

## 元太與台北外匯市場門檻共整關係之分析

### Threshold Cointegration in Foreign Exchange Market

萬哲鈺<sup>1</sup> 高崇瑋<sup>2</sup>

#### 摘 要

本文利用門檻共整模型討論元太外匯與台北外匯，兩個台灣銀行間美元交易市場的新台幣美元匯率之門檻共整關係。實證結果指出兩市場個別新台幣美元匯率在進行短期調整時，不但會受到彼此價格差距之影響，在門檻值所劃分的不同區間，其調整速度亦呈現出不對稱性。門檻共整關係否定線性模型下元太外匯價格為弱外生的性質，此顯示台北外匯可透過誤差修正項的調整影響元太市場匯率走勢。透過一般化衝擊反應分析指出，當外匯市場出現外在衝擊後，台北與元太兩個市場約在一週內的時間便可以完成調整過程。

關鍵字：門檻共整、不對稱、匯率、市場整合

---

\*作者感謝評審委員的寶貴意見

<sup>1</sup>淡江大學經濟學系副教授

<sup>2</sup>淡江大學財務金融學系博士班研究生

## 壹、緒論

自 Engle & Granger (1987) 提出共整關係之研究後，共整模型成爲研究非定態時間數列間長期均衡與短期動態調整關係的主要方法。討論名目匯率與兩國物價調整關係的購買力平價說，是共整分析在國際金融領域主要的應用方向之一(註1)。然基於交易成本、商品無法無限分割與異質交易者等因素所造成市場不完整(imperfect)，致使兩國間實質匯率的調整可能出現非線性關係。如 Dumas (1992) 在考慮交易成本後指出，實質匯率偏離購買力平價均衡之誤差項存在非線性均數復回(mean-reverting)現象，實質匯率調整至長期均衡水準之速度會隨其偏離程度而改變。當偏離程度尚未超越交易成本，在無市場套利力量驅使下，實質匯率呈現隨機漫步走勢，直到偏離程度超越交易成本後，實質匯率才會朝其長期均衡進行調整。Kilian & Taylor (2003) 基於市場存在基本分析者(fundamentalists)、技術性分析者(technical analysts)與噪音交易者(noise traders)等異質交易者結構，也指出名目匯率與實質匯率調整至長期均衡狀態之模式具非線性。

此外在檢定購買力平價是否成立的方法上，傳統的單根檢定如 Dickey-Fuller 檢定等，其對立假設爲線性的自我迴歸模式，此隱含著一旦實質匯率偏離長期均衡，其不但會立即進行調整，同時朝均衡調整的速度並不因其偏離程度而有所不同。但若實質匯率具有非線性調整之性質，上述傳統驗證購買力平價成立與否的方式便有待商榷。爲此 Obstfeld & Taylor (1997) 透過 Tong (1990) 門檻自我迴歸模型(threshold autoregressive model, TAR 模型)，納入交易成本對實質匯率調整之影響效果，發現實質匯率朝長期均衡之調整速度的確與其偏離程度有關。除以調整方式爲間斷轉換之 TAR 模型分析外，根據以上討論實質匯率調整的文獻指出，在面對交易成本的影響下，由 Teräsvirta (1994) 提出之平滑移轉的調整模式應更適用於解釋實質匯率非線性調整的行爲。Michael *et al.* (1997)、Taylor *et al.* (2001) 等，便利用平滑移轉模型(STAR model)來分析實質匯率的調整模式。

共整模型除可探討非定態時間數列間之長期均衡關係外，也可以應用到研究兩個地理位置區隔的市場間是否存在市場整合關係(market integration)。如 Meyer (2004) 的說明，市場整合關係在研究任兩個具水平/或垂直關係之市場間，其價格訊息可互相傳遞之程度。當某市場交易資訊無法充分傳遞並影響至其相對應之另一市場時，兩個市場並不具有整合關係。當二個市場具整合關係時，套利行爲將驅使兩個市場價格存在某種長期均衡關係。自 Barrett (2001)、Barrett & Li (2002) 指出研究市場整合關係必須考慮套利者交易成本後，探討市場整合的文獻亦從過去的線性架構走向非線性架構。Goodwin & Piggott (2001)、Serra &

---

註1：例如 Taylor (1988), Mark (1990), Taylor and McMahon (1988), McNown and Wallace (1989), Choudhry, McNown and Wallace (1991), Corbae and Ouliaris (1988), Kim (1990), Cheung and Lai (1993a, 1993b) 等。

Goodwin(2003)、Meyer(2004)與 Canjels *et al.*(2004)等，便是利用 Balke & Fomby(1997)門檻共整模型(threshold cointegration models)的概念與方法，討論不同市場間之價格間的長期關係與短期調整行爲。

Tsay(1989)、Tsay(1998)、Chan(1993)與 Hansen(1996)等，皆爲分析門檻與估計門檻模型之文獻。本文將利用 Tsay(1998)多變數門檻模型探討台灣外匯交易市場中，分別由台北外匯經紀商及元太外匯經紀商(註2)所構成的銀行間美元交易市場，是否存在市場整合關係。既有文獻尚未從門檻共整角度探討新台幣美元匯率的動態調整過程，然鑑於台灣外匯市場自 1998 年 5 月成立第二家外匯經紀商—元太外匯後，國內銀行間的美元交易價格已出現台北、元太分別報價現象，且元太外匯的交易金額比重也隨市場成交總額快速成長而顯著提高。根據統計，兩市場成交總金額在 1999 年至 2005 年 7 月間成長 2.42 倍，其中元太外匯的成交比重由 20%提高到 30%，同期間台北外匯的市場佔有率則由 80%左右下降到 70%以下，顯示元太外匯的擴張速度及其對匯率決定的影響力有逐漸提高之趨勢。應用共整關係切入研究，除可討論兩市場價格之長期關係外，亦可透過誤差調整關係，分析兩市場的新台幣美元匯率之短期動態調整模式。由於這兩個市場交易的商品均爲美元，若市場間存在整合關係與反應交易成本產生的影響，則當兩個市場間匯率差距過小時，市場上並不會出現套利行爲，此時個別市場的匯率走勢並無一定關係存在。然一旦市場間的匯率差距超越交易成本所形成之門檻後，在套利行爲驅使下，將促使兩市場匯率變動朝其長期均衡關係進行調整。若以上推論成立，台北及元太外匯市場間的新台幣美元匯率走勢變化應存在非線性門檻共整關係。

此外，台灣中央銀行習慣透過交易比重較高之台北外匯市場進行干預，因此研究台北外匯與元外匯兩個市場間的市場整合關係與價格調整的傳遞過程更將具有重要的政策含意。因爲當兩市場價格不具共整關係時，單一市場的訊息並不會傳遞並影響到另一個市場的價格走勢，此時中央銀行若僅在單一市場進行干預，則僅能影響部分的市場走勢，無法達到其預期的效果。然當兩市場存在市場整合關係時，單一市場的價格走勢將可牽動另一個市場的價格變化，透過誤差修正分析可以驗證市場的短期調整是由兩個市場或某單一市場來主導。因此若門檻共整模型可適用於解釋台北外匯與元太外匯間的匯價調整行爲，則亦將同時解釋中央銀行爲何僅在台北外匯進行干預的現象。

利用 Tsay (1998)的方法進行實證分析發現，台北外匯與元太外匯間的市場收盤價存在一個 3 區間的門檻共整關係，顯示新台幣美元匯率的動態調整行爲確實會受到兩市場價格差距之影響。非線性的門檻效果使兩市場價格的調整出現不對

---

註2：以下的內容將分別以「台北外匯」與「元太外匯」作爲簡稱。

稱情形：當兩市場間的價差(註3)處於低區間時，在朝向長期均衡關係調整過程中，兩市場匯價均會因應價差而進行誤差修正行為，且元太外匯的價格修正速度高於台北外匯。而當價差處於高區間時，元太外匯的匯價具弱外生(weakly exogenous)性，顯示台北外匯的匯價必須擔負主要的價格調整行為。此結論與線性模式下所得到的修正行為不同，線性模式指出元太外匯的匯價具弱外生性，不受台北外匯匯價變動的影響，因而間接否定了中央銀行干預匯市的有效性。然透過模型判斷指標 AIC，本文發現非線性門檻模型的解釋能力優於線性模型，且一般化衝擊反應函數(generalized impulse response function; GIRF)的分析也同時指出，兩市場間的匯價的確存在非線性調整模式。

