

# 本文章已註冊DOI數位物件識別碼

## ▶ 貨幣供給與進口物價對台灣地區農工產品價格影響之長短期效果：共整合方法之應用

The Impacts of Changing in Money Supply and Prices of Imported Commodity on the Prices of Taiwan Agricultural and Industrial Products in the Short and Long Run: A Cointegration Approach

doi:10.6196/TAER.2000.6.1.3

農業經濟叢刊, 6(1), 2000

Taiwanese Agricultural Economic Review, 6(1), 2000

作者/Author：劉祥熹(Hsiang-Hsi Liu);洪德佳(Te-Chia Hung)

頁數/Page：67-114

出版日期/Publication Date：2000/12

引用本篇文獻時，請提供DOI資訊，並透過DOI永久網址取得最正確的書目資訊。

To cite this Article, please include the DOI name in your reference data.

請使用本篇文獻DOI永久網址進行連結:

To link to this Article:

<http://dx.doi.org/10.6196/TAER.2000.6.1.3>



*DOI Enhanced*

DOI是數位物件識別碼（Digital Object Identifier, DOI）的簡稱，是這篇文章在網路上的唯一識別碼，用於永久連結及引用該篇文章。

若想得知更多DOI使用資訊，

請參考 <http://doi.airiti.com>

For more information,

Please see: <http://doi.airiti.com>

請往下捲動至下一頁，開始閱讀本篇文獻

PLEASE SCROLL DOWN FOR ARTICLE



# 貨幣供給與進口物價對台灣地區 農工產品價格影響之長短期效果： 共整合方法之應用

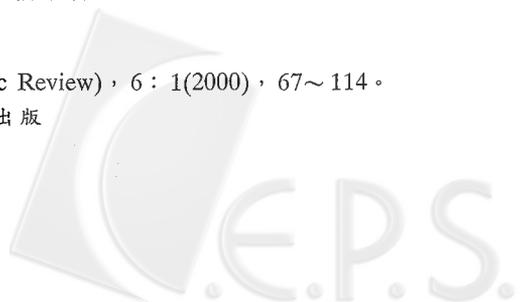
劉祥熹、洪德佳\*

本文研究目的旨在探討台灣地區的貨幣供給、進口產品價格與農業產品價格、製造業產品價格相互影響的長期關係及其短期動態調整過程。根據本文實證結果顯示，長期下貨幣供給增加若真的導致國內物價膨脹的現象，則此種物價持續上漲的現象，較可能是因農產品價格而非製造業產品價格上漲所造成，此外，若長期下國內真有輸入性物價膨脹的問題，那麼起因應是國內製造業產品價格的上漲而非農業產品價格的上漲。在變數的短期動態調整方面，根據實證結果，短期下貨幣供給的變動並不會對農、工產品的相對價格造成顯著的影響，此外，導致農產品價格上揚的主要因素為其自身落後期價格的波動，而導致製造業產品價格上揚的因素則為落後期的農產品價格及進口工業原料與產品價格的上漲。

**關鍵詞：**貨幣供給、進口物價、農工產品價格、共整合、向量誤差修正模型

---

\* 劉祥熹係國立台北大學合作經濟學系教授兼系主任。  
洪德佳係國立中興大學經濟學碩士，目前任職華信銀行。  
本文文稿審查作業之執行由楊明憲編輯負責。



## 壹、前言

長久以來，影響物價變動的主要因素究竟為何，一直廣受經濟學者的討論，而不同的經濟學者往往又提出不同的論點。古典的貨幣數量說主張貨幣具有中立性，物價會隨著貨幣做等比例的變動。凱因斯認為經濟體系是處於未充分就業下，因而實質需求的變動才是造成物價變動的主要原因。重貨幣學派則又再次強調物價膨脹必然是一種貨幣現象。晚近的經濟學者將理性預期的概念引進，新興古典學派主張預期到的貨幣政策僅會造成物價膨脹而不會有實質效果，但新興凱因斯學派卻表示，在加入現實社會中所具有的制度限制之後，貨幣政策仍會產生實質效果。

上述經濟學者的主要爭論點在於貨幣供給的變動是否為物價變動的主因，但現今的經濟社會為一開放的經濟體系，一國的物價不但受到本國經濟環境的影響，也同時受到他國經濟環境的影響。尤其像台灣這樣的海島型經濟，由於本身沒有豐富的天然資源，能源、原料以及中間財大都仰賴進口。在這種情況下，進口財貨的物價若持續的上漲，則國內下游廠商的生產成本便會隨之攀高，因此，很容易產生輸入性物價膨脹的問題。貨幣對物價的影響在理論上並無定論，而進口財價格對國內物價的影響強弱亦隨著各國的經濟環境而有所不同。因此，對台灣而言，貨幣供給抑或是進口產品價格變動才是造成物價變動的主因，實有必要進一步的探究。

近來國外的經濟學者已開始正視這個問題。他們在探討貨幣政策的有效性時，所探討的不再只是貨幣政策對總合物價的影響，對於探討貨幣政策對不同部門（農業／工業部門）財貨價格的影響以及這些價格彼此間的關聯性亦是同樣的注重。關於擴張性的貨幣政策對農產品與工業產品相對價格的影響方面，不同的學者提出不同的看法。學者中 Hughes and Penson (1980) 主張擴張性的貨幣政策會導致農產品與工業產品的

相對價格下降。相反的，Chambers and Just (1982) 則認為擴張性的貨幣政策會使得農產品與工業產品的相對價格上升。此外，尚有些學者，如 Belongia and King (1983) 主張擴張性的貨幣政策對農、工產品的相對物價並不會有任何的影響。後來，Rausser (1985)，Frankel (1986) 等學者提出較為中間立場的看法，他們認為短期下貨幣供給的增加將會導致農、工產品相對價格上升，因為農業部門較接近於完全競爭市場，而工業部門較接近於寡佔市場，因而，短期下農產品價格相對於工業產價格能較有彈性的調整。但長期下當兩部門的產品價格均能充分調整時，兩者的相對價格將會恢復原來的比例，亦即貨幣供給的增加將不會對農、工產品的相對價格產生影響。

台灣的經濟環境與歐美的經濟環境在本質上有著相當大的差異。首先，台灣屬於小型的開放經濟體系，縱使農業發達，但與歐美的廣大農業市場相較，仍很難將台灣的農業部門歸類於完全競爭市場。再者，台灣的農業部門一直是在較保護的環境中成長，政府對農產品的進口有相當的限制，因此國內農產品價格受到國際農產品價格波動的影響相對較小。相形之下，台灣的製造業卻是個大量仰賴能源、原料、零組件、半成品進口的部門，製造業產品的價格往往決定於進口原料或零組件時的成本高低，或是全球的經濟景氣概況。在台灣這樣的經濟環境下，貨幣供給對國內的農、工產品價格的影響效果是否還會如 Rausser (1985)，Frankel (1986) 等國外學者所言，值得再重新的思考與探討。

基本上，本文將針對此些問題，探討台灣的貨幣供給與產品輸入對個別農、工產品價格的影響，並分析這些經濟變數之間彼此的關聯性，以期能凸顯長久以來被模糊的經濟訊息，亦期盼研究的結果能提供政府在推動總體經濟或產業發展決策時的依據。



## 貳、基本理論與相關模式建構

本節就本研究之基本理論及實證引用模式之建構加以說明：

### 一、理論基礎

關於貨幣供給與農、工產品價格彼此間關聯性的理論分析，在此先行陳述：有關貨幣與部門別或產品別等相對物價水準之關聯，可從總體基礎之結構學派與貨幣學派兩種觀點 (Barnett, Bessler and Thomposon (1983)) 論述。不論是結構學派或是貨幣學派均認為，在其他條件不變之下，若沒有貨幣供給的增加，一般物價就不會上漲。不同的是結構學派認為貨幣供給的增加是源於農、工業部門遭受實質衝擊，而貨幣所扮演的是一個完全被動的角色；貨幣學派則認為貨幣的變動完全是自發性的，縱使經濟體系遭受實質的衝擊，貨幣供給也不必然要增加。此固可提供本文建構模式之理念參照。然本文係著眼於探討農工產品價格受總體變數如貨幣供給（或進口物價等）之影響效果，此項效果的分析與模式建構之立基理念，可引用 Frankel (1986) 與 Lai, Hu and Wang (1996) 等學者，就理論觀點釋析農產品與非農產品（如工業製造品等）所受貨幣數量變動影響與衝擊之理念模型 (conceptual model) 加以說明、建構與延伸。

依 Frankel 與上述三位學者之揭示，本文建構能分析農工產品受貨幣供給量影響效果之兩部門模型：

$$\dot{P}_m = \pi [D^m(\frac{P_m}{P}, \frac{M}{P}) - Y^m(\frac{P_m}{P})]; \pi > 0, D_1^m < 0, D_2^m > 0, Y_1^m > 0 \quad (1)$$

$$\frac{M}{P} = M^d(i, Y); M_1^d < 0, M_2^d > 0 \quad (2)$$

$$i = \frac{P_a^e - P_a}{P_a} + CS \quad (3)$$

$$P = \alpha P_m + (1 - \alpha) P_a; 0 < \alpha < 1 \quad (4)$$



式中

$D^m$ ：製造業產品之需求函數	$Y^m$ ：製造業產品之供給函數
$P^m$ ：製造業產品之價格水準	$M^d$ ：實質貨幣之需求函數
$P^a$ ：農產品之價格水準	$i$ ：名目利率
$M$ ：貨幣供給量	$Y$ ：總產出水準
$P$ ：一般物價水準 (general price level)	
$P_a^e$ ：農產品之預期價格水準	
$CS$ ：包括 convenience yield 與 storage cost 之內含	

該模式假設農產品具備資產的特性且可儲存，並與債券等資產能完全替代。式 (1) 表示製造農產品市場的供需調整方程式，當超額需求 ( $D^m - Y^m$ ) 存在時會引起該業產品價格水準上揚。有關兩部門的設計模式，強調生產者將稟賦的資源用以生產農產品與製造業產品，且該兩種產品生產量是其商品相對價格的函數，而該兩種產品的需求則是該兩種產品相對價格與實質貨幣餘額的函數，若在封閉的經濟體系中，產品之最適產出組合點將由生產可能曲線與等收益線之相切點來決定，若非達均衡則價格水準將處於調整狀態。

式 (2) 為貨幣市場均衡條件，式 (3) 為套利條件，如前所述農產品具有資產特性，且可儲存且與債券資產具有完全替代，因此社會大眾到底要持有債券或農產品則須視農產品的預期價格水準。式 (4) 為一般物價水準之定義式，其是製造業產品與農產品價格之加權平均，權數分別為  $\alpha$  與  $1 - \alpha$ 。

假設長期下，市場均衡可達成，此時製造業產品市場價格不再調整 ( $P_m = 0$ )，且變數的預期值等於實際值 ( $P_a^e = P_a$ )，其他市場均衡值要達成 ( $P_m, P_a, i = CS$ )。將式 (4) 代入式 (1) 與式 (2) 可得均衡式：

$$D^m\left(\frac{P_m}{P_c}, \frac{M}{\alpha P_m + (1 - \alpha)P_c}\right) = X^m\left(\frac{P_m}{P_c}\right) \quad (5)$$



$$\frac{M}{\alpha P_m + (1 - \alpha)P_c} = M^d(i, Y) = M^d(CS, Y) \quad \text{因 } i = CS \quad (6)$$

