

時間數列分析與結構計量模型建立 ——台灣毛豬市場模型之實例應用

彭作奎*

摘要

計量經濟學是以經濟理論、數學及統計推論為工具分析經濟現象的社會科學，其主要目的在於經濟理論作實證分析。過去計量經濟學方面之研究，多著重在統計推估問題之解決與開發新方法上，惟近十餘年來，計量經濟學家逐漸發現以經濟理論為依據所建立之結構性計量模型（structural econometric model, SEM）時常與樣本資料所表現之特性不甚一致，故預測結果不太理想；相反地，以資料解釋資料之單變數時間數列分析模型（univariate time series analysis model），其預測效果可比擬於龐大之結構計量模型，但却無經濟理論基礎，此現象意味結構性計量模型之建立可作某種程度之改進。

通常迴歸模型錯誤建立（misspecification）之主要原因是缺乏正確函數型式及落遲結構之信息，不正確誤差項（error term）性質之假設，與不正確之變數外生化等。根據許多研究就理論而言，適切結合時間數列分析結果至結構性計量模型中，使模型之建立同時考慮經濟理論與資料隨機結構，可減少上述模型錯誤建立之來源。

本文之主要目的是實際利用台灣毛豬市場資料，顯示時間數列分析對結構性計量模型建立與推估之貢獻。首先，依有關理論建立毛豬市場之四條結構模型，次以利用 Box-Jenkins 方法探討內生變數之隨機特性，再利用單變數殘差項互相關係數分析（univariate residual cross-correlation coefficient analysis）決定主要變數間之落遲關係與依存性，最後將此結果併入第一步驟建立之結構性計量模型內，表現出變數間之動態因果關係。根據本文之實證結果，模型之係數顯著性明顯提高，並能符合經濟理論預期符號。此種併合結構性計量模型與時間數列分析（structural econometric model and time series analysis, SEMTSA）的方法，充分利用資料之信息，使迴歸模型擴展至理論與資料特性兼顧之完美境界，未來的研究應可利用此一分析方法，以減少在建立結構性計量模型中落遲結構之摸索及減少在推估過程中若干統計上之困擾。

* 作者為國立中興大學農經研究所教授。

一、引 言

在經濟或農業經濟問題之研究中，常有下列變數間關係認定之問題，如(1)變數X是否領先變數Y之變動？(2)變數X與變數Y間是否相互影響？或(3)若變數X領先變數Y，領先落遲結構如何？上述三個問題，對於政策效果之衡量和在計量模型之建立時，有非常重要之影響力。過去，有許多美國學者，如 Cramer 和 Miller (1976) 及 Pierce (1977) 等曾對美國總體經濟學中之一些變數，如利率、貨幣發行量、及物價間之關係，利用單一變數殘差項互相關分析(univariate residual cross-correlation analysis)方法分析上述三個問題，結果令人滿意。近年來，此一方法乃被廣泛應用於美國畜牧經濟之分析及期貨市場之研究上。

本文之主要目的在討論以單一變數殘差項互相關分析方法來確定兩時間數列之領先落遲關係之效果與實證分析。此方法主要是應用資料本身之特性解釋兩變數間之落遲結構，從事研究者本身不必在分析前給予落遲結構之假設。尤其在落遲分配 (distributed lags) 模型之建立時，可利用此方法之結果作為先驗情報 (preinformation)，并入模型中加以推估，可解決許多計量經濟學中線性重合及自我相關等問題之誤差。本文利用台灣毛豬市場模型作為實證分析，以探討時間數列分析所得之情報，對迴歸方程式模型之設立及推估之貢獻。

二、單變數殘差項互相關分析法

設變數Y為一隨機變數，可以一綜合自我迴歸與移動平均模型(autoregressive integrated moving average, ARIMA)表示，即

$$F(B)Y_t = V_t \dots\dots\dots(1)$$

Y_t = t 期之 Y 值

$F(B)$ = 以落遲運算符號 $B^{\textcircled{1}}$ 表示之無限多項式

V_t = t 期以平均數為 0 及變異數為 σ_v^2 之殘差項，或稱之為穩定干擾項 (white noise)^② 殘差項

同樣地，變數X亦為一隨機變數，由另一ARIMA模型表示，即

$$H(B)X_t = U_t \dots\dots\dots(2)$$

其中 X_t = t 期之 X 值

$H(B)$ = 以落遲符號 B 表示之無限多項式

① 落遲符號 B 定義為： $B^j Y_t = Y_{t-j}$ 。

② 所謂穩定干擾項 (white noise) 為一物理名詞，即為計量經濟學中殘差項以 0 為平均數，而變異數為固定之分配。也有學者將 white noise 譯為純噪音 (劉鶯釧，1984)。

$U_t = t$ 期以平均數為 0 及變異數為 σ_u^2 之殘差項

式(1)及(2)均假設模型具穩定性及可迴轉性。當兩變數之 U_t 及 V_t 求得後，此兩殘差項落遲 k 期之互相關係數為

$$\rho_{uv}(k) = \frac{E[U_t - k, V_t]}{\{E(U_t^2)E(V_t^2)\}^{\frac{1}{2}}} \dots\dots\dots(3)$$

ρ_{uv} 可用來衡量變數 X 及 Y 間之領先落遲關係。Pierce (1977) 曾對各種不同領先落遲關係研究出 $\rho_{uv}(k)$ 數值之條件，如表一所示。本方法以殘差項而不以原數列值之互相關係數作為分析基礎之原因是，若數列 X 及 Y 間有自我相關(auto-correlation) 存在時，將高估互相關係數之顯著性。

