

# 臺灣農藥需求模式之分析\*

鄭 詩 華\*\*

- |        |         |
|--------|---------|
| 一、研究動機 | 六、變數之選擇 |
| 二、研究目的 | 七、模式之修正 |
| 三、研究方法 | 八、模式之檢定 |
| 四、研究步驟 | 九、結果說明  |
| 五、資料來源 |         |

## 一、研 究 動 機

臺灣地處熱帶與亞熱帶地區，高溫多濕，作物病蟲害為害甚烈，加諸地狹人稠，土地集約利用，以及新興作物的引進，使得利用農藥來防治病蟲害的需要日趨增加。根據資料統計顯示，本省農作物遭受病蟲害之損失，年損失值約佔全年生產總值之20%左右（註1）。而農藥費用成本之支出更為本省農家農事費用中極重要之項目，根據臺灣地區稻谷生產費調查統計報告資料顯示，本省民國六十八年水稻農家平均每公頃農藥費用每年達4,538元，約佔其生產成本之5%左右。因是之故，自民國四十一年由西德引入富粒多（即巴拉松）防治水稻螟蟲及鳳梨粉介殼蟲，民國四十二年由當時之美援會撥款逕由臺灣省農林廳、臺灣省糧食局及臺糖公司負責進口配售後，使用農藥之總值與數量，均迅速增加，而目前臺灣農藥自製之能力仍相當薄弱。因此，對於本省農藥需求量與需求總值，有必要加以較可靠之估計，以便作為國內政府有關機構擬訂發展農藥工業，提高農藥自製能力，並作為農民使用農藥及政府管理農藥市場（尤其是農藥價格）之參考。如欲較精確地估計本省農藥需求量與總值，則需先建立農藥需求之計量模式，是以本文乃首先就建立臺灣農藥需求之模式加以分析，以為爾後從事預測之先趨。

\* 本文承本所李所長朝賢博士鼓勵撰寫，謹致謝忱。

\*\* 國立中興大學農經研究所講師。

## 二、研究目的

本文旨在建立臺灣農藥需求之模式 (model)，以作為預測 (forecast) 之依據。具體而言，本文之研究目的如下：

- (一) 建立臺灣農藥需求之模式。
- (二) 分析影響臺灣農藥需求之因素。

## 三、研究方法

本文係利用計量 (econometric) 方法建立臺灣農藥需求之模式，關於變數之選擇係利用逐步迴歸 (stepwise regression) 方法，模式之修正，則採用反覆法 (iterative)，模式之檢定，則採變異數分析法 (variance analysis)。

## 四、研究步驟

- (一) 首先找出可能影響臺灣農藥需求量及需求值之因素，進而蒐集此些變數資料。
- (二) 利用簡單相關 (simple correlation)，決定可能成為模式變數之變數。
- (三) 利用逐步迴歸方法，選擇適當變數。
- (四) 利用最小平方法建立臺灣農藥需求量及需求值之模式。
- (五) 利用反覆法修正所建立之模式。
- (六) 利用變異數分析法檢定迴歸模式。
- (七) 根據所建立之模式進行結果分析。

## 五、資料來源

本文之資料來源主要為次級資料，茲將各變數之資料來源及單位列如表一。

## 六、變數之選擇

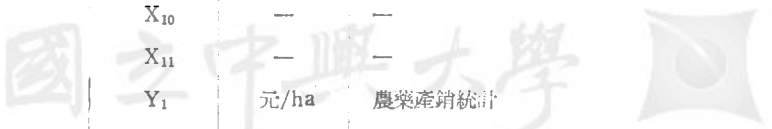
欲建立臺灣農藥需求之模式，首需利用經濟理論及經驗找出可能影響臺灣農藥需求量及需求值之因素。可能影響臺灣農藥需求之因素如下：

- (一) 農藥價格：農藥價格為影響農藥需求之重要因素，可能之變數有農藥價格指數，前一期農藥價格指數。根據簡單相關分析結果，以前一期農藥價格指數 ( $X_1$ ) 影響臺灣農藥需求程度較大。