式 (5) 與式 (6) 全微分可得：

$$(D_1^m - D_2^m M \alpha - X_1^m dP_m) - [D_1^m + D_2^m M (1 - \alpha) - X_1^m] dP_c + D_2^m dM = 0 \quad (7)$$

$$M \alpha dP_m + M (1 - \alpha) dP_c = dM \quad (8)$$

利用式 (7) 與式 (8) 可導出：

$$\frac{\partial P_m}{\partial M} = \frac{\partial P_a}{\partial M} = \frac{1}{M} \quad \text{下之函數關係式：} \quad (9)$$

$$P_a = f(M, Y) \quad (10)$$

$$P_m = f(M, Y) \quad (11)$$

若經濟社會為一開放的經濟體系，國與國之間透過商品貿易或人民的來往交流，彼此的關係將相當的密切。在此情況下，實質貨幣需求應不僅只受前述所說的名目利率與實質恆常所得或  $Y$  的影響，而應同時受到進口財貨價格 ( $P_I$ ) 與匯率 ( $e$ ) 的影響。當進口財貨的價格上升時，不論廠商或是消費者均需保有更多的貨幣以購買所需的進口財，因此導致實質的貨幣需求增加。當匯率上升時，若增加持有外國貨幣的比例，會使得人們所持有的資產組合的價值上升。如此，匯率上升會導致本國實質的貨幣需求會減少。在開放的經濟體系之下，實質的貨幣需求函數為：

$$M^d = f(R, Y, P_I, e) \quad (12)$$

$R$ : 名目利率       $P_I$ : 進口財物價       $e$ : 匯率

在開放的經濟體系之下，貨幣市場的均衡條件應為：

$$\frac{M}{P} = M^d = f(R, Y, P_I, e) \quad (13)$$

農工產品物價方程式可進一步推導為：



$$P_a = f(M, R, Y, P_I, e) \quad (14)$$

$$P_m = f(M, R, Y, P_I, e) \quad (15)$$

式(14)與式(15)指出，在開放的經濟體系之下，農工產品物價由名目貨幣供給、名目利率、實質所得或產出、進口財貨價格與匯率共同決定。其他條件不變之下，當名目的貨幣供給增加時，貨幣市場產生超額的貨幣供給，為維持貨幣市場的供需均衡，物價必然上升。當名目利率上漲時，持有貨幣的機會成本上升，因此人們會減少實質的貨幣需求，在名目的貨幣供給不變之下，為維持貨幣市場的均衡，物價必然上升。當人們的實質所得增加時，會增加實質貨幣需求，在貨幣市場均衡的假設下，物價必然下跌。當進口財貨的價格上漲時，人們為要保有更多的貨幣才能購買所需的進口財，因此進口財的價格上升會導致實質貨幣需求的增加，進而導致物價的下跌，剛好與成本推動的物價膨脹理論有相反的結論。在通貨替代的假設下，當匯率上升時，本國人民會因增加外國貨幣的持有比例而減少對本國貨幣的實質需求，如此，匯率上升將會導致本國物價上漲。

綜合本節理論說明，在開放的經濟體系下，若要探討影響物價變動的各因子分別對農產品價格及工業產品價格的影響，則可將農工產品物價方程式表示如下

$$P_a = f(P_m, M, R, Y, P_I, e) \quad (16)$$

$$P_m = f(P_m, M, R, Y, P_I, e) \quad (17)$$

$P_a$ : 農產品價格       $P_m$ : 工業產品價格

此即是在開放的經濟體系下，農產品價格（工業產品價格）會受工業產品價格（農產品價格）、貨幣供給、利率、所得、進口產品價格以及匯率變動的影響。式(16)及式(17)可提供本文設立實證引用模式建立之



基礎，並藉以探討本文所欲瞭解的問題。

## 二、實證引用模式之建立

根據前述式 (16) 及式 (17) 的理論模型，配合本文所欲分析相關經濟變數之資訊，可建構所欲以探討貨幣供給及進口產品物價與國內農、工產品價格相互影響的長期關係與短期動態調整過程之實證引用模式。茲將實證引用模式分別表示如下：

### (一) 貨幣供給與農、工產品價格之間的關係

$$\text{模型一： } X_t = [WMG_t \ WFF_t \ M1b_t \ R_t \ EX_t \ MPI_t \ JC_t]'$$

$$\text{模型二： } X_t = [WMG_t \ WFF_t \ M2_t \ R_t \ EX_t \ MPI_t \ JC_t]'$$

$X_t$ ：本文 VAR 模型的變數向量

$WMG_t$ ：製造業躉售物價指數

$WFF_t$ ：農、林、漁、牧業躉售物價指數

$M1b_t$ ：M1B 貨幣供給額       $M2_t$ ：M2 貨幣供給額

$R_t$ ：貨幣市場利率               $EX_t$ ：美元即期匯率

$MPI_t$ ：進口物價指數               $JC_t$ ：製造業生產指數

如前所述，本文的研究目的主要是在探究農業與工業這兩個性質迥異的部門其產品價格間的關係，以及其分別與貨幣供給及進口產品價格間的關係。如此，實證模型中的國內物價必須區分為兩類，即農業部門的產品價格與工業部門的產品價格。由於台灣的礦產品的產量極為稀少，而水電燃氣類的產品價格又一直為政府所訂，具有相當的僵固性，為能更清楚的看出貨幣供給與進口物價對工業部門的影響，本文所探討的工業部門將以製造業為代表。而在貨幣供給額方面，本文將分別在模型一與模型二中，探討 M1b 與 M2 對物價的影響。基本上，農業所得與工業所得均會影響實質貨幣需求的大小，但因國內農產品的樣類多、產期重

疊且複雜，再加上農業生產指數只有年資料，為避免引入錯誤資訊，本研究即不將農業生產指數轉換成月資料而僅在實證引用模型中置入製造業生產指數。

### (二)進口產品價格與國內農、工產品價格間的關係

Saini (1982) 的研究指出，包括台灣在內的亞洲開發中國家的物價膨脹都是輸入性的。雖然由模型一與模型二中可看出總進口物價指數對國內農工產品價格的影響，但為更進一步探究哪些產品的進口才是造成輸入性物價膨脹的主因，本文建立了模型三與模型四：

$$\text{模型三： } X_t = [WMG_t \ WFF_t \ EX_t \ AGM_t \ INM_t \ ENG_t \ PAG_t]'$$

$$\text{模型四： } X_t = [WMG_t \ WFF_t \ EX_t \ AGM_t \ INM_t \ PAG_t \ IND_t]'$$

$X_t$ ：本文 VAR 模型的變數向量

$WMG_t$ ：製造業躉售物價指數

$WFF_t$ ：農林漁牧躉售物價指數

$EX_t$ ：美元即期匯率

$AGM_t$ ：農業原料進口物價指數

$INM_t$ ：工業原料進口物價指數

$ENG_t$ ：能源進口物價指數

$PAG_t$ ：農產加工品進口物價指數

$IND_t$ ：工業產品進口物價指數

## 參、實證方法與步驟

本研究之實證方法與步驟如下：



## 一、實證方法

若要達到本文的研究目的且精確的瞭解經濟體系內變數間的關聯性，則必須採行較適當的計量方法以獲取有效、具有可信度的研究結果，並作為決策資訊提供之依據。

自 Nelson and Plosser (1982) 有關總體經濟與時間序列分析的論文提出以後，大部分的總體變數具有單根 (unit-root) 的現象受到經濟學界普遍的認同。這些非定態 (nonstationary) 的總體變數間若具有因果關係，則變數會有共同移動 (comovement) 的現象。此時，這些變數的線性組合 (linear combination) 將會呈現定態 (stationary)，謂之變數間有共整合 (cointegration) 的現象。

傳統的計量方法在探討變數間的因果關係時，先根據經濟理論設立實證模型，然後再對實證的結果加以分析。但是，這種分析方法無法充分地反應資料的特性而且模型有認定 (identification) 上的困難。Sims (1980) 為解決這些傳統計量方法上的問題，提出了向量自我迴歸模型 (vector autoregression model; VAR)。VAR 模型中所有的變數均為內生，且可以表現出變數相互的影響效果以及其傳導機能。而根據 Granger 的表示定理 (Granger representation theorem)，當非定態的數列間具有共整合關係時，VAR 模型可有效的轉換成向量誤差修正模型 (vector error correction model; VECM) 的形式。當變數間的關係以 VECM 表示時，可以清楚的表現出變數由短期失衡調整到長期均衡的動態調整過程。

本文將先對相關的經濟變數進行單根檢定，然後檢定變數間是否存在著共整合的關係，並據此建立向量誤差修正模型以探討本文所欲檢視的問題。

## 二、相關步驟

本研究首先揭示行文的動機與目的，再而評述相關理論，以利建構



較完備的基本理論及實證引用模式，藉以討論本文所欲分析的各项重點。有關共整合分析方面，將先對所探討的總體變數進行單根檢定 (unit-root test)，然後再以 Johansen-Juselius (1990) 的最大概似法 (maximum likelihood approach) 估計及檢定共整合向量，並建立一向量誤差修正模型 (vector error correction model; VECM) 以探討所欲瞭解的問題。

## 肆、實證結果與分析

本節利用前述的實證方法與步驟，先對實證模型中的各個經濟變數進行單根檢定，然後以 Johansen 共整合分析法，估計及檢定共整合向量，並以此變數間的長期關係為基礎，建立向量誤差修正模型 (VECM) 以探究貨幣供給和進口產品價格與台灣農、工產品價格的長期關係以及短期動態調整過程。

### 一、資料之採用

本文所用的變數資料來自教育部 AREMOS 檢索資料庫。以 1982 年 6 月至 1997 年 11 月間的 185 個月為觀察期間。另外，本文所採用的資料皆經過自然對數轉換，乃基於前述本文有關各經濟變數之變動分析，知其具有季節性與循環性的變動因子，故而將其以自然對數轉換，使資料逐期變異縮小，並使資料顯現的經濟現象走向較明確。

### 二、單根與共整合檢定之結果與分析

本節主要分為兩個部份。首先，本文將對模型內的各變數進行單根檢定，以瞭解數列是否呈現定態。接著，進入 Johansen 共整合分析法，包括估計及檢定共整合向量，並據以探討變數間的長期均衡關係。

#### (一) 單根檢定之結果

進行共整合分析之前，必須先確定各個變數是否存在著單根，以瞭



解其是否為一定態的數列。而本文以 Said and Dicky (1984) 的 ADF 檢定法與 Phillips (1987)、Phillips and Perron (1988) 的 PP 無母數檢定法來對各變數進行單根檢定。分別列示其要義：

### 1. Augmented Dickey-Fuller (ADF) 檢定

對一時間數列  $Y_t$ ，ADF 所要檢定數列是否恆定之迴歸式可有下列主要形式：

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (18)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \alpha_3 D_t + \varepsilon_t \quad (18-1)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 t + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (19)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 t + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \alpha_3 D_t + \varepsilon_t \quad (19-1)$$

$$\varepsilon_t \sim \text{iidN}(0, \sigma^2)$$

其中， $\alpha_0$  為漂浮項 (drift)，式 (19) 比式 (18) 多納入了定態時間趨勢  $t$ ，而式 (18-1) 比式 (18) 及式 (19-1) 比式 (19) 多納入  $D_t$  變數，作為考量研究期間具有結構變化 (structure break) 效應之虛擬變數 (註 1)。當  $p=0$ ，即為 DF 檢定，而在 DF 迴歸式的等式右邊加入變數的落遲項，目的是要使 ARMA 形式的誤差項為定態。茲將 ADF 單根檢定的虛無假設與統計量整理如表 1 所示，在表中的各項檢定中，若無法拒絕虛無假設，則代表變數具有單根，也就是變數並非一定態的數列。至於檢定統計量的臨界值，則可參考 Dickey and Fuller (1981) 之相關文獻。



