

台灣購買力平價說的檢定^{*}

曹添旺·林金龍·朱美麗^{**}

本文建立一個可供實證分析的小型開放經濟模型，探討新台幣對美元匯率的決定因素。近年來的文獻雖考慮到變數具有單根的問題，應用 Johansen 的共整合分析，但由於該分析方法高度複雜，導致理論模型與實證方法不易緊密結合。本文嘗試建立一個結合理論模型與實證方法的分析架構，藉此檢定實證資料是否合乎計量理論的假設，以提高檢定結果的可靠性。本文先設立一個資本不完全移動的小型開放經濟總體隨機模型做為分析的基礎，並介紹共整合分析的計量理論，及其與經濟模型間的關係。我們利用台灣地區 1981 年 1 月至 1995 年 10 月間的月資料，檢驗匯率與其他總體變數間的長期均衡關係，據以檢定長期購買力平價說在台灣是否成立。實證結果發現，台灣的匯率與其他重要總體變數有共整合的關係，且檢定的結果支持長期購買力平價說。

一、前言

1973 年布萊頓森林體制（Bretton Woods System）崩潰後，繼之而起的是浮動匯率制度；自浮動匯率制度實行至今，各主要通貨在外匯市場上經常出現大幅波動。Dornbusch（1976）首先分析在一具有匯率預期的小型開放經濟體系下，資產市場瞬間調整而商品市場價格於短期僵固時，面臨未預期到衝擊，匯率過度調整（overshooting）的現象。此一匯率短期過度調整的論點曾由 Driskill（1981b）利用瑞士法郎與美元的資料加以驗證；但長期而言，匯率、物價和貨幣供給同比例變動，具有貨幣中立性的特性。就小型開放經濟體系而言，長期貨幣中立性也隱含相對購買力平價說成立。其實匯率的決定有不同的理論，購買力平價說（purchasing

* 作者感謝國科會的補助(NSC-84-2415-H-001-019)，陳秀淋教授在台灣經濟學會 1999 年會上的指正，兩位匿名評審的評論與建議及助理劉芑嫩的協助。

** 作者分別為中央研究院中山人文社會科學研究所研究員、中央研究院經濟研究所研究員與國立政治大學經濟系教授。

power parity) 即是其中之一。一般而言, 購買力平價說在短期不易成立, 長期則比較容易成立, 因為在短期資訊的不完全、契約的限制等, 皆使商品價格不易調整, 但在長期, 若國內外產品具替代性, 則價格的調整將使購買力平價說趨向成立。但 Papell (1988) 則認為 Driskill (1981b) 單獨估計匯率方程式是不正確的, 匯率和物價既然是由同一經濟體系決定, 就應考慮經濟體系特性所加諸匯率方程式的限制。但 Papell (1988) 與 Driskill (1981b) 這兩篇論文皆忽略了時間序列資料不穩定可能產生的假性迴歸, 或錯誤的極限分配之問題。Driskill et al. (1992) 雖注意到此一問題的存在, 對變數取差分, 以解決資料不穩性的問題, 卻也喪失掉變數間的長期關係。

Granger (1981) 曾提出共整合的概念, 指出各變數雖然有不穩定的特性, 但若其線性組合為定態, 則這些變數間存在共整合關係。Engle and Granger (1987) 更進一步提出檢定共整合關係的方法; 但此一方法雖簡單易行, 卻不適用於多變數的分析。晚近, Johansen (1988, 1991, 1995)、Johansen and Juselius (1990) 運用多變量的向量自我迴歸誤差修正模型, 彌補了 Engle and Granger 方法的缺點; 不但導出共整合向量的最大概似估計量, 且可對經濟理論所設定的係數限制, 進行檢定。MacDonald and Taylor (1991) 曾利用 Johansen 的方法檢定貨幣學派模型中, 匯率與其他變數的關係, 發現在長期匯率與貨幣存在共整合的關係; 此外, MacDonald and Taylor (1994) 則進一步發現貨幣學派所隱含模型估計係數的限制不成立。

從計量理論的觀點來看, 我們可以用結構式 -- 共整合 (structural-cointegration) 或縮減式 -- 共整合 (reduced-form cointegration) 來建構理論及實證模型。關於前者, 需要加入足夠的限制式以推導出可認定的模型, 作估計及統計檢定。不同的學派理論, 主張不同的先驗的限制條件, 而不同的限制條件往往就導致不同的結果, 實證分析的影響反而不重要, 請參閱 Hsiao (1998)。至於後者, 則當共整合向量大於 1 時, 會有共整合向量不唯一, 估計值無法從事經濟意義詮釋的限制。但本文的目的在透過共整合向量限制式的檢定, 以驗證匯率方程式中所隱含的購買力平價說是否適用於台灣, 而多個共整合向量對於檢定共整合向量限制式的統計量只影響維度, 對極限分配則沒有影響。若真的要探討共整合向量

的經濟意義，則可應用 Hall (1999) 所提出的一套如何結合經濟理論與共整合計量分析的實證程序。我們將在未來進一步從事此一方面的研究。

國內以 Johansen 方法探討新台幣對美元匯率決定的則有 Wu and Lin (1993)、劉苓熾(1994)、吳致寧(1995)、朱美麗、曹添旺與簡美瑟(1996)與杜滿足(1997)等文。除吳致寧(1995)曾以共整合向量的限制條件，檢驗前瞻理性預期假說是否成立外，其他文獻多著重於驗證匯率理論模型中變數的長期關係，尚未有實證研究經由係數檢定，驗證購買力平價說是否成立。本文擬彌補此一方面研究的不足：將購買力平價說成立的條件，透過模型的建構，反應在共整合係數的限制，進而檢定相關的共整合向量限制式，以了解這項假說是否能得到實證上的支持。此一研究的優點是，在檢定購買力平價說時，同時考量到整個經濟體系的特性，相較於以往直接經由名目匯率、相對價格，或者經由實質匯率來驗證購買力平價說的研究，本文檢驗匯率方程式共整合向量限制式的方式，能一併將相關市場特性納入考量。

本文的研究方法如下：首先從一理性預期的開放經濟理論模型中先求得匯率、物價與其他變數的長期關係式，以及購買力平價說所隱含的係數限制條件，再經由共整合分析，以驗證理論模型中所隱含的匯率、物價與其他經濟變數的長期關係，以及係數限制是否成立。

本文共分六節，除本節前言外，第二節以 Frankel and Rodriguez(1982)一文為基礎，建立一理性預期，且資本不完全移動的小型開放不連續總體隨機模型，做為實證分析的基礎。第三節和第四節分別詳細且完整的介紹共整合分析的計量理論與實證步驟。第五節先進行單根檢定，再以共整合分析驗證匯率方程式變數間的長期關係，並進一步檢定購買力平價說所隱含係數間的限制是否成立。第六節則將研究結果歸納成結論。

二、理論模型

本文的理論模型主要參照 Frenkel and Rodriguez (1982)，將 Dornbush (1976) 改為資本不完全移動的情況；並且利用 Driskill (1981a, b) 不連續變數的處理技巧，建立一個可供實證研究的小型開放總體隨機模型。茲將模型的設定說明如下：

貨幣市場

$$m_t - p_t = \varsigma y_t - \xi i_t. \quad (1)$$

式(1)為貨幣市場均衡式，式中 m 、 y 、 p 和 i 分別代表貨幣供給、實質產出、物價和名目利率。模型中除利率外，經濟變數若取對數，則以小寫字母表示，未取對數，則以大寫字母表示（以下類同）；此外，下標‘t’代表時間，國外變數則加以上標‘*’。根據式(1)可以推導：

$$i_t = \frac{1}{\xi} (p_t + \varsigma y_t - m_t), \quad (2)$$

財貨市場

$$d_t = \upsilon y_t - \Psi \gamma_t + \omega(e_t + p_t^* - p_t) + \theta y_t^*, \quad (3)$$

$$\gamma_t = i_t - (E_t p_{t+1} - p_t), \quad (4)$$

$$p_{t+1} - p_t = b(d_t - y_t). \quad (5)$$

式(3)中， d 為本國對商品的總需求， r 為實質利率， e 為匯率（定義為每單位外幣的國幣價格）， p^* 、 y^* 分別代表國外物價水準與國外實質產出，假設其為給定的外生變數。式(4)說明實質利率等於名目利率減去預期通貨膨脹率，其中 $E_t p_{t+1}$ 是在第 t 期對 p_{t+1} 的預期；式(5)為物價調整方程式。將式(3)代入式(5)可得

$$p_{t+1} - p_t = b[(\upsilon - 1)y_t - \Psi r_t + \omega(e_t + p_t^* - p_t) + \theta y_t^*], \quad (6)$$