表一 變數資料來源

變數名稱	變數代號	單位	資料來源	說明
前一期農藥價格指數	X <sub>1</sub>	%	臺灣區物價統計月報	65年=100
平均每公頃農業生產值	X <sub>2</sub>	元/ha	中華民國臺灣地區國民經濟動向統計季報	65年價格
全年氣溫超過30°C之日數	X <sub>3</sub>	日	社會福利指標	—
颱風災害虛擬變數	X <sub>4</sub>		農業年報	—
前一年平均每公頃農藥消費值	X <sub>5</sub>	元/ha	農藥產銷統計	65年價格
前一年平均每公頃農藥消費量	X <sub>5</sub>	kg/ha	農藥產銷統計	
平均每公頃肥料消費值	X <sub>6</sub>	元/ha	農業年報	65年價格
男工工資指數	X <sub>7</sub>	%	臺灣省歷年農村物價統計	以農民所付物價指數調整
前一年農民所得農產品類物價指數	X <sub>8</sub>	%	臺灣區物價統計月報	65年=100
平均每公頃農業災害估計損失	X <sub>9</sub>	元/ha	農業年報	以農民所得物價指數調整
能源危機虛擬變數	X <sub>10</sub>	—	—	—
時間趨勢值	X <sub>11</sub>	—	—	—
平均每公頃農藥消費值	Y <sub>1</sub>	元/ha	農藥產銷統計	以農民所得指數調整
平均每公頃農藥消費量	Y <sub>2</sub>	kg/ha	農藥產銷統計	—

(3)



(-) 農業生產：有關農業生產可能之變數有平均每公頃農業生產值，平均每公頃農產品生產值指數，平均每公頃農產品生產值等，而根據簡單相關分析結果，以平均每公頃農業生產值 ( $X_2$ )，影響臺灣農藥需求之程度較大。

(-) 農產品價格：有關農產品價格可能之變數有農民所得農產品類物價指數及前一年農民所得農產品類物價指數等，根據簡單相關分析結果，以前一年農民所得農產品類物價指數 ( $X_8$ ) 影響臺灣農藥需求之程度較大。

(-) 溫度：有關溫度可能之變數有全年氣溫超過  $30^{\circ}\text{C}$  之日數及全年平均氣溫等，根據簡單相關分析結果，以全年氣溫超過  $30^{\circ}\text{C}$  之日數 ( $X_3$ ) 影響臺灣農藥需求之程度較大。

(-) 颱風災害虛擬變數： $X_4$

(-) 前一年平均每公頃農藥消費值 (量)： $X_5$ 。

(-) 肥料消費：有關肥料消費可能之變數有平均每公頃肥料消費值、平均每公頃氮素消費量、平均每公頃磷消費量、平均每公頃鉀肥消費量等，根據簡單相關分析結果以平均每公頃肥料消費值 ( $X_6$ ) 影響臺灣農藥需求之程度較大。

(-) 工資：有關工資之可能變數有男工工資及女工工資，根據簡單相關分析結果，以男工資指數 ( $X_7$ ) 影響臺灣農藥需求之程度較大。

(-) 農業災害：有關農業災害可能之變數有農業災害面積比率、農業災害換算面積比率及平均每公頃農業災害估計損失等，根據簡單相關分析結果，以平均每公頃農業災害估計損失 ( $X_9$ )，影響臺灣農藥需求之程度較大。

(-) 能源危機虛擬變數： $X_{10}$

(-) 時間趨勢值： $X_{11}$

以上  $X_1 \sim X_{11}$  十一種解釋變數為有可能被包括在模式中之變數，但模式中所包含的解釋變數應該不含有不相干的解釋變數，且應包括所有重要的解釋變數。因此，本文之模式中應納入那些適當的解釋變數，首應加以決定，而決定那些適當解釋變數應納內模式的方法，根據 N. R. Draper 及 H. Smith 二氏指出計有下列六種過程 (註 2)；(-) 所有可能的過程；(-) 向後消去 (backward elimination) 過程；(+) 向前選擇 (forward selection) 過程；(-) 逐步迴歸 (stepwise regression) 過程；(+) 異體 (variations) 選擇過程；(-) 逐段迴歸 (stagewise regression) 過程。上述六種方法，各有其優劣點，而其中以逐步迴歸過程，被號稱為最佳選擇變數的方法。因此，本文乃利用逐步迴歸方法首先選擇影響臺灣平均每公頃農藥需求量 ( $Y_1$ ) 之解釋變數及影響臺灣平均每公頃農藥需求值 ( $Y_2$ ) 之解釋變數。逐步迴歸過程之步驟如下：

(-) 先就個別的  $X_i$  與  $Y$  之間求其簡單相關，並選擇最高相關的解釋變數。

(-) 計算偏相關係數，選擇相關係數最高的新增變數為加進的新解釋變數。

(-) 改設新變數對  $Y$  的迴歸，然後再導入舊變數，以檢查舊解釋變數對模式之

貢獻，然後利用偏 F 值檢定舊解釋變數是否顯著有別於 0，以判斷舊解釋變數是否值得加進模式中。

(四)考慮用第(二)步驟，再加進新變數。

(五)再對第(四)步驟加以檢定，利用偏 F 值以檢定各變數的係數是否有別於 0，若發現其中某一變數的偏 F 值太低，則把該變數廢除。

利用上述五個步驟，周而復始，可從事變數之選擇。本文之研究，係利用逐步迴歸過程以選擇最佳解釋變數，茲將計算過程列述如下：

(一)選擇影響臺灣農藥需求值之最佳解釋變數：

1. 先求  $Y_1$  與  $X_1 \sim X_{11}$  之簡單相關係數列表二。

表二中最後一行是  $Y_1$  與其他可能之解釋變數的簡單相關係數，其中以  $X_5$  之簡單相關係數平方值 0.8634 為最高，故首先選入影響臺灣農藥需求值之模式中。