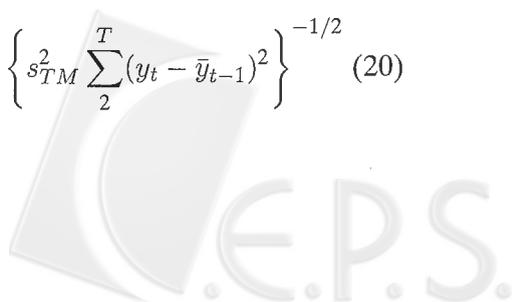
表 1 ADF 單根檢定統計量

模型	虛無假設	檢定統計量	
(18)	$\alpha_1 = 0$	t-ratio	$\tau_\mu$ 檢定
(18)	$\alpha_0 = \alpha_1 = 0$	F-test $\Phi_1$	$\tau_\mu$ 單根檢定 (無漂浮項)
(19)	$\alpha_1 = 0$	t-ratio	$\tau_\tau$ 檢定
(19)	$\alpha_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = 0$	F-test $\Phi_2$	$\tau_\tau$ 單根檢定 (有漂浮項)
(19)	$\alpha_1 = \alpha_2 = 0$	F-test $\Phi_3$	$\tau_\tau$ 單根檢定 (無漂浮項)
(18-1)	$\alpha_1 = 0$	t-ratio	$\tau_\mu$ 檢定
(18-1)	$\alpha_0 = \alpha_1 = \alpha_3 = 0$	F-test $\Phi_1$	$\tau_\mu$ 單根檢定 (無漂浮項)
(19-1)	$\alpha_1 = 0$	t-ratio	$\tau_\tau$ 檢定
(19-1)	$\alpha_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0$	F-test $\Phi_2$	$\tau_\tau$ 單根檢定 (有漂浮項)
(19-1)	$\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0$	F-test $\Phi_3$	$\tau_\tau$ 單根檢定 (無漂浮項)

2. Phillips, Phillips and Perron (PP) 檢定

前述 ADF 檢定必須建立在誤差項為白噪音 (white noise) 的假設上，所不同的，PP 檢定容許誤差項有弱相依與變異數不齊一 (weak dependence and heterogeneity)。若是誤差項的資料衍生過程為 ARIMA(p,0,q) 的情況，都是被允許的。在式 (18) 與式 (19)  $p = 0$  的情況下，PP 檢定的方法為先計算出 DF 統計量，然後利用無母數的方法去調整  $\tau_\mu$  與  $\tau_\tau$  以消除因誤差項不為白噪音對其極限分配 (limiting distribution) 所造成的干擾。調整後之 PP 統計量  $Z(\tau_\mu)$ ， $Z(\tau_\tau)$  如下：

$$Z(\tau_\mu) = (\hat{\beta} / \hat{\sigma}_{TM})\tau_\mu - 0.5(\hat{\sigma}_{TM}^2 - \hat{\beta})T \left\{ s_{TM}^2 \sum_{t=2}^T (y_t - \bar{y}_{t-1})^2 \right\}^{-1/2} \quad (20)$$



$$\begin{aligned}\tilde{s}_{TM}^2 &= T^{-1} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^l W_{sm} \sum_{t=s+1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-s} \\ w_{sm} &= [1 - s(m+1)], s = 1, \dots, m \\ Z(\tau_\tau) &= (\tilde{s}/\tilde{s}_{TM})\tau_\tau - (\tilde{s}_{TM} - \tilde{s}^2)T^3 \left\{ 4\tilde{s}_{TM}[3D_{XX}]^{1/2} \right\}^{-1} \\ D_{XX} &= [T^2(T^2 - 1)/12] \sum y_{t-1}^2 - T(\sum ty_{t-1})^2 + T(T+1) \\ &\quad \sum ty_{t-1} \sum y_{t-1} - [T(T+1)(2T+1)/6](\sum y_{t-1})^2\end{aligned}\quad (21)$$

而當  $T \rightarrow \infty$  時， $m \rightarrow \infty$ ，以致  $m/T^{1/4} \rightarrow 0$ ，因而 PP 檢定統計量與 DF 以及 ADF 檢定統計量傾向於有相同的極限分配。

ADF 單根檢定方面，式 (18) 及式 (19) 中落遲項  $p$  值的選取是相當重要的。若  $p$  值過小，會導致式中的殘差項沒有辦法達到白噪音 (white noise)，而相對的，過大的  $p$  值則會產生過度參數化 (over parameterization) 的問題。Said and Dicky (1984) 曾建議  $p$  值應該取  $T^{1/3}$ ，其中  $T$  為樣本數。然在進行 ADF 與 PP 檢定時，為求審慎選取  $P$  之階次，本文採 AIC (Akaike information criteria) 最小標準值選取落後期數為 5，因而以  $p = 5$  對各變數進行單根檢定。

單根檢定的結果，列於表 2 至表 9。其中，表 2 與表 3 分別為各變數的水準值及差分值的 ADF 檢定結果，表 4 與表 5 則為各變數的水準值及差分值的 PP 檢定結果，表 6 與表 7 為納入結構變化效應之各變數水準值與差分值的 ADF 檢定結果，表 8 與表 9 為納入結構變化效應之各變數水準值與差分值的 PP 檢定結果。綜合此八表可得到這些變數水準值均為  $I(1)$  的結論，亦即這些變數的水準值皆非定態，但在一階差分後，則呈現定態數列。



表 2 水準值 ADF 單根檢定表  $p = 5$

變數	統計量		統計量		
	$\tau_{\mu}$	$\Phi_1$	$\tau_{\tau}$	$\Phi_2$	$\Phi_3$
WMG	-2.1175	2.3061	-2.0603	1.6170	2.3615
WFF	-0.4947	0.4506	-1.5654	1.5962	2.0603
M1B	-1.9098	6.5649	-1.0074	4.4413	1.9427
M2	-5.0982	26.458	-0.0151	17.749	13.204
R	-1.9986	2.1755	-2.0771	1.6209	2.3535
EX	-1.6725	2.2061	-1.0650	1.4893	1.4310
MPI	-1.9861	2.4275	-1.3772	1.6083	1.9601
JC	-2.3064	8.0045	-3.0111	7.5402	5.7960
AGM	-2.8508	4.0636	-2.9326	2.9018	4.3525
INM	-2.4814	3.0793	-2.4729	2.0459	3.0684
END	-2.1819	2.6001	-1.8492	1.8877	2.6125
PAG	-1.4118	1.0090	-1.1467	0.7520	1.1157
IND	-2.0444	2.6286	-1.4393	1.7435	2.0799

資料來源：本研究整理

註：估計係數在 5% 的顯著水準下檢定，均無法拒絕單根存在之虛無假設。



表 3 一階差分 ADF 單根檢定  $p = 5$ 

變數	統計量		統計量		
	$\tau_{\mu}$	$\Phi_1$	$\tau_{\tau}$	$\Phi_2$	$\Phi_3$
DWMG	-3.2618*	5.3199*	-3.2640*	3.598	5.3970*
DWFF	-5.9333*	17.624*	-6.0958*	12.438*	18.635*
DM1B	-4.4092*	9.7227*	-4.7480*	7.5224*	11.281*
DM2	-3.0927*	4.9144*	-4.4601*	6.7236*	9.9461*
DR	-5.8883*	17.336*	-5.8920*	11.580*	17.370*
DEX	-3.4000*	5.7802*	-3.5672*	4.2521*	6.3781*
DMPI	-4.9227*	12.116*	-5.1192*	8.7388*	13.108*
DJC	-8.6783*	37.657*	-8.8702*	26.237*	39.355*
DAGM	-3.5428*	6.2748*	-3.4441*	4.1802*	6.2413*
DINM	-3.7264*	6.9433*	-3.7034*	4.6005*	6.9005*
DEND	-7.9944*	31.957*	-8.1811*	22.316*	33.473*
DPAG	-3.8166*	7.2860*	-3.8757*	5.0342*	7.5484*
DIND	-5.3153*	14.126*	-5.5218*	10.164*	15.245*

資料來源：本研究整理

“\*”表示在 5% 的顯著水準下，拒絕虛無假設。



表 4 水準值 PP 單根檢定  $p = 5$

變數	統計量		統計量		
	$\tau_{\mu}$	$\Phi_1$	$\tau_{\tau}$	$\Phi_2$	$\Phi_3$
WMG	-1.8094	1.7393	-1.4467	1.1281	1.5876
WFF	-0.7564	0.5068	-1.7792	1.5937	2.1560
M1B	-2.0017	13.411	-0.9113	8.9148	2.0687
M2	-4.9804	202.77	0.05373	139.77	12.992
R	-2.5189	3.4000	-2.5488	2.4508	3.4493
EX	-1.2861	1.7892	-0.7689	1.2317	0.8312
MPI	-1.7556	2.2696	-0.8814	1.5915	1.6580
JC	-2.3431	3.2135	-11.046	40.962	61.291
AGM	-2.1668	2.3555	-1.9741	1.5174	2.2746
INM	-1.8844	1.7829	-1.8710	1.1857	1.7761
END	-2.2030	2.5339	-2.2561	2.1074	3.0615
PAG	-1.1201	0.6282	-0.6206	1.2174	1.8260
IND	-1.7708	2.3105	-1.0236	1.5568	1.5948

資料來源：本研究整理

註：估計係數在 5% 的顯著水準下檢定，均無法拒絕單根存在之虛無假設。



表 5 一階差分變數PP單根檢定  $p = 5$ 

變數	統計量		統計量		
	$\tau_{\mu}$	$\Phi_1$	$\tau_{\tau}$	$\Phi_2$	$\Phi_3$
DW MG	-8.5174*	36.277*	-8.6011*	24.67*	37.005*
DW FF	-12.522*	77.79*	-12.845*	54.256*	81.382*
DM1B	-9.7179*	47.209*	-9.7256*	31.47*	4.7202*
DM2	-14.143*	100.26*	-15.36*	78.574*	117.86*
DR	-9.9279*	49.020*	-9.9062*	32.443*	48.664*
DEX	-11.97*	71.824*	-11.901*	47.385*	71.077*
DMPI	-9.4152*	44.36*	-9.3484*	29.132*	43.697*
DJC	-40.875*	832.11*	-42.486*	598.00*	897.01*
DAGM	-9.5390*	45.57*	-9.5263*	30.371*	45.552*
DINM	-10.563*	55.856*	-10.538*	37.083*	55.624*
DEND	-10.426*	53.935*	-10.545*	36.566*	54.848*
DPAG	-11.462*	65.771*	-11.556*	44.618*	66.925*
DIND	-9.1628*	41.991*	-9.2160*	28.315*	42.472*

資料來源：本研究整理

註：“\*”表示在5%的顯著水準下，拒絕虛無假設。



表 6 水準值 ADF 單根檢定 (具結構變化)  $p = 5$

變數	統計量		統計量		
	$\tau_{\mu}$	$\Phi_1$	$\tau_{\tau}$	$\Phi_2$	$\Phi_3$
WMG	-2.3130	2.4103	-2.4831	1.9908	2.7140
WFF	-0.5001	0.5421	-1.7201	1.7824	2.3085
M1B	-2.0310	6.3957	-1.0931	4.9015	2.0154
M2	-3.1015	9.0124	-0.2001	6.0321	5.0810
R	-2.1213	2.4417	-2.2171	1.9015	2.5314
EX	-1.6314	1.9012	-1.3304	1.4712	1.4931
MPI	-1.9015	2.4471	-1.2501	1.5214	1.8215
JC	-2.3013	8.9921	-2.7008	7.8410	5.0912
AGM	-3.5091	5.9630	-3.7102	4.9321	6.9912
INM	-2.9010	4.7752	-2.9001	2.9301	4.8712
END	-2.6101	2.5931	-1.4715	1.6927	2.6712
PAG	-1.7210	1.4301	-1.5014	0.9017	1.4215
IND	-2.3014	2.5021	-1.3014	1.6721	1.9201

