地區土壤重金屬含量調查總報告」共四冊，1987。
3. 李成偉，「利用地理資訊系統於土壤污染等級區分與潛勢預測」，台灣大學農業工程研究所碩士論文，1994。
4. 沈家琮，「利用地理資訊系統建立土壤重金屬污染管理系統之研究」，台灣大學農業工程研究所碩士論文，1992。
5. 易任、徐國麟，「主成份分析與群集分析應用於淡水河流域空間降雨之研究」，第五屆水利工程研討會論文集，第 122 頁～136 頁，台南，1990。
6. 林清山，「多變項分析統計法」，東華書局，1994。
7. 唐瑞霖、張文亮，「多變量統計分析台北市近郊的灌溉水質污染」，台北市七星田水利發展基金會 1994 年度研究計劃報告 83-00-011，第 1-1 頁～1-23 頁，1995。
8. 張孟威、康德夢，「環境問題的數學解法及計算機應用」，中國環境科學出版社，1989。
9. 張尊國、黃國珍、徐貴新，「土壤重金屬污染之評價及因子分析」，八十五年度農業工程研討會，第 225～231 頁，1996。
10. 張寶泉、劉慶東、張曉清，「計算機與環境多因素分析」，中國環境科學出版社，1993。
11. 陳尊賢，「台灣地區農田土壤中汞含量與監測、管制之臨界濃度之訂定」，行政院環境保護署報告 EPA-83-E3H1-09-02，第 6 頁～18 頁，1993。
12. 葉惠中，「主成份、群集及判別分析法應用於台灣中部地區降雨空間分佈之研究」，台灣大學農業工程研究所碩士論文，1991。
13. 廖少威，「以主成份分析法探討台灣灌溉水質受工業、都市、畜牧廢水污染之變異分析」，台灣大學農業工程研究所碩士論文，1991。
14. 劉文徹，「土壤中鎳、砷、鉻含量分析標準—基於土壤理化性質」，行政院環境保護署報告 EPA-82_E3H1-09-01 (2)，第 26 頁～37 頁，1993。
15. 羅積玉，「多元統計分析方法與應用」，科技圖書股份有限公司，1994。
16. Mardia K.V., Kent J.T., Bibby J.M., "Multivariate Analysis", 1982。
17. Melloul A. and Collin M., Water Quality Factor Identification by The "Principal Components Statistical Method", Wat. Sci. Tech. Vol.24 No.11, pp.41-50, 1991。
18. Melvin D. Zeldin and Elizabeth C. Ells, "Source Resolution of Fine Carbonaceous Aerosol by principal Component-Stepwise Regression Analysis", Environ. Sci. Technol., Vol.22. No.2, pp.212-216, 1988。
19. Nearing M.A., Parker S.C., Bradford J.M and Elliot W.J., "Tensile Strength of Thirty-Three Saturate Repacked Soils", Published in Soil Sci. Soc. Am. J.5 5:1546-1511, 1991。
20. Ovalles F.A. and Collins M.E., "Variability of Northwest Florida Soils by Principal component Analysis", Published in Soil Sci. Soc. Am. J. 52 : 1430-1435, 1988。
21. Richard A. Johnson, Dean W. Wichern, "Applied

Multivariate Statistical Analysis” , 1988 。
22 Ruiz F., Gomis V. and Blasco, “ Application of
Factor Analysis to The Hydrogeo chemical Study of A
Coastal Aquifer” , Journal of Hydrology, 119, pp169-
177 , 1990 。

23 Spearman, C., “ General Intelligence Objectively
Determined and Measured ” , American Journal of
Psychological, 15, pp201-293 , 1904 。

收稿日期：民國 86 年 3 月 10 日

修正日期：民國 86 年 5 月 16 日

接受日期：民國 86 年 6 月 23 日

聯合大地工程顧問公司

調查、規劃、設計、監造

- 岩石力學與隧道工程
- 大地工程之規劃設計與監造
- 土木工程之規劃設計與監造
- 工址調查與工程地質
- 現場試驗
- 岩石力學實驗室試驗
- 地球物理探測
- 安全監測系統
- 工程及環境品質檢驗

地 址：台北市南京東路5段356號5F

電 話：(02)746-6777