2. 利用普通最小平方法，作  $X_5$  與  $Y_1$  之迴歸方程式如下：

$$\begin{array}{rcl}
 Y_1 = & 227.1554 & + 0.8626 X_5 + e \\
 S_i & (98.4735) & (0.0909) \\
 t_i & (2.3068)** & (9.4873)*** \\
 F_i & (5.3213) & (90.0089) \\
 S.E & = 151.6427 & \\
 R^2 & = 0.8654 & \bar{R}^2 = 0.854 \\
 D.W & = 1.9423 & \bar{F} = 90.0079***
 \end{array}$$

註：\* 代表在 10% 顯著水準下顯著

\*\* 代表在 5% 顯著水準下顯著

\*\*\* 代表在 1% 顯著水準下顯著

上式中各係數下方第一個括弧內數字為係數之  $S_i$  值 (standard deviation)，第二個括弧內數字為各係數之  $t$  值 ( $t$ -value)，第三個括弧內數字為各偏 F 值 (partial F statistics)，S.E 即模式之標準誤 (standard error)， $R^2$  即相關係數。 $\bar{R}^2$  為校正判定係數，D.W 為 Durbin Watson 統計量。

上式  $X_5$  之偏 F 值為 90.0079，要比  $F_{0.05}(1, 14) = 4.60$  大得許多，故有顯著性差異。因此， $X_5$  應首先進入迴歸模式中。其他剩餘的解釋變數有  $X_1 \sim X_4$ ， $X_6 \sim X_{11}$ ，它們與  $Y_1$  的淨偏相關係數 (partial correlation coefficients) (註 3) 的平方值以  $X_8$  為最高，故再將  $X_8$  選入迴歸模式中，作為第二個解釋變數。

表二  $Y_1$  與  $X_1 \sim X_{11}$  之簡單相關係數表

	$X_1$	$X_2$	$X_3$	$X_4$	$X_5$	$X_6$	$X_7$	$X_8$	$X_9$	$X_{10}$	$X_{11}$	$Y_1$
$X_1$	1	0.6016	0.3888	0.2053	0.7320	0.1929	0.7805	0.9007	0.3342	0.8485	0.6913	0.7807
$X_2$		1	0.1940	0.0899	0.9200	0.4766	0.8710	0.8181	0.3997	0.7456	0.9591	0.9029
$X_3$			1	0.3027	0.2269	0.3054	0.4121	0.3848	0.1780	0.4518	0.3789	0.3053
$X_4$				1	0.0414	0.6122	0.1149	0.2098	0.0161	0.0976	0.1230	0.3849
$X_5$					1	0.2730	0.9193	0.8761	0.3786	0.8403	0.9274	0.9292
$X_6$						1	0.2468	0.0714	0.0266	0.0832	0.4735	0.2067
$X_7$							1	0.9492	0.3199	0.9320	0.9368	0.9214
$X_8$								1	0.3726	0.9147	0.8829	0.9069
$X_9$									1	0.3065	0.3561	0.3422
$X_{10}$										1	0.8402	0.8808
$X_{11}$											1	0.9221
$Y_1$												1

(6)



3. 再利用普通最小平方法，作 $X_5, X_6$ 對 $Y_1$ 之迴歸方程式如下：

$$\begin{array}{l}
 Y_1 = 203.0000 + 0.5422 X_5 + 5.3766 X_6 + \varepsilon \\
 S_i \quad (87.9422) \quad (0.1665) \quad (2.4459) \\
 t_i \quad (2.3083)** \quad (3.2551)*** \quad (2.1982)** \\
 F_i \quad (5.3282) \quad (10.5957) \quad (4.8321) \\
 S.E = 134.3638 \\
 R^2 = 0.9019 \quad \bar{R}^2 = 0.8949 \\
 D.W = 2.0721 \quad F = 59.7392***
 \end{array}$$

上式中 $X_5$ 及 $X_6$ 之偏F值分別為10.5957，4.8321兩者均比 $F_{0.05}(1, 13) = 4.67$ 大，故有顯著性差異。因此，將 $X_6$ 選入迴歸方程式中。