資料來源：本研究整理

註：估計係數在 5% 的顯著水準下檢定，均無法拒絕單根存在之虛無假設。



表 7 一階差分 ADF 單根檢定 (具結構變化)  $p = 5$ 

變數	統計量		統計量		
	$\tau_{\mu}$	$\Phi_1$	$\tau_{\tau}$	$\Phi_2$	$\Phi_3$
DWMG	-3.9210*	6.4418*	-3.8814*	4.8914*	6.9501*
DWFF	-6.8312*	22.017*	-7.8301*	16.831*	25.031*
DM1B	-4.0314*	7.8121*	-4.8121*	6.0141*	8.8710*
DM2	-3.0141*	4.9012*	-4.8310*	6.8814*	9.9410*
DR	-5.8712*	14.884*	-5.6715*	10.031*	14.631*
DEX	-3.6215*	5.1314*	-3.8312*	3.9810	6.0311*
DMPI	-4.5931*	8.9121*	-4.6124*	6.9100*	9.9712*
DJC	-7.9871*	28.031*	-7.7015*	20.131*	30.101*
DAGM	-4.8312*	8.9710*	-4.0125*	5.9710*	8.9151*
DINM	-4.1315*	8.0120*	-4.0121*	5.0134*	7.2100*
DEND	-6.7350*	18.992*	-6.8710*	13.012*	19.969*
DPAG	-3.6671*	5.9920*	-3.7120*	3.9120*	5.8712*
DIND	-4.9014*	10.011*	-4.8012*	7.0310*	10.882*

資料來源：本研究整理

註：“\*”表示在 5% 的顯著水準下，拒絕虛無假設。



表 8 水準值 PP 單根檢定 (具結構變化)  $p = 5$

變數	統計量		統計量		
	$\tau_{\mu}$	$\Phi_1$	$\tau_{\tau}$	$\Phi_2$	$\Phi_3$
WMG	-1.9134	1.7894	-1.5012	1.2431	1.7231
WFF	-0.7915	0.6268	-1.8315	1.8703	2.6401
M1B	-2.6324	14.153	-0.9274	9.0871	2.4710
M2	-5.3014	205.27	-0.5831	141.91	14.210
R	-2.6172	3.6120	-2.6102	0.8015	4.9310
EX	-1.4131	1.9042	-0.8012	1.8710	0.9012
MPI	-1.8005	2.4710	-0.9014	1.8931	1.9415
JC	-2.4131	30.414	-12.131	41.301	62.017
AGM	-3.1702	2.6671	-2.0814	1.9801	2.5012
INM	-1.9114	1.9012	-1.9417	1.6832	1.9340
END	-2.3015	2.6415	-2.2931	2.8312	3.8714
PAG	-1.1845	0.7100	-0.6892	1.9415	2.0145
IND	-1.7991	2.4215	-2.0418	1.8418	1.9415

資料來源：本研究整理

註：估計係數在 5% 的顯著水準下檢定，均無法拒絕單根存在之虛無假設。



表 9 一階差分 PP 單根檢定 (具結構變化)  $p = 5$ 

變數	統計量		統計量		
	$\tau_{\mu}$	$\Phi_1$	$\tau_{\tau}$	$\Phi_2$	$\Phi_3$
DWMG	-8.9125*	37.144*	-9.0311*	25.371*	38.312*
DWFF	-12.841*	78.450*	-13.121*	55.031*	81.975*
DM1B	-10.031*	78.319*	-9.9271*	32.081*	5.1142*
DM2	-14.698*	101.98*	-16.341*	79.021*	118.03*
DR	-10.015*	51.321*	-10.312*	32.951*	49.301*
DEX	-12.031*	72.055*	-13.021*	48.034*	72.901*
DMPI	-9.2716*	44.961*	-9.9712*	30.557*	44.071*
DJC	-41.924*	836.41*	-43.598*	599.43*	898.45*
DAGM	-9.9821*	46.712*	-10.315*	31.721*	46.313*
DINM	-10.971*	56.342*	-11.671*	38.912*	56.714*
DEND	-10.892*	54.014*	-10.992*	36.617*	65.828*
DPAG	-12.231*	66.831*	-12.078*	4.5031*	67.031*
DIND	-9.9871*	42.217*	-10.015*	29.401*	42.901*

資料來源：本研究整理

註：“\*”表示在 5% 的顯著水準下，拒絕虛無假設。

## (二) Johansen 共整合檢定結果與分析

### 1. VAR 模型的確立

Johansen (1988, 1991) 及 Johansen and Juselius (1990, 1992) 所提出的共整合分析法，立基於未具有共整合限制 (unrestricted) 的高斯向量自我迴歸模型 (Gaussian vector autoregressive model)，以最大概似法導出共整合向量的估計式，並以概似比 (likelihood ratio) 統計量對共整合向量可能存在的個數進行檢定。



假設  $X_t$  為一  $(p \times 1)$  的  $I(1)$  向量，則其落後  $k$  期的 VAR 模型的表現式為：

$$X_t = u + \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \cdots + \Pi_k X_{t-k} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (22)$$

其中， $\varepsilon_t \sim iidN(0, \Lambda)$ ， $X_{t-i}$ ， $i = 1, 2, \dots, k$ ，為落後 1 到  $k$  期之  $I(1)$  向量， $\Pi_i$ ， $i = 1, 2, \dots, k$  為  $X_{t-k}$  之係數向量， $u$  為  $p$  階的常數向量，而  $D_t$  則為經過中心化 (centered) 後總合為零的季節性虛擬變數 (seasonal dummy variables)。

根據 Granger (1987) 所提出的 Granger Representation Theorem，式 (19) 所對應的向量誤差修正模型 (VECM) 為：

$$\Delta X_t = u + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-k} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (23)$$

$$\Gamma_i = -(I_p - \Pi_1 - \cdots - \Pi_i), i = 1, \dots, k-1$$

$$\Pi = -(I_p - \Pi_1 - \cdots - \Pi_k)$$

上述式 (23) 中的  $\Pi X_{t-k}$  為誤差修正項，描繪了各變數間的長期均衡關係，其中的係數矩陣  $\Pi$  為所有落後項係數的線性組合，又稱為衝擊矩陣 (impact matrix)，而 Johansen 的最大概似估計法的核心，正在於  $\Pi$ 。 $\Pi$  的秩 (rank) 決定了  $X_t$  存在著幾個共整合向量，亦即決定變數間具有多少個長期關係。

式 (22) VAR 模型的基本假設為殘差向量中的各個殘差項必須是無序列相關 (serial uncorrelation) 且服從常態分配 (normal distribution) 的白噪音，這個目標可以透過適當落後階數 ( $k$ ) 的選取達到。本文將以 Box-Pierce 的  $Q$  統計量來檢定殘差項是否為無序列相關，以 Jarque-Beta 統計量來檢定殘差項是否服從常態分配，而檢定結果列於表 10 至表 13。

經  $Q$  統計量檢定，結果顯示模型一的最適落後階數為  $k = 6$ ，而模型二、模型三及模型四的最適落後階數則為  $k = 5$ 。



## 2. 共整合向量與其個數的估計、檢定結果

確定 VAR 模型的落後階數之後，接著以 Johansen (1991) 所提出的  $\lambda_{\max}$  統計量及 Trace 統計量檢定共整合向量的個數，然後再以概似比統計量檢定共整合向量是否包含常數項，亦即檢定變數本身是否不具有線性趨勢 (trend)。各模型的共整合向量個數的檢定結果列於表 14；線性檢定結果列於表 15，至於，共整合向量的估計結果，則列於表 16 至 19。此外，由於最大的特性根所對應的共整合向量對變數的短期調整最具影響力，本文將以最大特性根所對應的共整合向量來說明變數間的長期關係。

$$\text{模型一：} X_t = [WMG_t \ WFF_t \ M1b_t \ R_t \ EX_t \ MPI_t \ JC_t]'$$

首先，假設 VAR 模型具有常數項，然後以 Trace 統計量及  $\lambda_{\max}$  統計量對模型一進行檢定。結果顯示在 95% 的信賴區間下，Trace 統計量無法拒絕存在一個共整合向量的假設，而  $\lambda_{\max}$  統計量確定變數間存在著一個共整合向量，因此模型一的共整合向量個數為一。接著，以概似比統計量檢定變數是否不具有線性趨勢，若無法拒絕變數不具有線性趨勢的虛無假設，則 VAR 模型應不具有常數項，且共整合關係式中將出現常數項，而此時先前所做的共整合分析必須重新修正。利用概似比統計量檢定模型中的變數是否不具有線性趨勢，檢定結果拒絕了虛無假設，也就是在 VAR 模型具有常數項的假設下，所估計出對應最大特性根的下列共整合關係式是正確的。



表 10 模型一設定殘差項檢定 LAG = 6

變數	偏態係數	峰態係數	常態性檢定	獨立性檢定
WMG	0.2036	0.5424	3.3916	10.66
WFF	-0.1921	-0.5506	3.0029	10.95
M1B	-0.3656	0.9655	6.8549*	17.63
R	0.1950	0.5341	3.3154	13.75
EX	-0.7286	3.6835	32.855**	7.266
MPI	0.0676	1.0245	7.9692*	11.40
JC	0.0210	1.8683	19.322**	8.338

資料來源：本研究整理

註：“\*”與“\*\*”分別表示在5%與1%的顯著水準下，拒絕虛無假設。

$$\chi^2_{6(\alpha=0.05)} = 21.0642$$

表 11 模型二設定殘差項檢定 LAG = 5

變數	偏態係數	峰態係數	常態性檢定	獨立性檢定
WMG	0.0648	1.5332	14.466**	12.87
WFF	-0.2539	-0.0767	1.6343	5.519
M2	0.1280	0.8201	5.7546	11.65
R	0.4149	0.7166	5.348	18.54
EX	-1.2496	7.0147	50.578**	5.85
MPI	0.1123	1.2528	10.645**	8.242
JC	-0.0389	2.5697	30.72**	5.752

資料來源：本研究整理

註：“\*”與“\*\*”分別表示在5%與1%的顯著水準下，拒絕虛無假設。

$$\chi^2_{6(\alpha=0.05)} = 21.0642$$



表 12 模型三設定殘差項檢定 LAG = 5

變數	偏態係數	峰態係數	常態性檢定	獨立性檢定
WMG	0.1770	0.9902	7.4334*	13.52
WFF	-0.0019	0.7402	5.0157	16.86
EX	-0.7856	3.9517	34.548**	7.874
AGM	1.7155	7.2141	39.841**	16.36
INM	4.2492	36.4651	152.11**	8.854
ENG	1.0706	3.8978	25.47**	11.23
PAG	0.0973	-0.0617	0.2945	18.9

資料來源：本研究整理

註：“\*”與“\*\*”分別表示在5%與1%的顯著水準下，拒絕虛無假設。

$$\chi^2_{6(\alpha=0.05)} = 21.0642$$

表 13 模型四設定殘差項檢定 LAG = 5

變數	偏態係數	峰態係數	常態性檢定	獨立性檢定
WMG	0.1052	0.6475	4.1515	17.69
WFF	-0.0289	0.6590	4.2522	16.71
EX	-0.6832	3.8051	36.52**	9.541
AGM	1.9294	7.7282	50.971**	15.90
INM	4.1792	35.6079	144.73**	6.135
PAG	0.1809	-0.2215	0.9695	16.17
IND	0.1409	2.5598	29.99**	8.998