將式(2)和(4)代入式(6)，整理可得：

$$p_{t+1} = \left[b(\upsilon - 1) - \frac{b\Psi\varsigma}{\xi} \right] y_t + \left(1 - \frac{b\Psi}{\xi} - b\Psi - b\omega \right) p_t + \frac{b\Psi}{\xi} m_t + b\omega e_t + b\omega p_t^* + b\theta y_t^* + b\Psi E_t p_{t+1}. \quad (7)$$

根據上式，我們可以設定：

$$p_t = a_0 y_{t-1} + a_1 p_{t-1} + a_2 m_{t-1} + a_3 e_{t-1} + a_4 p_{t-1}^* + a_5 y_{t-1}^*, \quad (8)$$

對式(8)直接取預期求解 $E_t p_{t+1}$ ，可得：

$$E_t p_{t+1} = a_0 y_t + a_1 p_t + a_2 m_t + a_3 e_t + a_4 p_t^* + a_5 y_t^*, \quad (9)$$

將式(9)代入式(7)，即得：

$$\begin{aligned}
p_{t+1} = & \left[b(\nu - 1) - \frac{b\psi\zeta}{\xi} + b\psi a_0 \right] y_t + \left(1 - \frac{b\psi}{\xi} - b\psi - b\omega + b\psi a_1 \right) p_t \\
& + \left(\frac{b\psi}{\xi} + b\psi a_2 \right) m_t + (b\omega + b\psi a_3) e_t + (b\omega + b\psi a_4) p_t^* \\
& + (b\theta + b\psi a_5) y_t^*,
\end{aligned} \quad (10)$$

根據式(10)取前一期，可以推導 p_t 如下：

$$\begin{aligned}
p_t = & \left[b(\nu - 1) - \frac{b\psi\zeta}{\xi} + b\psi a_0 \right] y_{t-1} + \left(1 - \frac{b\psi}{\xi} - b\psi - b\omega + b\psi a_1 \right) p_{t-1} \\
& + \left(\frac{b\psi}{\xi} + b\psi a_2 \right) m_{t-1} + (b\omega + b\psi a_3) e_{t-1} + (b\omega + b\psi a_4) p_{t-1}^* \\
& + (b\theta + b\psi a_5) y_{t-1}^*,
\end{aligned} \quad (11)$$

比較式(8)與式(11)之係數，可以求出

$$\begin{aligned}
a_0 &= \frac{b(\nu - 1) - \frac{b\psi\zeta}{\xi}}{1 - b\psi} < 0, \\
a_1 &= \frac{1 - b\psi - \frac{b\psi}{\xi} - b\omega}{1 - b\psi} < 0, \\
a_2 &= \frac{1 - b\psi - \frac{b\psi}{\xi} - b\omega}{1 - b\psi} < 0, \\
a_3 &= a_4 = \frac{b\omega}{1 - b\psi} > 0, \\
a_5 &= \frac{b\theta}{1 - b\psi} < 0.
\end{aligned} \quad (12)$$

其中， $a_1 + a_2 + a_3 = 1$ [Driskill, 1986b, p.360]。

外匯市場

$$F_t = f(e_t + p_t^* - p_t) - g y_t + h y_t^*, \quad (13)$$

$$K_t = z[i_t - i_t^* - (E_t e_{t+1} - e_t)], \quad 0 < z < \infty \quad (14)$$

$$F_t + K_t = 0, \quad (15)$$

式(13)說明經常帳餘額 F 為相對價格、本國實質產出與國外實質產出的函數。式(14)中， i^* 國外利率，假設其為給定的；該式說明當期資本的淨流入(K)為國內外資產相對報酬率的函數； z 代表資產替代的程度，若 $z \rightarrow \infty$ ，則表示資本完全替代，在此我們只討論資本不完全移動的情況； $E_t e_{t+1}$ 代表第 t 期對 e_{t+1} 的預期。式(15)說明國際收支均衡時，經常帳餘額與資本淨流入之和為零。

將式(13)與式(14)代入式(15)整理可得：

$$(f+z)e_t = zi_t^* + zE_t e_{t+1} - zi_t - fp_t^* + fp_t + gy_t - hy_t^*, \quad (16)$$

將式(2) i_t 與式(8) p_t 的縮減式代入式(16)，並稍加整理，即得：

$$\begin{aligned} e_t = \frac{1}{f+z} & \left\{ zE_t e_{t+1} + \left(f - \frac{z}{\xi}\right) a_3 e_{t-1} + \frac{z}{\xi} m_t + \left(f - \frac{z}{\xi}\right) a_2 m_{t-1} \right. \\ & + \left(f - \frac{z}{\xi}\right) a_1 p_{t-1} + \left(g - \frac{z\xi}{\xi}\right) y_t + \left(f - \frac{z}{\xi}\right) a_0 y_{t-1} + zi_t^* - fp_t^* \\ & \left. + \left(f - \frac{z}{\xi}\right) a_4 p_{t-1}^* - hy_t^* + \left(f - \frac{z}{\xi}\right) a_5 y_{t-1}^* \right\}, \quad (17) \end{aligned}$$

根據式(17)，我們可以進一步設定：

$$\begin{aligned} e_t = \pi_1 e_{t-1} + \pi_2 m_t + \pi_3 m_{t-1} + \pi_4 p_{t-1} + \pi_5 y_t + \pi_6 y_{t-1} + \pi_7 i_t^* \\ + \pi_8 p_t^* + \pi_9 p_{t-1}^* + \pi_{10} y_t^* + \pi_{11} y_{t-1}^*. \quad (18) \end{aligned}$$

假設¹

$$E_t m_{t+1} = m_t, E_t y_{t+1} = y_t, E_t i_{t+1}^* = i_t^*, E_t p_{t+1}^* = p_t^*, E_t y_{t+1}^* = y_t^*, \quad (19)$$

利用式(19)的關係，將式(18)取預期，可得

¹ Driskill (1981a) 也有相同的假設，假設 $m_t, y_t, i_t^*, p_t^*, y_t^*$ 均為服從隨機漫步的數列，以 m_t 為例：

$$m_t = m_{t-1} + \varepsilon_t$$

其中 ε_t 是無序列相關 (serial uncorrelated) 的隨機變數；將上式向前取一期可得：

$$m_{t+1} = m_t + \varepsilon_{t+1}$$

取預期即得 $E_t m_{t+1} = m_t$ 。允許 ε_t 有序列相關，亦即變數為一般的 ARIMA ($p, 1, q$) 會影響模型的短期動態，但不會影響長期均衡分析，詳見第三節的分析。

$$E_t e_{t+1} = \pi_1 e_t + (\pi_2 + \pi_3) m_t + \pi_4 p_t + (\pi_5 + \pi_6) y_t + \pi_7 i_t^* + (\pi_8 + \pi_9) p_t^* + (\pi_{10} + \pi_{11}) y_t^*, \quad (20)$$