除緒論外，本文各段落的安排如下：第二節介紹 Tsay(1998)計量模型與分析步驟。第三節說明實證資料與實證結果。第四節利用一般化衝擊反應函數(GIRF)探討非線性模型的均數複回特性。最後則為結論。

## 貳、研究方法

自 Tong(1978)提出 TAR 模型後，Tsay(1989)、Chan(1993)與 Hansen(1996)等，分別提出不同的檢定與估計門檻模型的方法。而 Tsay(1998)將 Tsay(1989)分析單變數的門檻模型方法擴充為多變數的分析模式。Tsay(1998)利用不受擾攘參數影響的排列迴歸與殘差預測值所建立之檢定統計量進行分析，此統計量具漸進卡方分配特性，且適用大樣本之高頻率金融資料。以下將針對 Tsay(1998)之方法，說明多變數門檻共整模型之檢定與估計步驟。

### 一、模型介紹

本文探討元太外匯與台北外匯每日新台幣美元收盤匯率的長期共整關係以及短期修正模式，故模型係以雙變數時間數列進行分析。根據 Tsay(1998)的架構，令  $\mathbf{y}_t = (y_{1t}, y_{2t})'$ ，在門檻變數為  $z_t$  時，具  $k$  個區間之雙變數門檻自我迴歸模型如(1)式：

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{c}_i + \sum_{j=1}^{p_i} \phi_j^{(i)} \mathbf{y}_{t-j} + \sum_{j=1}^{q_i} \beta_j^{(i)} \mathbf{x}_{t-j} + \varepsilon_t^{(i)} \quad \text{if } \tau_{i-1} < z_{t-d} \leq \tau_i \quad (1)$$

其中  $i=1, \dots, k$ ，代表不同的區間。 $d$  為大於零且為正數之延遲參數(delay parameter)，代表市場進行套利所需平均花費的延遲期間。 $\tau_i$  為切割各區間之門檻值，同時滿足  $-\infty = \tau_0 < \tau_1 < \dots < \tau_k = \infty$  之限制。 $\mathbf{c}_i$  為  $(2 \times 1)$  之常數向量。 $\mathbf{x}_t$  為  $v$  維之外生變數向量。 $p_i, q_i$  為各區間變數自我迴歸落後期。干擾項  $\varepsilon_t^{(i)} = \Sigma_i^{1/2} \mathbf{a}_t$ ，其

註3：此價差為元太外匯的收盤價減去台北外匯的收盤價。本文係以此價差做為門檻變數，並以其所區隔之區域分出低、中、高三個區間。詳見實證分析內容。

中  $\Sigma_i^{1/2}$  為一正定對稱矩陣，數列  $\{\mathbf{a}_i\}$  為一不具序列相關之隨機向量，其均數等於零、變異數共變異數矩陣為  $(2 \times 2)$  之單位矩陣。同時門檻變數  $z_i$  必須滿足定態且具連續機率分配之條件。

(1)式中  $z_i$  的設定可藉由經濟理論或實際觀察中加以界定。至於若干參數，如延遲參數  $d$ 、區間個數  $k$  及各區間門檻值  $\Gamma = \{\tau_1, \dots, \tau_{k-1}\}$  等則為未知，其必須經由以下所述之程序加以認定。

## 二、排列迴歸與非線性檢定

在  $t = 1, \dots, n$ 、觀察值數列為  $\{\mathbf{y}_t, \mathbf{x}_t, z_t\}$  以及  $p, q, d$  為已知情況下，可將(1)式以(2)式之迴歸形式予以表示，並利用最小平方法可進行估計。

$$\mathbf{y}'_t = \mathbf{X}'_t \Phi + \boldsymbol{\varepsilon}'_t \quad t = h+1, \dots, n \quad (2)$$

其中  $\mathbf{X}_t = (1, \mathbf{y}'_{t-1}, \dots, \mathbf{y}'_{t-p}, \mathbf{x}'_{t-1}, \dots, \mathbf{x}'_{t-p})'$  為維度等於  $(2p + qv + 1)$  的解釋變數向量。

$h = \max(p, q, d)$ 。  $\Phi$  為參數矩陣。Tsay(1998)文中指出，當不具門檻效果的虛無假設成立時，(2)式中以最小平方法估計出的估計值將可滿足統計推論的需要。反之若門檻效果存在，則這些估計值將具偏誤性。

不過依據 Tsay(1998)的分析也說明，再將觀察值依序排列後，(2)式的估計結果可做為檢定門檻效果是否存在的方法。以(2)式而言，假設門檻變數  $z_{t-d}$  的門檻值落在  $Z = \{z_{h+1-d}, \dots, z_{n-d}\}$  之中。同時將  $Z$  中觀察值由小至大依序排列，令第  $i$  個最小觀察值  $z_i$  的時間指標(time index)為  $t(i)$ ，然後依照門檻變數  $z_{t-d}$  遞增順序所進行的排列迴歸(arranged regression)關係可以寫成：

$$\begin{pmatrix} \mathbf{y}'_{t(1)+d} \\ \mathbf{y}'_{t(2)+d} \\ \vdots \\ \mathbf{y}'_{t(j)+d} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mathbf{X}'_{t(1)+d} \\ \mathbf{X}'_{t(2)+d} \\ \vdots \\ \mathbf{X}'_{t(j)+d} \end{pmatrix} \times \Phi + \begin{pmatrix} \boldsymbol{\varepsilon}'_{t(1)+d} \\ \boldsymbol{\varepsilon}'_{t(2)+d} \\ \vdots \\ \boldsymbol{\varepsilon}'_{t(j)+d} \end{pmatrix} \quad (3)$$

其中  $j = m, m+1, \dots, n-h$ 。(3)式的估計步驟為一遞迴迴歸(recursive regression)之過程，其係由前  $m$  個觀察值開始進行估計，然後再逐步加入一個新的觀察值重新進行估計。依據 Tsay(1998)在模擬分析所做的建議，視所分析變數定態與否， $m$  的值為分別為與  $3\sqrt{n}$  (定態)、 $5\sqrt{n}$  (非定態)最接近之整數值。

然後根據(3)遞迴迴歸過程中每一次的估計結果，計算出向前一期之標準化

預測殘差  $\hat{e}_{t(m+1)+d}$  (註4)。當模型符合線性向量自我迴歸特性時，預測殘差應為白噪音同時與模型之自變數  $\mathbf{X}_{t(i)+d}$  無關。這一點可以(4)式的迴歸式進行檢定：

$$\hat{e}'_{t(l)+d} = \mathbf{X}'_{t(l)+d} \boldsymbol{\Psi} + w'_{t(l)+d} \quad l = m+1, \dots, n-h \quad (4)$$

透過檢定虛無假設  $H_0: \boldsymbol{\Psi} = \mathbf{0}$  是否成立，便等同於在檢定門檻效果的存在與否。當虛無假設被拒絕，此表示模型存在門檻效果，這也使得預測殘差與模型之解釋變數間存在相關性。反之當門檻效果不存在時，則虛無假設便可以成立。為此 Tsay(1998)提出(5)式之檢定統計量進行檢定：

$$C(d) = [n-h-m-(2p+qv+1)] \times \{\ln|S_0| - \ln|S_1|\} \quad (5)$$

其中  $|A|$  代表  $A$  矩陣之行列式值，且

$$S_0 = \frac{1}{n-h-m} \sum_{l=m+1}^{n-h} \hat{e}'_{t(l)+d} \hat{e}'_{t(l)+d}$$

$$S_1 = \frac{1}{n-h-m} \sum_{l=m+1}^{n-h} \hat{w}'_{t(l)+d} \hat{w}'_{t(l)+d}$$

$\hat{w}'_{t(l)+d}$  為(4)式中以最小平方法得出之迴歸殘差。(5)式指出此統計量與門檻變數之落後期參數  $d$  有關。在虛無假設成立前提下， $C(d)$  符合漸進卡方分配特性，其自由度在雙變數情況中為  $2(2p+qv+1)$ 。

利用(5)式  $C(d)$  統計量進行非線性檢定前，各參數值  $p, q$  與  $d$  須為已知。其中可先利用線性向量迴歸模型選定落後期參數  $p, q$  值，至於  $d$  的選擇依據 Tsay(1998)建議，可自一組可能的數值中 ( $d \in \{1, 2, \dots, d_0\}$ ) 分別進行檢定，在這些不同  $d$  值中，選擇使  $C(d)$  最大且具統計顯著性者。