表 1 穩定干擾數列因果關係態之互相關值之條件

關	係	$\rho_{uv}(k)$ 值之條件
1. X 引導 Y		$\rho_{uv}(k) \neq 0$ for some $k > 0$
2. Y 引導 X		$\rho_{uv}(k) \neq 0$ for some $k < 0$
3. 同期因果關係		$\rho_{uv}(k) \neq 0$
4. 反饋效果		$\rho_{uv}(k) \neq 0$ for some $k > 0$ and for some $k < 0$
5. Y 不引導 X		$\rho_{uv}(k) = 0$ for all $k < 0$
6. 自 X 至 Y 之單向因果關係		$\rho_{uv}(k) = 0$ for some $k > 0$ and $\rho_{uv}(k) \neq 0$ for all $k < 0$
7. X 和 Y 為同期因果關係且無其他任何關係存在		$\rho_{uv}(k) = 0$ for all $k = 0$ and $\rho_{uv}(0) \neq 0$
8. X 和 Y 相互獨立		$\rho_{uv}(k) = 0$ for all k

資料來源：Pierce (p15, 1977)。

在實際應用時，式(3)中之 U 及 V 皆無法觀察，故須藉 Box 和 Jenkins 之方法求 U 和 V 之估計值 \hat{U} 和 \hat{V} ，依此計算兩殘差項之互相關係數之估計值， $\gamma_{\hat{U}\hat{V}}(k)$ 。Box-Jenkins 方法將原數列以 ARIMA(p,d,q) 模型，求得平均數為零及變異數為固定， σ^2 ，之穩定干擾殘差項 (white noise residual) 估計值； p 為自我迴歸之項數， d 為原數列差分 (difference) 之階次 (rank)， q 為移動平均之項數^③。

以 Box-Jenkins 方法求一數列適當之 ARIMA 模型，以得到穩定干擾殘差項，可分為三大步驟。首先為模型之選擇 (model selection)：分析原時間數列資

③通常 ARIMA(p, d, q) 模型以下式表示

$$(1 - \phi_1 B^1 - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p)(1 - B)^d X_t = (1 - \theta_1 B^1 - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q)\epsilon_t$$

或 $\phi_p(B) \nabla^d X_t = \theta_q(B)\epsilon_t$ [$\nabla^d X_t = (1 - B)^d X_t$]

料特性，選擇初步之 ARIMA 模型；第二為估計 (estimation)：推估 ARIMA 模型中之未知參數 ϕ_p 及 θ_q ；第三為微候檢驗 (diagnostic checking)：即檢驗殘差項是否為穩定干擾，以決定模型之 p 、 d 及 q ，或提供模型修改之情報。其細節如下：

1. 模型選擇之主要工具是以自我相關係數 (autocorrelation, AC) 及個別自我相關係數 (partial autocorrelation, PAC) 為主。當不同期落遲之 AC 及 PAC 值求得後，將其與 AC 及 PAC 之理論形態加以比較，即可初步得到 ARIMA 模型中 p 、 d 及 q 等之階次與項數。

2. 估計 ARIMA 模型中未知參數之方法有數種，惟移動平均項之參數值不是單一解，故常採用最大概算法 (maximum likelihood) 求之。

3. 參數值求得後，以此模型推估變數值，並計算殘差項，以測定殘差項是否為穩定干擾。若殘差項分配不是穩定干擾，則前述三項步驟需重複演算，直至殘差項為穩定干擾為止。

根據 Pierce (1977) 之研究，若 \hat{U} 及 \hat{V} 為穩定干擾殘差項， X 和 Y 為相互獨立，則互相關係數， $\gamma_{\hat{U}\hat{V}}(k)$ ，之分配為一具有漸近性及獨立性之常態分配，其平均數為零，變異數為 n^{-1} (n 為數列樣本數)。而 m 個互相關係數之平方和為 χ^2 分配，其自由度為 m ，即

$$Q = n \sum_{k=1}^m [\gamma_{\hat{U}\hat{V}}(k)]^2 \sim \chi^2_{(m)} \dots\dots\dots(4)$$

因此， Q 統計量可測定任何兩數列是否相互獨立。若 Q 值大於 α 顯著水準下之 χ^2 值，則 X 和 Y 相互獨立之假設即被拒絕，即

$$Q_{2m+1} = n \sum_{k=1}^m [\gamma_{\hat{U}\hat{V}}(k)]^2 > \chi^2_{\alpha, 2m+1} \dots\dots\dots(5)$$

其中 $\chi^2_{\alpha, 2m+1}$ 為在 α 顯著水準及自由度為 $2m+1$ 時 χ^2 理論值之上限。 m 之選擇是根據預期 $\gamma_{\hat{U}\hat{V}}(k)$ 值顯著不為零之項數。

若

$$Q_m = n \sum_{k=1}^m [\gamma_{\hat{U}\hat{V}}(k)]^2 > \chi^2_{\alpha, m} \dots\dots\dots(6)$$

表示在 α 顯著水準下，變數 X 領先變數 Y 。

同樣地，若

$$Q_{-m} = n \sum_{k=-1}^{-m} [\gamma_{\hat{U}\hat{V}}(k)]^2 > \chi^2_{\alpha, m} \dots\dots\dots(7)$$

表示變數 Y 領先變數 X 之變動。

個別 $\gamma_{\hat{U}\hat{V}}(k)$ 值是否顯著，可將其值與其相對應之估計標準誤， $n^{-\frac{1}{2}}$ ，加以比較。若 $\gamma_{\hat{U}\hat{V}}(k)$ 值至少二倍大於其估計標準誤時，則 $\gamma_{\hat{U}\hat{V}}(k)$ 值為顯著 (Granger, 1977)。