至此，已無法自除 $X_5, X_6$ 外之解釋變數中，選擇其他變數進入模式中。

(二)選擇影響臺灣農藥需求量之最佳解釋變數。

1. 先求 $Y_2$ 與 $X_1 \sim X_{11}$ 之簡單相關係數列如表三。

表中最後一行是 $Y_2$ 與其他可能之解釋變數的簡單相關係數，其中以 $X_7$ 之簡單相關係數平方值0.7492為最高，故首先選入影響臺灣農藥需求量之模式中。

2. 利用普通最小平方法，作 $X_7$ 與 $Y_2$ 之迴歸方程式如下：

$$\begin{array}{l}
 Y_2 = 12.4568 + 0.0736 X_7 + \varepsilon \\
 S_i \quad (1.6666) \quad (0.0114) \\
 t_i \quad (7.4743)*** \quad (6.4651)*** \\
 F_i \quad (55.8652) \quad (41.7975) \\
 S.E = 3.8320 \\
 R_2 = 0.7491 \\
 F = 41.7978*** \quad D.W = 1.6843
 \end{array}$$

上式中 $X_7$ 之偏F值為41.7975要比 $F_{0.05}(1, 14) = 4.60$ 大得多，故有顯著性差異。因此，應首先進入迴歸模式中。其他剩餘的解釋變數有 $X_1 \sim X_6, X_8 \sim X_{11}$ ，它們與 $Y_2$ 的淨偏相關係數的平方值以 $X_3$ 為最高，故再將 $X_3$ 選入迴歸模式中，作為第二個解釋變數。

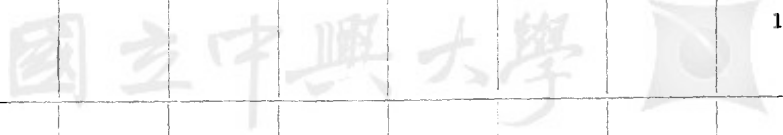
3. 再利用普通最小平方法，作 $X_7$ 及 $X_3$ 與 $Y_2$ 之迴歸方程式如下：

$$\begin{array}{l}
 Y_2 = 40.5259 + 0.0840 X_7 + (-0.2019) X_3 + \varepsilon \\
 S_i \quad (12.1944) \quad (0.0109) \quad (0.0871) \\
 t_i \quad (3.3233)*** \quad (7.7039)*** \quad (-2.3184)*** \\
 F_i \quad (11.0443) \quad (59.3501) \quad (5.3750)
 \end{array}$$

表三  $Y_2$  與  $X_1 \sim X_{11}$  之簡單相關係數表

	$X_1$	$X_2$	$X_3$	$X_4$	$X_5$	$X_6$	$X_7$	$X_8$	$X_9$	$X_{10}$	$X_{11}$	$Y_2$
$X_1$	1	0.6016	0.3888	0.2053	0.7281	0.1929	0.7805	0.9007	0.3342	0.8485	0.6913	0.6595
$X_2$		1	0.1940	0.0899	0.7298	0.4766	0.8710	0.8181	0.3997	0.7456	0.9591	0.7715
$X_3$			1	0.3027	0.1934	0.3054	0.4121	0.3848	0.1780	0.4518	0.3789	0.1098
$X_4$				1	0.0182	0.6122	0.1149	0.2098	0.0161	0.0976	0.1230	0.2680
$X_5$					1	0.0576	0.8013	0.7758	0.4003	0.7497	0.7524	0.7379
$X_6$						1	0.2468	0.0714	0.0266	0.0832	0.4735	0.0444
$X_7$							1	0.9492	0.3199	0.9320	0.9368	0.8656
$X_8$								1	0.3726	0.9147	0.8829	0.8248
$X_9$									1	0.3065	0.3651	0.1606
$X_{10}$										1	0.8402	0.8098
$X_{11}$											1	0.7530
$Y_2$												1

( 8 )





$$\begin{aligned} S.E &= 3.3449 \\ R^2 &= 0.8225 & \bar{R}^2 &= 0.8098 \\ D.W &= 1.9551 & F &= 30.1169^{***} \end{aligned}$$

上式中 $X_7$ 及 $X_3$ 之偏F值分別為 59.3501, 5.3750, 二者均比  $F_{0.05}(1, 13) = 4.67$  大, 故有顯著性差異。因此, 應將  $X_3$  納入模式中。至此, 已無法從  $X_7$  及  $X_3$  外之解釋變數中再選出變數進入模式中。故臺灣農藥需求量模式之最佳解釋變數為 $X_7$ 與 $X_3$ 二個變數。

以上有關影響臺灣農藥需求值及需求量之模式中, 均未包含時間趨勢值之解釋變數在內。為觀察時間過程中, 農藥需求值及需求量之偏好情形, 分別將時間趨勢值納入解釋變數中, 建立迴歸方程式如下:

(一)臺灣農藥需求值模式(含時間趨勢解釋變數)

$$\begin{aligned} Y_1 &= 252.3127 + 0.3555X_5 + 4.1834X_8 + 25.1348X_{11} + \varepsilon \\ S_i &(95.4047) & (0.2242) & (2.5945) & (20.6629) \\ t_i &(2.6447)^{***} & (1.5856)^* & (1.6124)^* & (1.2164) \\ F_i &(6.9944) & (2.5141) & (2.5998) & (1.4796) \\ S.E &= 131.9514 \\ R^2 &= 0.9126 & \bar{R}^2 &= 0.8992 \\ D.W &= 1.9551 & F &= 41.7889^{***} \end{aligned}$$

上式與未包含時間趨勢值解釋變數之模式比較, 可知其統計檢定效果較差, 故應選擇未包含時間趨勢值解釋變數之模式作為臺灣農藥需求值之模式較為理想。

(二)臺灣農藥需求量模式

$$\begin{aligned} Y_2 &= 42.7128 + 0.1232X_7 + (-0.2048)X_3 + (-0.7613)X_{11} + \varepsilon \\ S_i &(11.6794) & (0.02743) & (0.0828) & (0.4931) \\ t_i &(3.6571)^{***} & (4.4916)^{***} & (-2.4724)^{**} & (-1.5438)^* \\ F_i &(13.3744) & (20.1745) & (6.1128) & (2.3833) \\ S.E &= 3.1799 \\ R^2 &= 0.8519 & \bar{R}^2 &= 0.8291 \\ D.W &= 2.4132 & F &= 23.0090 \end{aligned}$$

上式與未將時間趨勢值解釋變數包含在內之模式比較, 可知其統計效果亦較差。故影響臺灣農藥需求量之模式亦以未包含時間趨勢值解釋變數之模式較為理想。

## 七、模式之修正

通常從事迴歸分析時，迴歸式很可能產生自我迴歸的現象(註4)，因此必須就剩餘值加以檢定，而檢定的方法有(一)自我迴歸的 t 值檢定；(二)Von-Neumann 比率的檢定；(三)Durbin-Watson檢定；(四)h 檢定等方法。其中Durbin-Watson 檢定法較適用於小樣本之迴歸分析中，因本文所分析變數之個數為16個，故利用 Durbin-Watson 檢定方法，檢定前述臺灣農藥需求模式之自我迴歸現象。根據本文利用逐步迴歸過程選擇最佳變數所建立之迴歸模式，其中影響臺灣農藥需求值之模式， $D.W=1.9551$ ，此時之 $d_L=0.98$ ， $d_U=1.54$ ，則 $d_U=1.09 < 4-d_U=2.46$ ，故無自我迴歸現象存在。影響臺灣農藥需求量之模式， $D.W=2.4132$ ，則 $d_U=1.09 < 2.4132 < 4-d_U=2.46$ ，亦無自我相關現象存在。

同時，本文為求建立更理想之需求模式，分別將上述影響臺灣農藥需求值及需求量之迴歸模式，分別轉變為雙對數式之迴歸模式如下：

### 1. 臺灣農藥需求值模式：

$$\begin{aligned} \log Y_1 = & 2.5395 + 0.3995 \log X_5 + 0.4105 \log X_8 + \varepsilon \\ S_i & (0.4748) \quad (0.1080) \quad (0.1381) \\ t_i & (5.3484)^{***} \quad (3.6973)^{***} \quad (2.9729)^{***} \\ S.E & = 0.1438 \\ R^2 & = 0.8792 \quad \bar{R}^2 = 0.8705 \\ D.W & = 2.4156 \quad F = 47.2877^{***} \end{aligned}$$

由上式 $D.W=2.4156$ 可知，因 $d_U=1.54$ ， $d_L=0.98$ ，故 $d_U=1.54 < 2.4156 < 4-d_U=2.46$ ，故無自我相關現象存在。

### 2. 臺灣農藥需求量模式：

$$\begin{aligned} \log Y_2 = & 7.8315 + 0.4124 \log X_7 + (-1.3458) \log X_3 + \varepsilon \\ S_i & (3.5664) \quad (0.0765) \quad (0.7463) \\ t_i & (2.1959)^{**} \quad (5.3105)^{***} \quad (-1.8034)^{**} \\ S.E & = 0.1966 \\ R^2 & = 0.6882 \quad \bar{R}^2 = 0.6659 \\ D.W & = 1.2471 \quad F = 14.3441^{***} \end{aligned}$$