將式(20)代入式(17)，整理可得：

$$\begin{aligned} e_t = \frac{1}{f+z-z\pi_1} & \left\{ \left(f - \frac{z}{\xi} + z\pi_4 \right) a_3 e_{t-1} + \left[\frac{z}{\xi} + z(\pi_2 + \pi_3) \right] m_t \right. \\ & + \left(f - \frac{z}{\xi} + z\pi_4 \right) a_2 m_{t-1} + \left(f - \frac{z}{\xi} + z\pi_4 \right) a_1 p_{t-1} \\ & + \left[g - \frac{z\zeta}{\xi} + z(\pi_5 + \pi_6) \right] y_t + \left(f - \frac{z}{\xi} + z\pi_4 \right) a_0 y_{t-1} + z(1 + \pi_7) i_t^* \\ & + [z(\pi_8 + \pi_9) - f] p_t^* + \left(f - \frac{z}{\xi} + z\pi_4 \right) a_4 p_{t-1}^* + [z(\pi_{10} + \pi_{11}) - h] y_t^* \\ & \left. + \left(f - \frac{z}{\xi} + z\pi_4 \right) a_5 y_{t-1}^* \right\}, \quad (21) \end{aligned}$$

比較式(18)與式(21)係數可知， π_1 係下列方程式的穩定根：

$$z\pi_1^2 - (f+z-za_1)\pi_1 + \left(f - \frac{z}{\xi} \right) a_3 = 0, \quad (22)$$

即

$$\pi_1 = \frac{(f+z-za_1) - \sqrt{(f+z-za_1)^2 - 4z\left(f - \frac{z}{\xi}\right)a_3}}{2z}.$$

至於 π_i ($i=2, \dots, 11$) 則可表示如下：

$$\pi_2 = \frac{\frac{a_2}{a_3} z\pi_1 + \frac{z}{\xi}}{f - z\pi_1},$$

$$\pi_3 = \frac{a_2}{a_3} \pi_1,$$

$$\pi_4 = \frac{a_1 \pi_1}{a_3},$$

$$\begin{aligned}
\pi_5 &= \frac{\frac{a_0}{a_1} z\pi_1 + g - \frac{z\zeta}{\xi}}{f - z\pi_1}, \\
\pi_6 &= \frac{a_0}{a_3} \pi_1, \\
\pi_7 &= \frac{z}{f - z\pi_1}, \\
\pi_8 &= -1 \\
\pi_9 &= \pi_1 \\
\pi_{10} &= \frac{\frac{a_5}{a_3} z\pi_1 - h}{f - z\pi_1}, \\
\pi_{11} &= \frac{a_5}{a_3} \pi_1,
\end{aligned} \tag{23}$$

$\pi_1 + \pi_2 + \pi_3 + \pi_4 = 1$ 表示長期購買力平價說成立 (Driskill, 1981a, p368; 1981b, p361)。²在後面的實證分析中，我們將透過此一限制式的檢定，來驗證購買力平價說是否成立。

值得注意的是，本文雖對 p_t , m_t 等變數的動態結構作了一些簡化的假設，而導出長期購買力平價說對式(18)係數的限制，放鬆這些假設雖會影響短期動態，但對長期限限制並無影響，這恰與共整合模型內短期成分與

² 長期均衡時， $e_t = e_{t-1} = \bar{e}$, $p_t = p_{t-1} = \bar{p}$, $m_t = m_{t-1} = \bar{m}$, $p_t^* = p_{t-1}^* = \bar{p}^*$, $y_t = y_{t-1} = \bar{y}$, $y_t^* = y_{t-1}^* = \bar{y}^*$ (變數冠以“-”代表長期均衡值)，將式(23) $\pi_8 = -1$ 和 $\pi_9 = \pi_1$ 的結果代入式(18)即得：

$$(1 - \pi_1)(\bar{e} + \bar{p}^*) = (\pi_2 + \pi_3)\bar{m} + \pi_4\bar{p} + (\pi_5 + \pi_6)\bar{y} + \pi_7\bar{y}^* + (\pi_{10} + \pi_{11})\bar{y}^*, \tag{18a}$$

當外生變數 $\bar{y}$, $\bar{y}^*$ 不變時，利用長期均衡貨幣中立的特性 ($d\bar{m} = d\bar{p}$)，則式 (18a) 可改寫成：

$$(1 - \pi_1)d(\bar{e} + \bar{p}^*) = (\pi_2 + \pi_3 + \pi_4)d\bar{p},$$

因此

$$\frac{d(\bar{e} + \bar{p}^*)}{d\bar{p}} = \frac{(\pi_2 + \pi_3 + \pi_4)}{1 - \pi_1}, \tag{18b}$$

從式(23)中 π_i ($i=1, \dots, 4$) 的解值得知 $\pi_1 + \pi_2 + \pi_3 + \pi_4 = 1$ ，故式(18b)隱含 $d(\bar{e} + \bar{p}^*)/d\bar{p} = 1$ ，換言之， $\sum_{i=1}^4 \pi_i = 1$ ，就表示國內外價格的變動幅度相同 ($d(\bar{e} + \bar{p}^*) = d\bar{p}$)，此隱含長期購買力平價說成立。

長期成分大樣本統計獨立的現象相對應，參閱 Johansen (1991)。

三、共整合分析的計量理論

爲了檢驗購買力平價說是否成立，很自然的，吾人想對式(18)做簡單迴歸，並作 t-test 與 F-test。然而因爲變數間具有單根與共整合，簡單迴歸估計值的極限分配包含三個成分：混合高斯分配，單根分配與常數項。這三個成分使得 t-test 與 F-test 不正確。加入適當的落遲項可以去除常數項；以多變數分析可以去除單根分配；剩下來的混合高斯分配可以轉變成 χ^2 分配 (Johansen, 1991)。因此，需要以多變數並正確的決定共整合向量的個數下，才可以正確的檢定迴歸係數間的關係。Johansen (1988, 1991)，Johansen and Juselius (1990, 1992) 提出最大概似檢定法來檢定單根的數目並導出迴歸參數的極限分配。

(一) Johansen 最大概似檢定法

令 X_t 爲 $n \times 1$ 的 $I(1)$ 向量時間數列，VAR(k)，其誤差修正式爲：

$$\Delta X_t = \mu + \Phi D_t + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-k} + \varepsilon_t, \quad (24)$$

其中 Δ 爲差分運算子，亦即 $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ ， D_t 爲扣除均數後的季節虛擬變數。

(24)式顯示，有 2 種力量可以變動 ΔX_t 。其一爲 $\sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i}$ ，係屬 X_t 的短期自我調整功能；另一則爲 ΠX_{t-k} ，代表前期失衡對本期調整的衝擊，係屬長期關係。 Π 稱爲衝擊矩陣 (impact matrix)，其秩 (rank) 決定 X_t 的性質，是 Johansen 最大概似法中估計與檢定的核心。由 Granger Representation Theorem 可知：

1. 若 $\text{rank}(\Pi) = n$ ，則 X_t 爲平穩的時間序列，
2. 若 $\text{rank}(\Pi) = 0$ ，則 X_t 爲傳統的非平穩 VARMA $(k-1, 1, 0)$ ，沒有共整合，亦即各變數間不存在長期均衡，
3. 若 $0 < \text{rank}(\Pi) = r < n$ ，則隱含 X_t 之間存在 r 個共整合向量，使得 X_t 的線形組合變成平穩的時間數列。由線性代數基本定理可知， $\Pi = \alpha \beta'$ ，其中， α 、 β 皆爲 $n \times r$ 的全秩矩陣， β 即爲 X_t 共整合向

量， α 則為調整速度。

因此檢定共整合即是在檢定 Π 的秩 (r)，虛無假設為

$$H_1: \Pi = \alpha\beta' \quad \text{or} \quad \text{rank}(\Pi) = r$$

Johansen (1988) 提出兩種概似比統計量，trace-test (T)， $\lambda_{\max}$ -test(λ)，以檢定 r 的數值。這兩個統計量的極限分配分別為 $n-r$ 維布朗運動矩陣函數的對角線和及最大特性根。值得注意的是，這兩個極限分配受常數項 μ 的影響。