利用單變數殘差項互相關分析除有解決上述三種問題之功能外，且能作為動態迴歸模型落遲結構之依據（Haugh and Box, 1977）。蓋迴歸方程式模型設立時，從資料表面或經濟理論中並無法獲得變數間落遲關係之信息；事實上，落遲關係是一種實證問題，必須由資料本身方能確定，故利用單變數殘差互相關分析可求出變數間之落遲關係，研究者無須去猜測其間之落遲關係。其次，利用此方法之結果，可減少迴歸方程式以最小平方方法推估參數值時，因自我相關問題所產生之誤差。

三、台灣毛豬供需與價格主要變數領先落遲之測量

(一) 毛豬市場概述

毛豬事業是台灣主要產業之一。就供給面而言，民國七十一年之毛豬生產總值為新台幣 41,738 百萬元，約佔該年農畜生產總值之 20.8%，僅次於稻米生產總值；就需要面而言，豬肉是消費者主要肉類來源之一，民國七十一年每人豬肉消費量約為 25 公斤，佔消費者肉類消費總量之 68%。毛豬及豬肉價格之變動不但影響家計生活水準和營養水準，更直接影響農民所得，因此，毛豬之產銷政策在台灣經濟政策中佔有極重要之角色。

毛豬循環變動是最早被認定的經濟循環變動。由於毛豬生產需要相當之期間，農民之生產決策與價格（包括產品與因素價格）間具有時間落遲（time lags），導致生產與價格間之循環變動。由於近年來養豬科技之進步，農民採用新的養豬管理方法，以及品種之改良，毛豬之飼養天數已由過去 265 天縮短為民國七十二年之 180 餘天。由於飼養天數之縮短，農民之生產決策對價格變化之反應加快，使市場價格之循環變動加速；換言之，毛豬之供給彈性可能因而變大。根據蛛網定理，在其他條件不變之情況下，若以措施調節價格在某一範圍內變動，供給彈性的增加，將導致生產量變動加大，增加農民收入之不穩定。尤有進者，供需彈性之變化將影響循環變動之穩定性。

由於養豬方法之改變，毛豬生產成本結構在近年來亦有巨大之改變，購入飼料支出成為飼養成本之主要項目。民國七十一年之購入飼料支出約佔總成本之 74%，其中 90% 以上之主要飼料來源—玉米、高粱及黃豆均依賴進口，因此任何國際穀物行情之變化，均直接間接影響國內毛豬之生產，益加台灣毛豬生產之複雜性。

根據台灣歷年毛豬價格及屠宰頭數資料加以分析，毛豬循環變動頗為顯著，但不甚規則。民國五十年至七十二年間約有六個完整的循環週期，民國五十年至五十八年間之循環變動期間約為四年，而民國五十九年至七十二年之循環週期則縮短為三年左右。尤有進者，循環變動波幅亦有擴大趨勢，如價格循環波動之百分比由民國五十年至五十八年間之 8% 增為民國五十九年至七十二年間之 19%；

同期間，屠宰量之波動百分比亦由 9% 增大為 17%。毛豬生產循環變動意味著生產者之長期投資決定面臨某種程度之不確定性，此種不確定性不是來自價格隨機變動之結果，而是循環變動之波幅大小，生產者必須承擔由於缺乏市場情報所造成不確定之成本。

根據毛豬生產之過程及經濟理論，在生產方面，假設毛豬生產者在追求最大預期利潤；換言之，養豬戶之生產決策是基於未來毛豬及飼料預期價格之變化，而運銷決定則受季節性的需求與短期毛豬價格之影響。國內豬肉之供給量則決定於當月份可屠宰頭數，毛豬平均重量，屠宰率及出口數量。至於需求方面，則假設消費者在其有限之收入中追求最大之滿足，因此平均每人所得，豬肉價格及替代物品價格等均將影響豬肉之需要量。產地需要為一引申需要，在完全競爭市場中，零售價格扣除運銷勞務費用為產地價格。是故研究之毛豬產業計量模型應分為供給面之毛豬屠宰頭數及豬肉供給量之決定，以及需要面之豬肉需要量及其引申需要之決定。根據理論，毛豬供需結構關係為一回復式體系(recursive system)，每一方程式可各別採用普通最小平方法，推測不偏性之外生變數係數值。惟本研究係採月別資料，具有嚴重之自我相關 (autocorrelation) 以及若干政策因素影響毛豬市場，用普通最小平方法求得之係數並不顯著，同時一些變數符號與理論相悖，因此有進一步分析變數間關係之必要。

(二) 模型之建立

由於擴大解釋之蛛網定理無法解釋台灣毛豬循環，因此本研究採用時間數列分析，如 Box-Jenkins 方法及單變數殘差項相關係數分析 (univariate residual cross-correlation coefficient analysis) 等先對市場主要變數之特性加以實驗與分析，測定變數間之領先落遲關係 (lead-lag relationship)，以提供模型之事先資料 (pre-information)。換言之，以經濟理論作為計量模型中所應考慮變數之基礎，再以時間數列分析探討主要變數間之關係，將結果作為決定變數間動態關係之依據。

首先，以 Box-Jenkins 方法分別建立毛豬屠宰頭數(H)，毛豬產地價格(PH) 及豬肉零售價格 (PP) 之 ARIMA 模型，以獲得各變數之穩定干擾殘差項；然後利用單變數殘差項互相關分析方法測定變數間之領先落遲關係。