### 三、模型的估計與確認

在決定  $p, q$  與  $d$  值後，接下來必須決定區間個數  $k$  與切割各區間之門檻值  $\Gamma = \{\tau_1, \dots, \tau_{k-1}\}$ 。Tsay (1998)指出可將資料依照  $z_{t-d}$  的散佈區域切成數個子集合，並使用  $C(d)$  統計量檢定各子集合內數列是否分別具有門檻效果，不過此種方式的計算過程較為繁複。因此 Tsay(1998)建議亦可依據實際經濟狀況與經驗而將區間個數  $k$  限定在有限範圍內，例如 2 個或 3 個區間，並利用之 AIC 準則決定最佳之區間個數與門檻值。

在模型參數  $p, q, d, k$  與門檻值均為已知情況下，可將全部樣本個數依照門檻

註4：請見 Tsay(1998)公式(6)。

值寫成門檻自我迴歸模型，如(6)式：

$$\mathbf{y}_i \begin{cases} = \mathbf{X}'_t \Phi_1 + \varepsilon_t^1 & \text{if } z_{t-d} \leq \tau_1 \\ = \mathbf{X}'_t \Phi_2 + \varepsilon_t^2 & \text{if } \tau_1 < z_{t-d} \leq \tau_2 \\ \vdots & \\ = \mathbf{X}'_t \Phi_k + \varepsilon_t^k & \text{if } z_{t-d} > \tau_{k-1} \end{cases} \quad (6)$$

其中  $\varepsilon_t^{(i)} = \Sigma_i^{1/2} \mathbf{a}_t$ 。由於在任一個區間內的解釋變數與估計殘差彼此不具相關性，(6)式中各區間的參數  $\Phi_i$  與  $\Sigma_i$  均可藉最小平方法進行，其結果如(7)式：

$$\hat{\Phi}_i = \left( \sum_t \mathbf{X}_t \mathbf{X}'_t \right)^{-1} \left( \sum_t \mathbf{X}_t \mathbf{y}'_t \right) \quad (7)$$

$$\hat{\Sigma}_i = \frac{1}{n_i} \sum_t \hat{\varepsilon}_t^i \hat{\varepsilon}_t^{i'}$$

其中  $n_i$  代表  $i$  區間內的樣本個數。(8)式為判定(6)式為 2 區間或 3 區間門檻模型與門檻值是否合適所使用的 AIC 公式。

$$AIC(p, q, d, k, \Gamma) = \sum_{i=1}^k \{n_i \ln(|\hat{\Sigma}_i|) + 4(2p + vq + 1)\} \quad (8)$$

最後 Tsay (1998) 建議，在利用(8)式 AIC 準則確定模型區間個數後，必須再依據 AIC 準則針對個別區間內線性方程式之落後期參數  $p$  與  $q$  做再次的修正。

## 參、實證分析與結果

### 一、資料的描述

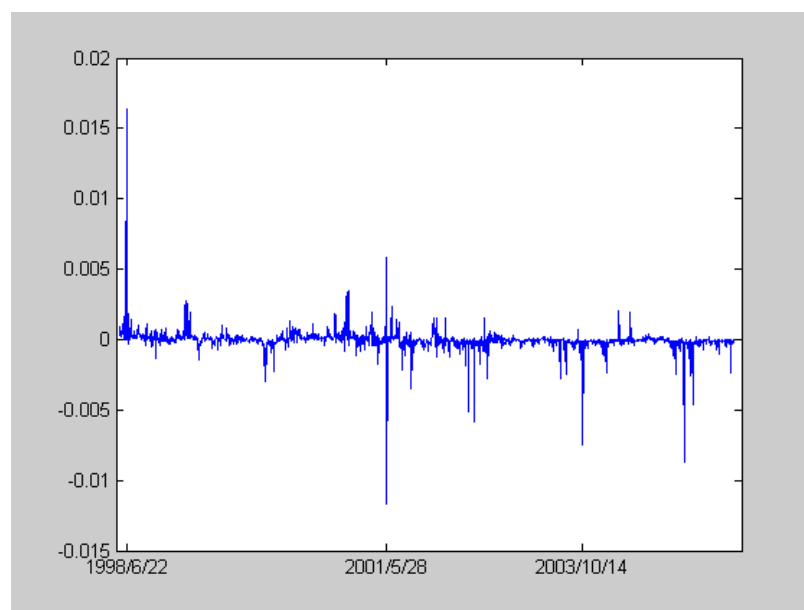
本文利用台北外匯與元太外匯每日新台幣美元匯率收盤價格進行分析，資料期間為 1998 年 5 月 28 日至 2005 年 8 月 19 日，資料取自台灣經濟新報 TEJ 資料庫。由於兩家外匯經紀公司各自使用不同的報價系統與交易系統(註5)，故兩市場每日收盤價格不盡相同，甚至某些交易日期的收盤價會出現明顯差異，如圖 1 元太外匯與台北外匯間的價差變化(註6)。由於中央銀行習慣透過台北外匯的交易系統進行匯率干預行動，故市場人士普遍認為若干大額價差來自央行干預匯市的結果(註7)。

註5：台北外匯經紀公司採用電話報價，成交資訊每 15 分鐘揭露於終端機一次。而元太外匯經紀公司採用聲音報價系統，交易員可即時收聽自喇叭傳出之報價聲。

註6：價差係以元太外匯收盤價減去台北外匯收盤價而得。

註7：例如 1998 年 6 月 23 日工商時報第三版刊出「央行干預 台幣收盤價一升一貶」，新聞內容指出受央行干預影響，台北外匯市場收盤時新台幣升值 2.69 角，但不受央行干預之元太市場新台幣收盤卻貶值 2.83 角，兩市場收盤匯率差距高達 5 角之多。此外，2001 年 5 月 29 日經濟日報第三版指出，中央銀行在全天力守 33.5 元匯價關卡後，於尾盤棄守至 34.5 元，造成匯市爆量重貶。但另一方面，元太市場卻因反應不及，匯率只收在 1 美元兌換 34.1 元新台幣，兩市場價差亦達 4 角之多。再例如 2003 年 10 月 15 日央行在台北外匯市場的動作造成台北與元太兩市場收

圖 1：元太匯價與台北匯價差距



由於本文旨在討論元太外匯與台北外匯兩市場間新台幣美元匯率的長期均衡與短期調整行爲，以下首先利用單根檢定與共整分析驗證兩市場的匯價是否存在長期均衡關係。若結果爲肯定的，將再利用(5)式的檢定統計量驗證兩者間的短期誤差修正行爲是否存在門檻效果。

## 二、實證結果

### (一)、單根與共整合檢定

首先將元太外匯與台北外匯每日新台幣美元匯率收盤價取自然對數，並分別以  $CFE_t$  與  $TFI_t$  表示，其 ADF (augmented Dicky-Fuller) 單根檢定結果如表 1 所示。在 5% 顯著水準下無法拒絕數列爲單根之虛無假設，但經一次差分後，ADF 檢定結果顯示兩數列均已呈現定態，故可知數列  $CFE_t$  與  $TFI_t$  均爲  $I(1)$  的非定態數列。

根據 Balke & Fomby(1997)的分析指出，傳統使用於線性模型中檢定共整關係的方法在門檻效果存在時亦可以適用，故本文分別將採用 Engle & Granger (1987)兩階段共整測試法與 Johansen & Juselius(1990)最大概似法，驗證  $CFE_t$  與  $TFI_t$  間是否具共整關係。表 2 第 1 部分爲 Engle & Granger 兩階段共整測試結果。其中迴歸殘差係來自迴歸式： $CFE_t = \alpha + \beta TFI_t + e_t$ 。在 1% 顯著水準下可拒絕殘差爲單根之虛無假設，此顯示兩數列具共整關係。此共整關係在第 2 部分 Johansen

---

盤價格差距達到 2.54 角，台北匯市收在 34.051 元，元太爲 33.797 元。



最大概似法中亦獲得證實， $\lambda_{\max}$  與 trace 統計量均接受存在一個共整合向量之虛無假設。

表 1：元太外匯與台北外匯匯率對數值單根檢定

變數	落後期	水準項		落後期	一階差分項	
		ADF 檢定統計量	P 值		ADF 檢定統計量	P 值
單根檢定(無漂浮項及趨勢項)						
$CFE_t$	11	-0.632891	0.4433	10	-12.00758	0.0000
$TFI_t$	7	-0.510310	0.4956	6	-14.58836	0.0000
單根檢定(有漂浮項，無趨勢項)						
$CFE_t$	11	-1.710244	0.4259	10	-12.02091	0.0000
$TFI_t$	7	-1.554121	0.5059	6	-14.59367	0.0000
單根檢定(有漂浮項及趨勢項)						
$CFE_t$	11	-1.809857	0.6998	10	-12.01651	0.0000
$TFI_t$	7	-1.606234	0.7906	6	-14.58863	0.0000