當 $\mu = 0$ 且在第一階段作迴歸時，不含常數項，

$$T \rightarrow \text{trace} \left\{ \int_0^1 (dU)U' \left[\int_0^1 UU' ds \right]^{-1} \int_0^1 U(dU') \right\},$$

$$\lambda \rightarrow \lambda_{\max} \left\{ \int_0^1 (dU)U' \left[\int_0^1 UU' ds \right]^{-1} \int_0^1 U(dU') \right\},$$

式中 $U(t) = \{U_1(t), \dots, U_{n-r}(t)\}$ 為 $n-r$ 秩的標準布朗運動。

當 $\alpha'_{\perp} \mu = 0$ 時，且

$$-2 \ln(Q; H_1(r) | H_1(r)) \rightarrow \text{trace} \left\{ \int_0^1 (dU)F' \left[\int_0^1 FF' ds \right]^{-1} \int_0^1 F(dU') \right\},$$

$$-2 \ln(Q; H_1(r) | H_1(r+1)) \rightarrow \lambda_{\max} \left\{ \int_0^1 (dU)F' \left[\int_0^1 FF' ds \right]^{-1} \int_0^1 F(dU') \right\},$$

式中， $\lambda_{\max}\{M\}$ 為 M 的對大特徵值， $F(t) = \{F_1(t), \dots, F_{n-r}(t)\}$ ，且

$$F_i(t) = U_i(t) - \int_0^1 U_i(s) ds, \quad (i = 1, \dots, n-r),$$

當 $\alpha'_{\perp} \mu \neq 0$ 時兩個統計量的極限分配同上，但此時

$$F_i(t) = U_i(t) - \int_0^1 U_i(s) ds, \quad (i = 1, \dots, n-r-1),$$

$$F_i(t) = t - 1/2, \quad (i = n-r).$$

(二) 共整合向量 β 的假設檢定

經濟理論模型經常對變數的長期關係做一些假設，Johansen (1988, 1991) 發展出一系列檢定方法，以驗證這些假設。假設我們要檢定對 β 的 c 個限制式是否成立，亦即

$$H_2: \beta = J\phi \quad \text{或} \quad \Pi = \alpha\phi'J',$$

其中， $s = n - c$ ， J 為 $(n \times s)$ 階的已知定數矩陣，而 ϕ 則為一 $(s \times r)$ 階的待估計矩陣。在虛無假設下，概似值比統計量的極限分配為 $\chi^2(r(n-s))$ 。

(三) 經濟理論與共整合分析理論的關聯

共整合分析建立在 VAR 模型之上，在決定經濟變數之後，即以統計準則決定遲延階數及其他參數。但本文的經濟理論模型在對個別變數為隨機漫步的假設下，落遲階數先驗的設定為 1 (式 18)。乍看之下，經濟理論模型與計量理論方法有衝突之處，其實不然。將式(8)與(18)重新整理可得

$$(1 - a_1)p_t = a_0y_t + a_2m_t + a_3e_t + a_4p_t^* + a_5y_t^* + (a_0\Delta y_t + a_1\Delta p_t + a_2\Delta m_t + a_3\Delta e_t + a_4\Delta p_t^* + a_5\Delta y_t^*) \quad (25)$$

與

$$(1 - \pi_1)e_t = (\pi_2 + \pi_3)m_t + \pi_4p_t + (\pi_5 + \pi_6)y_t + \pi_7i_t^* + (\pi_8 + \pi_9)p_t^* + (\pi_{10} + \pi_{11})y_t^* + (\pi_1\Delta e_t + \pi_3\Delta m_t + \pi_4\Delta p_t + \pi_6\Delta y_t + \pi_9\Delta p_t^* + \pi_{11}\Delta y_t^*) \quad (26)$$

式(25)與(26)右邊最後 1 項都只包含各變數的差分項，在原水準變數皆為 I(1)的情況下，此項為 I(0)，亦即為平穩變數。平穩變數在長期趨向平均值不影響長期均衡分析，故得以應用共整合分析法。此亦說明假設各變數為隨機漫步係為簡化理論分析，不會影響長期均衡分析。

四、共整合分析的實証步驟

由上節中的理論分析得知，要用實際資料檢定經濟體系是否存在長期均衡及經濟理論是否成立，必需遵循下述步驟：

1. 檢定個別變數是否有單根，以確保檢定量極限分配維度的正確性，
2. 選擇 VAR 的階數 k ，消除殘差自我相關，
2. 做 *Trace* 與 λ_{max} 檢定，決定共整合向量的個數，
4. 作遞迴分析 (recursive analysis) 確保在研究期間經濟體系沒有顯

著的結構變動，

5. 檢定經濟理論的適用性。

現在分別詳述如下：

(一) 單根檢定

以共整合向量維度概似值比來決定該向量單根的數目。就理論上而言，Johansen 的方法可以容許 $I(1)$ 與 $I(0)$ 的變數並存，每增加 1 個 $I(0)$ 變數，共整合向量則增加 1。但 $I(1)$ ， $I(0)$ 並存將使得對共整合長期均衡的詮釋變得十分複雜，最好避免。要決定單根的數目有兩種方法：第一為在進行共整合分析前作個別變數單根檢定，第二則為在共整合系統中檢定共整合向量是否為單位向量的倍數，亦即是否某個別變數為 $I(0)$ 。前者以 $I(1)$ 為虛無假設，以單變數作檢定；後者則以 $I(0)$ 作為虛無假設，在多變數中檢定某變數是否有單根。兩種方法各有優缺，很難直接比較。本文選擇第一種方法，亦即利用 Dickey & Fuller (1981) 提出的擴大型單根檢定法 (Augmented Dickey-Fuller Test, ADF) 進行檢定。理由是，Johansen 的方法可以看成 ADF 檢定的多變數延伸，如此前後一致。

單變數模型如下：

$$\Delta Y_t = \mu + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{n-1} a_i \Delta Y_t + \varepsilon_t,$$

虛無假設設為 $H_0: \rho = 0$ ，此時， $\mu = 0$ 。

至於在 ADF 檢定中遲延階數 k 的選取，在考慮精簡模型原則及有效檢力的前提下，我們選擇使得殘差項得以通過白干擾檢定最小的 k 值。

(二) VAR 階數的選定

VAR(k)模型的基本假定為，各方程式的殘差項必需是無序列相關的白噪音 (white noise)，因此我們必需謹慎地選取 VAR 適當的遲延階數， k 。至於 k 的選取，若選的太大，將因自由度的減少而有損檢力；若 k 選的太小，則干擾項有殘餘自我相關，各檢定量的極限分配會出現搗亂參數 (nuisance parameters)。文獻對於如何選取最適的 k 並無定論，常用的 AIC, BIC 及其他情報係數準則，著眼於模型的預測能力，與本文的

著重假設檢定的精神不同。在精簡模型的原則與有效檢力的考量下，我們選擇使得殘差項為白干擾的最小 k 值。先從 $k=1$ 開始，若殘差通過序列相關檢定則令 $k=1$ ，否則將 k 加 1。重覆步驟一直到通過序列相關檢定為止。至於序列相關檢定，本文採用多變數的 Ljung-Box 檢定與兩種 LM 檢定，詳細定義請參閱 Johansen (1995)。

(三)共整合向量個數的確定

如前所述，常數項的性質會影響檢定量的極限分配。Johansen (1992) 提出一種共同決定常數項與共整合向量個數的方法，其程序如下：將式(24)加入時間趨勢得

$$X_t = \mu + \delta t + \Phi D_t + \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \cdots + \Pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t,$$

由對於常數項與時間趨勢的設定，可得下述 5 種模型：

1. 模型 1：無常數與時間趨勢，即 $\mu = 0, \delta = 0$,
2. 模型 2：共整合內有常數項，即 $\mu = \alpha\beta'_0, \delta = 0$,
3. 模型 3：共整合外有常數項，即 $\mu \neq 0, \delta = 0$,
4. 模型 4：共整合內有時間趨勢，即 $\mu_0 \neq 0, \delta = \alpha\beta'_1$,
5. 模型 5：共整合外有時間趨勢，即 $\mu \neq 0, \delta \neq 0$,