1. 屠宰頭數

根據民國五十七年至七十二年間臺灣月別屠宰頭數資料，並利用威斯康辛大學 (University of Wisconsin) 設計之 Box-Jenkins 方法程式，求得屠宰頭數數列之自我相關係數及個別自我相關係數值，如表 2 及表 3 所示：

表 2 屠宰頭數之樣本自我相關值

落遲 k	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
r_k	0.96	0.91	0.85	0.80	0.74	0.68	0.63	0.58	0.53	0.50	0.47	0.44

表 3 屠宰頭數之樣本個別自我相關值

落遲 k	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
r_k	0.35	0.26	0.21	0.03	0.01	0.07	0.06	-0.07	-0.12	0.01	-0.01	-0.07

很明顯地，不同落遲自我相關係數值緩慢減少 (tail off)，而個別自我相關值在落遲三期後即中止 (cut off)。依據 AC 及 PAC 值之特性，屠宰頭數數列可能為一不穩定數列 (nonstationary series) 或是 ARIMA (3, 0, 0)，即：

$$(1 - \phi_1 B^1 - \phi_2 B^2 - \phi_3 B^3) H_t = \varepsilon_t \dots\dots\dots(8)$$

利用威大之程式，式(8)之參數估計值分別為， $\hat{\phi}_1 = -0.667$ ， $\hat{\phi}_2 = -0.315$ ， $\hat{\phi}_3 = -0.175$ 。殘差項之自我相關係數值全部小於其兩倍之標準差；同時，24個自我相關之平方和 (即 Q₂₄ 統計值) 為 19.79，小於 $\chi^2_{5,22} = 33.9$ ，故殘差項為一穩定干擾 (white noise) 之假設可被接受，其線型模型為

$$H_t + 0.667 H_{t-1} + 0.315 H_{t-2} + 0.175 H_{t-3} = \hat{\varepsilon}_t \dots\dots\dots(9)$$

2. 毛豬產地價格

民國五十七年至七十二年間，毛豬之產地平均價格頗不穩定，並無明顯地之平均值，顯為一不穩定 (nonstationary) 數列，此可由其自我相關係數值減少緩慢加以證實，故乃用一階差分 (first difference) 值將原數列變為穩定數列。利用同一方法及步驟，求得以差異值表示之數列，其平均值僅為 3.69，與原數列觀察之平均值相差甚大，故模型可不考慮常數項。

以差分數列求得之自我相關係數值緩慢減少，而個別自我相關係數在落遲一期後即變小，故初步斷定其模型為一 ARIMA (1, 1, 0)，即

$$(1 - \phi_1 B^1) (1 - B^1) PH_t = \varepsilon_t \dots\dots\dots(10)$$

上式參數之估計值為 $\hat{\phi}_1 = -0.11185$ ，故其模型變為

$$PH_t - 0.88815 PH_{t-1} - 0.11185 PH_{t-2} = \hat{\varepsilon}_t \dots\dots\dots(11)$$

$Q_{24} = 25.34$ ，小於 $\chi^2_{5,23} = 35.17$ ，故式(11)中之 $\hat{\varepsilon}_t$ 為一穩定干擾，可作為進一步分析之用。

3. 豬肉零售價格

豬肉價格在政府干預下，顯得較為平穩。根據 Box-Jenkins 方法計算結果，AC 值减小緩慢，PAC 值於落後二期後即變得甚小，故初步之模型認定為 ARIMA (2, 0, 0)，即

$$(1 - \phi_1 B^1 - \phi_2 B^2) PP_t = \varepsilon_t \dots\dots\dots(12)$$

利用最大概算法推估之參數值為 $\hat{\phi}_1 = 0.2355$ ， $\hat{\phi}_2 = -0.7642$ ，而 $Q_{24} = 22.93$ ，小於 $\chi^2_{5,22} = 33.9$ ，故殘差項為一穩定干擾。

(二) 領先落遲關係之測定

當每一數列穩定干擾殘差項求得後，即可利用互相關分析方法測定任何兩個有因果關係變數之領先落遲關係。

1. 屠宰頭數與毛豬產地價格之關係

以產地價格較屠宰頭數領先 24 個月及落後 24 個月 (即 $-24 \leq k \leq 24$)，分別計算不同落遲之互相關係數，如表 4 所示。從 Q 統計量 (m 分別選 10, 20 及 24)，並比較各別互相關係數及其估計標準誤，下列若干事實可供參考。

(1) $Q_{21} = 34.08$ ，大於 $\chi^2_{5,21} = 32.7$ 。此表示屠宰頭數與產地價格不是相互獨立，而是相互有關。

(2) 表 4 中之 Q_{10} ， Q_{20} ， Q_{24} 分別大於 $\chi^2_{5,10} = 18.3$ ， $\chi^2_{5,20} = 31.4$ ，及 $\chi^2_{5,24} = 36.4$ ，惟 Q_{10} ， Q_{20} 及 Q_{24} 之值則小於各不同自由度之 χ^2 值。此表示產地毛豬價格之變動引導屠宰頭數之變動，但並無反饋作用。

(3) 毛豬價格領先屠宰頭數一、十二及二十四個月之相關係數分別至少兩倍大於其估計標準誤。此隱含著毛豬價格第七期之波動，將影響 $t+1$ ， $t+12$ 及 $t+24$ 期屠宰頭數之變動，此可說明為生產者預期價格形成之時間。價格對 $t+1$ 期之影響可證明農民對已飼養為成豬之運銷決策 (marketing decision)；對 $t+12$ 及 $t+24$ 期之影響是反應生產者之生產決策 (production decision) 與毛豬生長期間 (通常毛豬生長自受孕至成豬需時約 11~12 個月) 之交互作用。