資料來源：本研究整理

註：“\*”與“\*\*”分別表示在5%與1%的顯著水準下，拒絕虛無假設。

$$\chi^2_{6(\alpha=0.05)} = 21.0642$$



表 14 共整合向量個數檢定

模型一共整合向量個數檢定							
虛無假設	$r = 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r \leq 3$	$r \leq 4$	$r \leq 5$	$r \leq 6$
Trace 統計量	143.4**	88.59	59.91	35.71	22.61	10.25	1.979
95% 臨界值	124.2	94.2	68.5	47.2	29.7	15.4	3.8
$\lambda_{\max}$ 統計量	54.79**	28.68	24.2	13.11	12.35	8.274	1.979
95% 臨界值	45.3	39.4	33.5	27.1	21.0	14.1	3.8
模型二共整合向量個數檢定							
虛無假設	$r = 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r \leq 3$	$r \leq 4$	$r \leq 5$	$r \leq 6$
Trace 統計量	159.5**	104.6**	67.79	41.3	24.56	10.4	2.299
95% 臨界值	124.2	94.2	68.5	47.2	29.7	15.4	3.8
$\lambda_{\max}$ 統計量	54.95**	36.8	26.49	16.73	14.16	8.098	2.299
95% 臨界值	45.3	39.4	33.5	27.1	21.0	14.1	3.8
模型三共整合向量個數檢定							
虛無假設	$r = 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r \leq 3$	$r \leq 4$	$r \leq 5$	$r \leq 6$
Trace 統計量	210.7**	126.8**	85.99**	53.15*	28.56	14.07	3.752
95% 臨界值	131.7	102.1	76.1	53.1	34.9	20.0	9.2
$\lambda_{\max}$ 統計量	83.93**	40.77*	32.84	24.59	14.49	10.31	3.752
95% 臨界值	46.5	40.3	34.4	28.1	22.0	15.7	9.2
模型四共整合向量個數檢定							
虛無假設	$r = 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r \leq 3$	$r \leq 4$	$r \leq 5$	$r \leq 6$
Trace 統計量	168.2**	114.6**	81.82*	51.69	30.42	15.61	5.582
95% 臨界值	131.7	102.1	76.1	53.1	34.9	20.0	9.2
$\lambda_{\max}$ 統計量	53.59**	32.82	30.14	21.27	14.8	10.03	5.582
95% 臨界值	46.5	40.3	34.4	28.1	22.0	15.7	9.2

資料來源：本研究整理

註：“\*”與“\*\*”分別表示在5%與1%的顯著水準下，拒絕虛無假設。



表 15 線性趨勢檢定

模型一線性趨勢檢定			
虛無假設	特性根	統計量	臨界值
$\Pi = \alpha\beta'$	(0.3277, 0.1877, 0.1608, 0.0906, 0.0856, 0.0582, 0.0142)	49.34*	$\chi^2_{(6)} = 12.59$
$\alpha'_{\perp}\mu = 0$	(0.4177, 0.3274, 0.1733, 0.1507, 0.0900, 0.0823, 0.0526)		
模型二線性趨勢檢定			
虛無假設	特性根	統計量	臨界值
$\Pi = \alpha\beta'$	(0.3266, 0.2326, 0.1735, 0.1134, 0.0969, 0.0566, 0.01640)	37.3*	$\chi^2_{(6)} = 12.59$
$\alpha'_{\perp}\mu = 0$	(0.5192, 0.3257, 0.2140, 0.1357, 0.1102, 0.0950, 0.0415)		
模型三線性趨勢檢定			
虛無假設	特性根	統計量	臨界值
$\Pi = \alpha\beta'$	(0.4490, 0.2539, 0.2096, 0.1483, 0.0934, 0.0374, 0.0130)	10.606	$\chi^2_{(5)} = 11.07$
$\alpha'_{\perp}\mu = 0$	(0.4533, 0.2542, 0.2104, 0.1621, 0.0990, 0.0715, 0.0266)		
模型四線性趨勢檢定			
虛無假設	特性根	統計量	臨界值
$\Pi = \alpha\beta'$	(0.2944, 0.2520, 0.1933, 0.1423, 0.0817, 0.0451, 0.0142)	11.87	$\chi^2_{(6)} = 12.59$
$\alpha'_{\perp}\mu = 0$	(0.3199, 0.2103, 0.1950, 0.1419, 0.1010, 0.0696, 0.0394)		

資料來源：本研究整理

註：“\*”與“\*\*”分別表示在5%與1%的顯著水準下，拒絕虛無假設。



表 16 模型一 共整合向量估計結果

標準化 $\beta'$ 特性根向量						
WMG	WFF	M1b	R	EX	MPI	JC
1	0.2933	-0.2247	-0.07453	-0.6388	-0.1703	0.1873
-54.74	1	-5.431	-0.1006	-12.82	30.46	13.23
12.21	-1.377	1	0.9547	1.826	-0.7791	1.277
-94.41	27.41	0.9423	1	-93.12	67.65	-63.28
0.5466	0.1340	-0.3150	0.3223	1	-1.905	0.5655
10.72	0.6540	-3.916	-0.5863	-7.580	1	5.745
1.233	-1.875	-1.028	0.03613	-1.487	-1.257	1
標準化 $\alpha$ 調整係數						
WMG	WFF	M1b	R	EX	MPI	JC
-0.002778	-0.1535	0.1155	2.372	0.1463	0.1243	-0.7495
-0.000447	0.003428	0.003464	-0.02369	0.003214	-0.005298	-0.01829
-0.005159	0.002868	-0.008232	0.03603	-0.01277	-0.01387	0.000658
0.00002165	-0.0003089	-0.0005647	0.0009804	0.0002912	-0.0001995	0.0007088
-0.00142	-0.01446	-0.02990	-0.1775	0.01485	0.02516	-0.02169
-0.0008802	-0.01272	0.001765	-0.009202	-0.00008658	-0.001867	0.001590
0.001271	-0.005138	-0.003996	0.01353	-0.001313	0.001196	-0.01875

資料來源：本研究整理

表 17 模型二 共整合向量估計結果

標準化 $\beta'$ 特性根向量						
WMG	WFF	M2	R	EX	MPI	JC
1	-1.756	1.731	0.2110	1.520	-0.4863	-4.057
-135.8	1	-7.960	0.4336	-0.7594	51.17	27.18
-9.275	1.052	1	-0.9577	0.8280	-1.835	-6.548
3.513	-1.444	-0.6268	1	6.051	-6.971	3.078
-17.76	8.467	-0.9759	1.283	1	-5.712	-2.353
3.691	2.008	-1.046	0.2927	-1.336	1	2.349
2.047	4.965	0.7321	-0.3206	0.9050	2.599	1
標準化調整係數						
WMG	WFF	M2	R	EX	MPI	JC
-0.003930	0.01205	-0.004563	-0.2457	0.008046	-0.02455	0.08347
0.0005219	0.0002406	-0.00007839	-0.01989	0.001663	-0.0006348	-0.01468
0.003043	0.001621	0.004565	-0.02084	0.001032	0.009125	0.01861
-0.001407	-0.006971	-0.001401	-0.06930	-0.003555	0.01018	-0.0009366
0.0004630	0.0006518	-0.001482	-0.001216	0.004345	0.002367	-0.002235
-0.0006396	-0.01421	0.003279	0.001747	0.003136	-0.001392	-0.001648
-0.0004092	0.003896	0.001857	-0.004160	-0.0006169	-0.0002766	-0.002733

資料來源：本研究整理



表 18 模型三共整合向量估計結果

標準化 $\beta'$ 特性根向量							
WMG	WFF	EX	AGM	INM	ENG	PAG	CONSTANT
1	-0.09619	-0.01476	-0.1409	-0.2272	-0.09675	0.01131	-2.012
-51.06	1	9.460	-17.74	34.54	-1.018	18.93	38.91
3.716	2.847	1	-4.674	1.657	2.069	-5.757	-2.993
-5.233	-0.9532	2.291	1	-2.611	-0.2837	-1.364	35.75
-79.24	-3.754	29.78	24.19	1	1.511	-49.03	386.8
-14.60	-17.39	5.286	9.405	-24.15	1	0.1829	195.7
-35.60	-3.126	1.004	-0.2546	7.554	1.890	1	129.3
標準化 $\alpha$ 調整係數							
WMG	-0.04535	0.0002710	0.001276	0.007048	0.00000864	-0.0004984	0.0001786
WFF	-0.3095	-0.001185	-0.01439	0.02576	-0.0006150	0.0001261	0.002308
EX	-0.05017	-0.002762	0.006675	0.01844	-0.0005513	-0.0004765	-0.0003793
AGM	0.8535	-0.00009973	0.01452	0.01627	0.0003020	0.001301	0.002650
INM	0.1619	0.001441	0.004826	0.03690	0.0004856	0.0006632	0.0001866
ENG	4.951	0.003251	-0.01900	0.1041	0.005080	-0.003160	-0.0008590
PAG	-0.3783	-0.001386	0.004295	0.004529	0.001628	-0.0003394	0.0002865

資料來源：本研究整理

表 19 模型四共整合向量估計結果

標準化 $\beta'$ 特性根向量							
WMG	WFF	EX	AGM	INM	PAG	IND	CONSTANT
1	-0.01676	0.08124	-0.07144	-0.1558	-0.09515	-0.2848	-1.985
-6.074	1	-2.119	-3.213	-2.315	-5.402	10.07	33.77
5.387	-0.4766	1	2.970	-5.147	-2.659	-2.457	7.777
-8.731	-0.8167	3.764	1	-1.790	-2.046	-0.9594	48.85
-9.235	-0.2834	1.068	1.383	1	-2.440	1.952	31.70
1.365	-2.975	-0.1623	1.231	-4.344	1	0.1499	17.46
-3.648	-0.09619	-0.4876	-0.4665	0.9357	0.8709	1	8.150
標準化 $\alpha$ 調整係數							
WMG	-0.07723	0.0009840	-0.002153	0.003836	-0.001875	-0.003414	0.0009197
WFF	-0.7647	-0.007597	0.02077	0.01074	-0.002302	-0.001827	0.04455
EX	0.007637	0.008803	0.01345	0.006799	-0.01260	-0.002031	-0.005430
AGM	0.4291	0.01490	-0.01776	0.01279	0.009035	0.003070	0.04370
INM	-0.06006	0.004415	-0.009603	0.03040	0.003054	0.001782	0.004263
PAG	-0.1802	0.005951	0.006012	0.003604	0.01903	-0.006022	-0.006883
IND	0.6233	-0.001992	0.006738	0.01271	-0.0005050	-0.01286	-0.0009358

資料來源：本研究整理



$$\begin{aligned}
 & WMG + 0.2933WFF - 0.2247M1B - 0.0745R - 0.6388EX \\
 & - 0.1703MPI + 0.1873JC = 0
 \end{aligned} \tag{24}$$