令 $M_{i,j}, i=0,1,\dots,n, j=1,2,3,4,5$ 代表共整合向量個數為 i 的模型 j 。先由對嚴格的 $M_{0,1}$ 開始，比較 *Trace* 或 L_{max} 統計量與相對應的臨界值表，若拒絕虛無假設，則以 $M_{0,1}, M_{0,2}, M_{0,3}, M_{0,4}, M_{0,5}, M_{1,1}, \dots, M_{n,5}$ 的順序檢定下一個，一直到無法拒絕虛無假設為止。以上述的 Pantula 原則作檢定可以確保各檢定虛無假設間的包容層次性 (hierarchy)，及確保正確的假設檢定第一錯誤誤差。詳見 Johansen (1994)。

至於常態性檢定，本文採用 Doornik and Hansen (1994) 的多變數常態檢定。當 T 趨近無窮大時，該檢定量趨近 χ^2 分配。

(四)遞迴分析

雖然已有若干文獻探討如何檢定共整合的個數與共整合向量是否有結構性變動，如 Hansen (1992)，Zivot and Andrews (1992)，但作者認為這個問題迄今尚未有滿意的答案。Hansen and Johansen 提供了數種統計量，本文選用其中三種分述如下：

1. 遞迴 *Trace* 統計定量，檢查由 T_0 到 T 的子樣本所算出的 *Trace* 統計量有無 rank 發生變化，

2. 遞迴 *eigenvalue* 統計量，查驗 *eigenvalue* 是否隨時間作大幅度變化。

3. 共整合向量不變檢定，虛無假設為 $H_{\beta\tau}: \bar{\beta} \in sp(\beta_\tau)$, $\tau = T_0, \dots, T$ ，式中 $\bar{\beta}$ 為部份樣本所計算出來視為已知的常數。檢定量為

$$-2 \ln(Q(H_{\beta\tau} | \bar{\beta}(\tau))) = \tau \sum_{i=1}^r (\ln(1 - \hat{\rho}_i(\tau))) - \ln(1 - \hat{\lambda}_i(\tau)), \quad \tau = T_0, \dots, T,$$

式中 $\hat{\rho}_i(\tau)$ 與 $\hat{\lambda}_i(\tau)$ 分別為虛無假設及對立假設下的適當矩陣的特性根。當樣本趨近無窮大時，該統計量趨近自由度為 $(n-r)r$ 的 χ^2 。

(五) 檢定經濟理論的適用性

對任一非奇異矩陣 A ，定義 $\tilde{\beta} = \beta A$ 。若 β 為共整合向量，則 $\tilde{\beta}'X_i = A'\beta'X_i \sim I(0)$ 。隱含 $\tilde{\beta}$ 亦為共整合向量。此時 $\tilde{\alpha} = \alpha A^{-1}$ 且 $\Pi = \tilde{\alpha}\tilde{\beta}'$ 。若 β 的 rank 大於一，則在適當的選擇 A 可隨意變動 β 組成元素的符號與大小。亦即 Π 的分解並非唯一，故必須再加上標準化條件才可得解。Reinsel & Ahn 假設 $\beta' = [I_r, \beta^*]$ ，亦即，最後 $n-r$ 個變數非共整合向量。Johansen 則採用 $\beta'S_{kk}\beta = I$ 。上述非唯一解的效果為，在理論上，我們無法解釋與檢定個別係數的符號與大小。任何有效的檢定都必須不受 A 的影響。為了滿足這個條件，參數限制需為齊次式。若然，則 $R\beta = 0$ 則 $R\tilde{\beta} = R\beta A = 0$ 。合乎這個條件的假設可以分成兩種型態。其一為對共整合向量的全面性限制，例如 $\beta'_i = (a_i, -a_i, *, \dots, *)$, $i = 1, \dots, r$ 。此限制式可表為

$$\beta = H\Phi \text{ 或 } R'\beta = 0,$$

式中 H 與 R 分別為 $(n-s, r)$ 與 (n, s) 維度的已知係數矩陣， Φ 為 (s, r) 的未知參數矩陣， $n-s$ 為限制數目。在上例中，

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & \cdots \\ -1 & 0 & 0 & \cdots \\ 0 & 1 & 0 & \cdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots \end{pmatrix}.$$

第二種型態的限制式屬認定型或超認定型 (identifying or over-identifying) 限制式，如欲檢定 $(1, 1, 0, \dots, 0)$ 是否為一共整合向量。此時

$$\beta = (H_1\phi_1, H_2\phi_2),$$

式中 H_1 與 H_2 分別為 (p, s_1) 與 (p, s_2) 的已知係數矩陣，而 ϕ_1 與 ϕ_2 為 $(s_1, r_1), (s_2, r_2)$ 的未知參數矩陣且 $r = r_1 + r_2$ 。在本例中，

$$H_1 = \begin{bmatrix} 1 \\ -1 \\ \vdots \end{bmatrix}, \quad H_2 = I_n,$$

關於第二種型態限制的概似值比檢定量的極限分配，請參閱 Johansen and Juselius (1994)。

在結束本節之前，我們簡單的分析結構性共整合。很自然的，我們希望對共整合向量的係數符號與大小賦予經濟意義。然而經濟理論係屬結構式，而 VAR 則屬縮減式，除非吾人對結構式賦與各類限制，使得該模型為可認定的，否則我們無法由縮減式的估計結果推估結構式的係數。意即，要作結構式的共整合分析，我們必需(1)加限制性，使該模型為可認定的及(2)明確設定遲延階數。這兩者都是時間數列分析者所極力避免的。共整合向量的係數，在沒有其他事前情報的輔助下，不具有經濟意義（參閱 Wickens (1996)）。

五、實証資料與結果

(一)實證資料

由第二節的理論分析可知，影響匯率決定的市場要素包括本國與外國的產出、物價、本國的貨幣供給與外國的利率；本文以台灣與美國的實際資料，來檢視這些市場機要對新台幣對美元匯率的影響。雖然台灣是從 1979 年 2 月開始實施浮動匯率制度，但為求貨幣需求函數的穩定，故以 1981 年為實證研究的起點（吳中書，1986）。研究期間從 1981 年 1 月至 1995 年 10 月。台灣所使用的資料均來自教育部 EPS 電子資料庫的月資料庫，取自「台灣地區國際貨幣基金格式資料庫」，美國的資料則取自「國際貨幣基金資料庫」。其中 e 為新台幣/美元的即期匯率，由於無法取得台灣（美國）產出的月資料，因此， $y(y^*)$ 以本國（美國）的工業生產指數當作代理變數； $p(p^*)$ 為本國（美國）的消費者物價指數（CPI）；

m 則為本國貨幣供給， M_2 。所以使用 M_2 的原因是其資料與 M_1 比較相對穩定；而國外利率， i^* ，所以使用三個月期美國國庫券的利率，是因其較能反映國際金融市場利率的變化。此外，台灣、美國的工業生產指數及消費者物價指數均以 1991 年為基期平減；除了利率外，各變數均以自然對數的形式表示之。另外，我們在實証模型中加入 11 個季節虛擬變數，以檢定模型是否有季節性的變動。

(二)單根檢定

各變數水準值與差分值的單根檢定的結果列於表 1 中。很明顯的所有的變數的水準值都無法拒絕單根的虛無假說，而差分項均全部則拒絕單根的假定。³由此檢定結果，我們可以認定模型中所使用的變數均為 $I(1)$ 的時間數列。