表 4 產地價格與屠宰頭數穩定干擾殘差項間之互相關係數估計值

落遲之 界限	落 遲 期 別										$Q = n \sum \gamma_{\hat{\alpha}}^2(k)$
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
<u>t 為正之落遲 (k > 0)</u>											
1~10	-0.33*	-0.11	-0.03	0.03	0.02	-0.05	0.05	-0.15	-0.14	-0.04	25.68
11~20	0.05	0.17*	0.10	-0.01	0.02	0.03	-0.01	-0.13	-0.04	-0.01	33.64
21~24	0.07	0.12	0.03	0.30*							44.07
<u>t 為負之落遲 (k < 0)</u>											
1~10	0.05	0.05	0.02	-0.06	0.06	-0.10	-0.16	-0.04	0.08	-0.01	8.36
11~20	-0.09	0.16	0.03	0.09	0.01	-0.08	0.10	0.06	0.11	0.14	21.78
21~24	-0.01	-0.08	0.04	-0.20							28.61

註：(1) $\gamma_{\hat{\alpha}}(0) = 0.07$ ；互相關之估計標準誤為 $n^{-\frac{1}{2}} = 0.084$ ， $Q_{21} = 34.08$ ，大於 $\chi^2_{5,21} = 32.7$ 。

(2)* 代表互相關係數至少兩倍大於其估計標準誤。

2. 產地價格與零售價格之關係

由於零售價格與產地價格間相互影響時間較短，故對於 k 值之選擇以 $-10 \leq k \leq 10$ 來計算其不同落遲時間之互相關係數，如表 5 所示。根據 Q 值， $\gamma_{\hat{\alpha}}(k)$ 值及估計標準誤之比較，有下列二點現象值得一提：

表 5 產地價格與零售價格穩定干擾殘差項間之互相關係數估計值

落 遲 期 別											$Q = n \sum \gamma_{\hat{\alpha}}^2(k)$
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10		
<u>t 為正之落遲 (k > 0)</u>											
0.33*	-0.04	-0.07	0.09	0.01	-0.07	-0.07	0.29	0.15	-0.06		36.03
<u>t 為負之落遲 (k < 0)</u>											
0.16	-0.13	-0.06	0.05	0.00	0.15	0.05	0.04	0.12	0.13		19.37

註：(1) $\gamma_{\hat{\alpha}}(0)^* = 0.42$ ， $Q_{21} = 42.53$ 大於 $\chi^2_{5,21} = 32.7$ 。

(2) 互相關係數之估計標準誤為 $n^{-\frac{1}{2}} = 0.084$ 。

(3)* 代表之意義與表 4 同。

(1) Q_{21} 之數值大於 $\chi^2_{5,21} = 32.7$ ，表示毛豬價格與零售價格二變數之變動不是獨立關係，而是互相關聯。同時， Q_{10} 及 Q_{10} 分別大於 $\chi^2_{5,10} = 18.3$ ，表示一變數之變動均能引起另一變數的變動，即兩變數間之變動存有反饋效果 (feedback effect)，如表一之關係所示。

(2) 表 5 中之 $\gamma_{\hat{Q}}(0)$ 值為顯著，表示毛豬產地價格與豬肉零售價格之變動是同時 (instantaneous)；換言之，毛豬價格之變動會隨即反應至豬肉價格之漲跌。盱衡台灣毛豬之交易制度及運輸距離，以及冷凍豬肉存貨之不豐，產地與消費地間之價格反應是相當敏捷，尤以月平均價格表示之間之關係更為明顯。 $\gamma_{\hat{Q}}(1)$ 值亦為顯著，表示第 t 月產地價格之變動除立即影響 t 期零售價格之變動外，尚能延伸至 $t + 1$ 期之變動，此與零售階段之價格具有僵持性有關。

四、經濟模型與推估結果

(一) 經濟模型

根據時間數列分析之結果，並考慮毛豬生產及經濟理論之構架，台灣毛豬事業之經濟模型可條列如下：

1. 供給面：

(1) 毛豬屠宰頭數方程式：

$$H_t = f_1(H_{t-1}, H_{t-2}, H_{t-3}, PH_{t-1}, PH_{t-12}, PF_{t-12}, D_1, D_2) \dots\dots\dots(13)$$

H_t = 當月份之屠宰頭數 (頭)

$H_{t-1}, H_{t-2}, H_{t-3}$ ：前一、二、三月份之屠宰頭數 (頭)。

PH_{t-1} ：前一月份之毛豬產地價格 (元/百公斤)

PH_{t-12} ：前十二月份之毛豬產地價格 (元/百公斤)

PF_{t-12} ：前十二月份之混合飼料產地價格 (元/公斤)

D_1 ：虛擬變數 (舊曆新年月份 = 1，其餘月份 = 0)

D_2 ：虛擬變數 (舊曆新年後之月份 = 1，其餘月份 = 0)

(2) 豬肉供給恒等式：

$$QP_t = \{[H_t - EX_t] \times W_t \times 0.72\} / 1000 \dots\dots\dots(14)$$

QP_t = 當月份國內豬肉總供給量 (公噸)

H_t ：當月份之屠宰頭數 (頭)

EX_t ：當月份毛豬實際出口頭數 (頭)

W_t ：當月份每頭毛豬之平均屠宰重量 (公斤)

0.72：毛豬之屠宰率為 72%

2. 需要面

(3) 豬肉需要方程式：

$$PP_t = f_3 (PP_{t-1}, PP_{t-2}, QP_t/POP_t, I_t, QF_t, PC_t, PH_t) \dots\dots\dots(15)$$