上式可知  $D.W=1.2471$ ，而  $d_L=0.98 < 1.2471 < d_U=1.54$ ，落於無結論區，故無法確定是否有自我相關現象存在。因此，模式必須加以修正。而修正的方法(註5)有(一)一般化最小平方法 (generalized least square)；(二)差分法 (first difference method)；(三)反覆法 (iterative)；(四) Durbin 法；(五)

Hildreth-Lu 法。本文擬採用反覆法來修正影響臺灣農藥需求量迴歸模式之自我迴歸現象。其步驟如下：

(一)先就迴歸方程式求取剩餘值 $e_t$ ，再計算 $\hat{\rho}$

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{t=2}^n e_t e_{t-1}}{\sum_{t=2}^n e_{t-1}^2}$$

(二)再計算新變數 $(Y_t - \hat{\rho} Y_{t-1})$ ， $(X_t - \hat{\rho} X_{t-1})$ ，並以普通最小平方法求其迴歸方程式。

利用反覆法可將臺灣農藥需求值及需求量之模式，分別修正如下：

(一)臺灣農藥需求值模式：

$$\begin{aligned} \log Y_1 = & 2.6011 + 0.5051 \log X_5 + 0.3356 \log X_8 + \varepsilon \\ & S_i (0.7647) \quad (0.1565) \quad (0.1515) \\ & t_i (3.4016)^{***} \quad (3.2273)^{***} \quad (2.2155)^{**} \\ S.E. = & 0.1430 \\ R^2 = & 0.9014 \quad \bar{R}^2 = 0.8938 \\ D.W = & 1.8430 \quad F = 54.8223^{***} \end{aligned}$$

上式各變數之係數經 t 統計量檢定均顯著，且 F 統計量檢定亦顯著，而 D.W=1.8430， $d_u=1.54$ ， $d_L=0.98$ ，故  $d_u=1.54 < 1.8430 < 4-d_L=2.46$ ，無自我相關現象存在，而此式較未以反覆法修正前之模式，其 D.W 值更接近於 2，故此模式較之未修正前之模式更為理想。

(二)臺灣農藥需求量模式

$$\begin{aligned} \log Y_2 = & 4.6664 + 0.4428 \log X_7 + (-1.2745) \log X_3 + \varepsilon \\ & S_i (2.2977) \quad (0.1194) \quad (0.7706) \\ & t_i (2.0309)^{**} \quad (3.7084)^{***} \quad (-1.6538)^{**} \\ S.E. = & 0.0357 \\ R^2 = & 0.5340 \quad \bar{R}^2 = 0.4982 \\ D.W = & 1.8752 \quad F = 6.8762^{***} \end{aligned}$$

上式各變數之係數經 t 統計量檢定均顯著，且 F 統計量檢定亦顯著，而 D.W=1.8752， $d_u=1.54$ ， $d_L=0.98$ ，故  $d_u=1.54 < 1.8752 < 4-d_L=2.46$ ，無自我相關現象存在，而此式較未以反覆法修正前之模式，其 D.W 值更接近於 2

，故此模式較之未修正前之模式更為理想。

## 八、模式之檢定

迴歸模式建立之後，必須檢定函數關係是否正確，否則利用所建立的模式，進行預測時，將發生偏誤。因此，本文擬利用變異數分析法，檢定本文前述影響臺灣農藥需求值及需求量之迴歸模式。

(一)臺灣農藥需求值模式之檢定

依據變異數分析法，作變數分析表如表四所示。

表四 臺灣農藥需求值模式變異數分析表

變 因	自 由 度	平 方 和	均 方	F 值
SST	15	1095.5935		
SSM	1	1093.1202	1093.1202	53626.7496
SSRM	2	2.2287	1.1144	54.6689
SSE	12	0.2446	0.0204	

註：SST：總平方和  
 SSM：總均數平方和  
 SSR：迴歸平方和  
 SSRM=SSR-SSM  
 SSE：殘差平方和

由表四可知臺灣農藥需求值模式，SSRM 之 F 值為 54.6689，而  $F_{0.05}(2, 12) = 3.89$ ，故在此模式中各變數間有顯著性差異。

(二)臺灣農藥需求量模式之檢定：

依據變異數分析法，作變異數分析表如表五所示。

表五 臺灣農藥需求量模式變異數分析表（修正後）

變 因	自 由 度	平 方 和	均 方	F 值
SST	15	58.3068		
SSM	1	57.3890	57.3890	1332.2380
SSRM	2	0.4008	0.2004	4.6525
SSE	12	0.5169	0.0408	