依式 (24) 變數間的長期關係，不論是製造業或農業的產品價格的變動皆與貨幣供給額、利率以及匯率的變動呈現正向關係，而與製造業生產指數的變動呈反向關係，此種變數間的長期關係與新貨幣學派的理論相符，但兩種產業的物價與進口物價的變動方向呈現正向關係，則與成本推動的物價膨脹吻合。至於模型一共整合向量的估計及檢定結果列於表 14 及表 16。

$$\text{模型二： } X_t = [WMG_t \ WFF_t \ M2_t \ R_t \ EX_t \ MPI_t \ JC_t]'$$

首先，仍假設模型二的 VAR 模型具有常數項，在 95% 的信賴區間之下，Trace 統計量無法拒絕模型二存在一個共整合向量的假設，但  $\lambda_{\max}$  統計量卻認定模型中存在著兩個共整合向量。此時，可藉由共整合關係圖（註 3）來確定共整合向量的個數。該圖顯示模型二中變數間的共整合關係向量，由於第一個共整合關係向量很明顯的呈一定態數列，而第二個共整合關係向量的變異數不夠穩定，不像是一定態數列。如此，模型二中應僅存在一個共整合向量。

接著，以最大概似比統計量檢定 VAR 模型中是否存在常數項，結果拒絕了模型二中變數不具時間趨勢的虛無假設。亦即前述所估計出對應最大特性根的下列的共整合關係式是正確的：

$$\begin{aligned}
 & WMG - 1.756WFF + 1.731M2 + 0.211R + 1.52EX \\
 & - 0.4863MPI - 4.057JC = 0
 \end{aligned} \tag{25}$$

依式 (25) 變數間的長期關係，可發現農產品價格與貨幣供給、利率、匯率、進口物價指數、工業生產指數間的變動關係，皆與模型一完全相同，但製造業產品價格的變動與這些經濟變數的長期關係，卻與模型一

相反。

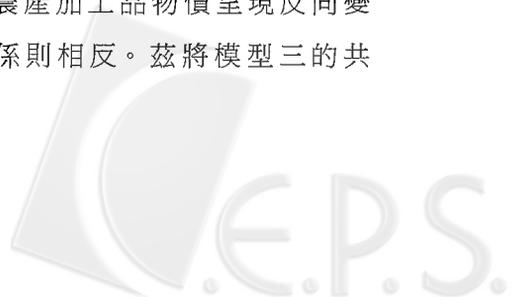
根據模型一與模型二的共整合分析結果，不論是  $M_{1b}$  或是  $M_2$  都與農產品的價格有明顯的正向關係，但是，只有  $M_{1b}$  才與製造業的價格有明顯的長期正向關係。這表示，若長期下貨幣供給增加真的導致國內產生物價膨脹的現象，那麼此種總合物價持續上漲的現象，起因比較可能是國內農產品價格的上漲，而不是製造業產品價格的上漲。茲將模型二的共整合向量估計及檢定結果，列於表 14 及表 17。

$$\text{模型三： } X_t = [WMG_t \ WFF_t \ EX_t \ AGM_t \ INM_t \ ENG_t \ PAG_t]'$$

與模型一與模型二相同，先假設模型三的 VAR 模型具有常數項，然後檢定共整合向量，再以概似比統計量檢定變數是否不具線性趨勢。檢定結果發現，模型三的變數的確不具有線性趨勢。如此，必須要在 VAR 模型不具有常數項的前提下，重新做共整合分析。結果，模型三在 95% 的信賴區間下，Trace 統計量無法拒絕變數間存在二個共整合向量的假設，而  $\lambda_{\max}$  統計量認定應存在三個共整合向量。此時，仍藉由共整合關係圖（註 3）來認定模型中究竟存在幾個共整合向量。依據該圖，模型三中變數間的第三個共整量關係向量，並非一定態的數列，因此，模型三中應僅存在二個共整合向量。為求共整合能表現最強力的 binding 效果，在模型中的變數不具有時間趨勢之下，依據 Johansen 共整合分析法所估計出的對應最大特性根的共整合關係式為：

$$\begin{aligned} & WMG - 0.0962WFF - 0.0148EX - 0.1409AGM - 0.2272INM \\ & - 0.0968ENG + 0.0113PAG - 2.012 = 0 \end{aligned} \quad (26)$$

依式 (26)，製造業產品價格與匯率、農業原料進口物價、工業原料進口物價以及能源呈現正向變動關係與進口農產加工品物價呈現反向變動關係，而農產品價格與這些變數的變動關係則相反。茲將模型三的共整合分析結果，列於表 12 及 16。



$$\text{模型四：} X_t = [WMG_t \ WFF_t \ EX_t \ AGM_t \ INM_t \ PAG_t \ IND_t]'$$

基本上，仍是先在 VAR 模型具有常數項的假設下做共整合分析，然後再以概似比統計量檢定變數是否不具有線性趨勢。由於檢定結果顯示無法拒絕模型四的變數不具有線性趨勢的虛無假設。所以，又必須再次以不具有常數項的 VAR 體系為基礎，重新做共整合分析。結果顯示，在 95% 的信賴區間下，Trace 統計量無法拒絕變數間存在一個共整合向量的假設，而  $\lambda_{\max}$  統計量認定應存在二個共整合向量。而在經由共整合關係圖（註 3）的認定之後，確定了模型四中應該僅具有一個共整合向量。

在模型四的變數不具有線性趨勢之下，以 Johansen 共整合分析法所得到共整合關係式為：

$$\begin{aligned} & WMG - 0.0168WFF + 0.0812EX - 0.0714AGM - 0.1558INM \\ & - 0.0952PAG - 0.2848IND - 1.985 = 0 \end{aligned} \quad (27)$$

依式 (27)，製造業的產品價格與進口農業原料、進口工業原料、進口農產加工品及進口工業產品呈正向關係而與匯率呈現反向變動關係，至於國內的農產品價格與這些變數的變動關係，則與製造業產品相反。茲將模型四的共整合分析結果，列於表 14 及 19。

綜合模型三與模型四，若長期下國內真的有輸入性物價膨脹的問題，可推論其導因於國內製造業產品價格的上漲而非農業產品價格的上漲。

### (三) 共整合向量係數的假設檢定結果

為探究長期下國內產品價格的上漲率是否等同於貨幣供給的增加率，以及長期下製造業產品價格與農產品價格是否具有相同的變動率，本文將利用 Johansen and Juselius (1990, 1992) 所述的對  $\beta$  做限制式檢定。

#### 1. 貨幣與物價是否具有相同的變動率之檢定結果

檢定長期下貨幣供給與農產品價格及工業產品價格是否具有相同的



變動率，可在模型一中將分別檢定  $(1, 0, -1, 0, 0, 0, 0)$ ， $(0, 1, -1, 0, 0, 0, 0)$  是否存在於共整合關係式中，而在模型二中也將在  $(0, 1, -1, 0, 0, 0, 0)$  的限制下，對  $\beta$  進行檢定。

依概似比統計量進行檢定，結果顯示在  $\beta$  為  $(1, 0, -1, 0, 0, 0, 0)$  的限制下， $\text{Ch}^2(6) = 39.644$ ，拒絕了模型一中製造業產品價格的變動率與  $M_{1b}$  貨幣供給額的變動率並存在一對一的關係。而在  $\beta$  為  $(0, 1, -1, 0, 0, 0, 0)$  的限制下，模型一與模型二的卡方統計量分別為  $\text{Ch}^2(6) = 40.6$  與  $\text{Ch}^2(6) = 42.91$ ，均拒絕了農產品價格與  $M_2$  貨幣供給額具有相同變動率的虛無假設。因此，不論是  $M_{1b}$  或是  $M_2$ ，其與國內農產品價格及製造業產品價格間，均沒有相同變動率的關係。

## 2. 農、工產品價格是否具有相同變動率之檢定結果

本文於前言中曾提及，Rausser (1985) 與 Frankel (1986) 等學者主張當貨幣供給增加時，短期下由於農產品價格比工業產品價格具有彈性，因而其具有較大的變化幅度，但長期下，貨幣供給增加對這兩者的影響力有所相同的效果。

依據模型二所估計出的結果，長期下  $M_2$  貨幣供給對農產品價格與製造業產品價格具有反方向的影響，因此本文僅對模型一進行檢定，以瞭解農產品價格與工業產品價格是否在長期下具有相等的變動率。

檢定結果顯示，在  $\beta$  為  $(1, 1, 0, 0, 0, 0, 0)$  的限制下， $\text{Ch}^2(6) = 49.69$ ，拒絕了長期下農產品價格與製造業產品價格具有相同變化率的虛無假設。

## 三、VECM 之估計、檢定與分析

本段主要分為兩部份。首先利用 Johansen and Juselius 所示最大概似法 (maximum likelihood estimation method)，估計出 VECM 中代表短期關係的調整係數。而為確定所估計出的模型結構是否穩定以及殘差項是否符合白噪音的假設，本文將對前述所估計出的 VECM 做若干的假設檢



定。其次，依據第一部份所估計出 VECM 的結果闡述其經濟涵意。

#### (一) VECM 之估計與效果之檢定

共整合關係式代表著變數間的長期均衡關係。但是，一個經濟體系並非能永遠處於這種均衡的狀態，當有外在的衝擊時，這些變數便會脫離原先的均衡。在 VAR 模型中設立誤差修正項，代表著經濟體系存在著一個機制，能夠在外在衝擊發生之後，慢慢地將其調整回均衡的狀態。VECM 短期係數的估計，便是將前段所估計出的共整合關係式，納入誤差修正項後，再開始估計短期的調整係數。

基於本研究重點在探討貨幣供給、產品輸入與國內農、工產品價格的變化，本文乃就這些變數為被解釋變數的方程式，即前述模型一至模型四所形成向量誤差修正模型 (VECM)，以所引用之資料進行估計，其結果經檢定確定效果後將有助於經濟與政策涵意之釋明。申言之，再整個將整個誤差修正模型估計完成之後，首先必須對各估計模型的配適程度、殘差項以及穩定性進行檢定，以便瞭解所估計出的模型是否可信，而利於解釋經濟現象與賦予政策涵義。

有關模型的配適程度方面，依表 20，模型一至模型四的概似比準則之 (likelihood ratio principle) 判定係數 ( $R^2$ ) 分別為 0.9955、0.9938、0.9668、0.9619，另外檢定模型中內生變數係數是否全為零的 F 統計量，在模型一至模型四中分別為 2.7344、3.3815、2.062、1.9566，均明顯的拒絕了係數全不顯著的虛無假設。因此各模型的配適程度應算良好。

在所估計出的模型是否穩定方面，本文將以 N 減少步驟的 Chow 檢定 ( $N \downarrow$  step Chow tests; break-point F-tests) 以檢視當期至最後一期間所估計出的模型結構是否穩定，並以 N 增加步驟的 Chow 檢定 ( $N \uparrow$  step Chow tests; forecast F-tests) 來檢視模型中，起始期後的一期至當期期間，模型結構是否有不穩定的現象。檢定結果明示，在 5% 的顯著水準之下，各模型均接受模型沒有結構不穩定現象的虛無假設。根據 Hendry & Neale



(1991)，N 減少步驟的 Chow 檢定方法與 CUSUMSQ 檢定具有相同的理念。（註 2）

估計式之殘差項檢定方面，本文將以 Ljung-Box 統計量及 LM 統計量來檢定殘差項是否沒有序列相關的現象，此外，本文將以 Jarque-Beta 的卡方統計量檢定殘差項是否為常態分配，以 Kroenker 的 F 統計量檢定殘差項是否沒有變異數不齊一的現象，最後，再以 Engle 的 F 統計量對殘差項不具自我迴歸條件異質變異數 (ARCH) 進行檢定。檢定的結果列於表 21 至表 24。依據各表的檢定結果，各模型雖有幾個變數拒絕常態性的假設，但在殘差項檢定方面，各模型均無法拒絕其為白噪音的虛無假設之事實，因此，可確定本研究所設立之模式不具非系統性誤差，模式估計有效性強。