註 a. 落後期係根據 Akaike Information Criterion (AIC) 指標而得，最大落後期數為 24。

b. P 值指 Mackinnon (1996) one-sided p-values

Paul *et al.*(2001)、Mastroyiannis & Pippenger(1993)指出不同市場之價格是否具有共整關係的檢定，只能作為市場是否具有完全整合關係(perfect market integration)之必要條件，而非充分條件。欲驗證兩市場存在完全整合關係時，尚須進一步驗證兩數列之共整向量是否為單位向量。進一步針對  $CFE_t$  與  $TFI_t$  間的共整向量係數值進行檢定，由表 2 的內容可知，在 Engle-Granger 共整檢定中可接受虛無假設  $H_0: \alpha = 0; \beta = 1$ 。同時 Johansen 檢定亦可接受共整向量為 [1,-1] 的虛無假設。以上的結果指出，元太外匯與台北外匯兩市場間存在完全整合關係。

在確定  $CFE_t$  與  $TFI_t$  兩非定態時間數列具共整關係後，便可以誤差修正模型分析兩者的短期調整關係。由於本文主要在討論元太外匯與台北外匯間的價格調整是否存在門檻效果，將由  $CFE_t$  與  $TFI_t$  所構成的誤差修正模型與(1)式進行比較可知，此時(1)式中  $\mathbf{y}_t = (y_{1t}, y_{2t})'$  之元素  $y_{1t}$ 、 $y_{2t}$  分別代表數列  $CFE_t$  及  $TFI_t$  之一階差分項，亦即  $y_{1t} = CFE_t - CFE_{t-1}$ 、 $y_{2t} = TFI_t - TFI_{t-1}$ 。外生變數  $x_t$  為  $CFE_t$  與  $TFI_t$  間的誤差修正項，而且  $q=1$ 。至於門檻變數  $z_t$  亦是由  $CFE_t$  與  $TFI_t$  間的誤差修正項構成。這是因為當元太外匯與台北外匯間的匯價差距過大時，市場方會出現套利力量驅使兩個市場的價格朝長期均衡調整，然當此匯價差距未超過一定門檻值時，兩個市場的價格間不具有任何關係。因此元太外匯與台北外匯間的價差亦即誤差修正項，扮演著(1)式中門檻變數的角色。至於延遲參數  $d$  的大小則由(5)式的  $C(d)$  統計量加以決定。

表 2：元太外匯與台北外匯匯率收盤價共整關係檢定

(1) Engle-Granger 共整合檢定結果				
	$\alpha$	$\beta$	$R^2$	
OLS 估計值	0.001074	0.999683	0.999669	
(P值)	(0.4664)	(0.0000)		
對殘差之 ADF 統計檢定量		t-統計量	P 值	
無漂浮項及趨勢項		-6.536056	0.0000	
有漂浮項無趨勢項		-6.535633	0.0000	
有漂浮項及趨勢項		-7.395670	0.0000	
限制係數值之概似比(LR Test)檢定		$H_0: \alpha = 0; \beta = 1$		
	統計量	值	自由度	
	卡方值	4.941163	2	
0.0845				
(2) Johansen 最大概似法檢定結果 <sup>b</sup>				
未受限之秩檢定 <sup>c</sup>				
$H_0$	$H_1$		統計量	
	$\lambda_{\max}$	Trace	$\lambda_{\max}$	Trace
$r = 0$ ***	$r = 1$	$r \geq 1$	132.7791	135.2457
$r \leq 1$	$r = 2$	$r \geq 2$	2.466525	2.466525
限制共整合向量值之概似比檢定				
	統計量	值	自由度	P 值
	概似比	0.313279	1	0.575675

註 a. 本檢定無時間趨勢項(deterministic trend)

b.  $r$  代表共整合向量個數

c. \*\*, \*\*\* 分別代表顯著水準為 5% 及 1%

## (二)、非線性檢定

在進行非線性檢定之前，先依據線性模型的 AIC 準則選擇自我迴歸落後期  $p$ ，結果顯示  $p = 5$ 。接著分別在  $d = \{1, \dots, 10\}$  情況下進行(3)式之遞迴迴歸。由於本文的樣本個數為 1866，因此選擇遞迴迴歸起始樣本數  $m = 3\sqrt{1866} \approx 130$ 。在不同  $d$  值下之非線性檢定結果如表 3 所示。除了  $C(d = 10)$  之外，其他檢定統計量  $C(d = 1, 2, \dots, 9)$  均顯示在 1% 顯著水準下為顯著拒絕線性之虛無假設，因此模型具門檻效果之對立假設可以被接受。同時表 3 估計結果顯示出，在  $d$  為 1、3、4、5 時遠較其它情況具統計顯著(註8)。所以本文將以  $p = 5, q = 1$  為前提，並配合以上 4 個  $d$  值，利用 AIC 準則來確認模型延遲參數、區間個數與門檻值。

註8：這 4 個  $d$  值的 P 值在小數點第 8 位時依然為零。

表 3：門檻非線性檢定

$d$	1	2	3	4	5
C(d)	90.7791	66.3386	89.4971	115.320	86.9875
P 值	0.00000	7.73E-06	0.00000	0.00000	0.00000
$d$	6	7	8	9	10
C(d)	76.5754	47.4455	50.1625	52.6939	34.40294
P 值	2.1E-07	0.002955	0.00135	0.000635	0.077758

註：樣本個數 = 1866 : 遞迴迴歸起始點(m) = 130

### (三)、模型の確認與估計

本文採用 Tsay (1998)作法以 2 或 3 個區間數作為可能的選擇標的 ( $k \in \{2,3\}$ )，並配合前述  $d \in \{1,3,4,5\}$  共組成 8 種組合。在確認門檻值位置時，2 區間模型將可能的門檻值範圍設定在  $[-0.0009, 0.0009]$  間，同時將其細分為 2500 等分，並逐步計算不同數值下的 AIC。同理在 3 區間模型中則設定第一個門檻值的可能位置落在  $[-0.0009, -0.0001]$ ，第二個門檻值的可能位置則為  $[0.0001, 0.0009]$ ，而且將每個範圍再細分 50 等分，故兩段門檻值區間共可組合成 2500(50×50)種上下門檻值可能組合，並分別計算這些不同門檻值組合下的 AIC。此外亦將每一段落切割點數增加至 60、70，分別得到 3600 種與 4900 種其他可能門檻值的組合。詳細結果如表 4 所列，AIC 最小者出現在  $d = 1$ 、 $k = 3$ ，因此本文將選定三區間的門檻模型進行分析。同時其所對應的門檻值分別為  $\hat{\tau}_1 = -0.000116$ 、 $\hat{\tau}_2 = 0.000292$ 。低、中、高三個區間樣本數分別為 648、992 與 226(註9)。

綜合前述結果可知，依據 AIC 準則選定得出 3 區間門檻模型，而相關參數為  $(\hat{p}, \hat{q}, \hat{d}, \hat{k}) = (5, 1, 1, 3)$ 。因此可將(6)式寫成：

$$y_t = \begin{cases} c_0^{(1)} + \sum_{j=1}^{P_1} A^{(1)} y_{t-j} + \alpha^{(1)} z_{t-1} + \varepsilon_t^{(1)} & \text{if } z_{t-1} \leq -0.000116 \\ c_0^{(2)} + \sum_{j=1}^{P_2} A^{(2)} y_{t-j} + \alpha^{(2)} z_{t-1} + \varepsilon_t^{(2)} & \text{if } -0.000116 < z_{t-1} \leq 0.000292 \\ c_0^{(3)} + \sum_{j=1}^{P_3} A^{(3)} y_{t-j} + \alpha^{(3)} z_{t-1} + \varepsilon_t^{(3)} & \text{if } z_{t-1} > 0.000292 \end{cases} \quad (9)$$

其中  $c_0^{(i)}, \alpha^{(i)}, \varepsilon^{(i)}$  均為  $(2 \times 1)$  向量， $A^{(i)}$  係  $(2 \times 2)$  方陣。當門檻變數落在低區間或高