註：同表五。

由表五可知臺灣農藥需求量模式，SSRM之F值為4.6525，而 $F_{0.05}(2, 12)$ 值為3.89，故可確定在此模式中各變數間有顯著性差異。

## 九、結 果 說 明

根據以上本文利用計量方法，建立影響臺灣農藥需求值及需求量模式之最終結果，進一步分析，說明其經濟涵義如下：

(一)臺灣農藥需求值模式：

$$\log Y_1 = 2.6011 + 0.5051 \log X_5 + 0.3356 \log X_6 + \varepsilon$$

$Y_1$ ：平均每公頃農藥需求值（元/公頃）

$X_5$ ：前一年平均每公頃農藥消費值（元/公頃）

$X_6$ ：前一年農民所得農產品類物價指數（%）

由上式可知影響臺灣農藥需求值之因素，主要為前一年平均每公頃農藥消費值及前一年農民所得農產品類物價指數二個因素。可見，臺灣農民農藥之使用值未受農藥價格顯著之影響。而却受前一年平均每公頃農藥消費值之影響很大，前一年平均每公頃農藥消費值增加1%，則當年農藥需求值將增加0.5051%。亦受前一年農民所得農產品類物價指數之影響很大，前一年農民所得農產品類物價指數增加1%，則當年平均每公頃農藥消費值增加0.3356%。

(二)臺灣農藥需求量模式：

$$\log Y_2 = 4.6664 + 0.4428 \log X_7 + (-1.2745) \log X_3 + \varepsilon$$

$Y_2$ ：平均每公頃農藥需求量（kg/ha）

$X_7$ ：男工工資指數（%）

$X_3$ ：全年氣溫超過30°C之日數（日）

由上式可知影響臺灣農藥需求量之因素有男工工資指數及全年氣溫超過30°C之日數等二個因素。男工工資指數因素之彈性係數為0.4428，表示男工工資指數增加1%，則農藥需求量亦增加0.4428%，此可能係因工資提高後，農民大量使用除草劑所致。惟全年氣溫超過30°C之日數其彈性係數為-1.2745即全年氣溫超過30°C之日數減少1%時，農藥需求量將反而增加1.2745%，顯示農民使用農藥之行為，多屬預防病蟲害而施藥之性質而非為發現病蟲害後再予施藥，故農藥消費量並不受氣溫之影響。根據臺灣農藥產銷及管理之研究所作之調查結果，有100%調查樣本戶農民，其施藥之動機全屬防治性質（註6），可資佐證。

## 附 註

註 1：參閱羅宗府：「臺灣的農藥問題」，國際經濟資料，第二十六卷第二期，行政院國際經濟合作發展委員會公共關係處編印，民國六十年二月二十五日。

註 2：參閱林華德：計量經濟學導論，第五章，三民書局，民國六十七年九月。

註 3：淨偏相關係數之求法如下

$$r_{iy \cdot 1, 2, \dots, i-1, i+1, \dots}, K = \sqrt{\frac{\hat{\alpha}_i \hat{\beta}_i}{\alpha_i \beta_i}} = \sqrt{\frac{-\Delta_{yi}}{\Delta_{yy} \Delta_{ii}}} \quad i = 2, 3, \dots, k$$

$$\hat{\alpha}_i = - \frac{\Delta_{iy}}{\Delta_{yy}} \cdot \frac{S_y}{S_i} \quad i = 2, 3, \dots, k$$

$$\hat{\beta}_i = - \frac{\Delta_{iy}}{\Delta_{ii}} \cdot \frac{S_i}{S_y} \quad i = 2, 3, \dots, k$$

$\Delta_{yy}$ ： $\gamma_{yy}$ 之餘因式行列式

$\Delta_{ii}$ ： $\gamma_{ii}$ 之餘因式行列式

$\Delta_{yi}$ ： $\gamma_{yi}$ 之餘因式行列式

註 4：有關迴歸式自我迴歸之發現，可利用剩餘值的散佈圖加以觀察。若剩餘值的散佈圖之間有相關密切的現象時，即表示該迴歸式很可能產生自我迴歸的現象。

註 5：有關修正自我迴歸現象之方法，可參閱林華德：計量經濟學導論，第六章。

註 6：請參閱李慶餘、楊恆進、鄭詩華：臺灣農藥產銷及管理之研究，國立中興大學農經研究所，民國六十八年五月。

## 參 考 文 獻

1. Roberts. Pindyck & Daniell. Rubinfeld: Econometric Models and Economic Forecasts, 1981, Second Edition, 雙葉書廊。
2. John Neter & William Wasserman: Applied Linear Statistical Models-Regression, Volume I, 1974, 華泰書局。
3. Michael D. Intriligator: Econometric Models, Techniques & Applications, 1978, 華泰書局。
4. J. C. R. Rowley: Econometric Estimation, John Wiley and Sons,

New York, 1973.