## (二) VECM 估計結果之分析

模型一至模型四，依據 VECM 估計結果（註 3）的分析內涵如下：

模型一的誤差向量修正模型估計結果顯示，落後 2 期及落後 4 期的農產品價格、落後 1 期的匯率以及落後 4 期的總進口物價指數的變動，對製造業產品價格的調整有顯著的正向影響，此外，落後 2 期的匯率變動對其有負向的顯著影響效果。在農產品價格的調整效果方面，僅有落後 2 期的總進口物價指數的變動，對其有顯著的負向影響。至於  $M_{1b}$  的調整方面，落後 1 期的製造業產品價格、落後 1 期及落後 3 期的  $M_{1b}$ 、落後 3 期的匯率以及落後 1 期的製造業生產指數的變動，對其有顯著的正向影響力，此外，落後 1 期的利率變動與落後 4 期的匯率變動，對其亦有顯著的負向影響效果。

其次，模型二的向量誤差修正模型估計結果顯示，製造業產品價格的調整，分別受落後 2 期及落後 4 期的農產品價格、落後 1 期的匯率以及落後 4 期的總進口物價指數變動之顯著正向影響。而農產品價格的調整僅顯著受到其自身落後 2 期價格變動的負向影響。在  $M_2$  的短期調整方

表 20 向量誤差修正模型配適度檢定

	R <sup>2</sup>	F
模型一	0.9955	2.7344
模型二	0.9938	3.3815
模型三	0.9668	2.062
模型四	0.9619	1.9566

資料來源：本研究整理

表 21 模型一向量誤差修正模型之殘差項檢定

	DWMG	DWFF	DM1B	DR	DEX	DMPI	DJC
Portmanteau 12 lags	14.747	9.3469	14.364	10.012	8.8089	9.5006	10.536
AR 1-7 F(7,83)	1.3911 (0.2200)	0.35073 (0.9277)	0.4009 (0.8992)	0.81805 (0.5750)	1.0033 (0.4350)	1.9139 (0.0775)	1.1667 (0.3308)
Normality Chi <sup>2</sup> (2)	6.1397* (0.0464)	1.3008 (0.5218)	5.4225 (0.0665)	2.6974 (0.2596)	29.24** (0.0000)	22.707** (0.0000)	17.887** (0.0000)
Kroenker F(72,17)	0.30889 (0.9997)	0.37753 (0.9978)	0.38523 (0.9974)	0.71225 (0.8396)	0.4027 (0.9960)	0.39772 (0.9965)	0.22622 (1.0000)
ARCH 7 F(7,76)	0.24433 (0.9725)	0.50234 (0.8300)	0.43308 (0.8785)	0.75644 (0.6253)	0.18134 (0.9884)	0.35046 (0.9276)	1.9783 (0.0690)

資料來源：本研究整理

註：“\*”與“\*\*”分別表示在5%與1%的顯著水準下，拒絕虛無假設。  
( )中的數字代表 prob-value。

面，落後4期的M<sub>2</sub>變動對其有顯著的正向影響效果，而落後2期的匯率變動則對其有顯著的負向影響效果。



表 22 模型二向量誤差修正模型之殘差項檢定

	DWMG	DWFF	DM1B	DR	DEX	DMPI	DJC
Portmanteau 12 lags	14.451	5.8252	11.465	16.076	5.1058	7.7383	6.1426
AR 1-7 F(7,91)	1.3734 (0.2261)	0.51713 (0.8195)	0.47032 (0.8537)	0.83478 (0.5613)	0.49345 (0.8371)	1.0179 (0.4241)	1.3696 (0.2277)
Normality Chi <sup>2</sup> (2)	13.544** (0.0011)	0.35746 (0.8363)	8.6275* (0.0134)	4.3906 (0.0113)	47.621** (0.0000)	17.187** (0.0002)	31.424 (0.0000)
Kroenker F(58,39)	0.58488 (0.9687)	0.87175 (0.6870)	0.37686 (0.9996)	0.83634 (0.7355)	0.756 (0.8356)	0.69566 (0.8967)	0.34302 (0.9999)
ARCH 7 F(7,84)	0.30542 (0.9496)	0.39721 (0.9015)	1.0246 (0.4202)	0.9257 (0.4911)	0.49257 (0.8375)	0.37301 (0.9156)	1.3615 (0.2324)

資料來源：本研究整理

註：“\*”與“\*\*”分別表示在5%與1%的顯著水準下，拒絕虛無假設。

( )中的數字代表 prob-value。

表 23 模型三向量誤差修正模型之殘差項檢定

	DWMG	DWFF	DEX	DAGM	DINM	DENG	DPAG
Portmanteau 12 lags	12.507	14.083	6.3388	14.858	9.0735	13.219	14.213
AR 1-7 F(7,92)	1.7335 (0.1108)	1.3064 (0.2561)	2.352* (0.0296)	1.6678 (0.1267)	0.81565 (0.5782)	1.4728 (0.1867)	1.2634 (0.2772)
Normality Chi <sup>2</sup> (2)	8.4631* (0.0145)	7.6073* (0.0223)	32.271** (0.0000)	36.42** (0.0000)	181.69** (0.0000)	23.354** (0.0000)	1.5397** (0.0000)
Kroenker F(58,40)	0.72528 (0.8699)	0.55038 (0.9814)	0.44638 (0.9975)	0.18163 (1.0000)	0.078591 (1.0000)	0.68162 (0.9101)	0.51438 (0.9898)
ARCH 7 F(7,85)	0.22036 (0.9797)	0.78941 (0.5981)	1.0183 (0.4244)	0.13362 (0.9955)	0.005895 (1.0000)	0.54357 (0.7991)	0.36127 (0.9222)

資料來源：本研究整理

註：“\*”與“\*\*”分別表示在5%與1%的顯著水準下，拒絕虛無假設。

( )中的數字代表 prob-value。



表 24 模型四向量誤差修正模型之殘差項檢定

	DWMG	DWFF	DEX	DAGM	DINM	DENG	DPAG
Portmanteau 12 lags	18.168	12.829	6.8891	13.453	5.901	13.925	9.0452
AR 1-7 F(7,92)	2.4913 (0.0218)	1.3288 (0.2457)	2.1442* (0.0465)	1.967 0.0680	0.44166 0.8734	1.6604 0.1286	1.935 0.0728
Normality Chi <sup>2</sup> (2)	9.1205* (0.0105)	7.0592* (0.0293)	32.435** (0.0000)	46.492** (0.0000)	217.77** (0.0000)	1.2802 (0.5272)	32.528** (0.0000)
Kroenker F(58,40)	0.68419 (0.9079)	0.64962 (0.9343)	0.43264 (0.9982)	0.14559 (1.0000)	0.11631 (1.0000)	0.40874 (0.9991)	0.47172 (0.9956)
ARCH 7 F(7,85)	0.46191 (0.8594)	1.1495 (0.3406)	1.0817 (0.3823)	0.009816 (0.9983)	0.008427 (1.0000)	0.44415 (0.8715)	0.39835 (0.9008)

資料來源：本研究整理

註：“\*”與“\*\*”分別表示在5%與1%的顯著水準下，拒絕虛無假設。

( )中的數字代表 prob-value。

依據模型三的向量誤差修正模型估計結果，落後4期的農產品價格、落後1期的匯率以及落後3期的進口工業原料價格的變動，對製造業產品價格調整，有顯著的正向影響。此外，落後2期的農產品價格以及進口能源價格的變動，分別對農產品價格的調整有顯著的負向影響效果。

另外；依據模型四的向量誤差修正模型估計結果指出，落後2期與落後4期的農產品價格、落後1期的匯率、落後3期的進口工業原料價格以及落後4期的進口工業產品價格的變動對製造業價格調整有顯著的正向影響效果，此外，落後2期的匯率變動，對製造業產品價格的調整，亦有顯著的負向影響效果。至於在農產品價格的調整方面，落後2期的農產品價格與進口工業產品價格對其有顯著的負向影響效果，此外，誤差修正項對其亦有顯著的負向影響力，也就是農產品價格會逐漸地朝向長期均衡關係調整。

茲將上述各模型中，主要變數間的關係，加以整理可知變數間的動態調整與相互關聯性：



### 1. 農、工產品價格間的關係

依據模型一至模型四中向量誤差修正模型的估計結果：

- (1) 落後期的農產品價格變動，對製造業產品價格有顯著的正向影響，但落後期的製造業產品價格變動卻對農產品價格沒有顯著的影響。
- (2) 落後 2 個月的農產品價格對其自身有顯著的反向影響效果，但落後期的製造業價格卻對其自身沒有顯著的影響效果。

### 2. 貨幣供給與農、工產品價格間的關係

依模型一與模型二的短期係數估計結果可知：

- (1) 落後期的貨幣供給變動，不論是  $M_{1b}$  或是  $M_2$ ，均對農產品及製造業產品價格沒有顯著的影響。因此，短期下貨幣供給增加，農產品價格相對於製造業產品價格，並不會有顯著的上漲或下跌的現象。也就是擴張性的貨幣政策對台灣農、工產品相對價格的影響效果和 *Belongia and King (1983)* 等學者的主張相符。
- (2) 落後期的貨幣供給變動對其自身有顯著的正向影響； $M_{1b}$  分別受自身落後 1 期與落後 3 期貨幣供給變動的影響，而  $M_2$  則受其自身落後 4 期貨幣供給變動的影響。
- (3) 落後一期的工業產品價格變動對  $M_{1b}$  有顯著的影響，但落後期的農產品價格變動則對不論對  $M_{1b}$  與  $M_2$  均無顯著的影響效果。這表示農業部門遭到外在的衝擊時，並不會引起貨幣供給的增加，亦即結構學派的理論在台灣並不成立。

### 3. 產品輸入對國內農、工產品價格的影響

依模型一與模型二中可以看出總合進口物價指數的變化分別對農、



工產品價格的影響，而模型三與模型四則可進一步的可以看出何種類別的產品進口才是國內農、工產品價格上漲的主因。而綜合表 18 至表 21，模型一至模型四的向量誤差模型估計結果可看出：

- (1) 落後 4 期的總合進口指數的變動對製造業產品價格有顯著的影響，但落後期的總合進口物價指數的變動對國內農產品價格的影響則不確定；在模型一中落後 2 期的進口物價指數對農產品價格有顯著的負向影響，但在模型二中，落後期的總合進口物價指數則對農產品價格沒有顯著的影響。
- (2) 當落後期的進口產品價格上漲時，國內製造業產品價格會有顯著的上漲現象，但是農產品價格卻不會因此而上漲；在模型三與模型四中，落後 3 期的進口工業原料價格的變動對國內製造業產品價格有顯著的正向影響，而落後 4 期的進口工業產品價格的變動，亦對製造業產品價格有顯著的正向影響。在對國內農產品價格的影響方面，落後 2 期的進口能源與工業產品價格對其有顯著的反向影響效果。

綜合上述實證結果，可知短期下造成農、工產品價格發生變動的主要導因素。基本上，貨幣供給的變動不論是對農業產品價格或是製造業產品價格均不會造成顯著的影響，這也許是因為貨幣供給對台灣地區農、工價格的變動並不具有顯著的影響效果，亦或是貨幣供給變動的效果，要遞延至 4 個月後才會顯現出來，以致從本文的模型中並無法看出。

影響農產品價格變動的主因方面，本身落後期價格的農業產品價格變動以及總合進口產品價格的變動，對農業產品價格會產生顯著的負向影響效果。據此，可確定在台灣農業原料與飼料均需大量仰賴進口的情況下，這些產品的進口價格，並不會對農業的最終產品價格產生顯著的影響效果。