(三)實證結果

在檢視不同 k 值下的 LB ， $LM(1)$ ，與 $LM(4)$ 的統計量，我們發現 $k=3$ 是最佳的選擇，其結果列於表 2。 LB ， $LM(1)$ ， $LM(4)$ 殘差自我相關檢定的 p 值分別為 0.11，0.78 與 0.06，顯示殘差無顯著自我相關。唯個別方程式及系統的常態檢定量，都顯著違反常態分配的假定。然而基於(1)過去國內外的實證研究很少得到常態的殘差，(2)統計量極限分配的結果不受非常態殘差的影響，與(3)Gonzalo (1994)蒙地卡羅的結果，顯示非常態殘差對小樣本下臨界值的影響不大，因此非常態殘差不會影響我們的分析。由表 3 的 *Trace* 統計量，顯示在 95%的顯著水準下無法拒絕模型有 4 或 5 個共整合向量的假說，且常數項的設定符合模型 3，亦即 $\alpha'_1\mu \neq 0$ ，因此我們可以認定在此模型中，匯率與這些市場基要之間有 4 或 5 個共整合關係；表 4 伴隨矩陣的估計結果顯示最大 8 個特性根的模數 (modus) 分別為 0.9939，0.9799，0.9799，0.9490，0.9490，0.8741，0.7275，與 0.7275，支持 4 個共整合向量的結果。至於共整合向量，調整係數， Π 的估計值及其 t 值，則分列於表 5 與 6。如前所述，在沒有

³ 嚴格說來，要決定變數單根的個數，為了確保檢定正確的第一類誤差，應先作高階差分的單根檢定，再作水準值的單根檢定，詳閱 Lin (1995)。

其它事前情報下，我們無法直接解釋共整合與調整係數的經濟意義。

圖 1 為 1992：12-1995：10 特性根，*Trace* 統計量與共整合向量的遞迴分析，顯示在該段時間內，並無顯著的結構變動。上述各種診斷檢定顯示，我們的模型合乎共整合分析的各種假設，得以有效的配適台灣的經濟體系。因而，我們得以進行購買力平價說的檢定。值得一提的是，本文中， $\pi_1 + \pi_2 + \pi_3 + \pi_4 = 1$ 的假設雖屬非齊次性，但卻可巧妙的轉換成 p_t 、 m_t 與 e_t 的係數和為 0，亦即共整合向量 $\beta_1 e_t + \beta_2 m_t + \beta_3 p_t + \beta_4 y_t + \beta_5 i_t^* + \beta_6 p_t^* + \beta_7 y_t^*$ 中， $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 0$ 。實證結果，概似值比為

$$TR(\theta : H_2 | H_1) = 2.80$$

與 $\chi^2(7)$ 相比，得 p 值為 0.50，顯示在 5% 的顯著水準下，我們無法拒絕長期購買力平價成立的假說。表 7 與 8 列出購買力平價存在下的共整合向量(β)、調整係數(α)以及長期係數(Π)的估計值，及其 t 值。

台灣有關長期購買力平價說之實證文獻，早期以傳統迴歸分析的有蕭美珠(1983)、蘇富敏(1989)，晚近以共整合概念研究的則有潘璟靜(1992)、許登芳(1993)、陳莉珮(1994)、林道猷(1995)、吳致寧(1995)與杜滿足(1997)。上述文獻中，潘璟靜、許登芳與陳莉珮主要是將相對購買力平價說之型式，利用 Engle and Granger (1987) 的方法檢定匯率與相對價格是否具共整合的關係，潘璟靜(1992)和許登芳(1993)的實證結果棄卻購買力平價說的假說，陳莉珮(1994)的研究則顯示：若物價指數採用消費者物價指數或躉售物價指數，購買力平價說不成立，但若物價指數改採出口物價指數，則購買力平價說成立。吳致寧(1995)則是利用相對購買力平價說之型式，及消費者物價指數，以 Johansen 之共整合方法檢定台灣與各主要工業國家之長期購買力平價說是否成立，在檢定過程中並考慮兩國資料測度誤差；實證結果卻指出，台灣與各主要工業國家間之長期購買力平價說成立。本文則與這些文獻不同，係透過共整合向量係數限制的檢定來驗證購買力平價說，實證結果顯示我們無法拒絕購買力平價說，此與吳致寧(1995)論點一致。

六、結 論

本文以 Frankel and Rodriguez (1982) 一文為基礎，並且利用 Driskill (1981a, b) 不連續變數的處理技巧，建立一理性預期且資本不完全移動的小型不連續總體隨機模型。接著應用共整合分析法，探討台灣小型開放總體經濟中匯率與其他總體經濟變數的關係，並檢驗購買力平價假說是否成立。我們的實證結果發現：

1. 各主要台灣各總體經濟變數都有單根，因此傳統的計量分析結果不正確；
2. 台灣的開放總體經濟中，匯率與其他變數間有共整合關係，亦即存在長期均衡；
3. 台灣的開放總體經濟在研究期間無顯著結構變動；
4. 購買力平價說檢定通過。

我們特別強調經濟理論，計量理論，與實証步驟之間的關聯，確求三者間的一致性。由經濟理論可推得變數之間的關係及限制式；由計量理論可得檢定量的極限分配。我們的實証步驟確定變數單根的個數，VAR 的階數與共整合向量的個數。接著以遞迴分析，確定實際資料無結構變遷；最後再以 χ^2 檢定，驗證經濟理論是否成立。我們相信本文的分析相當嚴謹，實証結果的可靠性很高。

表 1 ADF 單根檢定

變數水準項	τ_{μ}	變數差分項	τ_{μ}
e	-0.48	Δe	-8.96 ⁺
p	0.24	Δp	-4.13 ⁺
y	-1.09	Δy	-4.21 ⁺
m	-2.06	Δm	-11.21 ⁺
i [*]	-2.85	Δi^*	-7.01 ⁺
y [*]	0.24	Δy^*	-10.63 ⁺
p [*]	-1.45	Δp^*	-3.73 ⁺

說明：+代表在 95%水準下顯著

表 2 設定殘差檢定

單 一 方 程 式				
方程式	標準差	偏態	峰態	常態檢定 χ^2
1	0.0089	-0.5913	5.9077	30.84
2	0.0071	0.5173	3.4341	7.70
3	0.0330	-0.4040	6.0223	38.31
4	0.0071	0.1345	4.0497	9.31
5	0.0016	0.0788	4.1880	11.35
6	0.0052	0.1194	3.1356	1.86
7	0.4108	-0.6819	10.1876	114.17
系 統				
殘差無自我相關檢定				
LB(43)	CHISQ(1981)	=	2095.323	p-val=0.11
LM(1)	CHISQ(49)	=	41.172	p-val=0.78
LM(4)	CHISQ(49)	=	65.165	p-val=0.06
常態檢定				
	CHISQ(14)	=	207.715	p-val=0.00

*Shenton-Bowman 常態檢定量 (參閱 Doornik & Hansen (1994))

表 3 共整合向量個數的決定

特 徵 根						
r	n-r	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五
0	7	0.8125	0.4244	0.2630	0.2806	0.2723
1	6	0.5676	0.2347	0.2039	0.2128	0.2063
2	5	0.2926	0.2031	0.1765	0.1794	0.1348
3	4	0.1757	0.1086	0.1054	0.1346	0.1056
4	3	0.1073	0.0873	0.0864	0.1011	0.0903
5	2	0.0893	0.0657	0.0577	0.0730	0.0612
6	1	0.0242	0.0462	0.0220	0.0574	0.0001
Trace test						
r	n-r	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五
0	7	574.586	239.484	176.917	201.676	168.551
1	6	281.618	142.813	123.514	144.036	112.929
2	5	134.887	96.008	83.607	102.159	72.505
3	4	74.320	56.273	49.617	67.564	47.159
4	3	40.517	36.164	30.125*	42.273	27.621
5	2	20.660	20.170	14.307	23.623	11.067
6	1	4.289	8.271	3.899	10.349	0.022

說明：模型一～五的臨界值，請參閱 Hansen & Juselius (1995) appendix B, table B1-B5。*被檢定模型三， $n-r=3$ 的 95% 臨界值為 29.376