註9：低區間係指均衡誤差( $z_{t-1}$ )位於  $z_{t-1} \leq -0.000116$ ，中區間指  $-0.000116 < z_{t-1} \leq 0.000292$ ，高區間指  $z_{t-1} > 0.000292$ 。

區間時，亦即元太外匯與台北外匯兩市場價差過大時，市場方會產生修正力量驅使兩市場價格朝中區間移動。因此(9)式中，不同區間的誤差修正項或外生變數的係數應該具有以下的關係 $|\alpha^{(1)}| > |\alpha^{(2)}|$ 、 $|\alpha^{(3)}| > |\alpha^{(2)}|$ 。至於兩個市場是否具有不對稱調整行爲，則可由 $|\alpha^{(1)}|$ 是否不等於 $|\alpha^{(3)}|$ 加以印證。

表 4：延遲變數、區間數與門檻值之選定

$p = 5, q = 1$		$\hat{\tau}_1$	$\hat{\tau}_2$	AIC
$k = 2$	$d = 1$	0.00029304000		-50724.232
	$d = 3$	0.00023544000		-50536.962
	$d = 4$	0.00061992000		-50879.042
	$d = 5$	0.00086544000		-50119.014
$k = 3$	50*50 可能組合			
	$d = 1$	-0.00011600000	0.00029200000	-51479.293
	$d = 3$	-0.00027600000	0.00022800000	-50744.236
	$d = 4$	-0.00013200000	0.00061200000	-51201.798
	$d = 5$	-0.00043600000	0.00085200000	-50255.115
	60*60 可能組合			
	$d = 1$	-0.00011333333	0.00028666667	-51406.447
	$d = 3$	-0.00027333333	0.00023333333	-50769.528
	$d = 4$	-0.00014000000	0.00062000000	-51219.025
	$d = 5$	-0.00043333333	0.00084666667	-50250.574
	70*70 可能組合			
	$d = 1$	-0.00011142857	0.00029428571	-51438.639
$d = 3$	-0.00028285714	0.00023714286	-50782.194	
$d = 4$	-0.00014571429	0.00062571429	-51256.354	
$d = 5$	-0.00044285714	0.00086571429	-50263.221	

註：灰底處代表最小之 AIC

#### (四)、實證結果與意涵

在估計(9)式係數前，根據 Tsay(1998)的說明再次以極小化 AIC 分別修正各區間變數自我迴歸落後期，此時所決定之各區間變數自我迴歸落後期分別為 $(p_1, p_2, p_3) = (1, 5, 1)$ (註10)。以條件最小平方法所估計之模型係數值如表 5 所示，表中括號內數字為 $t$ 統計量。

註10： $p_1, p_2, p_3$ 分別代表低區間、中區間、高區間之變數自我迴歸落後期。

首先均衡誤差( $z_{t-1}$ )在中區間之修正效果明顯小於外部區間，且其係數值在 5%顯著水準下無法拒絕等於 0 之虛無假設，其  $t$  統計量分別為 0.344( $y_{1t}$  數列)與 0.289( $y_{2t}$  數列)，代表元太外匯與台北外匯之每日新台幣美元收盤匯率並不會隨前日之均衡誤差進行修正。換言之，均衡誤差並未引起二市場出現價格調整行為。二市場價格在中區間並未存在共整關係，此結果支持無套利機會之假說，由於門檻值為[-0.000116, 0.000292]，當價差位於此區間內代表套利行為無法獲利，在缺乏套利行為驅使下，二市場價格不存在共整關係。

另一方面低區間與高區間之  $z_{t-1}$  係數絕對值均大於中區間之  $z_{t-1}$  係數絕對值， $t$  值檢定結果指出四個係數中有三個係數在 5%顯著水準下為顯著異於零，此代表當價差超過門檻值之後(價差夠大時)， $z_{t-1}$  便呈現均數複回現象，此顯示二市場價格存在共整關係。

其次  $z_{t-1}$  係數絕對值在高區間與低區間時並不相等，代表模型存在不對稱調整行為。在價差處於低區間( $z_{t-1} \leq -0.000116$ )時，元太外匯的價格低於台北外匯，此時兩係數值在 5%水準下均顯著異於零。由係數符號來看，元太外匯( $y_{1t}$ )的價格將因價差為負而出現向上調整趨勢，台北外匯( $y_{2t}$ )會向下調整。此外，元太外匯的調整速度(絕對值為 0.47169)高於台北外匯(0.39177)。在價差處於低區間時，兩個市場的價格均會同時朝向均衡水準進行修正。

當價差處於高區間( $z_{t-1} > 0.000292$ )時，元太外匯的價格高於台北外匯，由於  $y_{2t}$  數列的  $z_{t-1}$  係數顯著異於 0(其  $t$  統計量為 2.957)，代表台北外匯的價格會因其低於元太外匯而出現向上調整趨勢。然而  $y_{1t}$  數列的  $z_{t-1}$  係數雖然為負，顯示元太外匯價格會因其高於台北外匯而有下降趨勢，但  $t$  統計量在 5%水準下並不顯著異於零，此時元太市場價格呈現弱外生(weakly exogenous)性。換言之，當均衡誤差處於此區間時，台北外匯將完全負起修正均衡誤差的調整行為。

第三，不論是低區間或高區間內的落後期變數係數值均不顯著，代表過去價格的調整方向並不會影響目前價格的變動趨勢。

表 5：不同區間之最小平方估計值

	低區間		中區間		高區間	
	$y_{1t}$	$y_{2t}$	$y_{1t}$	$y_{2t}$	$y_{1t}$	$y_{2t}$
$c_0$	-0.00030	-9.21e-005	-8.25e-006	5.16e-006	7.97e-005	-0.00040
$t$	(-2.353)***	(-0.781)	(-0.140)	(0.093)	(0.277)	(-1.377)
$y_{1t-1}$	0.08497	0.12125	-0.32386	0.06841	0.02458	0.13033
$t$	(0.604)	(0.927)	(-1.602)	(0.361)	(0.130)	(0.687)
$y_{1t-2}$			-0.33806	-0.03550		
$t$			(-1.864)	(-0.209)		
$y_{1t-3}$			-0.08416	0.08031		
$t$			(-0.567)	(0.578)		
$y_{1t-4}$			0.08922	0.17938		
$t$			(0.680)	(1.460)		
$y_{1t-5}$			0.05022	0.08568		
$t$			(0.566)	(1.032)		
$y_{2t-1}$	-0.03853	-0.11022	0.50641	0.10565	0.19501	0.06771
$t$	(-0.278)	(-0.853)	(2.395)***	(0.533)	(1.027)	(0.356)
$y_{2t-2} t$			0.34441	0.04659		
			(1.925)	(0.278)		
$y_{2t-3}$			0.12322	-0.04262		
$t$			(0.806)	(-0.298)		
$y_{2t-4} t$			-0.00142	-0.08466		
			(-0.011)	(-0.668)		
$y_{2t-5}$			0.01944	-0.02335		
$t$			(0.231)	(-0.296)		
$z_{t-1}$	-0.47169	0.39177	0.18510	0.14574	-0.29415	0.75123
$t$	(-2.433)***	(2.171)**	(0.344)	(0.289)	(-1.160)	(2.957)***
Q(4)	11.04[0.03]	9.17[0.06]	4.72[0.32]	4.78[0.31]	2.71[0.61]	2.44[0.66]
Q(8)	14.93[0.06]	11.45[0.18]	5.53[0.70]	5.74[0.68]	12.08[0.15]	19.02[0.02]

- 註 1.  $y_{1t}$  及  $y_{2t}$  分別代表元太外匯與台北外匯匯價的一階差分項。  
 2. 模型係以極小化 AIC 確認，門檻值為-0.000116 與 0.000292。  
 3. 各區間樣本點分別為低區間 648，中區間 992，高區間 226。  
 4. \*\*, \*\*\* 分別代表顯著水準為 5%及 1%。  
 5. Q(4)、Q(8)為 Ljung-Box Q 值，統計量後之中括號為 P 值。