PP_t : 當月份之豬肉零售價格 (元/公斤)

PP_{t-1}, PP_{t-2} : 前一、二月份之豬肉零售價格 (元/公斤)

POP_t : 當月份之人口數量 (千人)

I_t : 季別平均每人可支用所得 (元)

QF_t : 當月份每人魚類消費量 (公斤/人)

PC_t : 當月份雞肉零售價格 (元/公斤)

PH_t : 當月份毛豬產地價格 (元/百公斤)

(4)引伸需要方程式 :

$$PH_t = f_4 (PH_{t-1}, PP_t, WR_t) \dots\dots\dots(16)$$

PH_t : 當月份毛豬產地價格 (元/百公斤)

PH_{t-1} : 前一月份毛豬產地平均價格 (元/百公斤)

PP_t : 當月份豬肉零售價格 (元/公斤)

WR_t : 當月份屠宰工資 (元/天) 以產地男性工資為替代變數 (proxy variable)

(二)估計方法

方程式(1)中僅有一內生變數 (endogenous variable), H_t , 故可採用普通最小平方方法測定; 方程式(2)為一恒等式, 通常豬肉之供給量決定在屠宰頭數, 平均每頭重量及屠宰率。屠宰率十分平穩, 故可視為常數, 而平均重量則決定於 i 當期市場之需要, ii 近期未來市場需要狀況及 iii 生產者之運銷決策。惟在方程式(1)中已考慮生產者之短期運銷決策, 因此, 方程式(1)中之屠宰頭數之增減可反應每頭平均重量之變化, 故方程式(2)不需要重複考慮。另者過去國內冷凍豬肉庫存數量不多, 而消費者對冷凍豬肉之消費習慣尚未完全建立, 且國內冷凍豬肉庫存多為外銷, 故庫存對國內豬肉供給量之影響不大, 因此豬肉供給量可視為恒等式。

就需要面而言, 方程式(3)與(4)為聯立方程式, 就月平均價格觀之, 零售價格與產地價格之決定是同期間相互影響, 蓋國內毛豬價格情報傳遞迅速, 產地與消費地距離不遠, 且冷凍豬肉庫存對國內價格之決定影響不大, 故毛豬需要次模式為聯立體系 (simultaneous system), 而不是迴復體系 (recursive system)。

聯立方程式體系之估計方法通常有單一方程式測定法, 如二階段最小平方方法 (two-stage least square) 和有限情報最大概算法 (limited information maximum likelihood), 或完全系統方法 (complete system method), 如三階段最小平方方法 (three-stage least square) 和充分情報最大概算法 (full information maximum likelihood)。測定方法之選擇標準頗多, 通常可以聯立方程式殘差項之變異數—互變異數矩陣 (variance-covariance matrix) 是否

為對角矩陣而定；如矩陣為對角矩陣，採二階段最小平方方法或三階段最小平方方法對係數值之漸近特性 (asymptotic property) 並無差異。當聯立方程式體系中之殘差項不相互獨立，即殘差項之變異數—互變異數矩陣為非對角矩陣，採用三階段最小平方方法將可獲得漸近性效率 (asymptotic efficiency)，因三階段最小平方方法之測定過程中考慮方程式間殘差項之相關 (correlation) 情形。本文對需要面之測定，同時使用二階段最小平方方法及三階段最小平方方法，蓋因豬肉需要方程式與引申需要方程式殘差項不相互獨立。

估計結果：

本研究採用之月別資料大多為政府機關所發表之次級資料。平均每人可支配收入所得係用季別資料替代；易言之，此乃假設同一季之月份平均所得不變，就實際情況言，消費者之消費習慣在短期不會因月別所得之變化而作大幅度之改變。月別平均每人魚類消費量則以台北市魚市場月別交易量推估全省每人月別魚類消費量。至於屠宰工資則以產地之農村男工工資替代，蓋屠宰工為一非專門性職業，在勞動市場中可以自由進出，因此屠宰工資動向與農村工資相近，故以農村男工工資代表屠宰工資。茲將估計結果分列如下。方程式下方之數字為 t 值，R² 為判定係數，D.W. 為達賓總曾 (Durbin-Watson) 係數，而 Q 值為時間數列中判定殘差項是否為穩定干擾 (white noise) 之統計量。

1. 屠宰頭數方程式：

$$\begin{aligned}
 H_t = & 180010 + 0.35484H_{t-1} + 0.24254H_{t-2} + 0.10284H_{t-3} + 58759D_1 \\
 & (2.252) \quad (3.688) \quad (2.813) \quad (2.167) \quad (3.562) \\
 & - 66289D_2 - 1583.3PH_{t-1} + 801.312PH_{t-2} - 3892.6PF_{t-1} \\
 & (-3.563) \quad (-2.965) \quad (2.902) \quad (-1.987) \\
 R^2 = & 0.89 \quad R^2 = 0.87 \quad F = 87.16 \quad D.W. = 2.098 \quad Q = 13.46
 \end{aligned}$$

2. 豬肉供給恆等式：

$$QP_t = \{ [H_t - EX_t] \times W_t \times 0.72 \} / 1000$$

3. 豬肉需要方程式：

$$\begin{aligned}
 PP_t = & 3.29058 + 0.481408QF_t + 0.761271PP_{t-1} - 0.14887PP_{t-2} - \\
 & (0.806) \quad (1.025) \quad (5.078) \quad (-1.607) \\
 & 0.0772239PC_t + 0.000246614I_t - 1.88393QP_t / POP_t + \\
 & (-1.651) \quad (1.634) \quad (-1.485) \\
 & 0.0045169PH_t \\
 & (3.259)
 \end{aligned}$$