表 4 伴隨矩陣的特徵根

實數部	複數部	模 數	角 度
0.9939	-0.0000	0.9939	-0.0000
0.9795	0.0296	0.9799	0.0302
0.9795	-0.0296	0.9799	-0.0302
0.9451	-0.0868	0.9490	-0.0915
0.9451	0.0868	0.9490	0.0915
0.8741	0.0000	0.8741	0.0000
0.7184	-0.1150	0.7275	-0.1587
0.7184	0.1150	0.7275	0.1587
0.0432	-0.6185	0.6200	-1.5011
0.0432	0.6185	0.6200	1.5011
-0.5346	0.0000	0.5346	3.1416
-0.1287	0.5173	0.5331	1.8145
0.3391	-0.3630	0.4967	-0.8194
0.3391	0.3630	0.4967	0.8194
-0.3218	-0.3162	0.4512	-2.3650
-0.3218	0.3162	0.4512	2.3650
-0.0199	-0.3350	0.3356	1.6302
-0.1352	-0.1803	0.2253	-2.2143
-0.1352	0.1803	0.2253	2.2143

表 5 共整合向量與調整係數

e	p	y	m	p^*	y^*	i^*
共整合向量量 β'						
1.000	2.121	4.867	-1.213	-1.930	-4.529	-0.138
1.000	-1.040	12.627	-3.108	2.994	-6.912	0.107
1.000	-0.574	-1.142	0.552	0.692	-1.475	0.006
1.000	10.562	2.574	-6.758	37.320	-1.490	0.100
調整係數 α'						
-0.004	-0.004	0.002	0.015	-0.001	0.004	-0.033
-0.008	0.001	-0.039	-0.000	0.001	-0.003	-0.144
-0.010	0.005	0.032	-0.011	-0.006	0.004	0.224
0.002	0.002	-0.003	0.001	-0.000	-0.002	-0.302

表 6 $\Pi = \alpha\beta'$

	e	p	y	m	p^*	y^*	i^*
e	-0.021 (-2.703)	-0.011 (-0.602)	-0.117 (-3.659)	0.014 (1.014)	0.035 (0.566)	0.087 (3.868)	-0.0 (-0.3)
p	0.003 (0.523)	-0.028 (-1.819)	-0.004 (-0.163)	-0.006 (-0.516)	0.070 (1.401)	0.002 (0.112)	0.0 (1.9)
y	-0.009 (0.310)	0.063 (0.912)	-0.499 (-4.233)	0.160 (3.091)	-0.227 (-0.939)	0.220 (2.639)	-0.0 (-2.5)
m	0.005 (0.770)	0.027 (1.821)	0.073 (2.854)	-0.030 (-2.646)	-0.000 (-0.009)	-0.051 (-2.811)	-0.0 (-5.1)
p^*	-0.006 (-4.367)	0.004 (1.141)	0.004 (0.637)	-0.002 (-0.849)	-0.011 (-0.963)	0.008 (1.990)	0.0 (1.1)
y^*	0.003 (0.765)	0.029 (2.641)	-0.018 (-0.986)	0.017 (2.122)	-0.081 (-2.253)	-0.004 (-0.267)	-0.0 (-3.6)
i^*	-0.703 (-1.996)	3.400 (3.929)	-2.731 (-1.857)	2.406 (3.741)	-11.804 (-4.157)	1.924 (1.856)	-0.0 (-1.8)

表 7 限制條件下的共整合向量

e	p	y	m	p^*	y^*	i^*
共整合向量量 β'						
1.000	1.791	7.071	-2.791	1.213	-4.750	-0.201
1.000	0.028	7.922	-1.028	-1.090	-5.737	0.092
1.000	-1.144	-0.346	0.144	2.753	-0.864	-0.009
1.000	-1.652	0.129	0.652	2.279	-3.654	0.088
調整係數 α'						
0.003	-0.003	-0.001	0.011	-0.001	0.003	-0.042
-0.013	0.001	-0.056	-0.002	0.001	-0.003	-0.192
-0.006	0.004	0.028	-0.008	-0.005	0.002	-0.232
-0.003	0.004	0.023	0.002	0.001	-0.003	-1.339

表 8 限制條件下的 $\Pi = \alpha\beta'$

	e	p	y	m	p^*	y^*	i^*
e	-0.026 (-2.583)	0.007 (0.468)	-0.124 (-3.947)	0.019 (2.269)	-0.015 (-0.640)	0.107 (3.080)	-0.0 (-0.9)
p	0.007 (0.831)	-0.016 (-1.398)	-0.010 (-0.416)	0.009 (1.341)	0.016 (0.880)	-0.001 (-0.409)	0.0 (1.3)
y	-0.006 (-0.151)	-0.074 (-1.423)	-0.457 (-3.920)	0.080 (2.540)	0.189 (2.213)	0.216 (1.672)	-0.0 (-0.9)
m	0.004 (0.486)	0.026 (2.296)	0.070 (2.805)	-0.030 (-4.384)	-0.002 (-0.082)	-0.046 (-1.637)	-0.0 (-3.2)
p^*	-0.004 (-2.370)	0.004 (1.531)	0.004 (0.763)	0.000 (0.255)	-0.015 (-3.447)	0.000 (0.034)	0.0 (1.9)
y^*	-0.001 (-0.235)	0.007 (0.893)	-0.009 (-0.461)	-0.006 (-1.206)	0.007 (0.480)	0.016 (0.771)	-0.0 (-2.3)
i^*	-1.805 (-3.938)	2.396 (3.714)	-1.913 (-1.331)	-0.591 (-1.519)	-3.533 (-3.348)	6.396 (4.007)	-0.1 (-3.2)