5. 林華德：計量經濟學導論，三民書局，民國六十七年九月。
6. 湯慎之、楊華勝：計量經濟學(-)，星橋出版公司，民國六十八年九月。
7. 吳宗正：變異數分析—理論與應用，華泰書局，民國六十七年十一月。

國立中興大學 

National Chung Hsing University

附錄 臺灣農藥需求模式變數資料

年 代 號 度	前一期農藥價格指數	平均每公頃農藥生產值	全年氣溫超過 30°C 之日數	颶風災害 虛擬變數	前一年平均每公頃農藥消費值	前一年平均每公頃農藥消費量	平均每公頃肥料消費值	男工工資指數	每一年農產品類物價指數	平均每公頃農業災害損失	能源危機 虛擬變數	時間 趨勢值	平均每公頃農藥消費值	平均每公頃農藥消費量
	(%)	(元/ha)	(日)	X <sub>4</sub>	(元/ha)	(kg/ha)	(元/ha)	(%)	(%)	(元/ha)	X <sub>10</sub>	X <sub>11</sub>	(元/ha)	(kg/ha)
	X <sub>1</sub>	X <sub>2</sub>	X <sub>3</sub>	X <sub>4</sub>	X <sub>5</sub>	X <sub>5</sub>	X <sub>6</sub>	X <sub>7</sub>	X <sub>8</sub>	X <sub>9</sub>	X <sub>10</sub>	X <sub>11</sub>	Y <sub>1</sub>	Y <sub>2</sub>
53	63.36	67069	159	0	209.32	8.11	6,713	37.76	39.46	53,105	0	1	489.92	13.27
54	78.39	71250	138	0	489.92	13.27	6,609	38.47	41.16	128.87	0	2	535.87	14.61
55	72.66	72878	134	0	535.87	14.61	6,792	41.26	40.3	72.84	0	3	948.05	23.26
56	71.02	76043	141	1	948.05	23.26	6,222	43.93	42.03	1.84	0	4	918.88	19.06
57	70.06	79340	120	0	918.88	19.06	7,108	50.99	43.59	6.49	0	5	849.46	17.86
58	68.35	75006	138	1	849.46	17.86	5,270	60.6	44.45	217.7	0	6	859.90	18.42
59	66.62	78975	150	1	859.90	18.42	3,446	67.28	44.55	18.39	0	7	743.56	14.42
60	65.86	79603	137	1	743.56	14.42	4,588	70.9	47.53	3.01	0	8	867.22	14.55
61	66.44	81935	144	1	867.22	14.55	3,450	78.13	46.86	14.70	0	9	859.84	13.68
62	67.36	84546	154	1	859.84	13.68	3,480	101.17	49.42	86.40	0	10	1,152.61	18.73
63	72.18	83872	148	1	1,152.61	18.73	4,001	171.1	60.93	83.93	1	11	1,277.01	26.52
64	106.15	81008	165	1	1,277.01	26.52	6,009	195.26	92.87	0	1	12	1,281.13	19.95
65	105.54	87525	146	0	1,281.13	19.95	6,059	193.98	100	19.93	1	13	1,575.98	27.65
66	100	90184	155	1	1,575.98	27.65	5,184	213.06	113.66	0	1	14	1,705.64	30.92
67	93.8	88707	151	0	1,705.64	30.92	5,026	254.54	102.75	2.16	1	15	1,719.59	28.66
68	90.67	93074	143	0	1,719.59	28.66	4,665	298.39	115.63	34.75	1	16	1,609.59	38.83

資料來源：同表一。

(16)

National Chung Hsing University



# Econometric model of Demand for Pesticide in Taiwan

by

Shy-hwa Cheng\*

## SUMMARY

This paper expect first to analyze effecting factors of demand on pesticide in Taiwan, and then to estimate these coefficients of demand models.

The major conclusions are as follows:

1. Value demand model of pesticide in Taiwan:

$$\log Y_1 = 2.6011 + 0.5051 \log X_5 + 0.3356 X_8 + \varepsilon$$

$Y_1$  : demand of pesticide in terms of money  
(N. T. \$/ha)

$X_5$  : consumption of pesticide of previous year in terms  
of money (N. T. \$/ha)

$X_8$  : Farmer income index of agricultural products (%)

2. Quantity demand model of pesticide in Taiwan:

$$\log Y_2 = 4.6664 + 0.4428 \log X_7 + (-1.2745) \log X_3 + \varepsilon$$

$Y_2$  : Quantity demand of pesticide (kg/ha)

$X_7$  : wage index of man (%)

$X_3$  : days of which over 30°C (days/year)

國立中興大學 

---

\* Instructor, Research Institute of Agricultural Economics, National  
Chung Hsing University, Taichung, Taiwan.