4. 引申需要方程式：

$$\begin{aligned}
 PH_t = & -587.7 - 0.308774WR_t + 0.38417PH_{t-1} + 45.9828PP_t \\
 & (-2.273) \quad (-6.802) \quad (3.784) \quad (5.487)
 \end{aligned}$$

根據上述之估計結果，屠宰頭數方程式之係數顯示當月份之毛豬屠宰量受前三個月毛豬屠宰量之影響，其影響程度則逐月減小，此乃因毛豬生產具循環變動之故。毛豬屠宰量受舊曆新年之影響頗為顯著，新年月份屠宰量較平均頭數增加約六萬頭，新年過後則驟減七萬頭，其他節日之季節需求不顯著。當生產者預期下月份毛豬價格將上漲時，當月份之毛豬供給量將減少，即俗稱之惜售，此乃生產者之合理反應，惟此一因素將使短期毛豬價格之動態有加速惡化之作用，如生產者預期毛豬價格每百公斤將上漲一元，則本月份之屠宰頭數將減少一千五百餘頭，益使價格加速上漲，反之則使價格加速下挫，使物價主管單位對短期物價之調節工作更加艱鉅。另外，此一因素會影響毛豬平均屠宰重量，故若以平均屠宰重量之增減作為毛豬供應量之豐欠指標，有失其可靠性。就生產決策而言，生產者對長期預期毛豬價格上漲呈現正反應，而對長期飼料預期價格之漲跌呈負反應。惟其程度並不如短期運銷決策對價格反應程度來得敏感，此與一般養豬戶佔多數有關，因其養豬之固定成本低，短期價格變化即使其進出產業，而不是在規模上及管理上加以調整，因此使整個毛豬生產呈現可迴轉性供給(reversible supply)；換言之，毛豬價格之變化隨即影響毛豬生產因素投入量之變化，故每當價格有劇烈下跌後，養豬戶數即有驟減之現象^④。

豬肉需求方程式是以零售價格為內生變數，主要原因是毛豬屠宰後除供外銷外，別無較重要之銷路；換言之，需要量決定於可供應量之多寡，故平均每人需要量可視為外生變數。根據估計結果，魚肉消費量與豬肉價格之變化方向一致，故魚肉與豬肉為互競產品，而雞肉與豬肉可解釋為互補產品，因兩產品之價格變動方向相反。豬肉是消費者之正常財(normal good)，當個人所得增加後對豬肉之需求量提高，進而促使豬肉價格之上漲。

引申需要方程式，或稱運銷價差(marketing margin)方程式中顯示，當零售價格每公斤上漲新台幣一元，產地之毛豬價格每公斤上漲0.46元。工資之變化直接影響產地價格之漲跌，此乃因產地與零售價格間之運銷價差屬絕對價差(absolute spread)，意指運銷勞務階段收取固定費用而不管價格水準之高低，而產地價格之需要彈性比零售價格之需要彈性為小，故增產之結果使價格變化，運銷勞務費用轉嫁至生產者，因此，產地價格之下落大於零售價格，生產者之收入因而減少，此現象在過去毛豬市場之價格反應上表現無遺^⑤。

④：大規模養豬戶之生產成本結構中，由於固定資產比例龐大，其供給量對價格上漲與下跌的反應不同，屬不可迴轉性供給，因此，大規模養豬戶在價格下跌時，乃繼續生產。

⑤：運銷價差為絕對價差，即 $P^r - P^f = M$ 。

零售階段與產地階段之需求彈性關係為 $e^f = e^r \cdot \eta$ 式中之 η 為價格轉移彈性(elasticity of price transmission)，由於 $e^r > e^f$ ，所以 $\eta < 1$ ，其意義為在絕對價差之情況下，產地價格之波動大於零售價格。

五、結 語

在設立動態迴歸模型時，從資料表面或經濟理論中，頗難獲得變數落遲關係之信息；事實上落遲關係是一種實證問題，必須由資料本身才能確定。在1970年代中，Box 和 Jenkins (1970, 1976) 提出綜併自行迴歸及移動平均模型(ARIMA)之基本觀念後，由於該模型能有力的設立變數落遲結構及誤差項自我相關內涵作有效之測定。當獲致單一變數之穩定干擾項後，可透過兩干擾項之互相關係數之求得，得知變數間之領先落遲結構，併入至以結構理論為基礎的計量模型內，表現出變數間的動態因果關係，使迴歸模型擴展至理論與資料特性兼備的完美模型。

毛豬生產具有明顯地循環變動，由於本文利用月別資料，自我相關問題之嚴重乃意料中之現象，故本文利用經濟理論基礎建立毛豬供需與價格模型，其中主要變數間之落遲結構，則以時間數列分析方法予以認定，納入至理論模型內，解決實際經濟行為與經濟理論之差距以及自我相關問題，估計結果就統計及經濟理論觀點言，令人滿意。就毛豬市場模型推估結果言，台灣毛豬價格問題是循環變動所帶來之不穩定，而不是價格水準高低之問題。目前農民養豬戶雖佔絕大多數，但生產規模甚小，若將毛豬問題視為農家問題處理，可能將事倍功半，收效不彰，況毛豬運銷通路很難識別豬隻來源，故爾後對毛豬價格問題應以一產業問題來處理，更能提高生產效率及穩定毛豬價格。