### (五)、與線性模型的比較

本節主要目的在於印證非線性模型若誤以線性模型進行估計時，可能會引起的偏誤，故將線性模型與非線性模型之估計結果做一比較。有關線性 VECM 之估計結果如表 6。

表 6：線性 VECM 之最小平方估計值

	$y_{1t}$	$y_{2t}$
$c_0$	-2.68E-05	-2.69E-05
$t$	(-0.503)	(-0.532)
$y_{1t-1}$	-0.01061	0.43312
$t$	(-0.080)	(3.456)***
$y_{1t-2}$	-0.00930	0.35266
$t$	(-0.073)	(2.907)***
$y_{1t-3}$	0.13201	0.36630
$t$	(1.109)	(3.238)***
$y_{1t-4}$	0.16955	0.31930
$t$	(1.665)	(3.300)***
$y_{1t-5}$	0.14129	0.23796
$t$	(1.882)	(3.335)***
$y_{2t-1}$	0.14884	-0.33380
$t$	(1.126)	(-2.657)***
$y_{2t-2}$	-0.01671	-0.35147
$t$	(-0.130)	(-2.886)***
$y_{2t-3}$	-0.12635	-0.36417
$t$	(-1.062)	(-3.220)***
$y_{2t-4}$	-0.11058	-0.27885
$t$	(-1.088)	(-2.886)***
$y_{2t-5}$	-0.07713	-0.15924
$t$	(-1.045)	(-2.270)**
$z_{t-1}$	-0.22337	0.25602
$t$	(-1.677)	(2.022)**
	$F_{11}=6.46[0.264]$	$F_{21}=18.19[0.002]$
	$F_{12}=7.40[0.193]$	$F_{22}=11.75[0.038]$

註：1. 相關符號如表 5 的說明。

2.  $F_{11}$  代表  $y_{1t}$  方程式中所有  $y_{1t}$  落後期變數之估計值為零的聯合檢定統計量。 $F_{12}$  代表  $y_{1t}$  方程式中所有  $y_{2t}$  落後期變數之估計值為零的聯合檢定統計量。 $F_{21}$  代表  $y_{2t}$  方程式中所有  $y_{1t}$  落後期變數之估計值為零的聯合檢定統計量。

$F_{22}$  代表  $y_{2t}$  方程式中所有  $y_{2t}$  落後期變數之估計值為零的聯合檢定統計量。中括號內為 P 值。

首先依據 AIC 準則選定線性模型落後期為 5。估計結果指出變數  $y_{1t}$  之誤差修正項係數值為負， $y_{2t}$  者為正，顯示二市場價格因應價格差距而出現的價格調整方向正確。至於顯著性檢定則指出， $y_{2t}$  (台北外匯) 的誤差修正項在 5% 水準下顯著，但  $y_{1t}$  (元太外匯) 則否。這個結果表示當二市場出現價格差異時，台北外匯

將擔負起主要的價格調整行爲，此與非線性模型估計結果並不一致。在非線性模型中，兩個市場均會針對負的價差進行誤差修正行爲。

此外，所有  $y_{1t}$  與  $y_{2t}$  的落後期變數在 5% 水準下不會影響當期  $y_{1t}$  之變動，但所有  $y_{1t}$  與  $y_{2t}$  的落後期變數均會顯著影響當期  $y_{2t}$  的調整。在  $y_{1t}$  具弱外生性的前提下，以 Granger 因果關係而論， $y_{2t}$  並非  $y_{1t}$  之因，而  $y_{1t}$  爲  $y_{2t}$  之因，此結果代表台北外匯的價格走勢不會影響元太外匯的價格變化，同時也間接指出央行欲透過干預台北外匯的舉動以期影響新台幣匯率走勢似乎是無效的。然此結果與非線性模型的估計結果不同，非線性 VECM 估計結果指出，當均衡誤差位於低區間時，兩市場價格均會透過其價差關係而彼此互相影響。

至於線性 VECM 與非線性門檻模型的取捨方面，線性 VECM 的 AIC (註11) 數值爲 -49726.8036，此數值大於先前以門檻模型所得之數值 -51543.6。故就模型認定的步驟而言，非線性門檻模型優於線性 VECM 模型。

## 肆、衝擊反應函數

藉由衝擊反應函數(impulse response functions ;IRFs)可說明 VECM 短期調整之非線性特性。由於線性模型的 IRFs 並不受歷史條件與未來衝擊程度的影響，故不同之衝擊規模並不會改變反應函數之形狀(shape)。然在非線性模型中，如 Potter (1994)指出，IRFs 會受到歷史條件與衝擊程度之影響而展現不同之變化，目前實證研究上學者多以衝擊反應函數來判別模型是否具非線性特性(註12)，因此本文將以 Koop *et al.* (1996)之一般化衝擊反應函數(Generalized Impulse Response Functions; GIRF) 分析台北外匯與元太外匯價格調整的非線性特性，並描繪其在不同衝擊程度下之衝擊反應函數。

### 一、一般化衝擊反應的說明

根據 Koop *et al.* (1996)定義，GIRFs 係指數列  $y_t$  在相同歷史條件( $\omega_{t-1}$ )下，於時點  $t$  受到衝擊( $v_t = \delta$ )與未曾受到衝擊 ( $v_t = 0$ )兩者條件期望值間的差距，此反應函數可寫成：

$$GIRF_h = E(y_{t+h} | v_t = \delta, \omega_{t-1}) - E(y_{t+h} | v_t = 0, \omega_{t-1}) \quad (10)$$

其中  $h = 1, 2, \dots$ 。根據(10)式 GIRF 爲一隨機變數，會隨著衝擊程度( $v_t$ )與歷史狀態( $\omega_{t-1}$ )而改變。由於(10)式定義所設計之 GIRF 並不具有唯一型態，且 Potter(1991)

註11：以 Tsay (1998)公式計算而得。

註12：如 Taylor & Peel (2000), Taylor *et al.* (2001), Peel & Venetis (2003), Baghli (2004), Martens *et al.* (1998)等。



指出零衝擊(zero innovation)情況下的 IRFs(註13)在說明條件期望值時並沒有太多資訊價值，故本文將採 Peel & Venetis (2003)使用的方法計算衝擊反應函數。

根據 Peel & Venetis (2003)，衝擊反應係由以下步驟並配合表 5 內各區間係數值計算而得：

1. 首先設定不同之衝擊程度與衝擊方向，主要目的在比較大衝擊與小衝擊、正衝擊與負衝擊之反應有何不同。本文設定之 6 種衝擊規模分別是  $\delta = (\pm 1\hat{\sigma}_v, \pm 2\hat{\sigma}_v, \pm 3\hat{\sigma}_v)$ ，其中  $\hat{\sigma}_v$  為表 5 殘差項之標準差。
2. 定義歷史資料  $\omega_{t-1}$  為  $y_{t-1}$  ( $t \geq 6$ ) 之所有觀察值，令  $t \geq 6$  係因表 5 中自我迴歸落後期最大值為 5。
3. 計算未來衝擊之平均數。未來衝擊的產生係以抽出放回的方式，自模型殘差隨機抽樣。就一組歷史資料而言，進行 100 次抽出放回之隨機抽樣，以求其向前  $h$  期之平均值(註14)，此處設定  $h$  最大值為 20。
4. 針對每一組歷史資料均進行(3)之過程，並以全部歷史資料為計算向前  $h$  期之平均數， $h = 1, 2, \dots, 20$ 。

## 二、元太與台北外匯市場之一般化衝擊反應分析

圖 2(a-d)為兩市場對於來自台北外匯之不同程度衝擊的衝擊反應函數。圖 3(a-d)則為當衝擊來自元太外匯，台北外市與元太外匯不同衝擊程度的反應函數。由兩圖形之比較可以獲知以下結論：

第一，不論對台北外匯或元太外匯而言，其衝擊反應函數均隨衝擊程度擴大而變得更為陡峭，此種衝擊反應函數之非比例變化(nonproportionality)現象代表  $y_t$  數列具有非線性特質。由於大衝擊的衰減(decay)速度快於小衝擊，可以解釋因大衝擊造成價差偏離均衡值較遠，故市場存在套利機會，此時均衡誤差會因套利行為而呈現均數複回現象。

第二，不論衝擊程度的大小為何，台北外匯或元太外匯因衝擊所造成的價格調整均可於 5-6 天內完成，此可由不同衝擊規模所造成的價格波動均在  $h \doteq 6$  時歸於平靜獲悉。此結論再一次證實前述大衝擊均數複回速度快於小衝擊之結論。

第三個結論將由圖 4(a-d)加以解釋。根據 Goodwin & Piggott (2001), Serra & Goodwin (2003)指出，某市場發生狀況後是否引發其他相關市場出現價格均衡化(price-equalization)的收斂反應是市場整合的重要指標，因此圖 4 將藉不同之衝擊程度( $\pm 1\hat{\sigma}_v$ )描繪來源不同之衝擊所產生的市場價格均衡化調整過程。由圖 4 可