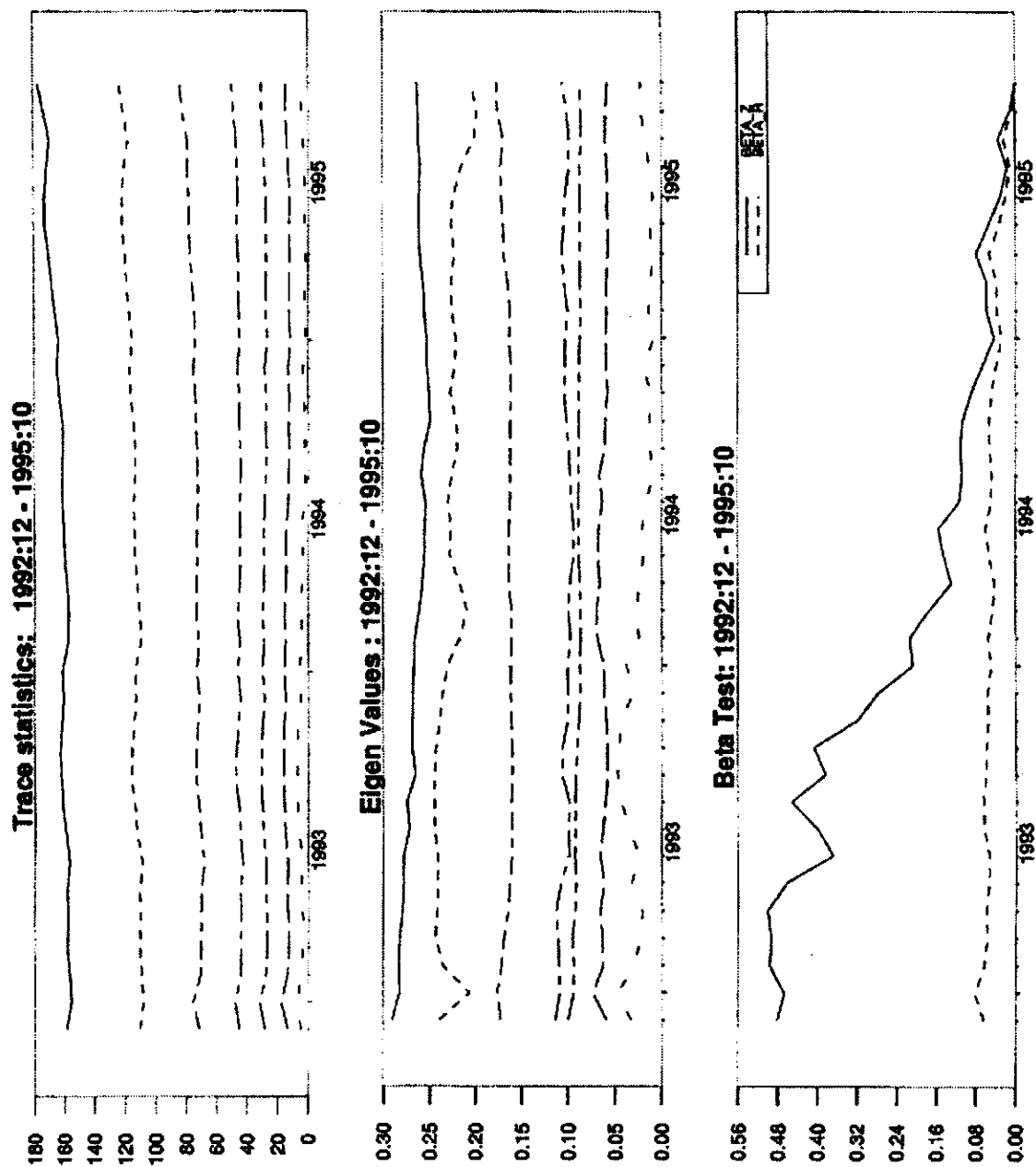


圖 1 穩定性檢定

參考文獻

- 朱美麗、曹添旺與簡美瑟 (1996)，匯率與沖銷干預－台灣的實証研究，《經濟論文叢刊》，24：3，383-411。
- 吳中書 (1986)，台灣短期貨幣需求函數之再探討，《經濟論文》，142：2，155-187。
- 吳致寧 (1995)，貨幣學派之匯率決定模型與匯率預測－臺灣之實證研究，《經濟論文》，23：1，159-187。
- 吳致寧 (1995)，台灣長期購買力平價說之實證研究，《開放總體經濟論文集》中央研究院經濟研究所。
- 杜滿足 (1997)，台灣購買力平價說之實證研究－共整合分析，淡江大學產業經濟研究所碩士論文。
- 林適猷 (1995)，長期記憶與共整合之研究－購買力平價理論之實證分析，中興大學統計研究所碩士論文。
- 許登芳 (1993)，共整合分析與購買力平價說－台灣實證研究，逢甲大學經濟研究所碩士論文。
- 陳莉珮 (1994)，購買力平價檢定暨匯率決定相關因素之探討，淡江大學金融研究所碩士論文。
- 潘璟靜 (1992)，台灣貨幣購買力平價成敗之探討，中正大學國際經濟研究所碩士論文。
- 劉苓嫩 (1994)，新台幣對美元匯率之實證研究－共整合分析方法的應用，政治大學經濟研究所碩士論文。
- 蕭美珠 (1983)，購買力平價論－台灣實證之研究，政治大學國際貿易研究所碩士論文。
- 蘇富敏 (1989)，購買力平價說－台灣實證之研究，文化大學經濟研究所碩士論文。
- Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1981), Likelihood ratio statistics for autoregressive times series with a unit root, *Econometrica*, **49**, 1057-1072.
- Dornbusch, R. (1976), Expectations and exchange rate dynamics, *Journal of Political Economy*, **84**, 1161-1176.

- Doornik, J.A. and H. Hansen (1994), An ominous test for univariate and multivariate normality, Manuscript, Institute of Mathematical Statistics, University of Copenhagen.
- Driskill, R. (1981a), Exchange rate overshooting, the trade balance, and rational expectations, *Journal of International Economics*, 361-377.
- Driskill, R. (1981b), Exchange rate dynamics: an empirical investigation, *Journal of Political Economy*, **89** : 2, 357-371.
- Driskill, R., N.C. Mark and S.M. Sheffrin (1992), Some evidence in favor of a monetary rational expectations exchange rate model with imperfect capital substitutability, *International Economic Review*, **33**, 223-237.
- Engle, R.F. (1982), Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variances of United Kingdom, *Econometrica*, **50**, 987-1008.
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987), Cointegration and error correction : representation, estimation and testing, *Econometrica*, **55**, 251-276.
- Frenkel, J.A. and C.A. Rodriguez (1982), Exchange rate dynamics and overshooting hypothesis, IMF staff Papers, **24**, 1-30.
- Gonzalo, J. (1994), Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships, *Journal of Econometrics*, **60**, 203-233.
- Hall, S.G. and N. Zonzilos (1999), The determination of wage and price inflation in Greece: an application of modern cointegration techniques, presented at the 1999 Spring Meeting of Project Link, Athens, Greece.
- Hansen, R. (1992), Tests for parameter instability in regressions with I (1) regressors, *Journal of Business and Economic Statistics*, **10**, 321-336.
- Hansen, H. and K. Juselius (1995), *CATS in RATS—cointegration analysis of time series*, Evanston: Estima.
- Jarque, C.M. and A.K. Bera (1980), Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals, *Economic Letters*, **6**, 255-259.
- Johansen, S. (1988), Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamic and Control*, **12**, 231-254.

- Johansen, S. (1991), Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector regression models, *Econometrics*, **59**, 1551-1580.
- Johansen, S. (1992), Determination of cointegration rank in the presence of a linear trend, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **54** : **3**, 383-397.
- Johansen, S. (1994), The role of the constant and linear terms in cointegration analysis of nonstationary variables, *Econometric Review*, **13**, 205-229.
- Johansen, S. (1995), *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, New York: Oxford University Press.
- 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**:**2**, 169-210.
- Johansen, S. and K. Juselius (1992), Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK, *Journal of Econometrics*, **53**, 211-244.
- Lai, T.L. and C.Z. Wei (1982), Least square estimates in stochastic regression models with applications to identification and control of dynamical systems, *The Annals of Statistics*, **10**, 154-166.
- Lin, J.L. (1995), Unit root and cointegration : a critical review, manuscript, Institute of Economics, Academia Sinica.
- MacDonald, R. and M. Taylor (1991), The monetary approach to the exchange rate: long-run relationships and coefficient restrictions, *Economics Letters*, **37**, 179-185.
- MacDonald, R. and M. Taylor (1994), The monetary model of the exchange rate : long-run relationships, short-run dynamics and how to beat a random walk, *Journal of International Money and Finance*, **13**:**3**, 276-290.
- Papell, D.H. (1988), Expectations and exchange rate dynamics after a decade of floating, *Journal of International Economics*, **25**, 303-317.
- Papell, D.H. (1992), Exchange rate and price dynamics under adaptive and rational expectations: an empirical analysis, *Journal of International Money and Finance*, **11**, 382-396.

- Papell, D.H. (1994), Exchange rates and prices: an empirical analysis, *International Economic Review*, **35:2**, 397-410.
- Wickens, M. (1996), Interpreting cointegration vector and common stochastic trends, *Journal of Econometrics*, **74**, 255-271.
- Wu, Chung-shu and Jin-lung, Lin (1993), Money, exchange rate and price: the case of Taiwan, in T. Ito and A.O. Krueger eds. *Macroeconomic Linkage: Saving, Exchange Rates and Capital Flows*, Chicago: Chicago University Press.
- Zivot, E. and D.W.K. Andrews (1992), Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit root hypothesis, *Journal of Business and Economic Statistics*, **10**, 251-270.

Purchasing Power Parity: The Case of Taiwan

Tien-Wang Tsaur, Jin-Lung Lin, Mei-Lie Chu

*Sun Yat-Sen Institute for Social Sciences and Philosophy, Academia Sinica
Institute of Economics, Academia Sinica*

Department of Economics, National Chengchi University

This paper constructs a small open economy model with imperfect capital mobility to study the determinants on exchange rate. A testable restriction implied by purchasing power parity is then derived. We next employ the cointegration analysis to test if the purchasing power parity hypothesis holds for Taiwan economy. We examine various diagnostically checking statistics against possible misspecifications and structural breaks to increase the reliability of testing results. There are two main findings in this paper. First, the exchange rate is cointegrated with other macroeconomic variables as is predicated in the theoretical setting. Second, the purchasing power parity holds for Taiwan data.

Keywords: exchange rate, purchasing power parity, cointegration analysis