由於生產者之運銷決策對短期預期價格之反應頗為顯著，因此短期豬價頗難調節，此乃生產者之正常反應，有關單位不應過份敏感於短期豬價波動而採取干預措施，否則將破壞生產者之長期生產決策。同時，有關單位不應以每頭毛豬屠宰重量之增減作為毛豬可供應量多寡之指標，否則將產生相反結果之錯誤決策。

參考文獻

1. 郭義忠：台灣毛豬生產結構與供給變動之分析，國立中興大學農經研究所，民國六十四年七月。
2. 傅國瑞：台灣毛豬市場穩定之分析，國立中興大學農經研究所碩士論文，民國六十六年七月。
3. 劉鶯釧：單一方程迴歸與時間數列分析，經濟論文叢刊，第十二輯，國立台大經濟研究所，民國七十三年五月。
4. Box, G.E.P., and G.M.Jenkins, Time Series Analysis: Forecasting and Control, San Francisco: Holden-Day 1976.

5. Cramer, R.H., and R.B. Miller, "Dynamic Modeling of Multivariate Time Series for Use in Bank Analysis", Journal of Money, Credit, and Banking, 8(1976):85-96.
6. Granger, C.W.J., "Comment: On 'Relationship and the Lack Thereof- Between Economic Time Series, with Special Reference to Money and Interest Rate'", Journal of the American Statistical Association, 71(1977):22-23.
7. Granger, C.W.J., and P. Newbold, Forecasting Economic Time Series, New York: Academic Press, 1977.
8. Griliches, Z., "Distributed Lags: A Survey", Econometrica, 37 (1967):16-49.
9. Haugh, L.D., and G.E.P. Box, "Identification of Dynamic Regression (Distributed Lag) Models Connecting Two Time Series", Journal of the American Statistical Association, 72 (1977):121-130.
10. Montgomery, D.C. and Johnson, L.A., Forecasting and Time Series Analysis, New York: McGraw-Hill, 1976.
11. Pierce, D.A., "Relationships and the Lack Thereof- between Economic Time Series, with Special Reference to Money and Interest Rates", Journal of the American Statistical Association, 71(1977):11-22.
12. _____, and L.D. Haugh, "The Characterization of Instantaneous Causality", Journal of Econometrics, 10(1979):257-259.
13. Price, J.M., "The Characterization of Instantaneous Causality: A Correction", Journal of Econometrics, 10(1970):253-256.
14. Tiao, G.C. and R.S. Tsay, "Multiple Time Series Modeling and Extended Sample - Correlation" Journal of Business & Economics Statistics, 1(1983):43-56.

Time Series Analysis and Structural Econometric
Modeling: The Case for Taiwan Hogs

Tso-Kwei Peng*

Econometric model building has developed and grown to a sophisticated science from the time of the Cowles Commission in the 1930s. Basic concepts of econometric modeling have been developed through much research and debate, and many of these concepts are now taken for granted. We have all become use to valuable guidelines like "use relevant economic theory" and "keep the model as simple as possible." Zellner provides a comprehensive review of the development of these concepts for the statistical analysis of econometric models. He states, "Learning the values of parameters appearing in structural econometric models(SEM's) is important in checking the implications of alternative economic theories and in using SEM's for prediction, forecasting, and policy making"(Zellner, p. 630). Research in econometrics has centered on problems in statistical estimation.

Model specification has always been of concern, and during the last decade developments in time series analysis have gradually changed the procedures that econometricians use in formulating models. Analysts have realized that SEM's may not always be consistent with the information in the sample data, and that there may be room for model improvement. Time series models may contain information not in the econometric model. This realization has resulted from univariate time series models in some cases forecasting as well as, or better than, econometric models. At the extreme, large econometric models are derived from theory, and their adequacy is tested by whether the system conflicts with that theory. Data are used only to estimate the parameters. But, time series analysts argue that model structure should be based on both economic theory and the stochastic structure of the data. That is, "both theory and data have potentially important parts to play at every stage of the selection, estimation and checking cycle which constitutes any sound model building exercise"(Newbold, p. 121).

Hence, SEM's may be misspecified because they "contain incorrect functional forms for relations, inappropriate lag structures, incorrect

* The author is Professor of Research Institute of Agricultural Economics, National Chung Hsing University, Taichung, Taiwan, R.O.C.

assumptions about the exogeneity of variables, incorrect assumptions about error terms' properties, and so forth"(Zellner, p. 636). In theory, properly specified econometric models should incorporate more information than alternative formulations, but proper specification can often occur only after examining the stochastic nature of the data. Zellner coins this combination the structural econometric modeling time series analysis approach(SEMTSA), and argues that the synthesis of these two techniques in model building should lead to improved SEM's. It should reduce misspecification problems.

Several papers have addressed the issue of how time series analysis could be used to improve properties of SEM's on a theoretical level (Zellner), but little literature exists on the empirical level. Applications to agricultural models are unknown. This study has demonstrated how time series analysis can be used in developing an econometric model. Often when formulating a structural economic model, misspecification occurs because of the lack of information concerning correct functional form and correct lags, and incorrect assumptions are made about properties of error terms and exogeneity of variables. Proper use of time-series analysis techniques can alleviate these problems. A model should be based both on economic theory and the stochastic structure of the data.

The SEMTSA approach is applied here to the case of Taiwan hogs. A structural model is specified, and then Box-Jenkins techniques are used to find the stochastic properties of endogenous variables, and univariate residual cross-correlation analysis is used to determine lag relationships and dependency. The resulting model obtains significant coefficients with generally appropriate signs and shows a good fit to the data. This approach has utilized information efficiently, and is one which model building researchers should adopt in the future.



National Chung Hsing University