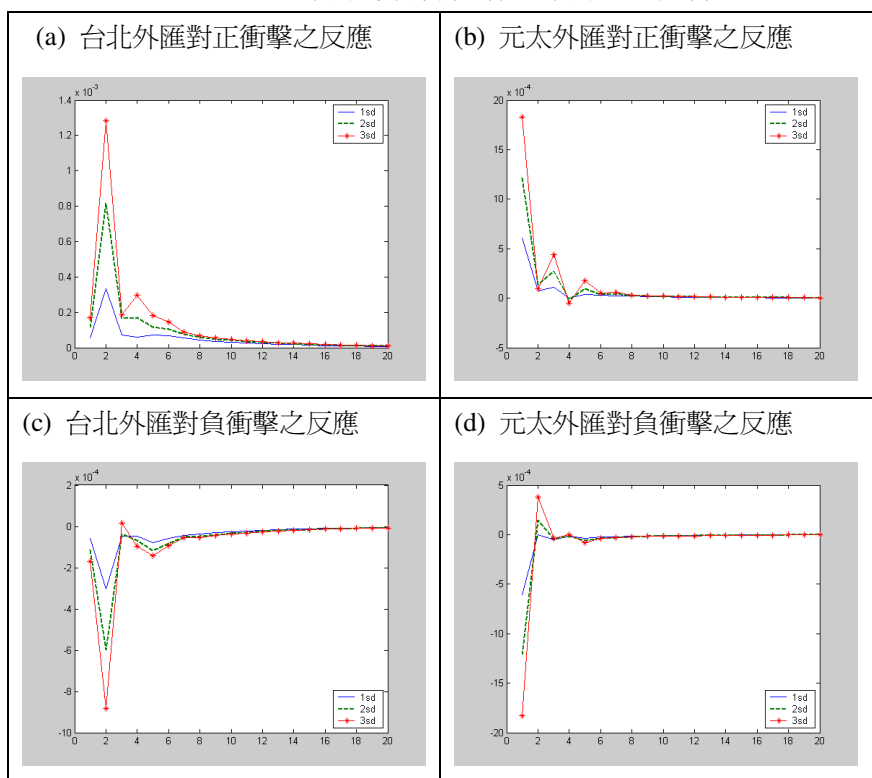
註13：係指時點  $t$  後不再有衝擊之 IRF。

註14：本文另進行 500 次隨機抽樣，結果相仿。

知，當正衝擊出現在台北外匯(a 圖)時，會帶動元太外匯出現價格調整過程，並驅使價格收斂至兩市場均衡狀態。同樣地，當正衝擊來自元太外匯(c 圖)時，也會帶動台北外匯的價格出現重回均衡的價格調整過程。至於負衝擊亦會造成相同的價格調整與收斂過程 (b 圖與 d 圖)。此現象符合 Goodwin & Piggott (2001)存在長期市場整合關係之探討：當兩相隔市場因某市場的衝擊而導致另一市場出現價格收斂反應時，便代表兩市場具有長期的整合關係。

由本節衝擊反應函數的分析可知，由於不同衝擊會引起不同比例的反應與價格調整，故結論支持兩個外匯市場的價格調整過程具非線性性質。當衝擊規模較大時，均數復回的速度亦較快；且不論衝擊程度大小，價格收斂約可於一週內完成。此外價格收斂至均衡狀態的調整現象支持兩市場具有長期的市場整合關係。

圖 2：衝擊來自台北外匯之衝擊反應分析



註：1sd,2sd,3sd 分別代表衝擊程度為  $1\sigma$ ,  $2\sigma$ , 或  $3\sigma$ 。

圖 3：衝擊來自元太外匯之衝擊反應分析

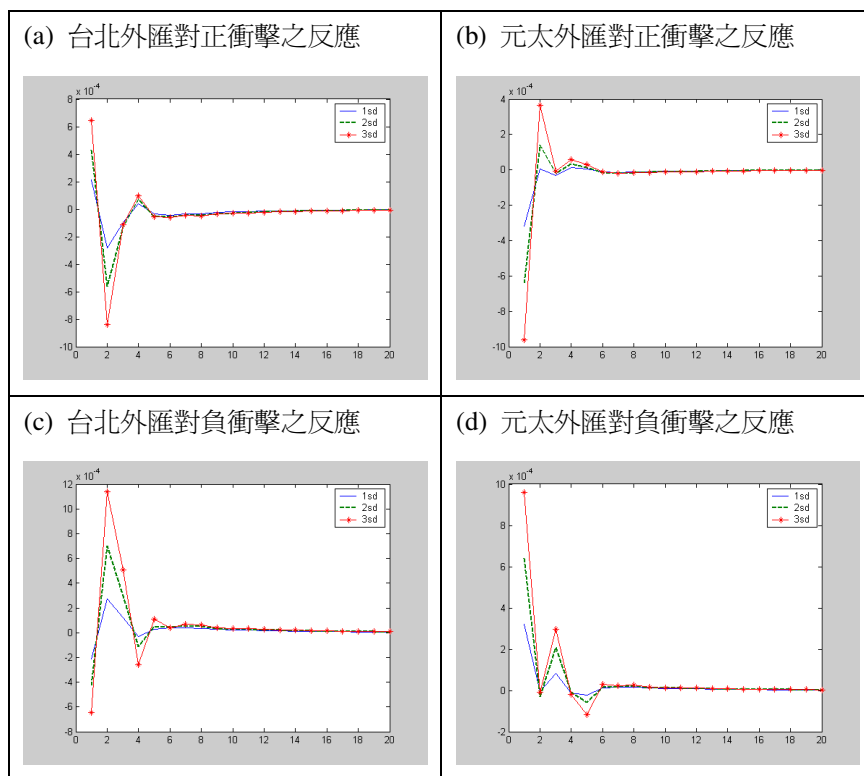
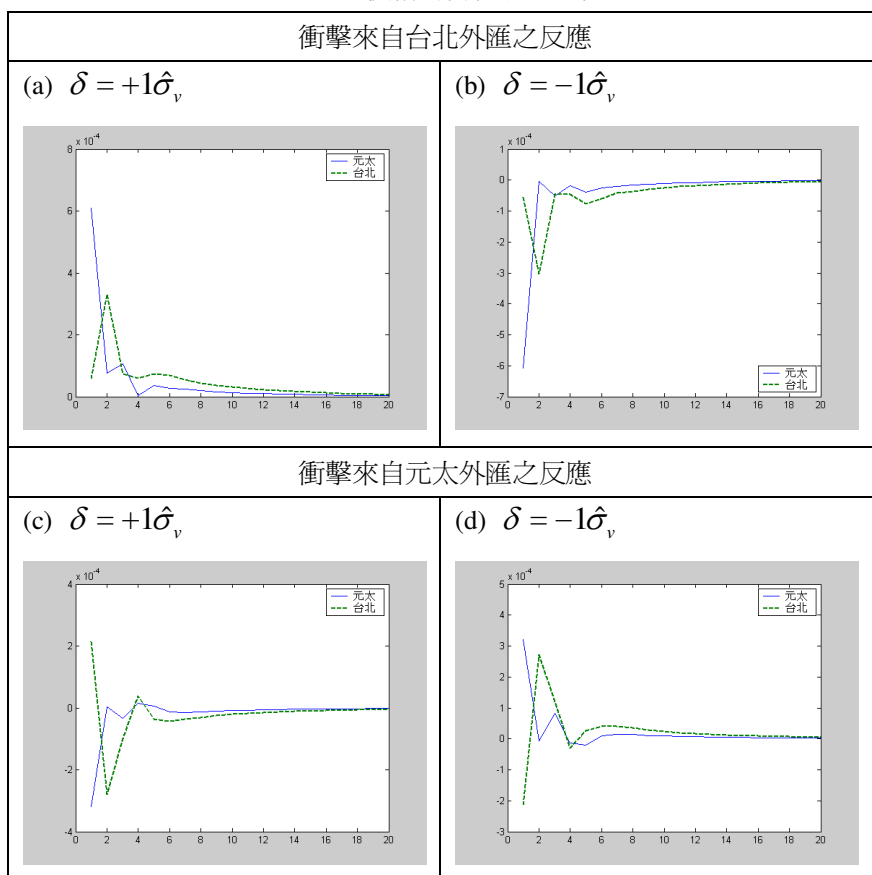