致於導致國內製造業產價格上漲的主要因素有二，其一是農業產品



價格的上漲，其二則是進口產品價格的上漲。這表示當農業部門遭到衝擊，製造業產品價格亦會受到影響，且效果大約在 2 個月後便會顯現。此外，當進口產品價格上揚時，製造業產品價格也會隨之上漲，其中，落後 2 個月的工業原料價格與落後 3 個月的工業產品價格，對其的影響力最為顯著。

## 伍、結論與建議

本節將就本文的研究結果，提出結論與政策涵義：

### 一、結論

本文依據研究結果顯示第貳節所述的農工物價變動理論及引用第參節所述計量方法，基本上，實證結果指出：貨幣供給及進口產品價格分別與國內農、工產品價格具有關聯性。至於重要結論，可歸納如下：

(一)長期下，不論是  $M_{1b}$  或是  $M_2$  都與農產品的價格有明顯的正向關係，但是，僅有  $M_{1b}$  才與製造業產品價格有明顯的長期正向關係。這表示，長期下貨幣供給增加若真的導致國內產生物價膨脹的現象，則此種總合物價持續上漲的現象，較可能是因農產品價格而非製造業產品價格上漲所造成。此外，若長期下國內真有輸入性物價膨脹的問題，那麼起因應是國內製造業產品價格的上漲而非農業產品價格的上漲。

(二)在變數的短期調整方面，本研究結果顯示：

1. 不論是  $M_{1b}$  或  $M_2$  貨幣供給的變動，對國內的農產品價格與工業產品價格均沒有顯著的影響，所以短期下貨幣供給的變動並不會對農、工產品的相對價格造成顯著的影響。因此，短期下政府若想要控制國內的物價，貨幣政策可能是無效的。
2. 農產品價格的變動對貨幣供給的短期調整並沒有顯著的影響。因此，結構學派所主張的農業部門遭到實質面衝擊時，貨幣供給額便

會被動增加的理論，在台灣地區並不成立。

3. 進口產品價格的上漲對國內物價的正向影響，僅反應在製造業產品價格上，在進口產品中，尤以工業原料與產品價格對國內製造業產品價格變動最具影響力。這可能是因為台灣的工業原料及加工品大部份都仰賴進口，因而當這些進口財的價格上揚時，國內製造業廠商的成本便會隨之增加。由於製造業的產品價格大都以成本加碼定價，國內的製造業產品價格便會隨著進口品價格的上漲而上漲。至於國內的農產品價格並不會因進口農業原料及加工品的上揚而上漲的主因，可能是長久以來政府便一直採取農業保護政策，對農產品的進口有相當的限制，以致當進口品的價格的上揚時，國內農產品價格並不會隨之上漲。
4. 農產品價格的變動會對製造業產品的調整產生顯著的正向影響，反之製造業產品價格的變動，則不會對農產品價格的調整產生顯著的影響。這種現象，可能是導因於某些製造業產品在生產的過程中，需要利用某些農產品作為要素的投入。因此，當農產品價格上漲時，製造業的生產成本便會增加，而在成本價碼的定價下，製造業的產品價格便會隨之上漲。此外，製造業產品價格並不會受其自身落後期價格的影響，但農產品價格卻會受其本身落後期價格的顯著負向影響。亦即農產品價格的變動較易受部門內的因素所影響，而製造業產品價格的變動雖較不容易受到本身部門內因素的影響，但卻較容易受到他部門（農業部門）因素的影響。

綜合各模型的 VECM 估計結果可知，導致農產品價格上揚的主要因素為其自身落後期價格的下跌，而導致製造業產品價格上揚的因素則為落後期的農產品價格及進口工業原料與產品價格的上漲。此外，這中間的過程包含了跨期的效果。



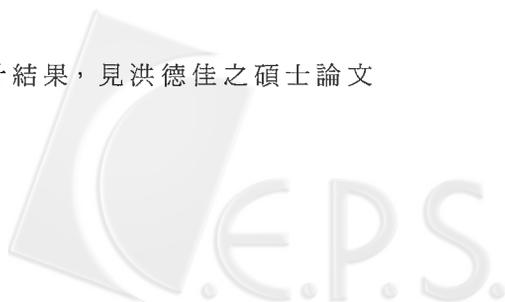
## 二、政策涵意

根據本研究結果顯示，短期下造成製造業產品價格變動的主因是落後期進口產品價格與農產品價格的正向變動，而造成農產品價格變動的主因是其本身落後期價格的負向變動，此外，緊縮性的貨幣政策不論對農產品或是製造業產品價格的變動均不會產生影響。因此，若政府想要在總合物價攀升時，擬出方案以控制物價，首先必須確定造成國內總合物價上漲的是農產品價格抑或是製造業產品價格。若是導源於製造業部門，則政府必須擬出能抑制進口工業原料、工業產品價格上揚或是農產品價格上漲的方案。若總合物價的上揚是源於農產品價格的上漲，則政府應該要訂定一套能安定農業部門發展的產業政策，使農產品的供需穩定，而不再產生價格大幅波動的狀況。此外，又由於農產品價格的變動會牽動製造業價格的變動，因此，制定良好的農業政策就顯得格外重要。

最後，本文必須指出，本研究所提出的結論與建議，乃是根據所使用的模式、引用的資料以及使用的估計與檢定方法所引伸。而在實際引用上，惟有視經濟情況加以調整，才能得到最適切的結果。

## 附 註

1. 本文為避免結構變化 (structure break) 影響單根檢定結果，乃依 Banerjee et al. (1992) 提出解決結構變動點未知 (或已知特殊事件之效應) 在內的單根檢定方程式中納入虛擬變數 ( $D_t$ )，本文處理方式係以研究期間若每年各月的變動值超過該年月平均值加減三個標準差 ( $u \pm 3\sigma$ ) 者作為 break 的納入點，設該些點出現時  $D_t = 1$ ，否則  $D_t = 0$  作為驗證依據。
2.  $N \downarrow$  step Chow tests 極近似 Brown, Durbin, and Evans (1975) 的 CUSUMSQ 統計量。
3. 有關本文共整合關係圖與 VECM 之實證估計結果，見洪德佳之碩士論文



(1997)。

## 參考文獻

- 李榮謙、林宗耀，1990。「貨幣控制系統之建立與執行」，中央銀行季刊，第12卷，第4期，30-79。
- 洪德佳，1997。「貨幣供給與產品輸入與台灣地區農工產品價格長短期關聯性之分析」，國立中興大學經濟學研究所，碩士論文。
- 胡士文、賴景昌、王葳，1997。「貨幣政策，預期形成與農產品價格的動態調整」，農業經濟叢刊，第2卷，第2期，211-239。
- 許振明、莊靜真，1995。「台灣貨幣政策之探討——共積分析法之應用」，中國經濟學會年會論文集，中國經濟學會，1-29。
- 歐興祥，1991。「高貿易開放度下之貨幣與進口價格對國內物價之影響的比較——台灣經驗之探討」，中央銀行季刊，第13卷第3期，34-57。
- Banerjee, A., R.L. Lausdaine, and J.H. Stock, 1992. "Recursive and Sequential Tests for a unit root: Theory and International Evidence," *Journal of Business and Economics Statistics*. 10: 271-287.
- Belongia, M.T. and R.J. King, 1983. "A Monetary Analysis of Food Price Determination," *American Journal of Agricultural Economics*. 65: 398-399.
- Bernnett, R.C., D.A. Bessler, and R.L. Thompson, 1983. "The Money Supply and Nominal Agricultural Prices," *American Journal of Agricultural Economics*. 65: 303-307.
- Chambers, R. G. and R. E. Just, 1982. "An Investigation of the Effect of Monetary Factors on U.S. Agriculture," *Journal of Monetary Economics*. 9: 235-247.
- Dickey, D.A. and W.A. Fuller, 1979. "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of Business and Economic Statistics*. 4: 455-461.



- Dickey, D.A. and W.A. Fuller., 1981. "Likelihood Ratio Statistics for autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*. 49: 1057-1072.
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger, 1987. "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*. 55: 251-276.
- Frankel, J., 1986. "Expectations and Commodity Price Dynamics: The Overshooting Model," *American Journal of Agricultural Economics*. 68: 344-348.
- Granger, C.W.J., 1987. "Developments in the Study of Cointegration Economic Variables," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 48: 213-228.
- Hughes, D.W. and J.B. Penson, Jr., 1980. "Description and Use of a Macroeconomics Model of the U.S. Economy which Emphasizes Agriculture," *Pub. No. DTR 80-85*, Texas A & M University.
- Johansen, S., 1988. "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic and Control*. 12: 231-254.
- Johansen, S., 1991. "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*. 59: 1551-1580.
- Johansen, S. and K. Juselius., 1990. "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 52: 169-210.
- Johansen, S. and K. Juselius., 1992. "Testing Structural Hypothesis in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK," *Journal of Econometrics*. 53: 211-244.
- Lai, C. C., S.W. Hu, and V. Wang, 1996. "Commodity Price Dynamics and Anticipated Shocks," *American Journal of Agricultural Economics*. 78: 982-990.
- Nelson, C.R. and C.I. Plosser (1982) "Trend and Random Walks in Macroeconomic Time Series," *Journal of Macroeconomics*. 10: 139-162.
- Phillips, P.C.B., 1987. "Time Series Regression with a Unit Root," *Econometrica*. 55: 277-301.



- Phillips, P.C.B and P. Perron, 1988. "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*. 75: 335-346.
- Rausser, G., 1985. "Macroeconomics of U.S. Agricultural Policy," *Occasional Pap.*, American Enterprise Institute for Public Policy, Washington DC.
- Said, S. E. and D. A. Dicky, 1984. "Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order," *Biometrika*. 7: 599-607.
- Saini, K.G., 1982. "The Monetarist Explanation of Inflation: The Experience of Six Asian Countries," *World Development*. 10: 871-884.
- Sims, C.A., 1980. "Macroeconomics and Reality," *Economics*. 48: 1-48.
- Toda, H.Y. and P.C.B. Phillips, 1993. "Vector Autoregression and Causality," *Econometric Review*. 6: 1367-1393.
- Zivot, E. and D. Andrew, 1992. "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock and the Unit Root Hypothesis," *Journal of Business and Economics Statistics*. 10: 271-287.



## The Impacts of Changing in Money Supply and Prices of Imported Commodity on the Prices of Taiwan Agricultural and Industrial Products in the Short and Long Run : A Cointegration Approach

Hsiang-Hsi Liu and Te-Chia Hung\*

*This study tries to examine the impacts of changing money supply and prices of imported goods on Taiwan agricultural and manufacturing prices in the short- and long-run.*

*The empirical results indicate that, in the long-run, if increasing money supply lends domestic price inflation, it is caused by the raising agricultural prices more than by manufacturing prices. If prices of imported products cause domestic price inflation, it is most taken into account by the raising prices of industrial commodities.*

*In the case of short-run dynamic process, changing in money supply may not cause both the agricultural and manufacturing prices to boom, the raising prices of agricultural products is mainly due to the volatility of its lagged prices while the raising prices of manufacturing goods is most caused by the increases of lagged prices for agricultural commodities and the raising prices of imported material and goods.*

**Keywords:** *money supply, prices of imported commodity, price of agricultural and manufacturing products, cointegration, vector error correction model*

---

\* Hsiang-Hsi Liu, Professor and Chairperson, Department of Cooperative Economics National Taipei University.

Te-Chia Hung, Master of Economics, National Chung-Hsing University.