圖 4：價格均衡化調整過程



## 伍、結論

本文以門檻共整模型分析台灣外匯市場中，元太外匯與台北外匯每日新台幣美元收盤匯率之價格關連性與其短期調整模式。結果顯示兩個市場不但具有完全的整合關係，兩者的短期調整模式亦具有門檻效果。當均衡誤差未超過門檻值，亦即處於門檻模型之中區間時，均衡誤差項的估計係數不具有統計顯著性，這表示兩個市場的匯價不具共整關係，兩市場各自價格變化具隨機漫步性質。但是當均衡誤差擴大並跨過門檻值後，透過均衡誤差的修正力量將使兩個市場的匯價出現均數復回現象。此不但符合 Balke & Fomby (1997) 所述之門檻共整特性，同時亦符合在考慮交易成本後，套利與否的行為將導致門檻效果之假說。

此外根據模型估計結果可知，處於低區間範圍時，兩個市場透過誤差修正項影響彼此的價格變化。此結果與線性模型所得結論有明顯不同。在線性模型下，元太外匯的價格具弱外生性，同時從 Granger 因果關係而言，其亦不受到台北外匯之價格變化影響。藉由 AIC 準則判斷得知非線性門檻模型的解釋能力優於線性模型，因此透過門檻模型的共整結果將能解釋為何中央銀行僅需透過台北外匯市場便可進行匯率干預行為。

衝擊反應函數的非比例變化再次證明兩市場價格調整具非線性特質，且大衝擊引發之調整速度快於小衝擊。而兩市場價格因應衝擊所產生之均衡化收斂過程指出，元太與台北兩個外匯市場具有市場整合關係，其交易訊息會互相傳遞，並且不論衝擊程度大小，價格收斂過程大約於一週內完成。

## 參考文獻

- Baghli, M. (2004), "Modeling the FF/MM rate by threshold cointegration analysis," *Applied Economics*, Vol. 36, 533-48.
- Balke, N.S., and T. B. Fomby (1997), "Threshold cointegration," *International Economic Review*, Vol. 38, 627-45.
- Barrett, C.B. (2001), "Measuring integration and efficiency in international agricultural markets," *Review of Agricultural Economics*, Vol. 23, 19-32.
- Barrett, C.B. and J.R. Li (2002), "Distinguishing between equilibrium and integration in spatial price analysis," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 84, 292-307.
- Canjels, E., G. Prakash-Canjels and A. M. Taylor (2004), "Measuring market integration: foreign exchange arbitrage and the gold standard, 1879-1913," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 86, 868-82.
- Chan, K.S. (1993), "Consistency and limiting distribution of the least squares

- estimator of a threshold autoregressive model," *The Annals of Statistics*, Vol. 21, 520-33
- Cheung, Y. W. and K. S. Lai (1993a), "A fractional cointegration analysis of purchasing power parity," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 11, 103-12
- (1993b), "Long run purchasing power parity during the recent float," *Journal of International Economics*, Vol. 34, 181-92
- Choudhry, T., R. McNown and M. Wallace (1991), "Purchasing power parity and the Canadian float in the 1950s," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 73, 558-63
- Corbae, E. and S. Ouliaris (1988), "Cointegration and tests of purchasing power parity," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 70, 508-11
- Dumas, B. (1992), "Dynamic equilibrium and the real exchange rate in spatially separated world," *Review of Financial Studies*, Vol. 5, 153-80
- Engel, R.F. and C.W.J. Granger (1987), "Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing," *Econometrica*, Vol. 55, 251-76.
- Goodwin, B.K. and N.E. Piggott (2001), "Spatial market integration in the presence of threshold effects," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 83, 302-17.
- Hansen, B. (1996), "Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis," *Econometrica*, Vol. 64, 413-30
- Johansen, S. and K. Juselius (1990), "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, 169-209.
- Kilian, L. and M. P. Taylor (2003), "Why is it so difficult to beat the random walk forecast of exchange rates?," *Journal of International Economics*, Vol. 60, 85-107
- Kim, Y. (1990), "Purchasing power parity in the long run; a cointegration approach," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 22, 491-503
- Koop, G., M.H. Pesaran and S. Potter (1996), "Impulse response analysis in nonlinear multivariate models," *Journal of Econometrics*, Vol. 74, 119-47.
- MacKinnon, J.G. (1996), "Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 11, 601-18.
- Mark, N.C. (1990), "Real and nominal exchange rates in the long run: an empirical investigation," *Journal of International Economics*, Vol. 28, 115-36
- Martens, M., P. Kofman and T.C.F. Vorst (1998), "A threshold error-correction model for intraday futures and index returns," *Journal of Applied*

- Econometrics*, Vol. 13, 245-63.
- Mastroiannis, T. and J. Pippenger (1993), "Testing for cointegration with transaction costs: The case of the law of one price," *Working Paper in Economics* no. 4. Department of Economics, University of California, Santa Barbara.
- McNown, R. and M. Wallace (1989), "National price levels, purchasing power parity, and cointegration: a test of four high inflation economics," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 8, 533-45
- Meyer, J. (2004), "Measuring market integration in the presence of transaction costs – a threshold vector error correction approach," *Agricultural Economics*, Vol. 31, 327-34.
- Michael, P. A. R. Nobay and D. A. Peel (1997), "Transactions costs and non-linear adjustment in real exchange rates: an empirical investigation," *Journal of Political Economy*, Vol. 105, 862-79
- Obstfeld, M. and A.M. Taylor (1997), "Nonlinear aspects of goods-market arbitrage and adjustment; Heckscher's commodity points revisited," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 11, 441-79.
- Paul, R.J., D. Miljkovic and V. Ipe (2001), "Market integration in US gasoline markets," *Applied Economics*, 33, 1335-40.
- Peel, D.A. and I.A. Venetis (2003), "Purchasing power parity over two centuries: trends and nonlinearity," *Applied Economics*, Vol. 35, 609-17.
- Potter, S.M. (1991), "Nonlinear impulse response functions," mimeo, UCLA.
- Potter, S.M. (1994), "Asymmetric economic propagation mechanisms," in W. Semmler (ed.), *Business Cycles: Theory and Empirical Methods*, Kluwer Academic Publishers, Norwell, MA.
- Serra, T. and B.K. Goodwin (2003), "Price transmission and asymmetric adjustment in the Spanish dairy sector," *Applied Economics*, Vol. 35, 889-99.
- Taylor, M.P. (1988), "An empirical examination of long-run purchasing power parity using cointegration techniques," *Applied Economics*, Vol. 20, 1369-81
- Taylor, M.P. and P.C. McMahon (1988), "Long-run purchasing power parity in the 1920s," *European Economic Review*, Vol. 32, 179-97
- Taylor, M.P. and D.A. Peel (2000), "Nonlinear adjustment, long-run equilibrium and exchange rate fundamentals," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 19, 33-53.
- Taylor, M.P., D.A. Peel and L. Sarno (2001), "Nonlinear mean reversion in real exchange rates: towards a solution to the purchasing power parity puzzles," *International Economic Review*, Vol. 42, 1015-42.
- Teräsvirta, T. (1994), "Specification, estimation and evaluation of smooth

transition autoregressive models," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 89, 208-18

Tong, H. (1978), On a threshold model, In C. Chen (ed.), *Pattern Recognition and Signal Processing*, Sijthoff and Noordhoff, Amsterdam.

Tong, H. (1990), *Nonlinear time series: a dynamical system approach*, Oxford: Clarendon Press.

Tsay, R.S. (1989), "Testing and modeling threshold autoregressive processes," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 84, 231-40.

Tsay, R.S. (1998), "Testing and modeling multivariate threshold models," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 93, 1188-202.

## Threshold Cointegration in Foreign Exchange Market: the Case of Taiwan

萬哲鈺<sup>1</sup> 高崇瑋<sup>2</sup>

### Abstract

Multivariate threshold models developed by Tsay (1998) are applied to daily NT/US interbank exchange rates to analyze the long run equilibrium relationship and short run adjustments between the closing rates quoted by two major foreign exchange brokers in Taiwan. The results indicate asymmetric speed of adjustments arisen in response to different sizes and signs of the error correction terms and confirm the presence of threshold effects. The threshold model suggests a better description of the adjustment in response to deviations from equilibrium than in the case of a linear model. From the generalized impulse response analysis, it shows the adjustments following shocks will eventually be complete in about one week.

Keywords: threshold cointegration, asymmetric adjustment, exchange rate, market integration

---

<sup>1</sup> Department of Economics, Tamkang University

<sup>2</sup> Department of Banking and Finance, Tamkang University